

Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica

Fernando Tadeu Pongelupe Nogueira
Doutorando em Economia Aplicada
no Departamento de Economia Rural da UFV

Danilo R. D. Aguiar
Professor do Departamento de Economia Rural da UFV

João Eustáquio de Lima
Professor do Departamento de Economia Rural da UFV

Palavras-chave

integração de mercados, café,
co-integração de preços.

Classificação JEL F11; D41;
Q13.

Key words

*market integration, coffee,
price co-integration.*

JEL Classification F11; D41;
Q13.

Resumo

Este estudo analisa a integração espacial do mercado de café arábica nos dois principais estados produtores no Brasil. Os resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) mostram que todas as séries de preços são integradas de ordem 1, I(1). Os resultados do teste de co-integração de Johansen sugerem que todas as séries são co-integradas. Conclui-se, pois, que os mercados de café arábica das regiões produtoras de Minas Gerais e São Paulo são integrados espacialmente, ou seja, um choque de oferta ou demanda em um desses mercados afeta os preços de café arábica nos demais mercados. Outra constatação, decorrente da estimação de um modelo de correção de erros e da aplicação do Teste de Causalidade de Granger é que a região do Cerrado de Minas Gerais Granger-causa os preços das demais regiões. Tal constatação contraria a expectativa de que a região Sul de Minas, uma das maiores produtoras e exportadoras de café arábica do Brasil, iniciasse as variações de preços. Assim, os resultados da pesquisa sugerem que o mercado brasileiro de café 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 a contento.

Abstract

This study analyzes spatial integration in the arabica coffee market of the two main producer states in Brazil. The results of the Dickey-Fuller Augmented (DFA) unit root test show that all price series are integrated of first order, I(1). The results of the Johansen co-integration test suggest that all series are co-integrated. It can be concluded, thus, that the coffee markets of the main producer regions in the States of Minas Gerais and São Paulo are spatially integrated, which means that supply and demand shocks in one of these markets affect the coffee prices in the other markets. Another outcome of this research, resulting from the estimation of an error correction model and the application of the Granger causality test, is that the Cerrado region in the State of Minas Gerais Granger-causes the prices in the other regions. This result contradicts the expectation that the South of Minas region, one of the main producers and exporters in Brazil, would lead the remaining regions. Therefore, the results of this research suggest that the Brazilian coffee market is efficient, since information has flowed rapidly among the market agents, allowing arbitrage and the Law of One Price to work properly.

1_ Introdução

O Brasil, a partir de 1990, vem passando por um processo de estabilização econômica, com maior liberalização e exposição à competitividade internacional, o que tem provocado alterações em diversos setores. O setor agrícola, como os demais setores da economia brasileira, vem sofrendo mudanças, estando cada vez mais sob a influência dos chamados mercados globais. A consequência desse processo deve ser uma integração cada vez mais ampla dos vários mercados regionais dos produtos agrícolas brasileiros, tanto entre si como em relação aos principais mercados internacionais.

Tecnicamente, um sistema de mercado é dito integrado quando os preços desses mercados são determinados de maneira interdependentes, ou seja, alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços de outros. Mais precisamente, a integração pode ser medida por meio do grau de co-movimentação dos preços em diferentes locais, mediante a correlação entre os preços.¹ A importância do conceito de integração para a análise da eficiência dos mercados pode ser apreendida na argumentação apresentada por Goodwin e Schroeder (1991, p. 452):

Mercados que não são integrados podem carregar informações imprecisas de preços que podem distorcer as decisões de comercialização dos produtores e contribuir para movimentação ineficiente de produtos.

Portanto, a mensuração do grau de integração de mercados regionais é de grande relevância para a determinação de políticas reguladoras de mercado (Ravallion, 1986) e para a tomada de decisão de comercialização dos agentes de mercado, sendo essa relevância tanto maior quanto mais importante for o mercado estudado para a economia nacional. Neste contexto, a importância do setor cafeeiro para o agronegócio brasileiro não demanda mais esclarecimentos. Embora sua importância relativa venha diminuindo ao longo do tempo, o Brasil ainda é o maior produtor mundial de café.

Internamente, segundo o IBGE (2000), Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Paraná são os Estados que mais produzem café no Brasil. Entre esses, Minas Gerais e São Paulo se destacam como os maiores produtores de café arábica, e o Espírito Santo como o maior produtor de café *conillon*, também conhecido como “robusta” (Leite, 2001). Sendo o café arábica o principal tipo de café exportado e consumido no Brasil, a investigação da integração dos mercados

.....
¹ O que garante a correlação dos preços é um processo conhecido como “arbitragem espacial”. Grosso modo, por esse processo, agentes econômicos compram onde o preço é mais baixo e vendem na região de preço mais elevado, promovendo redução do preço nesta e aumento de preço naquela região.

regionais dos principais Estados produtores de café arábica do País pode trazer luzes sobre o grau de eficiência desse setor.

Assim, o presente trabalho tem como objetivo analisar a integração do mercado de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, os dois principais produtores desse tipo de café no Brasil. Pretende-se, portanto, identificar o comportamento dos preços nas principais regiões produtoras dos Estados mencionados, verificando como esses se relacionam no longo prazo.

A hipótese central a ser testada neste estudo é que os mercados de café arábica das principais regiões produtoras dos Estados de Minas Gerais (Sul de Minas e Cerrado) e São Paulo (Mogiana e Paulista) são integrados. Essa hipótese se baseia, principalmente, em três fatos:

- a. a proximidade entre estes mercados, o que permitiria rápida difusão do fluxo de informações entre mercados, facilitando o funcionamento do mecanismo de arbitragem espacial;
- b. o caráter exportador desses mercados, em que os agentes econômicos de todos os mercados se mantêm informados sobre as condições das ofertas e demandas locais e internacionais;

- c. os desenvolvimentos na área de tecnologia da informação (informática), que têm facilitado e acelerado a difusão de informações sobre preços e condições de mercado.

