

# Integração Espacial entre os Preços das Cestas Básicas nas Capitais da Região Sudeste do Brasil

**Henrique Duarte Carvalho**

*Doutorando em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil*

**Paulo Roberto Scalco**

*Doutorando em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil*

**João Eustáquio de Lima**

*Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV), Brasil*

---

## Resumo

Este artigo verifica o cumprimento da Lei do Preço Único (LPU) em mercados separados espacialmente, utilizando o enfoque de co-integração. Foram considerados os preços das cestas básicas nas quatro capitais da região Sudeste do Brasil. O teste de raiz unitária mostra que estas são integradas de mesma ordem e são co-integradas, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo. Outra constatação, decorrente da estimação de um modelo de correção de erros e da aplicação do Teste de Causalidade de Granger é que o preço da cesta básica da cidade de São Paulo Granger-cause os preços das demais cidades.

*Palavras-chave:* Integração de Mercados, Cesta Básica, Co-Integração de Mercados

*Classificação JEL:* F11; D41; J31, C22

---

## Abstract

This paper verify the fulfilment of the law of one price (LOP) in spatially separated markets, using the co-integration approach. The prices of the basic baskets in four capitals of the Southeastern region of Brazil. The unit root tests indicate that all series are integrated of same order and they are co-integrated, exists a balanced relation on long-run. Another outcome, resulting from the estimation of an error correction model and the application of the Granger causality test, is that the price of the basic basket of São Paulo Granger-causes the prices in the other cities.

---

\* Recebido em junho de 2008, aprovado em março de 2009.

*E-mail addresses:* henrique.carvalho@ufv.br, pauloscalco@yahoo.com.br and jelima@ufv.br

## 1. Introdução

Segundo Pereira (2005) a forma de integração entre os diversos mercados regionais é um dos fatores preponderantes na promoção da equidade, eficiência e competitividade desses mercados.

Este trabalho busca desenvolver testes visando identificar a integração espacial de uma cesta de produtos que compõe a cesta básica definida pelo DIEESE, ou seja, na condição de trabalho com uma cesta de bens e não de um único produto os resultados irão demonstrar o relacionamento entre um grupo de produtos definidos como cesta básica.

A pesquisa da Cesta Básica Nacional (Ração Essencial Mínima), realizada hoje pelo DIEESE, em dezesseis capitais do Brasil, acompanha mensalmente a evolução de preços de treze produtos de alimentação, assim como o gasto mensal que um trabalhador teria para comprá-los.

Em 30 de abril de 1938, foi regulamentada a Lei nº 185 de 14 de Janeiro de 1936 pelo Decreto Lei nº 399. Este estabelece que o salário mínimo é a remuneração devida ao trabalhador adulto, sem distinção de sexo, por dia normal de serviço, capaz de satisfazer, em determinada época e região do país, às suas necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte (D.L. nº 399 art. 2º).

Através de um estudo censitário realizado em cada localidade, e de informações salariais obtidas junto às empresas das várias regiões, as Comissões do Salário Mínimo, criadas antes da instituição do Decreto, estabeleceram os valores mínimos regionais a serem pagos aos trabalhadores. Apresentaram também uma lista de alimentos, com suas respectivas quantidades. Esta cesta, chamada Cesta Básica Nacional, seria suficiente para o sustento e bem estar de um trabalhador em idade adulta, contendo quantidades balanceadas de proteínas, calorias, ferro cálcio e fósforo. Os bens e as quantidades estipuladas para a região Sudeste são: a carne (6 Kg), o leite (7,5 L), o feijão (4,5 Kg), o arroz (3 Kg), a farinha (1,5 Kg), a batata (6 Kg), o tomate (9 Kg), o pão francês (6 Kg), o café em pó (600 gr), a banana (90 un), o açúcar (3 Kg), o óleo (750 gr) e a manteiga (750 gr).

A metodologia utilizada pelo DIEESE para a Pesquisa da Cesta Básica Nacional foi estabelecida com base no Decreto Lei nº 399, que regulamenta o Salário Mínimo no Brasil.

A Pesquisa de Locais de Compra é realizada pelos vários Escritórios Regionais do DIEESE para o início da coleta de preços do cálculo da Cesta.

O decreto estabelece também uma estrutura de gastos de um trabalhador. Dos cinco itens que compõem essa estrutura (habitação, alimentação, vestuário, transporte e higiene), estipulou-se uma ponderação, onde a soma total é de 100%. O decreto Lei nº 399 determina que a parcela do salário mínimo correspondente aos gastos com alimentação não pode ter valor inferior ao custo da Cesta Básica Nacional (art. 6º §1º).

A coleta dos preços deve ser feita apenas uma vez por mês em cada um dos

estabelecimentos da amostra. O preço dos produtos é coletado diretamente da prateleira, de preferência sem o auxílio de informante.

Mensalmente, após a coleta dos preços, são calculados os preços médios dos produtos por tipo de estabelecimento, usando o seguinte procedimento para cada um dos produtos pesquisados:

1. Faz-se uma média aritmética de todos os preços coletados, por tipo de estabelecimento;
2. Multiplica-se essa média pelo peso do local obtido na pesquisa de locais de compra;
3. Usa-se o mesmo procedimento para o produto comprado em outros estabelecimentos;
4. Soma-se os vários resultados, obtendo-se o preço médio ponderado por produto.

O preço médio de cada produto, multiplicado pelas quantidades definidas no Decreto Lei nº 399, indica o gasto mensal do trabalhador com cada produto, cuja soma é o custo mensal da Cesta Básica.

Uma vez que os custos da Cesta Básica influenciam no Salário Mínimo do trabalhador brasileiro, os resultados desse artigo podem, nesse sentido, evidenciar não somente o comportamento de preços básicos do mercado, mas também da tendência e comportamento do salário mínimo, além das relações causais e de transmissão de preços entre as cidades.

Mesmo que o critério utilizado para orientar o valor do salário mínimo ao ser instituído, levava em conta a garantia de compra da cesta básica. Esta, não deveria ultrapassar o percentual de 20% e considerar os demais itens de despesa que segundo o IBGE são os seguintes: educação 5%, vestuário 8%, lazer 7%, habitação 30%, saúde 9%, transporte 10%, reserva 5%, imposto 6%.

No Brasil existem várias propostas de composição para diferentes cestas básicas, no entanto, ainda não se obteve a aceitação de uma determinada cesta, assumida como referência por todos; governo e sociedade e a academia. As divergências estão polarizadas, principalmente, entre a preferência por uma cesta que seja composta por alimentos de maior consumo, independente de sua composição nutricional, ou por alimentos que assegurem a plena cobertura das necessidades nutricionais. Dessa forma optou-se por não interpretar neste trabalho a composição e tendências do salário mínimo em função das séries de cestas básicas.

A Região Sudeste do Brasil é composta pelos estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo. Esta região é por excelência uma terra de transição entre a região Nordeste e a região Sul. Para se fazer essa divisão foram usados critérios como semelhanças naturais, tais como relevo, clima, vegetação e solo, bem como afinidades socioculturais. A Região Sudeste é a mais populosa e rica do Brasil, ocupa 10,85% do território brasileiro. Altamente urbanizada (88%), abriga as três metrópoles mais importantes do país, as cidades de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte, além de ser o maior colégio eleitoral do país. Diante das circunstâncias apresentadas, as capitais da região sudeste foram determinadas enquanto foco de estudo neste trabalho.

## 2. Referencial Teórico

A integração de um mercado estabelece que os preços tendem a se uniformizar pela ação de determinados mecanismos (arbitragens ou substituição) em função desses preços evoluírem de forma similar ao longo do tempo. Se o intercâmbio de produtos pode ocorrer sem dificuldades, estes deveriam tender a um único preço. Esta teoria é conhecida como a “Lei do Único Preço” (LPU), que implica um eficiente funcionamento dos mecanismos de arbitragem e é característica de um mercado integrado.

Define-se como integração de mercados como o grau com que os preços se relacionam ao longo do tempo. Faminom e Benson (1990) conceituaram integração de mercado como o processo pelo qual ocorre independência dos preços entre mercados distintos. Goodwin e Pigott (2001) a conceituaram como a extensão com que os choques são transmitidos entre localidades distintas, já Fackler e Goodwin (2000) consideraram que a integração espacial de mercados se refere ao grau com que os choques de oferta e demanda são transmitidos de uma região para outra.

