

Convergência de Mercados Intrarregionais: o caso do mercado atacadista brasileiro do tomate

Francisco José Silva **Tabosa**¹, Roberto Tatiwa **Ferreira**² e
Luiz Ivan **Castelar**³

Resumo: O objetivo deste artigo é analisar a existência de integração nos mercados atacadistas brasileiros de tomate, utilizando um painel dinâmico que permite efeitos limiares (*threshold*) para testar a hipótese de convergência desse mercado para a Lei do Preço Único. Os resultados favorecem a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate e, nesse processo, há evidências empíricas de custos de transação.

Palavras-chaves: Tomate, convergência, integração de mercados, Brasil.

Abstract: *The objective of this paper is to examine the existence of integration in the Brazilian wholesaler tomato markets using a dynamic panel model that allows threshold effects to test the hypothesis of market convergence to the one price law. The results support the hypothesis of integration among the main tomato Brazilian markets. Furthermore, there are empirical evidences of transaction costs.*

Key-words: *Tomatoes, convergence, market integration, Brazil.*

Classificação JEL: Q11, Q13, C23.

-
1. Economista. Professor Dr. do Curso de Economia da UFC Campus Sobral. Professor colaborador do Maer/UFC. Bolsista produtividade do Interior da Funcap. E-mail: franze@caen.ufc.br
 2. Economista. Professor Dr. do Caen/UFC. E-mail: rtf2@uol.com.br
 3. Economista. PhD. Professor do Caen/UFC. E-mail: lume1250@yahoo.com.br

1. Introdução

A integração de mercados intranacionais é um importante fator na transmissão dos efeitos das políticas macroeconômicas e dos ganhos advindos das inovações tecnológicas, oriundos das unidades microeconômicas que dão base ao crescimento econômico (BARRETT, 2005). Uma das principais características dos mercados integrados é a existência de uma relação de interdependência entre os preços.

Entretanto, não há um consenso entre os economistas a respeito de como essa interdependência é gerada. Por um lado, essa característica decorre de uma interdependência oligopolista (FAMINOW e BENSON, 1990). Por outro lado, há modelos que utilizam os conceitos de arbitragem espacial e a Lei do Preço Único (LPU) para mostrar que a integração dos mercados e a interdependência de preços resultam de um equilíbrio competitivo e eficiente no sentido de Pareto (ENKE, 1951; SAMUELSON, 1952; TAKAYAMA e JUDGE, 1971; RAVALLION, 1986).

A falta de infraestrutura adequada, seja no setor de comunicações, seja no de transportes, a existência de barreiras comerciais e as dificuldades de obter crédito são fatores, usualmente citados pela literatura, que limitam a integração dos mercados e que podem ser atenuados através de políticas públicas. Portanto, torna-se importante saber quais são os mercados que apresentam essa

característica e quais são os mercados que não são integrados.

Esta informação é importante para diversos setores da economia, quer sejam eles constituídos de produtores, indústrias, ou até mesmo o governo. Para os produtores e indústrias, estas informações podem subsidiar melhores decisões sobre a venda e o armazenamento da produção. Já para o governo, este conhecimento pode direcionar políticas que facilitem o escoamento da produção e racionalizem as políticas de subsídios e de preços mínimos.

Neste sentido, o trabalho de Parsley e Wei (1996) verificou a integração no mercado de 51 bens finais e serviços de 48 cidades dos EUA por meio da análise de convergência de preços. Para isto, os referidos autores utilizaram um painel dinâmico com o qual foi testada a hipótese de raiz unitária e de convergência.

Goldberg e Verboven (2005) utilizaram dados em painel de preços de automóveis no mercado europeu e encontraram evidências empíricas favoráveis à convergência desse mercado para a Lei do Preço Único. Por meio de uma metodologia semelhante aos demais trabalhos empíricos citados anteriormente, Susanto *et al.* (2007) encontraram integração nos mercados de vegetais e frutas dos países que compõem o Nafta.

No Brasil, estes estudos concentram-se nos mercados agrícolas em virtude da importância destes na economia nacional, tanto no que se

refere à geração de emprego e renda, como no que se refere à produção de alimentos. Mayorga (1989) empregou o teste de causalidade de Granger (1969) para analisar o mercado atacadista de tomate nas cidades do Nordeste. Os resultados mostraram que Fortaleza aparece como mercado central, em virtude do maior volume comercializado.