2_ Metodologia

2.1_ Referencial teórico

A origem da idéia de integração de mercados está na Lei de Preço Único (LPU), que diz que, na ausência de custos de transporte, barreiras comerciais e outras restrições, bens idênticos seriam vendidos por preços equivalentes por causa das operações de arbitragem. A falha de duas ou mais regiões em aderir à LPU pode ser explicada por uma ou mais das seguintes considerações (Sexton, Kling e Carman, 1991):

- a. as regiões não estariam ligadas por arbitragem, isto é, elas representariam mercados autárquicos;
- b. haveria impedimentos para arbitragens eficientes, tais como barreiras comerciais, informação imperfeita, ou aversão ao risco;
- c. haveria competição imperfeita em um ou mais dos mercados.

Dessa forma, a análise da integração forneceria evidência sobre a competitividade

de dos mercados, efetividade da arbitragem, e eficiência do processo de determinação de preço, embora fosse difícil definir, com exatidão, qual dessas causas se aplicaria a cada situação (Faminow e Benson, 1990).

Matematicamente, a LPU pode ser representada como:

$$p_j - p_i \leq r_{ij} \quad (1)$$

em que: p_i representa o preço do bem na região “i”;

p_j representa o preço do bem na região “j”;

r_{ij} representa o custo de transferência do bem da região “i” para a região “j”.

A condição (1) se manterá com regularidade se houver comércio direto entre as regiões “i” e “j”. Essa é denominada condição de arbitragem espacial e é um conceito de equilíbrio. Os preços correntes podem divergir nessas relações comerciais, mas as ações dos arbitradores, num mercado que funciona perfeitamente, tendem a mover os preços de tal forma que a diferença entre eles se iguale aos custos de transferência. Quaisquer desvios deste são de natureza transitória (Fackler e Goodwin, 2000).

A integração espacial de mercados pode também ocorrer por meio da trans-

missão indireta de preços, ou seja, não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para que exista 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 com que “A” e “B” estejam integradas. Assim, choques de preços podem ser transmitidos indiretamente através da rede de comércio via ligações existentes entre regiões conectadas nessa rede.

Segundo Fackler e Goodwin (2000), a LPU tem as seguintes versões:

- a. a “Lei do Preço Único Fraca”, em que só ocorre a condição de arbitragem espacial;
- b. a “Lei do Preço Único Forte”, em que a condição de arbitragem vigora com regularidade e presume-se que o comércio seja contínuo;
- c. a “Lei do Preço Único Agregada”, que é declarada em termos de índice de preços e aplicada somente a uma cesta de bens comercializáveis, sendo conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC) (Fackler e Goodwin, 2000).

A forma “forte” da LPU é a mais freqüentemente testada, e tais testes devem ser interpretados não somente como testes de condições de equilíbrio, mas como testes que são condicionados às hipóteses que consideram ligações de comércio. Violações da forma “forte” da LPU podem indicar falta de relações de negócios estáveis ou situação de desequilíbrio, ou ambas (Fackler e Goodwin, 2000).

Integração espacial de mercado diz respeito ao grau de co-movimentação dos preços em diferentes locais, sendo medida pela correlação entre os preços. No entanto, é um conceito distinto da falta de arbitragem. Os preços de uma *commodity* podem subir, em locais distintos, por razões que, de modo algum, dizem respeito à rede de negócios da *commodity* que une regiões. Integração espacial de mercado é melhor entendida como uma medida do grau para o qual choques de demanda e oferta que surgem em uma região são transmitidos a outra (Fackler e Goodwin, 2000).

Esses autores fizeram a suposição de um choque hipotético, ε_A , que muda o excesso de demanda para um bem na região “A”, mas não em uma região “B”. Assim, a razão de transmissão do preço associado ao choque é:

$$R_{AB} = \frac{\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}} \quad (2)$$

em que: $\partial P_A / \partial \varepsilon_A$ é a variação infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um bem na região “A”), que provoca variação no preço do bem na região “A”; $\partial P_B / \partial \varepsilon_A$ é a variação infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um bem na região “A”), que provoca variação no preço do bem na região “B”; R_{AB} é a razão de transmissão associada ao choque hipotético (com base na mudança na demanda de um bem na região “A”).

Caso $R_{AB} = 1$, então ocorreria integração perfeita de mercado.

É possível, também, que uma região seja mais integrada à outra do que esta à primeira, ou seja, a razão de transmissão do preço é assimétrica, podendo ocorrer que $R_{AB} \neq R_{BA}$.

Por fim, vale salientar que integração perfeita de mercado e a forma “forte” da LPU são conceitos distintos. É possível que essa lei se mantenha, ainda

que regiões possam ter razão de transmissão de preços menor que 1. No entanto, a razão de transmissão de preço unitária implica a forma “forte” da LPU. A integração perfeita de mercado abrange a forma “forte” da LPU, que, por sua vez, abrange sua forma “fraca” (Fackler e Goodwin, 2000).