Fackler e Goodwin (2000) estabeleceram a razão de transmissão de preços  $R_{XY}$  ao supor um choque hipotético,  $\varepsilon_X$ , que muda o excesso de demanda para um produto na região  $X$ , mas não na região  $Y$ , associada a este choque. Dessa forma temos que,

$$R_{XY} = \frac{\left(\frac{\partial P_Y}{\partial \varepsilon_X}\right)}{\left(\frac{\partial P_X}{\partial \varepsilon_X}\right)} \quad (1)$$

em que o numerador é a variação infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um bem na região “ $X$ ”), que provoca variação no preço do bem na região “ $Y$ ” e o denominador é a variação infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um bem na região “ $X$ ”), que provoca variação no preço do bem na região “ $X$ ” e;  $R_{XY}$  é a razão de transmissão associada ao choque hipotético (com base na mudança na demanda de um bem na região “ $X$ ”).

Se  $R_{XY}$  for igual a 1, haverá integração perfeita de mercado, da mesma forma, se uma região for mais integrada que a outra, evidenciando a assimetria na razão de transmissão de preços,  $R_{XY}$  será diferente de  $R_{XY}$ .

Segundo Pereira (2005), para ocorrer integração de mercados é necessário que as regiões participem de um sistema de comércio que envolva troca de mercadorias e informações e não é preciso que duas regiões possuam relações de comércio direto para apresentarem um alto grau de integração.

Fackler e Goodwin (2000), acrescentam que o importante é que estas regiões façam parte de um sistema de mercado que se caracterize por fluxo de mercadorias e de informações. Assim, integração de mercados se apresenta como consequência do fluxo de bens e informações.

O fluxo de informações é basicamente representado pelos preços e pelas relações de mercado, levando em consideração os elos de ligações entre os mercados. Sexton

et alii (1991) estabelece que a falta de integração entre os mercados pode ser decorrente da apresentação dos mercados como autárquicos, onde a arbitragem não é possível devido aos custos de transação muito altos ou em função da interferência do governo; do impedimento para a arbitragem eficiente por causa de barreiras de comércio, aversão ao risco por parte dos agentes ou informação imperfeita de mercado; e pela existência de competição imperfeita.

O processo de arbitragem consiste em aproveitar as ineficiências dos mercados onde existe a possibilidade de adquirir um bem qualquer em um local mais barato e, após compensado os custos de transferência, vendê-lo em outro local mais caro.

Segundo Fackler e Goodwin (2000), na arbitragem espacial, os arbitradores são agentes que asseguram que os preços de bens homogêneos de quaisquer duas localidades diferem, no máximo, pelo custo de transferência do bem da região de menor preço para a região de maior preço, matematicamente temos:

$$p_j - p_i \leq r_{ij} \quad (2)$$

onde,  $p_j$  e  $p_i$ , representam os preços do produto nos locais  $j$  e  $i$  respectivamente e  $r_{ij}$  o custo do transporte da mercadoria do local  $i$  para o local  $j$ , ou seja, todos os custos de transação (transporte e negociação).

Segundo Fackler e Goodwin (2000), a condição (2) se manterá com regularidade se houver comércio direto entre as regiões “ $i$ ” e “ $j$ ”. Essa condição é denominada condição de arbitragem espacial e constitui um conceito de equilíbrio. Se os preços divergirem da condição (2), em um mercado competitivo, as ações de arbitradores farão com que os preços se igualem aos custos de transação.

A lei dos Preços Únicos (LPU) considera que ao se abstraírem os custos de transação, os mercados regionais ligados por comércio e arbitragem terão um preço comum e único para o produto homogêneo considerado.

Fackler e Goodwin (2000) observam que a integração espacial de mercados também é importante à medida que pode ocorrer transmissão de preços indiretamente. Não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para existir alto grau de integração entre elas. Suponha a existência de duas localidades “ $A$ ” e “ $B$ ”, ambas fornecedoras de determinado bem para uma localidade “ $C$ ”. As localidades “ $A$ ” e “ $B$ ” podem estar fortemente integradas, apesar de não comerciarem diretamente. É justamente a ligação comercial com “ $C$ ” que pode fazer que “ $A$ ” e “ $B$ ” estejam integradas. Assim, choques de preços podem ser transmitidos, indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações de comércio entre regiões a ela conectadas.

### 3. Modelo Analítico

Após delimitação das cidades Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória, buscou-se identificar um fator integrador comum entre as séries de preços das cestas básicas destas cidades.

Asche et alii (1998) apresentam que para investigar a integração entre os mercados, os testes mais comuns são estabelecidos no intuito de observar as relações entre preços ao longo do tempo, dentre eles estão os testes da LPU, os testes de causalidade, a análise de correlação e os testes de co-integração, sendo estes testes diferenciados por analisarem relações de curto ou longo prazo.

Ravallion (1986) apresenta que o comércio vai ajustar as diferenças espaciais de preços de forma que a LPU só se manterá no longo prazo. Goodwin e Schroeder (1991), complementam que a integração espacial de mercados implica uma única relação de equilíbrio de longo prazo, na qual os desvios do preço de paridade regional são forçados a zero.

Dessa forma uma das formas de se avaliar a integração espacial de mercados via preços é utilizando a teoria da co-integração, empregada para avaliar relações lineares entre séries de preços de vários mercados, a serem estabelecidas no longo prazo. Segundo Santana (1998), se as séries de preços se apresentarem como co-integradas pode haver uma indicação de que os mercados também sejam co-integrados.

Para testar a co-integração entre os preços das cestas básicas entre as cidades de Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória foram seguidos os seguintes passos:

- 1- Determinar a ordem de integração das séries;
- 2- Aplicação do Teste de Causalidade de Granger (1969);
- 3- Teste de co-integração entre os preços das cestas básicas;
- 4- Estimar o VEC (Vetor de correção de erro).

Segundo Gujarati (2000), um dos testes mais conhecidos para a análise de estacionariedade de séries temporais tem sido o de raiz unitária, em que se testa a hipótese nula da existência de uma raiz unitária na série.

O teste de causalidade de Granger (1969) ocorre da variável  $X$  para a variável  $Y$  se os valores de  $Y$  são mais bem explicados pelos valores passados de  $Y$  e de  $X$ . Em termos formais pode-se dizer que a variável  $Y$  é causada por  $X$ , no sentido de Granger, se os coeficientes das variáveis defasadas de  $X$  forem diferentes de zero. A causalidade pode ocorrer nas duas direções, de  $Y$  para  $X$  e de  $X$  para  $Y$ . Porém, quando a causalidade ocorre numa direção, como por exemplo de  $X$  para  $Y$ , não implica que  $Y$  é o efeito ou resultado de  $X$ . A causalidade de Granger mede a precedência da variável, as informações nelas contidas, não tendo, portanto, o sentido estrito de causalidade. A forma funcional deste teste pode ser expressa através da estimativa das seguintes regressões:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_k Y_{t-k} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} \\ X_t &= \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_k X_{t-k} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_k Y_{t-k} \end{aligned} \quad (3)$$

A hipótese a ser testada é  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$  para cada uma das equações. Assim, a hipótese nula é de que  $X$  não causa  $Y$ , na primeira equação e  $Y$  não causa  $X$ , na segunda equação. Este método será utilizado para verificar a possível relação causal entre os preços das cestas básicas de Belo Horizonte, Rio de

Janeiro, São Paulo e Vitória.

Os resultados possíveis do Teste de Causalidade de Granger são os seguintes (considerando-se que também é realizado um teste de causalidade de  $Y$  em  $X$ , de maneira análoga):

- Causalidade unidirecional de  $X$  para  $Y$  ( $X \leftarrow Y$ ): ocorre quando se rejeita  $H_0$  para  $X \leftarrow Y$  e não se rejeita  $H_0$  para  $Y \leftarrow X$ .
- Causalidade unidirecional de  $Y$  para  $X$  ( $Y \leftarrow X$ ): ocorre quando se rejeita  $H_0$  para  $Y \leftarrow X$  e não se rejeita  $H_0$  para  $X \leftarrow Y$ .
- Causalidade bidirecional ( $X \leftrightarrow Y$ ): ocorre quando as duas hipóteses nulas são rejeitadas.
- Ausência de causalidade (independência): ocorre quando as duas hipóteses nulas não são rejeitadas.

Definido o sentido de causalidade entre os preços, passa-se à estimação de um modelo Vetor de Auto- Regressão (VAR) para verificar o efeito de uma variação de preços ocorrido em determinado mercado sobre os demais.

De acordo com Gujarati (2000), regressões entre séries temporais não estacionárias não geram resultados estatísticos confiáveis na medida em que os testes estatísticos  $t$  de estudante e  $F$ , pois mesmo para grandes amostras as distribuições da série não seguem as distribuições  $t$  e  $F$ , sendo essas regressões espúrias, ou seja, tendem a apresentarem altas estatísticas  $t$  e  $F$  e um alto coeficiente de determinação mesmo que não existam relações econômicas entre as variáveis.