Posteriormente, Mayorga *et al.* (2009) obtiveram resultado semelhante ao analisarem a integração do mercado nordestino do tomate, utilizando um modelo de vetores autorregressivos (VAR), análise de impulso resposta e decomposição de variância, concluindo que esse mercado é bastante integrado, com Fortaleza exercendo uma forte influência sobre os demais mercados atacadistas do Nordeste. No entanto, não existem estudos analisando a integração dos mercados atacadistas do tomate em âmbito nacional.

Utilizando a metodologia de cointegração com efeitos *threshold*, Mattos (2008) encontrou evidências de integração no mercado brasileiro de frangos congelados. De acordo com os resultados apresentados por esse autor, São Paulo (SP) é o mercado referência, mantendo uma forte integração com as principais capitais do Sul, Sudeste e Centro-Oeste e fraca integração com o mercado nordestino.

O objetivo deste estudo, portanto, é analisar a existência de integração nos mercados atacadistas brasileiros de tomate⁴, utilizando um painel dinâmico que permite efeitos limiares (*threshold*) e informações sobre 13 dos principais mercados atacadistas⁵ de todas as regiões brasileiras, para testar a hipótese de convergência desse mercado para a Lei do Preço Único. Na abordagem econométrica proposta para analisar integração, o

modelo a ser utilizado é derivado diretamente de uma versão estocástica da Lei do Preço Único. Tal abordagem permite testar se existe integração no mercado e se nesse processo há indícios de custos de transações relevantes.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais quatro seções. A primeira apresenta uma revisão de literatura sobre a integração de mercados agrícolas. A segunda contém a metodologia utilizada e, na terceira, os principais resultados são apresentados. Finalmente, uma seção contendo as conclusões encerra o trabalho.

2. Integração de mercados agrícolas

Conforme Bukenya e Labys (2002), o trabalho de Hotelling (1929) é pioneiro no estudo da competição imperfeita e das teorias espaciais sobre discriminação de preços, as quais foram formalizadas por Enke (1951) e Samuelson (1952). A dispersão espacial de preços está relacionada com a teoria do comércio internacional, em que Samuelson, utilizando o princípio de Heckscher-Ohlin, elaborou o teorema de equalização de preços dos fatores. Neste sentido, um crescente nível de integração de mercados é uma condição essencial para a livre mobilidade dos fatores de produção.

Os diferentes locais de mercado estarão mais estreitamente integrados quanto menores sejam os distanciamentos de seus preços (STIGLER e SHERWIN, 1985). Já os diferentes locais ou regiões estarão mais estreitamente integrados quando existirem condições competitivas entre os mercados, como facilidades de transporte, simetria de informações, ausência de barreiras à entrada; enfim, todos os fatores que facilitam o fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro. O pressuposto de competição entre mercados como principal fator para a existência de integração entre os mesmos também está presente no trabalho de Ravallion (1986).

Fackler e Goodwin (2000) definem integração espacial de mercados como o grau com que choques de oferta e demanda são transmitidos de um

4. O Brasil é o 9º maior produtor de tomates do mundo, com produção de 3,4 milhões de toneladas em 2007 (IBGE, 2009). A cadeia produtiva do tomate estende-se por diversos estados do Brasil, principalmente nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste, com múltiplos centros produtores e de processamento. Mercados atacadistas que comercializam este produto estão em praticamente todos os grandes centros urbano-industriais do país.

5. Não foi possível incluir todos os estados, principalmente da região Norte, por falta de dados confiáveis.

mercado para outro. Nesse sentido, a arbitragem espacial é o elemento responsável pela condução dos mercados à integração e é expressa como

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

Em que P_i é o preço no mercado i , P_j é o preço no mercado j , e C_{ij} é o custo no qual o arbitrador deve incorrer para transportar o produto do mercado j para o mercado i . A relação apresentada na equação (1) é usualmente estabelecida como a Lei do Preço Único (LPU).

Apesar de não existir um consenso teórico sobre qual a estrutura de mercado ou quais os mecanismos que geram as condições necessárias para a existência de mercados integrados, a equação (1) reflete o comportamento esperado dos preços sob esta realidade, independentemente do referencial teórico utilizado para analisar esta questão.