2.2_ Modelo analítico

Empiricamente, um dos enfoques mais comuns para investigar a integração de mercados consiste no teste das relações entre preços ao longo do tempo, incluindo testes da LPU, testes de casualidade, análise de correlação e testes de co-integração (Asche, Gordon e Hannesson, 1998). Esses enfoques diferem, em certo sentido, por enfocarem a integração no curto ou no longo prazo. Embora a não-observação da LPU no curto prazo tenha conotação de ineficiência, graças à lentidão da ação da arbitragem, essa parece ser a regra, e não a exceção. Ravallion (1986) argumenta que, em muitas situações, seria implausível que o comércio ajustasse, instantaneamente, as diferenças espaciais de preços, de forma que a LPU só se manteria no longo prazo. Mais especificamente, Goodwin e Schroeder (1991) afirmam que a integração espacial de mercados implica, necessariamente, uma úni-

ca relação de equilíbrio de longo prazo, na qual os desvios do preço de paridade regional são forçados a zero. Portanto, a análise de co-integração apresentaria a vantagem de mostrar a integração no longo prazo, bem como permitiria a análise de séries não-estacionárias.²

Portanto, a análise de co-integração é utilizada para avaliar relações lineares, entre séries de preços de vários mercados, a ser estabelecidas no longo prazo. A ocorrência de tais relações faz com que as séries de preços sejam co-integradas, havendo, portanto, indicativo de que os mercados também sejam co-integrados (Santana, 1998).

Para se testar a co-integração das regiões produtoras de café arábica dos Estados de Minas Gerais e São Paulo, são necessários quatro passos.

O primeiro passo é determinar a ordem de integração (número de diferenças para tornar a série estacionária) das séries de preços de café referentes a cada região produtora de café arábica nesses dois Estados, o que é feito por meio do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DFA). Para tanto, estima-se a seguinte regressão:

$$\Delta PC_t^i = \alpha_0 + \alpha_1 PC_{t-1}^i + \left(\sum_j (\beta_j \Delta PC_{t-j}^i) \right) + v_t \tag{3}$$

.....
² Na verdade, Asche, Gordon e Hannesson (1998) mostram que, usando testes apropriados de co-integração, os enfoque de LPU/testes de causalidade e teste de co-integração fornecem a mesma informação, de maneira que o que deveria determinar a escolha da ferramenta a ser usada são as características dos dados; se os preços fossem estacionários, o enfoque LPU/testes de casualidade deveria ser usado, enquanto que, se os preços fossem não-estacionários, testes de co-integração deveriam ser usados.

em que: Δ é o operador de diferença para cada série de preços;

$\Delta PC_t^i = PC_t^i - PC_{t-1}^i$ é a diferença no preço de café arábica do período “ t ” e do período “ $t - 1$ ” da região “ i ” produtora de café no Estado de Minas Gerais ou no de São Paulo;

PC_{t-1}^i é o preço do café do período “ $t - 1$ ” da região “ i ” produtora de café arábica em Minas Gerais ou em São Paulo;

$\Delta PC_{t-j}^i = PC_{t-j}^i - PC_{t-j-1}^i$ é a diferença no preço de café arábica do período “ $t - j$ ” e do período “ $t - j - 1$ ” da região “ i ” produtora de café em Minas Gerais ou em São Paulo;

$\alpha_0, \alpha_1, \beta_j$ são parâmetros;

v_t é o erro aleatório (série ruído branco);

i representa as diversas regiões produtoras de café arábica dos Estados de Minas Gerais (Cerrado ou Sul de Minas) ou São Paulo (Mogiana ou Paulista).

O teste de Dickey-Fuller é feito da seguinte forma:

– se $|\tau|_{calculado} > |\tau|_{critico}$: rejeita-se
 $H_0: \alpha_1 = 0$, e a série é estacionária;

– se $|\tau|_{calculado} < |\tau|_{critico}$: não se rejeita
 $H_0: \alpha_1 = 0$, e a série é não-estacionária.

Ou melhor, se a hipótese nula não é rejeitada, a série tem raiz unitária, devendo a equação ser reparametrizada e submetida a novo teste, com a série especificada nas próximas diferenças. Repetir-se-á os testes, aumentando as diferenças, até que a hipótese nula seja rejeitada. Desta forma, determina-se, então, a ordem de integração da série regredida de acordo com a equação (3).

O segundo passo, que só pode ser aplicado para séries que tenham a mesma ordem de integração, trata-se do teste de co-integração. Supondo as séries de preço do café de cada região produtora do Estado de Minas Gerais sendo integradas de ordem 1, pode-se, então, testar a integração entre os preços do café arábica das regiões do Cerrado e do Sul de Minas e, no que diz respeito a São Paulo, das regiões de Mogiana e Paulista. Utiliza-se, para tanto, o teste estatístico (Q_r) de Johansen (Johansen, 1991, 1995; Johansen e Juselius, 1990), que verifica a presença de uma raiz unitária nos resíduos da regressão, especificada como pares de variáveis.

O modelo utilizado no teste de co-integração é o seguinte:

$$PC_t^i = \beta_0 + \beta_1 PC_t^j + v_t \quad (4)$$

em que: PC_t^i é o preço do café arábica no período “t” da região “i”;
 PC_t^j é o preço do café arábica no período “t” da região “j”;
 β_0, β_1 são parâmetros;
 v_t é o erro aleatório (série ruído branco).

Os resultados da estatística (Q_r) de Johansen para as equações regredidas pela equação (4) indicam, estatisticamente, se as séries são co-integradas ou não. Caso algumas das equações regredidas em (4) não sejam co-integradas, pode-se sugerir a possibilidade de competição entre as regiões produtoras de café integrantes da série dessas equações.