No entanto, caso as séries sejam não estacionárias, os coeficientes e os testes estatísticos  $t$  e  $F$  da regressão são confiáveis se as séries são sincronizadas, ou seja, são co-integradas, estando em equilíbrio ao longo do tempo, movimentando-se no mesmo sentido. Para as séries terem esse tipo de comportamento, é necessário que elas sejam integradas de mesma ordem.

A grande vantagem desse resultado é que séries não estacionárias podem ser trabalhadas em nível, mantendo-se assim as informações de longo prazo, pois caso contrário seria necessário estimar regressões em diferenças, trabalhando-se com informações de curto prazo.

Para testar a hipótese de co-integração, ou seja, de equilíbrio ao longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o modelo de co-integração de correção de erros de Johansen (Johansen e Juselius 1990) e o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC). O teste de co-integração de Johansen fundamenta-se no procedimento na versão reparametrizada de um modelo de Auto-regressivo Vetorial VAR( $p$ ). O modelo VAR( $p$ ), que possui duas dimensões, o número de variáveis e defasagens, pode ser estimado por MQO, sendo representado por:

$$y_t = \alpha + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varphi d_t + e_t \quad (4)$$

em que  $y_t$  é um vetor de  $k \times 1$  variáveis endógenas e  $y_{t-p}$  um vetor de  $k \times 1$  variáveis defasadas, sendo  $p_i = 1, 2, \dots, p$  a defasagem,  $\alpha$  um vetor de  $k \times 1$  de intercepto,  $\theta_i, i = 1, 2, \dots, p$  matrizes  $k \times k$  dos coeficientes,  $e_t$  um vetor de  $k \times 1$  de erros

aleatórios, sendo  $E(e_t) = 0$  e  $E(e_t, e_s) \neq 0$  para  $t \neq s$ , e  $d_t$  um vetor de variáveis binárias para modelação de intervenções e variáveis exógenas.

A versão reparametrizada de um modelo VAR( $p$ ) e dado em termos de diferença na forma:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \varphi d_t + e_t \quad (5)$$

sendo  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \theta_j$  e  $\Pi = \sum_{i=1}^p \theta_i - I = -(I_k - \sum_{i=1}^p \theta_i)$  em que  $y_t$  é um vetor de  $k$  variáveis,  $p$  a defasagem,  $E(e_t) = 0$  e  $E(e_t, e_s) \neq 0$  para  $t \neq s$ ,  $d_t$  um vetor de variáveis binárias para modelação de intervenções e variáveis exógenas.

De acordo com o teste, caso o  $rank(\Pi)$  seja igual a  $k$ ,  $\Pi = k$ , há  $k$  combinações lineares estacionárias entre as variáveis, sendo as variáveis estacionárias e sendo as linhas de  $\Pi$  linearmente independentes; por fim, caso o  $rank(\Pi) = k$ , não existe relação de co-integração; por fim, caso  $0 < rank(\Pi) = r < k$ , há  $0 < r < k$  combinações lineares independentes estacionárias, sendo que se as variáveis  $y_t$  são  $I(1)$ , há  $r$  relações de co-integração e  $r$  vetores co-integrantes,  $r$  é o número de raízes característica diferente de zero, tendo-se  $s = k - r$  combinações lineares não estacionárias e tendo  $\Pi y_{t-1}$  dado as combinações lineares estacionárias.

Sendo  $rank(\Pi) = r < k$ , pode-se aplicar o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) que demonstra o ajustamento de equilíbrio entre curto e longo prazo, fornecido por um VAR( $p$ ) reparametrizado dada as restrições de co-integração. O VEC pode ser apresentado como:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha \beta y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

em que  $\beta y_{t-1}$  são relações de co-integração em nível,  $\alpha$  a matriz de coeficientes de ajustamento de longo prazo e  $\Gamma_i$  a matriz de coeficiente de curto prazo.

O modelo utilizado no teste de co-integração da primeira parte deste trabalho é o seguinte:

$$PCB_t^i = \beta_0 + \beta_1 PCB_t^j + v_t \quad (7)$$

em que:

$PCB_t^i$  é o preço da cesta básica no período “ $t$ ” da cidade “ $i$ ”;

$PCB_t^j$  é o preço da cesta básica no período “ $t$ ” da cidade “ $j$ ”;

$\beta_0$  e  $\beta_1$ , são parâmetros;

$v_t$  é o erro aleatório (série ruído branco).

O teste de co-integração acima foi aplicado às séries com a mesma ordem de integração. O modelo de Correção de Erros para verificar a direção da transmissão dos preços utilizada foi:

$$\Delta PCB_t^i = \Phi_0 + \Phi_1 PCB_{t-1}^i + \Phi_2 PCB_{t-1}^j + \Phi_3 v_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

$$\Delta PCB_t^j = \Phi_0 + \Phi_1 PCB_{t-1}^j + \Phi_2 PCB_{t-1}^i + \Phi_3 v_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

$\Delta PCB_t^i = PCB_t^i - PCB_{t-1}^i$  é a diferença no preço da cesta básica do período “ $t$ ” e do período “ $t - 1$ ” da cidade “ $i$ ”;

$\Delta PCB_{t-1}^i = PCB_{t-1}^i - PCB_{t-2}^i$  é a diferença no preço da cesta básica no período “ $t-1$ ” e do período “ $t-2$ ” da cidade “ $i$ ”;

$\Delta PCB_{t-1}^j = PCB_{t-1}^j - PCB_{t-2}^j$  é a diferença no preço da cesta básica no período “ $t-1$ ” e do período “ $t-2$ ” da cidade “ $j$ ”;

$\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2$  e  $\Phi_3$ , são parâmetros;

$v_{t-1}$  é o erro da regressão co-integrada;

$\mu_t$  é o erro aleatório.

Caso o coeficiente  $\Phi_3$ , da equação (8), relativo ao termo do erro da regressão de co-integração (termo de erro defasado), seja estatisticamente diferente de zero, diz-se que existe causalidade do preço da região “ $j$ ” no preço da região “ $i$ ”, havendo transmissão de preços nesta direção no longo prazo. Caso o coeficiente  $\Phi_2$ , da equação (8) for estatisticamente diferente de zero, diz-se que existe causalidade do preço da região “ $j$ ” no preço da região “ $i$ ”, havendo transmissão de preços nesta direção no curto prazo. Se o coeficiente  $\Phi_2$ , da equação (9) for estatisticamente diferente de zero, diz-se que existe causalidade do preço da região “ $i$ ” no preço da região “ $j$ ”, havendo transmissão de preços nesta direção no curto prazo.

#### 4. Dados Utilizados e Testes de Raiz Unitária

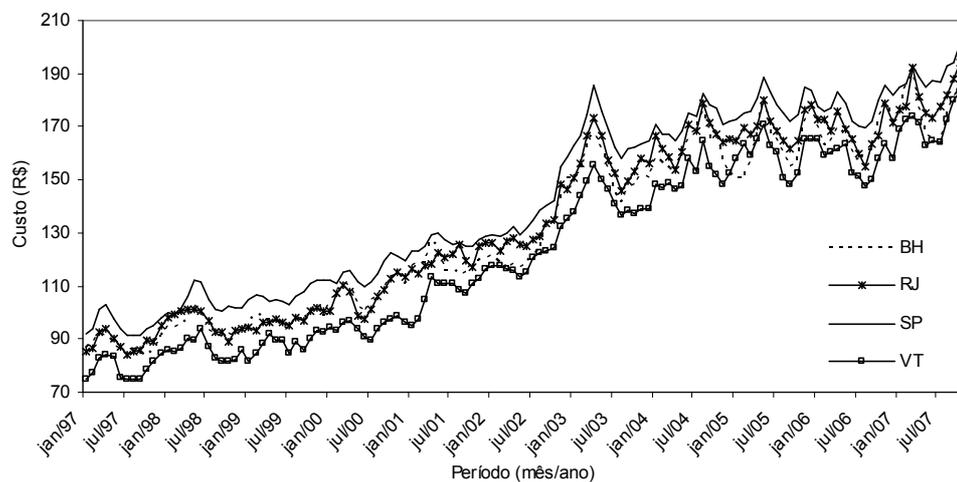
As séries utilizadas neste estudo referem-se aos custos mensais das cestas básicas das capitais da região Sudeste, sendo estas, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2007 (*Consumer Price Index* (CPI) Base jan/2001 = 100), elaboradas pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos (DIEESE), obtidas em novembro de 2007, compreendendo-se o total de 130 observações em cada uma das séries de preço. Os dados utilizados foram transformados em logaritmos e processados por meio do uso do software *Eviews*, versão 5.0.

Com o intuito de demonstrar a integração espacial do preço das cestas básicas mensais entre as cidades de Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória, pode-se inicialmente visualizar o comportamento das séries no gráfico apresentado na Figura 1. Observa-se que essas séries obedecem a uma mesma formação, dando a entender que se movimentam juntas ao longo do tempo, onde, aparentemente, tais séries seriam integradas e haveria integração espacial entre os mercados.

Dada a natureza das séries utilizadas, segue-se o paradigma da modelagem de séries temporais não estacionárias. O primeiro passo a ser adotado na parte empírica, portanto, envolve o teste para se detectar a estacionariedade ou não destas séries.

Utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que foi estimado para os casos da série com intercepto, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem tendência, definindo o número de defasagens (*lags*) de acordo com o critério de Akaike.

A hipótese nula do teste é a da existência de raízes unitárias, o que indica a não-estacionariedade da série caso não se rejeite tal hipótese nula, e a estacionariedade



Fonte: Dados da Pesquisa.

Fig. 1. Custo Mensal da Cesta Básica (R\$) das capitais da região Sudeste, sendo estas, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória – jan/97 à ou/07

das séries quando tal hipótese nula é rejeitada. A idéia básica é de se fazer o teste ADF para todas as variáveis em nível, e para os casos onde não se pode rejeitar a hipótese nula de raízes unitárias; a segunda etapa visa implementar o mesmo teste ADF para tais séries em primeira diferença no intuito de analisar se a hipótese nula pode ser então rejeitada, o que indicaria que estas séries são não-estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença.

Os resultados da Tabela 1 sintetizam os testes de raízes unitárias revelando que as séries mensais do custo da Cesta Básica das cidades Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória são não-estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença.

Foram também realizados outros dois testes estatísticos, o Dickey-Fuler – Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS) e o teste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS), considerados testes de “segunda geração”, ou seja, métodos mais recentes, desenvolvidos para o teste de raízes unitárias que, segundo Maddala e Kim (1998), tem maior poder (probabilidade de não se cometer um erro Tipo II) e tamanho. O teste de hipótese do teste DF-GLS segue o método tradicional em que a hipótese nula é que a série siga um passeio aleatório (ou seja, não estacionária). Entretanto o teste KPSS, a hipótese nula é que a série é estacionária  $I(0)$ , diferente dos demais testes. Portanto, o teste KPSS é uma alternativa para os testes de primeira geração e para o DF-GLS.

Verifica-se na Tabela 1 que os resultados confirmam os resultados obtidos por meio do teste ADF, revelando que as séries mensais do custo da Cesta Básica das cidades Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória são não-estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença, ou seja, todas as séries utilizadas são integradas de ordem um,  $I(1)$ . Os testes DF-GLS, mostraram-se

Tabela 1

Resultados do teste ADF, DF-GLS e KPSS para séries mensais do custo da Cesta Básica das capitais da região Sudeste

Séries	Teste ADF		Teste DF-GLS		Teste KPSS	
	Componentes incluídos	Estatística do teste†	Componentes incluídos	Estatística do teste†	Componentes incluídos	Estatística do teste‡
Em nível						
Belo Horizonte	int. e tend.	-3,10	intercepto	0,58	intercepto	1,36***
Rio de Janeiro	int. e tend.	-2,94	intercepto	0,94	intercepto	1,37***
São Paulo	int. e tend.	-3,26	intercepto	0,93	intercepto	1,37***
Vitória	int. e tend.	-3,17	intercepto	1,15	intercepto	1,38***
Em primeira diferença						
Belo Horizonte	int. e tend.	-6,37***	intercepto	-9,04***	intercepto	0,10
Rio de Janeiro	int. e tend.	-8,31***	intercepto	-10,75***	intercepto	0,09
São Paulo	int. e tend.	-7,56***	intercepto	-8,51***	intercepto	0,07
Vitória	int. e tend.	-7,78***	intercepto	-9,83***	intercepto	0,11

Nota: \*\*\* significativo à 1%, \*\* significativo à 5%, \* significativo à 10%.

† Valores críticos com base em MacKinnon (1996).

‡ Valores críticos com base em Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1).

Fonte: Elaboração própria.

não significativos para as variáveis em nível, porém, rejeitaram  $H_0$ , ao nível de 1% de significância, as variáveis em primeira diferença. Os testes KPSS ( $H_0 =$  série é estacionária), rejeitou  $H_0$  para as variáveis em nível, todos a 1% de significância e não foi rejeitado para as variáveis em primeira diferença.

## 5. Relações de Causalidade entre os Preços da Cesta Básica

Considerando as séries de preço das cestas básicas para as cidades de Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória o teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis está contida apenas nas séries de tempo sobre essas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária  $X$  causa, no sentido de Granger, uma outra série  $Y$  estacionária se melhores predições estatisticamente significantes de  $Y$  podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de  $X$  aos valores defasados de  $Y$ . Em termos mais gerais, desde que o futuro não pode prever o passado, se a variável  $X$  Granger-causa a variável  $Y$ , então mudanças em  $X$  devem preceder temporalmente mudanças em  $Y$ .

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger para as variáveis analisadas. Para a realização do teste, definiu-se duas defasagens, uma vez que Gujarati (2000), alerta para o fato de que a análise de causalidade é bastante sensível ao número de defasagens escolhido.

Os resultados demonstrados na Tabela 2 e ilustrados na Figura 2 indicam a relação de causalidade unidirecional dos preços da cesta básica da cidade de São Paulo para o Rio de Janeiro e Vitória no período analisado. Observa-se que foram

Tabela 2

Resultados do Teste de Causalidade de Granger para as séries mensais do custo da Cesta Básica das capitais da região Sudeste, sendo estas, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2007 com 2 defasagens

Hipóteses Nulas	Obs	Estatística $F$	Prob.
LRJ “Granger não causa” LBH	128	0,46338	0,63026
LBH “Granger não causa” LRJ		8,49036	0,00035*
LSP “Granger não causa” LBH	128	1,63967	0,19829
LBH “Granger não causa” LSP		1,56814	0,21260
LVT “Granger não causa” LBH	128	0,07519	0,92761
LBH “Granger não causa” LVT		4,23675	0,01664*
LSP “Granger não causa” LRJ	128	3,83855	0,02417*
LRJ “Granger não causa” LSP		0,92705	0,39849
LVT “Granger não causa” LRJ	128	2,59972	0,07841
LRJ “Granger não causa” LVT		2,89002	0,05939
LVT “Granger não causa” LSP	128	0,74374	0,47747
LSP “Granger não causa” LVT		7,45933	0,00088*

\* Altamente significativo.

BH= Belo Horizonte, RJ= Rio de Janeiro, SP= São Paulo e VT= Vitória.

Fonte: Elaboração própria.

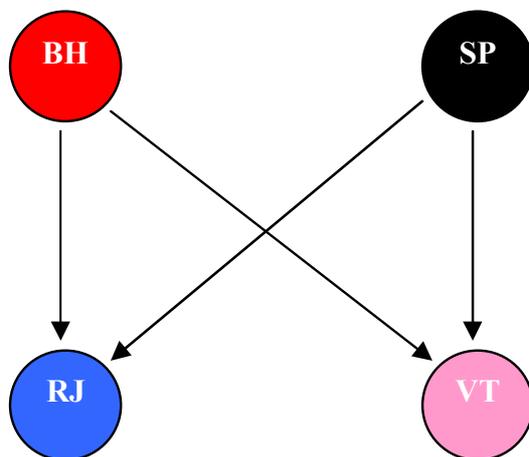
encontradas relações de causalidade unidirecional dos preços das cestas básicas de Belo Horizonte e São Paulo para as cidades de Vitória e Rio de Janeiro. Assim como ausência de causalidade ou independência entre os preços das cestas básicas das cidades do Rio de Janeiro e Vitória e de Belo Horizonte e São Paulo.

Por estes resultados pode-se concluir que na região Sudeste existem duas principais capitais influenciadoras do preço da cesta básica no sentido de Granger, sendo estas São Paulo e Belo Horizonte.

## 6. Teste de Co-Integração

Do ponto de vista econômico, quando duas ou mais séries estão co-integradas se as mesmas se movem conjuntamente no tempo e suas diferenças são estáveis (estacionárias), ainda quando cada série em particular tenha uma tendência estocástica e seja, portanto, não estacionária. A co-integração reflete a presença de um equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema econômico converge a este equilíbrio.

Do ponto de vista econométrico, duas ou mais séries temporais que são estacionárias da mesma ordem, por exemplo,  $I(1)$  estão co-integradas se existe uma combinação linear que seja estacionária de ordem  $I(0)$ . O vetor de coeficientes



Fonte: Elaboração própria.

Fig. 2. Direções de transmissão dos preços da Cesta Básica – Causalidade

que cria esta série estacionária é o vetor de co-integração.