O primeiro e o segundo passos indicam quais as regiões produtoras de café arábica nesses dois Estados são integradas espacialmente. Tais passos, porém, não indicam a direção da transmissão dos preços. Essa direção é obtida por meio do *terceiro passo* metodológico, a *estimação do Vetor de Correção de Erros (VEC)*, popularizado por Engle e Granger (1987) e citado por Santana (1998). Sendo as séries co-integradas de ordem “k”, utiliza-se o seguinte modelo de Correção de Erros para verificar a direção da transmissão dos preços:

$$\Delta PC_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta PC_{t-1}^i + \gamma_2 \Delta PC_{t-1}^j + \gamma_3 v_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

em que: $\Delta PC_t^i = PC_t^i - PC_{t-1}^i$ é a diferença no preço de café arábica do período “t” e do período “t-1” da região “i”;
 $\Delta PC_{t-1}^i = PC_{t-1}^i - PC_{t-2}^i$ é a diferença no preço arábica de café do período “t-1” e do período “t-2” da região “i”;
 $\Delta PC_t^j = PC_t^j - PC_{t-1}^j$ é a diferença no preço de café arábica do período “t” e do período “t-1” da região “j”;
 $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ são parâmetros;
 v_{t-1} é o erro da regressão co-integrada;
 μ_t é o erro aleatório.

Caso o coeficiente γ_3 , da equação (5), relativo ao termo do erro da regressão de co-integração (termo de erro defasado), seja diferente de zero, diz-se que a causalidade ruma do preço da região “j” para o preço da região “i”. Se os coeficientes do termo de erro defasado de um período não são estatisticamente diferentes de zero a 5% de probabilidade, então não há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo. Assim, tais mercados agem independentemente no curto prazo. Caso contrário, há trans-

missão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo.

O quarto passo é a aplicação do *Teste de Causalidade de Granger* (Granger, 1969), que possibilita aferir o sentido dos preços entre os mercados. A causalidade proposta por Granger ocorre de PC^j para PC^i , se os valores de PC^i são mais bem explicados pelos valores passados de PC^i e PC^j . Da mesma forma, a causalidade proposta por Granger ocorre de PC^i para PC^j , se os valores de PC^j são mais bem explicados pelos valores passados de PC^i e PC^j .

2.3_ Dados e procedimentos

As séries diárias utilizadas neste estudo referem-se aos preços de café arábica, tipo 6, bica corrida, bebida dura para melhor, posto São Paulo, das regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), como já descrito, do período de setembro de 1996 a outubro de 2000, as quais foram obtidas no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), da ESALQ/USP. Tais séries foram convertidas em dólares com as cotações (R\$/US\$) fornecidas pelo CEPEA.

As séries do Estado do Paraná não foram consideradas por não estarem completas para o período de setembro de 1996 a outubro de 2000, uma vez que o

CEPEA não possui série de preços de café arábica para esse Estado do período de 7/1/1997 a 4/8/1997.

As séries diárias do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista, relativas ao período de setembro de 1996 a outubro de 2000, foram equalizadas,³ mantendo-se somente os dias comuns a todas as séries, sendo, em seguida, logaritmizadas. O total de ocorrências para a série diária foi de 914 ocorrências.

Construíram-se mais duas séries: uma série semanal e uma série quinzenal. O objetivo foi verificar o comportamento da integração espacial em séries temporais com períodos distintos. Pode ser que os mercados não sejam integrados, considerando-se os dados da série diária, mas o sejam, considerando-se os dados da série semanal e/ou quinzenal. Tais informações podem contribuir para o estudo da integração espacial de mercados, principalmente por permitir verificar como as informações fluem entre os agentes da cadeia agroindustrial do café arábica, se mais rapidamente ou mais vagarosamente.

As séries semanais foram construídas após a equalização da série diária, considerando-se somente as quartas-feiras da série diária, ou a ocorrência seguinte quando a ocorrência de quarta-feira não existia, ou a ocorrência anterior quando

³ Esta equalização das séries temporais incluiu, também, as séries temporais da BM&F e da CSCE, utilizadas em outro estudo, não abordado neste artigo.

as ocorrências de quarta-feira e quinta-feira não existiam. Já as séries quinzenais foram construídas baseadas nas séries semanais, considerando-se as ocorrências ímpares das séries semanais. O total de ocorrências para a série semanal foi de 217, e para a série quinzenal, de 109.

3_ Análise dos resultados

3.1_ Teste de Raiz Unitária

O Teste de Raiz Unitária tem por objetivo verificar se as séries em estudo são estacionárias. Utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o qual foi estimado para os casos da série com intercepto, com intercepto e com tendência, com intercepto e sem tendência, utilizando defasagens de 0 (zero) a 5 (cinco).

Tais estimativas foram feitas para as séries diárias, semanais e quinzenais, tanto em nível quanto em diferença. Utilizou-se, então, o menor Critério de Akaike para selecionar a melhor opção (Eviews, 1997).

O Quadro 1 mostra que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária não foi rejeitada para as séries logaritmizadas do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana

e Paulista, diárias, semanais e quinzenais. Ou seja, essas séries são não-estacionárias em nível. Procedendo-se à primeira diferença nessas séries, verifica-se que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária, para cada série do Quadro 2, foi rejeitada. Ou seja, tais séries são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1, $I(1)$.

3.2_ Teste de Co-integração

O Teste de Co-Integração (Teste de Johansen) tem por objetivo verificar se duas ou mais séries temporais são co-integradas, ou seja, se elas são sincronizadas. Se as séries são co-integradas, então as regressões dessas séries não são espúrias. Existe relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

Nessa etapa, analisou-se se as séries logaritmizadas (Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista) diárias, semanais e quinzenais, são integradas duas a duas: Cerrado \times Sul de Minas, Cerrado \times Mogiana, Cerrado \times Paulista, Sul de Minas \times Mogiana, Sul de Minas \times Paulista e Mogiana \times Paulista. Para tanto, geraram-se cinco sumários com defasagens nos pares de intervalos das variáveis de 1 1 a 1 5.