O enfoque de co-integração de Johansen (1988, 1991) é aplicado a um sistema de equações, este método é baseado em modelos VAR (vetores auto-regressivos), é caracterizado como um teste de máxima verossimilhança que requer grandes volumes de dados e prova a existência de vetores de co-integração múltiplos entre as variáveis mediante à prova do Traço e do Máximo Valor Característico (Tabela 3).

Foram analisadas as séries mensais logaritmizadas de preços das cestas básicas das cidades de Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória. Estas séries foram integradas duas a duas (BH  $\times$  RJ, BH  $\times$  SP, BH  $\times$  VT, RJ  $\times$  SP, RJ  $\times$  VT e SP  $\times$  VT).

A Tabela 3 mostra as provas utilizadas, o teste estatístico do traço ( $\lambda_{Traço}$ ) e o teste da raiz característica máxima ( $\lambda_{Max}$ ), para determinar o número de vetores de co-integração, os resultados evidenciam que não se rejeita a existência de um vetor de co-integração em todos os testes.

De acordo com a prova dos testes realizados se rejeita a hipótese nula de nenhuma relação de co-integração a favor de uma relação de co-integração aos níveis de 5% e 1% em todas as ocasiões. Portanto, todos os pares de séries temporais da Tabela 3 possuem uma equação de co-integração, que é a relação de equilíbrio entre esses pares de séries no longo prazo.

Analisando-se a Tabela 4, verifica-se que Belo Horizonte e Rio de Janeiro, Belo Horizonte e São Paulo, Belo Horizonte e Vitória, Rio de Janeiro e São Paulo, Rio de Janeiro e Vitória, São Paulo e Vitória são co-integradas a 1% de nível de significância.

A Tabela 4 também apresenta as equações de co-integração onde pode ser observada as relações entre as variáveis dependentes e independentes, vale destacar que todas as variáveis dependentes se apresentaram como significativas.

Tabela 3. Teste de Johansen para Vetor de co-integração bi-variada

Relações		Ordem do VAR	Defasagem nos pares de variáveis <sup>2</sup>	Modelo <sup>3</sup>	Número de vetores de co-integração	Traço calculado	Traço tabelado (5%)	Traço tabelado (1%)	Raiz característica máxima calculada	Raiz característica máxima tabelada (5%)	Raiz característica máxima tabelada (1%)
BH	RJ	2	1 1	(b)	Nenhum *	37,15	25,32	30,45	27,16136	18,96	23,65
					Um	9,99	12,25	16,26	9,98943	12,25	16,26
BH	SP	1	0 0	(d)	Nenhum *	39,19105	25,32	30,45	32,7055	18,96	23,65
					Um	6,485549	12,25	16,26	6,485549	12,25	16,26
BH	VT	1	0 0	(b)	Nenhum *	31,06341	19,96	24,6	25,91289	15,67	20,2
					Um	5,150518	9,24	12,97	5,150518	9,24	12,97
RJ	SP	2	1 1	(b)	Nenhum *	27,5376	19,96	24,6	23,29187	15,67	20,2
					Um	4,245731	9,24	12,97	4,245731	9,24	12,97
RJ	VT	1	0 0	(b)	Nenhum *	53,35229	19,96	24,6	47,00999	15,67	20,2
					Um	6,342294	9,24	12,97	6,342294	9,24	12,97
SP	VT	1	0 0	(b)	Nenhum *	31,84669	19,96	24,6	24,31172	15,67	20,2
					Um	7,534966	9,24	12,97	7,534966	9,24	12,97

\* Rejeição da hipótese nula a 1%.

1- Estabelecido pelos critérios de seleção a saber, o valor da verossimilhança (logL), teste de razão de verossimilhança (LR), Erro de Predição Final (FPE), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Schwarz (SC) e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ).

2- Definido a defasagem ótima ( $n$ ), pelos critérios acima, foi usado  $n - 1$  defasagens no teste de Johansen.

3- Obs: Os modelos são:

(a) sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR;

(b) sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR;

(c) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR;

(d) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR;

(e) com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Nota: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pelo menos " $X$ " vetores de cointegração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente " $X$ " vetores característicos. " $X$ " descrito na segunda coluna da tabela.

Fonte: Elaboração própria.

Pode-se concluir, portanto, que o preço das cestas básicas das capitais do Sudeste brasileiro é integrado. Dessa forma, seus preços se movimentam de forma similar e sugere que esses mercados são eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. Os resultados indicam que estes mercados funcionam propriamente, uma vez que as informações disponíveis que afetam os preços das cestas básicas nestas cidades fluem entre os agentes transmitindo aos demais mercados.

Tabela 4

Teste de Johansen para as séries mensais do custo da Cesta Básica das capitais da região Sudeste, sendo estas, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2007

Relações		Defasagem nos pares de variáveis	Modelo <sup>1</sup>	Log likelihood	Equação de cointegração normalizada
BH	RJ	1 1	(b)	547,8532*	BH=0,1396+0,96445*RJ
BH	SP	0 0	(d)	606,1347*	BH=0,13091+0,00036*t+0,96091*SP
BH	VT	0 0	(b)	533,8081*	BH=0,31579+0,9037*VT
RJ	SP	1 1	(b)	609,7343*	RJ=-0,241842+1,05013*SP
RJ	VT	0 0	(b)	554,8741*	RJ=0,2105+0,93216*VT
SP	VT	0 0	(b)	589,9038*	SP=0,41652+0,89009*VT

\* Significativo a 1%.

1- Obs: Os modelos são:

(a) sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR;

(b) sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR;

(c) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR;

(d) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR;

(e) com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Nota: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pelo menos "X" vetores de cointegração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente "X" vetores característicos. "X" descrito na segunda coluna da tabela.

Fonte: Elaboração própria.

## 7. Estimação e Análise do VEC

O VEC explica mudanças nos valores correntes de uma variável com base em mudanças defasadas da própria variável, das outras variáveis e de um termo de

correção de erro. Engle e Granger (1987) propõem utilizar um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) para identificar relações de causalidade entre variáveis não estacionárias e co-integradas.

As variações nas variáveis podem ocorrer são causadas por variações passadas e pelo desequilíbrio em nível do período anterior. Assim pode-se testar tanto as variáveis de curto e longo prazo.

Para estimar este vetor se examina se valores defasados de uma variável  $X$  podem ajudar a explicar mudanças nos valores correntes de uma outra variável  $Y$ , mesmo se mudanças passadas em  $Y$  não sejam relevantes, assumindo-se, no entanto, que ambas as variáveis  $X$  e  $Y$  sejam estacionárias. A intuição é de que se as duas variáveis forem co-integradas, então parte da mudança corrente em  $X$  pode ser o resultado de movimentos corretivos em  $Y$  para que se atinja novamente o equilíbrio de curto ou longo prazo com a variável  $X$ . Desde que  $X$  e  $Y$  possuam uma tendência em comum, a causalidade deverá existir pelo menos em uma direção. Portanto, pode-se achar ainda causalidade inversa e até mesmo bi-causalidade.

### 7.1. *Estimando a causalidade de Granger de curto prazo entre as variáveis*

A fim de se confirmar a direção das transmissões de preços conforme análise da causalidade encontradas nos itens 5 e 6. Nesta seção serão testadas as relações de causalidade das variações de preços de curto prazo entre as variáveis.

Para testarmos a causalidade de Granger no Curto Prazo entre as variáveis verificaremos a significância do coeficiente  $\Phi_2$  das equações (8) e (9) que são demonstradas na Tabela 5.

Neste sentido, pode-se verificar pela Tabela 5 que os parâmetros estimados dos coeficientes  $\Phi_2$  são significativos a 5%. Os resultados, também ilustrados na Figura 3, indicam a relação de causalidade unidirecional dos preços da cesta básica da cidade de São Paulo para as cidades de Vitória e Rio de Janeiro no curto prazo a partir da análise das probabilidades dos valores estatisticamente diferentes de zero.

Também é possível perceber a relação de causalidade unidirecional dos preços da cesta básica de Belo Horizonte para Vitória e para o Rio de Janeiro. Foi ainda verificada a ausência de causalidade entre Vitória e Rio de Janeiro e entre São Paulo e Belo Horizonte no curto prazo.

Como pode-se observar, os resultados obtidos do Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) para identificar relações de causalidade entre variáveis no curto prazo confirmam o resultado do teste de causalidade realizado nos itens 5 e 6.

### 7.2. *Estimando a causalidade de Granger de longo prazo entre as variáveis*

O erro da regressão co-integrada  $v_{t-1}$  (equação 8) representa em relação ao período “ $t - 1$ ” a trajetória de equilíbrio de longo prazo. As variações dos preços das cestas básicas dependem da magnitude do desvio do sistema em relação ao seu equilíbrio de longo prazo no período anterior.

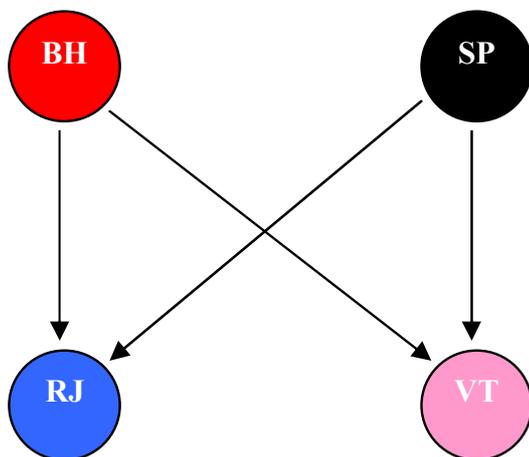
Tabela 5

Parâmetros  $\Phi_1$  e  $\Phi_2$  do VEC (Vetor de Correção de Erro) para as séries mensais do custo da Cesta Básica das capitais da região Sudeste, sendo estas, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2007

Relações		Valor estimado de $\Phi_1$	Valor estimado de $\Phi_2$
BH	RJ	0.309147	-0.04884
<i>t</i> calculado		2.36645*	-0.36629
RJ	BH	-0.173173	0.371155
<i>t</i> calculado		-1.44969	3.17111*
BH	SP	0.30196	0.091472
<i>t</i> calculado		2.11583*	0.48213
SP	BH	0.13672	0.15114
<i>t</i> calculado		0.98735	1.45103
BH	VT	0.300391	-0.05662
<i>t</i> calculado		2.4452*	-0.4639
VT	BH	-0.04956	0.227623
<i>t</i> calculado		-0.43516	1.98579*
RJ	SP	-0.061764	0.369899
<i>t</i> calculado		-0.41138	2.00685*
SP	RJ	0.348456	-0.03624
<i>t</i> calculado		2.47238*	-0.31565
RJ	VT	0.045077	0.167119
<i>t</i> calculado		0.34155	1.36085
VT	RJ	0.069745	0.119797
<i>t</i> calculado		0.562	0.89824
SP	VT	0.395724	-0.06789
<i>t</i> calculado		3.02954*	-0.68502
VT	SP	-0.132169	0.517177
<i>t</i> calculado		-1.02911	3.05546*

\* Estatisticamente diferente de zero a 5% de significância.

Nota:  $|t_{crítico}| = |1,960|$  (acima de 120 observações) – a 5% de nível de significância (Hill et alii 1999) – Valor Crítico utilizado nas séries.



Fonte: Elaboração própria.

Fig. 3. Direções de transmissão de curto prazo dos preços da Cesta Básica

Conforme Hill et alii (1999) o choque  $\mu_t$  conduz a desvios de curto prazo da trajetória de equilíbrio de co-integração, levando então a uma tendência de correção de volta ao equilíbrio.

Mantendo as especificações do modelo, o VEC foi estimado para todas as possíveis relações e os resultados do parâmetro  $\Phi_3$  são apresentados na Tabela 6, de forma que, se duas variáveis forem positivamente relacionadas, então  $\Phi_3$  é negativo e vice-versa.

Podemos observar pela Tabela 6 que o parâmetro é estatisticamente diferente de zero nas relações:

- BH  $\times$  RJ – Indica a existência de transmissão de preços da cidade do Rio de Janeiro para Belo Horizonte;
- BH  $\times$  SP – Indica a existência de transmissão de preços da cidade de São Paulo para Belo Horizonte;
- VT  $\times$  BH – Indica a existência de transmissão de preços da cidade de Belo Horizonte para Vitória;
- RJ  $\times$  SP – Indica a existência de transmissão de preços da cidade do Rio de Janeiro para São Paulo;
- RJ  $\times$  VT – Indica a existência de transmissão de preços da cidade de Vitória para o Rio de Janeiro;
- VT  $\times$  RJ – Indica a existência de transmissão de preços da cidade do Rio de Janeiro para Vitória;
- VT  $\times$  SP – Indica a existência de transmissão de preços da cidade de São Paulo para Vitória.

Pela Figura 4 é possível visualizar as relações de transmissão de preços de forma sistematizada.

Pode-se perceber que as relações de transmissão de preços de longo prazo, pelo

Tabela 6

Parâmetro  $\Phi_3$  do VEC (Vetor de Correção de Erro) para as séries mensais do custo da Cesta Básica das capitais da região Sudeste, sendo estas, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória, no período de janeiro de 1997 a outubro de 2007

Relações		Valor estimado de $\Phi_3$	$t_{calculado}$
BH	RJ	-0,314072	-2,67173*
RJ	BH	0,110067	1,04507
BH	SP	-0,315698	-2,62458*
SP	BH	0,08041	0,93349
BH	VT	-0,096359	-1,11912
VT	BH	0,237881	3,01573*
RJ	SP	-0,268391	-1,98921*
SP	RJ	0,118459	1,14819
RJ	VT	-0,256244	-2,26068*
VT	RJ	0,369281	3,23905*
SP	VT	-0,018432	-0,21416
VT	SP	0,357546	3,24973*

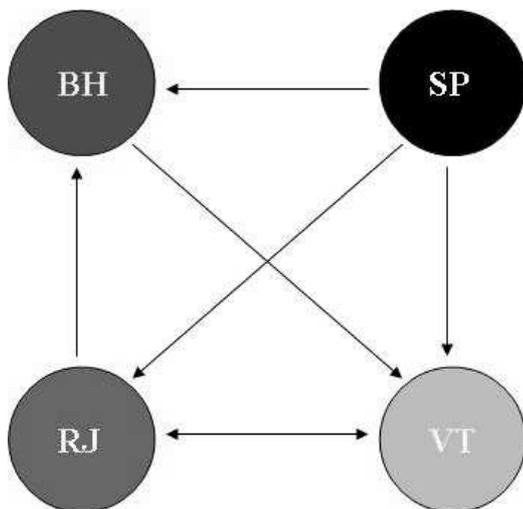
\* Estatisticamente diferente de zero a 5% de significância.

Nota:  $|t_{crítico}| = |1,960|$  (acima de 120 observações) – a 5% de nível de significância (Hill et alii 1999) – Valor Crítico utilizado nas séries.

vetor de correção de erros na Figura 4, que ocorrem diversas modificações nos testes de causalidade, anteriormente realizados, como a inversão da transmissão dos preços da cesta básica no longo prazo do Rio de Janeiro para Belo Horizonte, existência da relação de bi-causalidade entre Rio de Janeiro e Vitória no longo prazo e da causalidade unidirecional no longo prazo de São Paulo para Belo Horizonte.

Este resultado se mostrou bem diferente dos resultados do teste de causalidade de Granger nos itens 5 e 6. De acordo com Aguiar et alii (2005), apesar da pertinência das hipóteses levantadas acima para explicar os resultados dos testes de causalidade, vale lembrar que o teste de causalidade de Granger mede a precedência e o volume de informação, mas não indica por ele mesmo a causalidade no uso mais comum do termo. Ou seja, o fato de o São Paulo ser Granger causa dos demais mercados não implica que os choques (alterações) de preços dos demais mercados sejam o efeito ou o resultado dos choques (alterações) de preços ocorridos em São Paulo.

Dadas estas considerações e as diferenças encontradas nos resultados, principalmente entre as relações de curto e longo prazo, bem como a análise em pares dos mercados, partiu-se para a estimação do VEC multivariado, incorporando todos os mercados conjuntamente além de permitir a análise simultânea de curto e longo prazo do sistema.



Fonte: Elaboração própria.

Fig. 4. Direções de transmissão de longo prazo dos preços da Cesta Básica

### 7.3. Estimação e análise do VEC multivariado

Na análise realizada até o momento, considerou-se apenas pares de regiões na determinação da causalidade de Granger. Entretanto, segundo González-Rivera e Helfand (2001), este tipo de análise é limitada, pois seria difícil determinar quais regiões pertencem ao mesmo mercado com esta aproximação. De  $n(n - 1)/2$  combinações pares possíveis, somente  $n - 1$  são relevantes. Desta forma, um sistema de cointegração multivariada (VEC), poderia ser utilizado. Em um sistema com  $n$  regiões, cada equação do VEC pode conter termos de correção de erro e defasagens de inúmeras outras regiões no mercado. Um modelo bivariado necessariamente restringe cada equação do VEC a ter no máximo um termo de correção de erro e defasagens somente de duas regiões consideradas.

Portanto, para a estimação do VEC, considerou-se os resultados obtidos na subseção 7.2, especificamente na Figura 4, que determinaram a direção de transmissão de longo prazo dos preços da Cesta Básica, para a determinação da ordem de endogeneidade das capitais utilizadas. Desta forma o modelo foi construído com base na seguinte ordem: Vitória, Rio de Janeiro, Belo Horizonte e São Paulo.