Quadro 1_ Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries diárias, semanais e quinzenais de preços das principais regiões produtoras de café arábica do Brasil – em nível – Período: 3/9/1996 a 31/10/2000

Série	Periodicidade	Defasagem ("lag")	Tipo da equação estimada	Resultado do Teste ADF
Cerrado	Diária	2	Com tendência e com intercepto	-2,432255
Sul de Minas	Diária	3	Com tendência e com intercepto	-2,415351
Mogiana	Diária	2	Com tendência e com intercepto	-2,419593
Paulista	Diária	2	Com tendência e com intercepto	-2,420485
Cerrado	Semanal	5	Com tendência e com intercepto	-3,060239
Sul de Minas	Semanal	5	Com tendência e com intercepto	-3,057402
Mogiana	Semanal	5	Com tendência e com intercepto	-3,062714
Paulista	Semanal	1	Com tendência e com intercepto	-2,604246
Cerrado	Quinzenal	1	Com tendência e com intercepto	-2,564804
Sul de Minas	Quinzenal	0	Com tendência e com intercepto	-2,680504
Mogiana	Quinzenal	0	Com tendência e com intercepto	-2,697479
Paulista	Quinzenal	0	Com tendência e com intercepto	-2,662456

(*) Significativo a 1%;

(**) Significativo a 5%;

(***) Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 2_ Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries diárias, semanais e quinzenais de preços das principais regiões produtoras de café arábica do Brasil – em primeira diferença – Período: 3/9/1996 a 31/10/2000

Série	Periodicidade	Defasagem (“lag”)	Tipo da equação estimada	Resultado do Teste ADF
Cerrado	Diária	2	Sem tendência e sem intercepto	-23,66081*
Sul de Minas	Diária	1	Sem tendência e sem intercepto	-23,79347*
Mogiana	Diária	1	Sem tendência e sem intercepto	-23,88146*
Paulista	Diária	1	Sem tendência e sem intercepto	-24,18460*
Cerrado	Semanal	0	Sem tendência e sem intercepto	-17,04939*
Sul de Minas	Semanal	0	Sem tendência e sem intercepto	-16,79414*
Mogiana	Semanal	0	Sem tendência e sem intercepto	-16,95875*
Paulista	Semanal	0	Sem tendência e sem intercepto	-17,06680*
Cerrado	Quinzenal	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,08080*
Sul de Minas	Quinzenal	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,00035*
Mogiana	Quinzenal	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,04932*
Paulista	Quinzenal	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,02760*

(*) Significativo a 1%;

(**) Significativo a 5%;

(***) Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Cada sumário contém informações de critério (Critério de Akaike e Schwarz) sobre os cinco modelos possíveis de estimação. Segundo Eviews (1997), o sumário deve ser estimado quando não se tem certeza sobre as tendências determinísticas dos dados. Para a escolha do melhor modelo, para cada par de séries temporais logaritmizadas, adotou-se aquele de menor valor do Critério de Akaike, que tivesse, pelo menos, uma equação de co-integração. Os cinco modelos possíveis de estimação 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.

Analisando-se o Quadro 3, verifica-se que Cerrado e Sul de Minas, Cerrado e Mogiana, Cerrado e Paulista, Sul de Minas e Mogiana, Sul de Minas e Paulista, e Mogiana e Paulista são todas co-integradas a 1% de nível de significância, tanto nas séries logaritmizadas diárias quanto nas semanais e quinzenais. Todos os pares de séries temporais do Quadro 3 possuem uma equação de co-integração, que é a relação de equilíbrio entre esses pares de séries no longo prazo.

Pode-se concluir, portanto, que o mercado de café arábica das regiões do Cerrado e do Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e de Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo) é integrado. Esse fato é importante em razão de os preços se co-movimentarem sincronizadamente, ou seja, sugere que esses mercados são eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. As informações disponíveis que afetam os preços no mercado de café arábica em qualquer das regiões analisadas fluem entre os agentes dessa cadeia agroindustrial, transmitindo-se aos demais mercados, o que indica que esses mercados funcionam propriamente.

Quadro 3_ Teste de Johansen para séries diárias, semanais e quinzenais de preços de café arábica, Brasil, das regiões relacionadas – Período: 3/9/1996 a 31/10/2000

Séries relacionadas	Periodicidade	Modelo	Defasagem nos pares de variáveis	Likelihood Ratio	Equação de co-integração normalizada
Cerrado × Sul de Minas	Diária	“b”	1 2	173,6929*	PCCE = -0,031603 + 1,007544 PCSU
Cerrado × Mogiana	Diária	“d”	1 3	121,6862*	PCCE = -0,017143 - 3,40.10 ⁻⁶ t + 1,004593 PCM
Cerrado × Paulista	Diária	“d”	1 2	94,80261*	PCCE = -0,012897 + 2,63. 10 ⁻⁵ t + 1,007261 PCP
Sul de Minas × Mogiana	Diária	“d”	1 1	307,8990*	PCS = 0,011271 - 2,35.10 ⁻⁶ t + 0,997613 PCM
Sul de Minas × Paulista	Diária	“d”	1 2	99,18436*	PCS = 0,014155 + 2,75.10 ⁻⁵ t + 1,000503 PCP
Mogiana × Paulista	Diária	“d”	1 2	101,5989*	PCM = 0,003071 + 2,98.10 ⁻⁵ t + 1,002872 PCP
Cerrado × Sul de Minas	Semanal	“b”	1 2	84,31477*	PCCE = -0,034304 + 1,008124 PCSU
Cerrado × Mogiana	Semanal	“b”	1 2	42,09199*	PCCE = -0,030917 + 1,007133 PCM
Cerrado × Paulista	Semanal	“d”	1 1	67,37358*	PCCE = -0,018078 + 0,000115.t + 1,008278 PCP
Sul de Minas × Mogiana	Semanal	“d”	1 1	94,0223*	PCS = 0,013333 - 1,18.10 ⁻⁵ t + 0,997234 PCM
Sul de Minas × Paulista	Semanal	“d”	1 1	67,22171*	PCS = 0,0198 + 0,00011 t + 0,999496 PCP
Mogiana × Paulista	Semanal	“d”	1 1	68,51469*	PCM = 0,005695 + 0,000123 t + 1,002415 PCP
Cerrado × Sul de Minas	Quinzenal	“b”	1 1	52,11069*	PCCE = -0,035318 + 1,008312 PCSU
Cerrado × Mogiana	Quinzenal	“b”	1 1	44,78662*	PCCE = -0,028794 + 1,006679 PCM
Cerrado × Paulista	Quinzenal	“d”	1 1	40,99824*	PCCE = -0,013439 + 0,000229 t + 1,007116 PCP
Sul de Minas × Mogiana	Quinzenal	“b”	1 1	36,36979*	PCS = 0,006481 + 0,998374 PCM
Sul de Minas × Paulista	Quinzenal	“d”	1 1	37,43201*	PCS = 0,016114 + 0,000243 t + 0,999802 PCP
Mogiana × Paulista	Quinzenal	“d”	1 1	39,40188*	PCM = 0,020967 + 0,000215 t + 0,999388 PCP