O objetivo desta subseção é verificar se existe  $n - 1$  vetores de cointegração entre todas as capitais analisadas. Como discutido anteriormente, duas ou mais séries estão cointegradas se as mesmas se movem conjuntamente no tempo e suas diferenças são estáveis. Portanto, se existirem  $n - 1$  vetores de cointegração, isto implica que os vetores podem ser normalizados no sentido de que todas as capitais sejam cointegradas em pares. Segundo González-Rivera e Helfand (2001), isto não

justifica uma análise bivariada do mercado porque o modelo de correção de erro é ainda um sistema multivariado.

Neste sentido, testamos a existência dos vetores de cointegração com base na abordagem de Johansen (1991). Estes resultados estão reportados na Tabela 7.

O VEC associado com os resultados do teste na Tabela 7 foi estimado com duas defasagens. Cada equação de cointegração não contém intercepto nem tendência determinística. O resultado dos testes estatísticos do traço ( $\lambda_{Traço}$ ) e o teste da raiz característica máxima ( $\lambda_{Max}$ ), ao nível de 5% de significância, rejeitam a hipótese de  $r = 0, r \leq 1$  e  $r \leq 2$  para o teste do Traço e de raiz característica máxima. Entretanto, falha ao rejeitar as hipóteses de que o *rank* de cointegração do sistema é ao menos  $r \leq 2$  para os dois testes. Assim, pode-se concluir que existem três combinações lineares, estacionárias entre (VT) e (SP), (RJ) e (SP) e entre (BH) e (SP).

Tabela 7

Teste de Johansen para vetor de co-integração

Teste do traço					
Teste de hipótese*		Raiz	Traço	Valor crítico Prob.*	
$H_0$	$H_1$	característica	calculado	(5%)	
$r = 0$	$r \geq 1$	0,226	84,862	54,079	0,000
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0,210	52,145	35,193	0,000
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0,126	21,954	20,262	0,029
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0,036	4,756	9,165	0,311
Teste da raiz característica máxima					
Teste de hipótese*		Raiz	Estatística raiz	Valor crítico Prob.*	
$H_0$	$H_1$	característica	característica	(5%)	
máxima					
$r = 0$	$r = 1$	0,226	32,718	28,588	0,014
$r \leq 1$	$r = 2$	0,210	30,190	22,300	0,003
$r \leq 2$	$r = 3$	0,126	17,199	15,892	0,031
$r \leq 3$	$r = 4$	0,036	4,756	9,165	0,311

Notas: \* Valores críticos com base em MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fonte: Elaboração própria.

Determinado o número de relações de equilíbrio de longo prazo, procede-se a estimativa dos vetores cointegração. No modelo VEC, a primeira diferença de cada variável é representada como uma função de seus próprios valores defasados, na ordem de uma defasagem ( $K - 1 = 1$ ,  $K$  é o número de defasagens determinada na estimação do VAR) e três equações de cointegração. O modelo VEC utilizado para conduzir os testes de cointegração na Tabela 8 é dado pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \Delta VT = & \sum_{j=1}^k (\alpha_{1j} \Delta VT_{t-j} + \beta_{1j} \Delta RJ_{t-j} + \phi_{1j} \Delta BH_{t-j} + \gamma_{1j} \Delta SP_{t-j}) \\ & + \lambda_{11}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{12}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{13}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (10a)$$

$$\begin{aligned} \Delta RJ = & \sum_{j=1}^k (\alpha_{2j} \Delta VT_{t-j} + \beta_{2j} \Delta RJ_{t-j} + \phi_{2j} \Delta BH_{t-j} + \gamma_{2j} \Delta SP_{t-j}) \\ & + \lambda_{21}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{22}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{23}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (10b)$$

$$\begin{aligned} \Delta BH = & \sum_{j=1}^k (\alpha_{3j} \Delta VT_{t-j} + \beta_{3j} \Delta RJ_{t-j} + \phi_{3j} \Delta BH_{t-j} + \gamma_{3j} \Delta SP_{t-j}) \\ & + \lambda_{31}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{32}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{33}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (10c)$$

$$\begin{aligned} \Delta SP = & \sum_{j=1}^k (\alpha_{4j} \Delta VT_{t-j} + \beta_{4j} \Delta RJ_{t-j} + \phi_{4j} \Delta BH_{t-j} + \gamma_{4j} \Delta SP_{t-j}) \\ & + \lambda_{41}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{42}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{43}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{4t} \end{aligned} \quad (10d)$$

onde  $t$  representa meses,  $\Delta VT$  é a primeira diferença do preço da Cesta Básica em Vitória,  $\Delta RJ$  é a primeira diferença do preço da Cesta Básica no Rio de Janeiro,  $\Delta BH$  é a primeira diferença do preço da Cesta Básica em Belo Horizonte e  $\Delta SP$  é a primeira diferença do preço da Cesta Básica em São Paulo;  $\tilde{\varepsilon}_{1t-1} = VT_{t-1} - \theta_1 SP_{t-1} - \pi_1$  e  $\tilde{\varepsilon}_{2t-1} = RJ_{t-1} - \theta_2 SP_{t-1} - \pi_2$  e  $\tilde{\varepsilon}_{3t-1} = BH_{t-1} - \theta_3 SP_{t-1} - \pi_3$  são os resíduos de desequilíbrio, defasados um mês, provenientes das respectivas equações de cointegração;  $\alpha, \beta, \phi, \gamma, \lambda, \theta, \delta$  e  $\pi$  são parâmetros desconhecidos a serem estimados e  $\varepsilon$  representa um vetor de erros estocásticos.

Na estimação do VEC, foram utilizados os tradicionais critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) para determinação do número de defasagens, ou seja  $K = 2$ . De acordo com os testes do Multiplicador de Lagrange, para correlação serial nos resíduos, ao nível de 1% de significância, foram rejeitadas as hipóteses de correlação serial. O teste normalidade dos resíduos, através do método de Cholesky de ortogonalização dos resíduos, não rejeitou a hipótese nula de que os resíduos sejam normalmente distribuídos e os valores de  $R^2$  variam entre 0,05 à 0,15 indicando que o modelo relativamente explica um pequeno percentual da variação da mudança do custo da Cesta Básica entre as capitais analisadas.

A Tabela 8 reporta as estimativas empíricas de  $\theta$  e  $\pi$  para os três vetores de cointegração normalizados. Esses resultados, como discutido anteriormente, representam as relações de longo prazo entre VT e SP, RJ e SP e BH e SP. Os parâmetros  $\theta$  foram todos estatisticamente significativos ao nível de 1% e positivos positivos (como os vetores estão normalizados, em sua interpretação torna-se necessário inverter os sinais) indicando que um aumento de 10% no custo da cesta básica em São Paulo acarreta uma elevação, no longo prazo, de 11,3% em

Vitória, 10,51% no Rio de Janeiro e 10,13% em Belo Horizonte. O coeficiente de intercepto foi estatisticamente significativo para todos os vetores de co-integração. Em se tratando de preços das cestas básicas para esses estados, verifica-se que tais preços são altamente relacionados, o que significa que são bons indicadores e podem ser considerados como referências seguras na tomada de decisão dos agentes, além disso, pode-se observar sua causalidade e sentido.

Tabela 8

Parâmetros estimados para os vetores de co-integração normalizados

Variáveis	CointEq1	CointEq2	CointEq3
VT(-1)	1	0	0
RJ(-1)	0	1	0
BH(-1)	0	0	1
SP(-1)	-1,130*** (0,027)	-1,051*** (0,019)	-1,013*** (0,016)
Intercepto	0,795*** (0,136)	0,316*** (0,095)	0,148*** (0,081)

Notas: \*\*\* significativo à 1%, \*\* significativo à 5%, \* significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Em tal sistema, os parâmetros de ajustamento  $\lambda$  (equações 10a, 10b, 10c e 10d) são de interesse particular pois eles contêm a informação necessária para descobrir a estrutura espacial do mercado. Segundo González-Rivera e Helfand (2001) se, por exemplo, todos os parâmetros forem estatisticamente significativos, então têm-se um sistema no qual cada região reage a qualquer desequilíbrio ocorrido nas outras regiões. Este seria o caso da interdependência extrema, onde a informação contida no preço é gerada num único local.

Um segundo exemplo seria supor que exista uma região central, exógena  $i$  que domina o comportamento de longo prazo do sistema (até então, podemos supor SP). Neste caso seria observado que na equação do VEC para a região  $i$  todos os parâmetros  $\lambda_{ij}, j = 1, \dots, n - 1$ , deveriam ser estatisticamente diferentes de zero. Entre estes dois extremos descritos, muitos outros padrões são possíveis. No sentido de revelar o padrão de interdependência em um mercado, ou para determinar se uma especificação bivariada seria adequada, o modelo de vetor de correção de erro multivariado (VEC) é de extrema importância (González-Rivera e Helfand 2001).

As estimativas empíricas das velocidades de ajustamento, ou os parâmetros  $\lambda$  estão resumidos na Tabela 9. A priori, interessa analisar os parâmetros  $\lambda_{ij}$  que representam como que choques ocorridos no curto prazo, são corrigidos através dos vetores de cointegração nas quatro equações de curto prazo e permitirá analisar o padrão de interdependência do mercado em estudo. Primeiramente pode-se confirmar que a estimação de um modelo bivariado, geraria resultados viesados, posto que os coeficientes  $\lambda_{13}$  e  $\lambda_{21}$  mostraram-se estatisticamente significativos a

10%, portanto, existe uma interdependência mais complexa entre as quatro capitais analisadas.

Além disso, pode-se rejeitar a hipótese do primeiro exemplo, citado por González-Rivera e Helfand (2001) de que os mercados sejam extremamente interligados. Verifica-se que nem todos os componentes  $\lambda_{ij}$  são estatisticamente significativos. Entretanto, pode-se confirmar a existência de um mercado central, exógeno, a saber, São Paulo.

Este resultado, não surpreende. Dada algumas características como tamanho, participação no mercado, localização geográfica, entre outros, naturalmente São Paulo caracteriza-se como um centro comercial, industrial, financeiro, entre outros. Portanto, seria de se esperar que o custo da Cesta Básica na capital paulista fosse mais uma variável exógena do que endógena ao sistema utilizado.

Tabela 9

Parâmetros estimados do modelo de vetor de correção de erros (VEC)

Variáveis	$\Delta VT$	$\Delta RJ$	$\Delta BH$	$\Delta SP$
$\tilde{\varepsilon}_{1t-1}(VT-SP)$	-0,308***	0,205*	0,025	0,054
$\tilde{\varepsilon}_{2t-1}(RJ-SP)$	0,214*	-0,391***	-0,076	0,092
$\tilde{\varepsilon}_{3t-1}(BH-SP)$	-0,068	-0,041	-0,465***	-0,002
$\Delta VT_{-1}$	-0,096	0,007	-0,059	-0,006
$\Delta RJ_{-1}$	-0,045	-0,095	-0,004	-0,039
$\Delta BH_{-1}$	0,130	0,315***	0,275**	0,124
$\Delta SP_{-1}$	0,375*	0,070	0,162	0,282*
$R^2$	0,135	0,148	0,109	0,078
Teste $F$	3,170	3,507	2,409	1,725
Log likelihood	257,212	260,820	246,742	290,217

Notas: \*\*\* significativo à 1%, \*\* significativo à 5%, \* significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Os parâmetros  $\lambda_{11}$  e  $\lambda_{12}$  mostraram-se estatisticamente significantes aos níveis de 1% e 10% respectivamente. Isto significa que variações de curto prazo, nas trajetórias de equilíbrio do custo da Cesta Básica entre Vitória e São Paulo são corrigidas no período seguinte (próximo mês), em aproximadamente 30% e desvios das trajetórias entre Rio de Janeiro e São Paulo, também influenciam o custo da Cesta em Vitória, aproximadamente 21% desse desequilíbrio é corrigido no período seguinte.

No caso do Rio de Janeiro, os parâmetros indicam a interdependência com desequilíbrios no custo da Cesta em Vitória e do próprio Rio de Janeiro. Desequilíbrios que desviariam suas trajetórias de longo prazo são corrigidos em torno de 20% e 39%, respectivamente, de um período para outro. Por fim, quando analisado o custo da Cesta Básica em Belo Horizonte, verifica-se que este seria

determinada apenas por variações na trajetória de equilíbrio de sua própria variável, cerca de 46% do desequilíbrio ocorrido no curto prazo, é corrigido no período seguinte.

Além disso, verifica-se, por meio dos parâmetros em primeira diferença, cujos quais representam choques no curto prazo, que variações no custo da Cesta Básica em Belo Horizonte, ocorridas no período anterior ( $t-1$ ), tem impacto positivo sobre a variação do custo da cesta Básica do Rio de Janeiro e variações no custo da Cesta Básica de São Paulo afeta positivamente o custo da Cesta Básica de Vitória.

## 8. Conclusão

Este trabalho apresentou o desenvolvimento de testes visando identificar não somente a integração espacial de preços de um produto, mas sim de uma cesta de produtos que compõe a cesta básica definida pelo DIEESE.

Os resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) mostram que todas as séries de preços das cestas básicas são integradas de ordem 1,  $I(1)$ .

Os preços de cesta básica das cidades são integrados espacialmente, ou seja, um choque de oferta ou demanda em um desses mercados afeta os preços da cesta básica nos outros.

Os resultados do teste de causalidade de Granger indicam a relação de causalidade unidirecional dos preços da cesta básica da cidade de São Paulo as cidades do Rio de Janeiro e Vitória, também foram encontradas relações de causalidade unidirecional dos preços das cestas básicas de Belo Horizonte para as cidades de Vitória e Rio de Janeiro. Assim como o estabelecimento da ausência da causalidade ou independência dos preços das cestas básicas da cidade do Rio de Janeiro para Vitória.

Outra constatação, decorrente da estimação de um modelo de correção de erros é que as relações de transmissão de preços pelo vetor de correção de erros no curto prazo é semelhante ao resultado do teste de causalidade de Granger. Evidenciando os preços de Belo Horizonte e São Paulo como precedentes dos preços do Rio de Janeiro e de Vitória no curto prazo.

A estimação do modelo de longo prazo gerou resultados como a inversão da transmissão dos preços da cesta básica no longo prazo do Rio de Janeiro para Belo Horizonte, existência da relação de bi-causalidade entre Rio de Janeiro e Vitória no longo prazo e da causalidade unidirecional no longo prazo de São Paulo para Belo Horizonte.

Este resultado de longo prazo evidencia a posição da cidade de São Paulo enquanto centro de distribuição de produtos e dessa forma grande influenciador de preços, iniciando as variações de preços. Da mesma forma vale destacar os preços da cesta básica de Vitória enquanto grande tomador de preços dos outros mercados.

Assim, os resultados da pesquisa sugerem que o sistema de transmissão de preços entre essas cidades é eficiente, uma vez que as informações têm fluído rapidamente entre os agentes desse mercado, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a

Lei do Preço Único funcionem propriamente.

## Referências bibliográficas

- Aguiar, D. R. D., Lima, J. E., & Nogueira, F. T. P. (2005). Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. *Nova Economia*, 15(2):91-112.
- Asche, F., Gordon, D. V., & Hannesson, R. (1998). Price founded tests for market integration: Fish markets in France. American Agricultural Economics Association, Selected Papers of the 1998 Annual Meeting in Salt Lake City. Disponível em <http://www.agecon.lib.umn.edu>.
- DIEESE (1993). Cesta básica nacional metodologia. São Paulo: Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos.
- Engle, R. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:55-63.
- EVIEWES (2004). User's guide 5.0. Quantitative Micro Software, Irvine.
- Fackler, P. & Goodwin, B. K. (2000). Spatial price analysis: A methodological review. Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University.
- Faminom, M. D. & Benson, B. L. (1990). Spatial market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(1):49-62.
- González-Rivera, G. & Helfand, S. M. (2001). The extent, pattern and degree of market integration: A multivariate approach for the Brazilian rice market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83:576-592.
- Goodwin, B. K. & Pigott, N. E. (2001). Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(2):302-317.
- Goodwin, B. K. & Schroeder, T. C. (1991). Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, May:452-464.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, 34:541-51.
- Gujarati, D. N. (2000). *Econometria Básica*. Makron Books, São Paulo, 3rd. edition.
- Hill, C., Griffiths, W., & Judge, G. (1999). *Econometria*. Saraiva, São Paulo.
- IBGE (2000). Censo demográfico. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <http://www.ibge.org.br>. Acesso em 26 de novembro de 2007.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.
- Johansen, S. (1991). The role of the constant term in cointegration analysis of non stationary variables. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169-210.
- Maddala, G. S. & Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Co Integration and Structural Change*. Cambridge University, New York.
- Pereira, L. R. P. (2005). *Integração Especial no Mercado Brasileiro do Boi Gordo*. PhD thesis, Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa.
- Ravallion, M. (1986). Testing marketing integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1):102-109.
- Santana, A. C. (1998). Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Pará. In *Anais Do XXXVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia*

*Rural*, Poços de Caldas. SOBER.

Sexton, R., Kling, C., & Carmem, H. (1991). Market integration, efficiency of arbitrage and imperfect competition: Methodology and application to US celery. *American Journal of Agricultural Economics*, 73:568-580.