(*) Significativo a 1%;

(**) Significativo a 5%;

(***) Significativo a 10%;

Obs: Os modelos são:

- sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR;
- sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR;
- com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR;
- com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR;
- com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Fonte: Elaboração própria.

3.3_ Estimação e análise do VEC

A estimação do Vetor de Correção de Erro (VEC) tem por objetivo analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries co-integradas (que são as relações de equilíbrio no longo prazo). O desvio v_{t-1} , no período “ $t - 1$ ” é o desvio em relação à trajetória de equilíbrio de longo prazo (equação (5)). As variações em PC_t^i e PC_t^j (ou as correções para PC_t^i e PC_t^j) dependem da magnitude do desvio do sistema em relação ao seu equilíbrio de longo prazo no período anterior. O choque μ_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 (Hill, Griffiths e Judge, 1999).

A estimação do VEC foi efetuada com as mesmas especificações do modelo (tipo de equação) e defasagem nos pares de variáveis do Quadro 3. Através das séries logaritimizadas do Cerrado \times Sul de Minas, Cerrado \times Mogiana, Cerrado \times Paulista, Sul de Minas \times Mogiana, Sul de Minas \times Paulista, e Mogiana \times Paulista, e vice-versa, estimou-se o VEC, tanto das séries diárias quanto das semanais e quinzenais. O resultado do parâmetro γ_3 está listado no Quadro 4.

Analisando-se os resultados desse quadro, verifica-se que o parâmetro γ_3 é estatisticamente diferente de zero, a

5% de nível de significância, nas seguintes relações:

- _ Paulista \times Cerrado (série diária), o que indica a existência de transmissão de preços da região do Cerrado para a região Paulista;
- _ Sul de Minas \times Mogiana (série diária), o que indica a existência de transmissão de preços da região Mogiana para a região Sul de Minas;
- _ Paulista \times Sul de Minas (série diária), o que indica a existência de transmissão de preços da região do Sul de Minas para a região Paulista;
- _ Paulista \times Mogiana (série diária), o que indica a existência de transmissão de preços da região Mogiana para a região Paulista;
- _ Paulista \times Cerrado (série semanal), o que indica a existência de transmissão de preços (na série semanal) da região do Cerrado para a região Paulista;
- _ Paulista \times Sul de Minas (série semanal), o que indica a existência de transmissão de preços (na série semanal) da região do Sul de Minas para a região Paulista;
- _ Paulista \times Mogiana (série semanal), o que indica a existência de transmissão de preços (na série semanal) da região Mogiana para a região Paulista.

Quadro 4_ Parâmetro γ_3 do VEC (Vetor de Correção de Erro) para séries diárias, semanais e quinzenais de preço de café arábica, Brasil, das regiões relacionadas – Período: 3/9/1996 a 31/10/2000

(continua)

Relações	Periodicidade	Valor estimado de γ_3	$ t_{\text{calculado}} $
Cerrado × Sul de Minas	Diária	0,12674	0,2615
Sul de Minas × Cerrado	Diária	0,755938	1,56424
Cerrado × Mogiana	Diária	-0,400082	-0,80383
Mogiana × Cerrado	Diária	0,132793	0,26461
Cerrado × Paulista	Diária	0,011995	0,09487
Paulista × Cerrado	Diária	0,325401	2,55773 *
Sul de Minas × Mogiana	Diária	-1,19381	-2,62323 *
Mogiana × Sul de Minas	Diária	-0,382174	-0,82997
Sul de Minas × Paulista	Diária	-0,007411	-0,05746
Paulista × Sul de Minas	Diária	0,321269	2,47149 *
Mogiana × Paulista	Diária	0,025031	0,1985
Paulista × Mogiana	Diária	0,360747	2,86385 *
Cerrado × Sul de Minas	Semanal	2,542996	1,12812
Sul de Minas × Cerrado	Semanal	3,59866	1,61129
Cerrado × Mogiana	Semanal	0,462287	0,19499
Mogiana × Cerrado	Semanal	1,198771	0,50581
Cerrado × Paulista	Semanal	0,688916	1,27132
Paulista × Cerrado	Semanal	1,322109	2,43524 *
Sul de Minas × Mogiana	Semanal	-3,913017	-1,91255
Mogiana × Sul de Minas	Semanal	-2,96386	-1,43672
Sul de Minas × Paulista	Semanal	0,616952	1,08826

Quadro 4_ Parâmetro γ_3 do VEC (Vetor de Correção de Erro) para séries diárias, semanais e quinzenais de preço de café arábica, Brasil, das regiões relacionadas – Período: 3/9/1996 a 31/10/2000

(conclusão)

Relações	Periodicidade	Valor estimado de γ_3	$ t_{\text{calculado}} $
Paulista × Sul de Minas	Semanal	1,274307	2,22349 *
Mogiana × Paulista	Semanal	0,756343	1,41449
Paulista × Mogiana	Semanal	1,400043	2,60962 *
Cerrado × Sul de Minas	Quinzenal	2,920761	0,69411
Sul de Minas × Cerrado	Quinzenal	3,980671	0,95168
Cerrado × Mogiana	Quinzenal	1,492665	0,32525
Mogiana × Cerrado	Quinzenal	2,517191	0,54869
Cerrado × Paulista	Quinzenal	1,682116	1,27367
Paulista × Cerrado	Quinzenal	2,425642	1,85876
Sul de Minas × Mogiana	Quinzenal	-2,986451	-0,59456
Mogiana × Sul de Minas	Quinzenal	-2,154419	-0,42686
Sul de Minas × Paulista	Quinzenal	1,581034	1,16561
Paulista × Sul de Minas	Quinzenal	2,288099	1,69839
Mogiana × Paulista	Quinzenal	1,264009	0,98128
Paulista × Mogiana	Quinzenal	1,990658	1,56197

(*) $|f_{\text{crítico}}| = |1,960|$ (acima de 120 observações) – a 5% de nível de significância (Hill, Griffiths e Judge, 1999) – Valor Crítico utilizado nas séries diárias e semanais.

(**) $|f_{\text{crítico}}| = |1,982|$ (com 109 observações) – a 5% de nível de significância (Hill, Griffiths e Judge, 1999) – Valor Crítico utilizado nas séries quinzenais.

Fonte: Elaboração própria.

É interessante notar que, ao se analisar a série temporal quinzenal, nada se pode concluir quanto à transmissão de preços entre regiões – os parâmetros do erro defasado não são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de nível de significância, o que sugere que os mercados do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista agem independentemente no curto prazo, apesar de ser integrados no longo prazo. Ou seja, há tendência de os preços se co-movimentarem sincronizadamente no longo prazo, mas, no curto prazo, pode haver divergências entre os preços (tendo-se em mente o período quinzenal).

Outro fato a notar é que há transmissão de preços da região Cerrado para a Paulista, da região Sul de Minas para a região Paulista e da Mogiana para a Paulista, tanto nas séries diárias quanto nas semanais. No entanto, só há transmissão de preços da região Mogiana para a Sul de Minas nas séries diárias. Isso indica que essa transmissão de preços é de curtíssimo prazo, uma vez que não existe nas séries semanais, e que ela ocorre em razão da proximidade da região Mogiana (Nordeste de São Paulo) com a região Sul de Minas (Sul de Minas Gerais).

3.4_ Teste de Causalidade de Granger

A fim de se confirmar a direção das transmissões de preços conforme análise do parâmetro γ_3 da equação (5), reportadas no Quadro 4, aplicou-se o Teste de Causalidade de Granger, com no máximo 6 defasagens.

Para o caso diário, analisaram-se todos os resultados das séries defasadas, os quais são bastante parecidos, verificando-se que se pode extrair as seguintes relações de causalidade de Granger (a 5% de nível de significância – com uma defasagem):

- a. Cerrado Granger causa Sul de Minas;
- b. Cerrado Granger causa Mogiana;
- c. Cerrado Granger causa Paulista;
- d. Mogiana Granger causa Sul de Minas;
- e. Paulista Granger causa Sul de Minas;
- f. Mogiana Granger causa Paulista;
- g. Paulista Granger causa Mogiana.

É interessante notar, com uma defasagem, que há uma causalidade de Granger bidirecional entre as regiões de Mogiana e Paulista. Outro fato a notar é que o preço do Sul de Minas é consequência dos demais mercados, no sentido de Granger, enquanto o preço do Cerrado é Granger causa dos demais mercados. Pode-se sugerir que a região do Cerrado é um pólo que transmite os

choques (alterações) de preços aos demais mercados. Isso, porém, não tem, aparentemente, sentido econômico, já que se esperava que o Sul de Minas, que é o maior produtor de café arábica do Brasil, fosse Granger causa dos demais mercados. Acreditava-se, portanto, que o Sul de Minas se antecipasse nas variações de preços em relação aos demais mercados.

Para as séries semanal e quinzenal, analisaram-se todos os resultados (6 defasagens) e não se apura qualquer causalidade de Granger. Não se pode, portanto, tirar qualquer conclusão, a 5% de nível de significância, quanto à causalidade de Granger para as séries semanal e quinzenal.

É interessante notar que, aumentando-se o período das séries, ou seja, passando-se de diário para semanal e de semanal para quinzenal, a causalidade de Granger deixa de ser observada. Tal fato leva a supor que os choques de preços em um mercado são transmitidos quase que instantaneamente aos demais. Com o passar do tempo, ou melhor, com observações semanais ou quinzenais, tais choques de preços no “mercado principal” já teriam sido absorvidos pelos demais “mercados secundários”. Esse fato reforça a idéia de que a difusão das informações flui rapidamente entre os agentes da cadeia agroindustrial do

café arábica, ou melhor, sugere que tais mercados são eficientes.

Comparando-se os resultados diários do Teste de Causalidade de Granger (com uma defasagem) com os resultados obtidos no VEC, constata-se que a causalidade de Granger não confirmou um dos resultados: a existência de transmissão de preços da região Sul de Minas para a região Paulista, na série diária. A análise do VEC indica haver a transmissão de preços da região Sul de Minas para a região Paulista, enquanto o Teste de Causalidade de Granger indica haver causalidade de Granger de Paulista para Sul de Minas. Tal discordância pode existir em função da proximidade desses dois mercados com o mercado de Mogiana. Esses são os dois mercados mais próximos da região Mogiana. Vale lembrar que a análise do VEC indica a existência de transmissão de preços de Mogiana para Paulista, sendo tal resultado confirmado pelo Teste de Causalidade de Granger. Além disso, o VEC indica a existência de transmissão de preços da região Mogiana para a região Sul de Minas, e o Teste de Causalidade de Granger indica que Mogiana é Granger causa de Sul de Minas.

Assim, por estarem muito próximos o Nordeste de São Paulo (Mogiana) e o Sul de Minas Gerais (Sul de Minas) e

o Sudoeste de São Paulo (Paulista) e o Nordeste de São Paulo (Mogiana), pode ocorrer que um choque que afete o preço em uma região (Mogiana) se transmita quase que instantaneamente às outras regiões (Sul de Minas e Paulista), por causa da sua proximidade. Ou então, por estarem próximos os mercados de Mogiana e Sul de Minas, pode-se considerá-los um mercado único (um “megamercado”, abrangendo as duas regiões: Sul de Minas e Mogiana). Portanto, um choque (alteração) de preço nesse “megamercado” se transmitiria à região Paulista. Tal resultado sugere que não se deve adotar a distribuição geográfica por Estados, e sim criar outra distribuição baseada nos pólos produtores de café arábica, os quais podem transcender à distribuição geográfica.

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 Cerrado 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 ocorridas no Cerrado.

4_ Conclusão

A análise empírica conduzida neste trabalho não permite rejeitar a hipótese de que os mercados de café arábica das regiões do Cerrado e do Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e de Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), no período de setembro de 1996 a outubro de 2000, tanto diária quanto semanal e quinzenal, sejam integrados.

Esse resultado é importante já que sugere que o mercado brasileiro de café arábica está funcionando adequadamente. Por se tratar de um mercado bastante competitivo, o mercado desse tipo de café tem apresentado rápida difusão de informações entre os agentes dessa cadeia agroindustrial, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a LPU funcionem a contento. Dadas as características dos agentes econômicos que operam nos dois principais Estados produtores, a hipótese de integração dos mercados já havia sido levantada. O que poderia impedir a integração seria algum tipo de intervenção de política econômica que dificultasse a exportação do produto nacional ou que dificultasse o comércio inter-regional. Como tais intervenções não ocorreram no período analisado, os mercados mostraram-se bastante integrados.

Sendo assim, as constatações do presente trabalho são particularmente relevantes em termos de políticas públicas, visto que sugerem que o governo deva ser extremamente cuidadoso, caso queira intervir no mercado. Primeiro, porque intervenções em uma região afetam as demais, e segundo, porque tais intervenções podem afetar negativamente o funcionamento dos mercados. Ou seja, dado que os mercados estão funcionando adequadamente, intervenções governamentais seriam desnecessárias, ou até mesmo prejudiciais, caso criassem restrições ao fluxo de informações e às operações de arbitragem. Da forma como os mercados regionais de café arábica têm funcionado desde meados da década de 1990, quaisquer mudanças que afetam os fundamentos do mercado desencadeiam rápidos ajustes nas várias regiões, de maneira que mais rapidamente o mercado caminha para um novo equilíbrio, conforme se espera que façam mercados eficientes.

Finalizando, ressalta-se que uma limitação intrínseca a este trabalho foi a utilização exclusiva dos preços para medir o grau de integração dos mercados. Para os estudos futuros, sugere-se agregar informações sobre o comércio de café arábica entre as regiões, a fim de se identificar a extensão, o padrão e o grau

de integração do mercado brasileiro desse tipo de café. Estudos sobre a dinâmica espacial de ajustamento de preços nesse mercado também contribuirão para o melhor entendimento do funcionamento dele. Sugere-se ainda o exame das relações entre os mercados de café arábica e de café robusta.

Referências bibliográficas

- ASCHE, F.; GORDON, D. V.; HANNESSON, R. *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/>>.
- COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA-FILHO, J. B. S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 38, n. 2, p. 41-70, abr./jun. 2000.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- EVIEWS *User's Guide*. Irvine: QMS, 1997. 656 p. (Versão 3.0).
- FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. Forthcoming. *Handbook of Agricultural Economics*, p. 1-59, Aug. 2000.
- FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.
- GOODWIN, B. K.; SCHROEDER, T. C. Cointegration tests and spacial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, p. 452-464, May 1991.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37 n. 3, p. 424-438, 1969.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 1999. 408 p.
- IBGE. Levantamento Sistemático da Produção Agrícola. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2000.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inferences on co-integration – with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of co-integration vectores in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in co-integrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: University Press, 1995.
- LEITE, J. L. F. *Brasil: o gigante do café*. [fev. 2001]. Disponível em: <<http://www.café.com.br/trabalho>>.
- OSTERWALD-LENUM, M. A Note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood co-integration rank test statistic. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, p. 461-472, 1992.
- RAVALLION, M. Testing marketing integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68 n. 1, p. 102-109, 1986.
- RICHARDSON, D. J. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *Journal of Internaticonal Economics*, n. 8, p. 341-351, 1978.
- SANTANA, A. C. Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Pará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36., 1998, Poços de Caldas. *Anais...* Poços de Caldas, 1998.
- SEXTON, R. J.; KLING, C. L.; CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, n. 3, p. 569-580, 1991.
- VASCONCELOS, M. A. S.; ALVES, D. *Manual de Econometria*. São Paulo: Atlas, 2000. 308 p.

.....
 • E-mail de contato dos autores:
 • danilo@ufv.br
 • ftpnogueira@uol.com.br
 • jelima@ufv.br