Diferentes mercados estarão integrados quando existir apenas pequenos movimentos de seus preços (STIGLER e SHERWIN, 1985). Além disso, quanto melhores forem as condições competitivas dos mercados, maiores serão as facilidades de transporte, as informações serão mais eficientes e haverá melhoria no fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro. Quando se analisa a integração espacial de mercados, os custos de transação tendem a crescer com a distância física, com o tempo para transferir bens e informações e com outros fatores que impedem os fluxos entre as localidades (MATTOS, 2008).

Para Mattos (2008), maiores custos de transação aumentam as possibilidades de os mercados serem segmentados. Logo, quanto menores os custos de transação, maior o grau de integração dos mercados.

A integração de mercados intranacionais é um importante fator na transmissão dos efeitos das políticas macroeconômicas e dos ganhos advindos das inovações tecnológicas pelas unidades microeconômicas que incentivam o crescimento econômico (BARRETT, 2005). Ou seja, a análise das oscilações de preços permitirá identificar a formação de preços, a relevância e o com-

portamento entre os mercados, os quais podem ser úteis na formação e implementação de políticas públicas que levem a melhorias na comercialização e encorajamento da competição entre os diferentes mercados, avaliação de canais alternativos de comercialização e melhoria nas facilidades de comunicação e transporte. Por esta razão, vários estudos utilizam testes de estacionariedade (fraca) para verificar se os mercados são integrados ou não. A análise de estacionariedade implica verificar se as séries têm a mesma média e variância ao longo do tempo.

Trabalhos como os de Mayorga (1989) e Tabosa *et al.* (2004) utilizaram o teste de causalidade de Granger (1969) para testar a existência de relações de interdependência entre os preços dos mercados atacadistas do tomate e, desta forma, testar a existência de integração nesse mercado. Ambos concluíram que os mercados atacadistas de tomate no Nordeste, especialmente os de Fortaleza e de Ibiapaba, no Ceará, são integrados. Já Coelho (2002) utilizou testes de raiz unitária para verificar a existência de integração entre o mercado interno e externo do algodão no Brasil.

Modelos multivariados também são utilizados para analisar este tema. Mayorga *et al.* (2007) e Mayorga *et al.* (*op. cit.*) utilizaram um modelo de vetores autorregressivos (VAR), a decomposição de variância dos erros e a função de impulso resposta para verificar a existência de integração nos mercados brasileiros de melão, nos mercados nordestinos de tomate e no mercado brasileiro de café arábica, respectivamente. Gonzáles-Rivera e Helfand (2001), Alves (2002) e Abitante (2008), por meio de vetores de correção de erros (VEC), analisaram a integração dos mercados brasileiros de arroz, do setor sucroalcooleiro e da soja.

Os trabalhos de Goodwin e Holt (1999), Balke e Fomby (1997), Goodwin e Pigott (1999), Lo e Zivot (2001), Sachs e Pinatti (2007), Balcombe, Bailey e Brooks (2007) e Mattos (2008) utilizaram um teste de cointegração com efeitos *threshold* para diversos mercados agropecuários no mundo, considerando a possibilidade dos processos de transmissão de preços serem não lineares.

Outra abordagem utilizada para verificar a integração de mercados é a dos testes de convergência entre preços. Caso os preços dos diferentes mercados estejam convergindo para um mesmo nível de longo prazo, há evidências de que o mercado é integrado no longo prazo. Além disso, a existência de convergência condicional implica em diferenças de preços, resultante dos custos de transação, mensurado como o percentual de diferença de preços (GOLDBERG e VERBOVEN, 2005).

Neste sentido, Susanto *et al.* (2007), por meio do modelo de convergência de Levin-Lin (1992), testaram a integração do mercado de frutas e verduras, inclusive o tomate, entre os países do Nafta (EUA, Canadá e México). Os resultados reportados por esses autores são favoráveis a um processo de convergência absoluta, indicando uma integração dos mercados desses produtos analisados. Chin e Habibullah (2008) também utilizaram testes de convergência e constataram uma crescente integração entre os mercados de diversos produtos comercializados nas regiões da Malásia Peninsular, Sabah e Sarawak.

3. Metodologia

3.1. Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos na Central de Abastecimento do Estado do Ceará (Ceasa) e consistem em séries de preços semanais de tomate no período da primeira semana de janeiro de 2004 à última semana de fevereiro de 2009, totalizando 266 observações, dos mercados atacadistas de Teresina (PI),

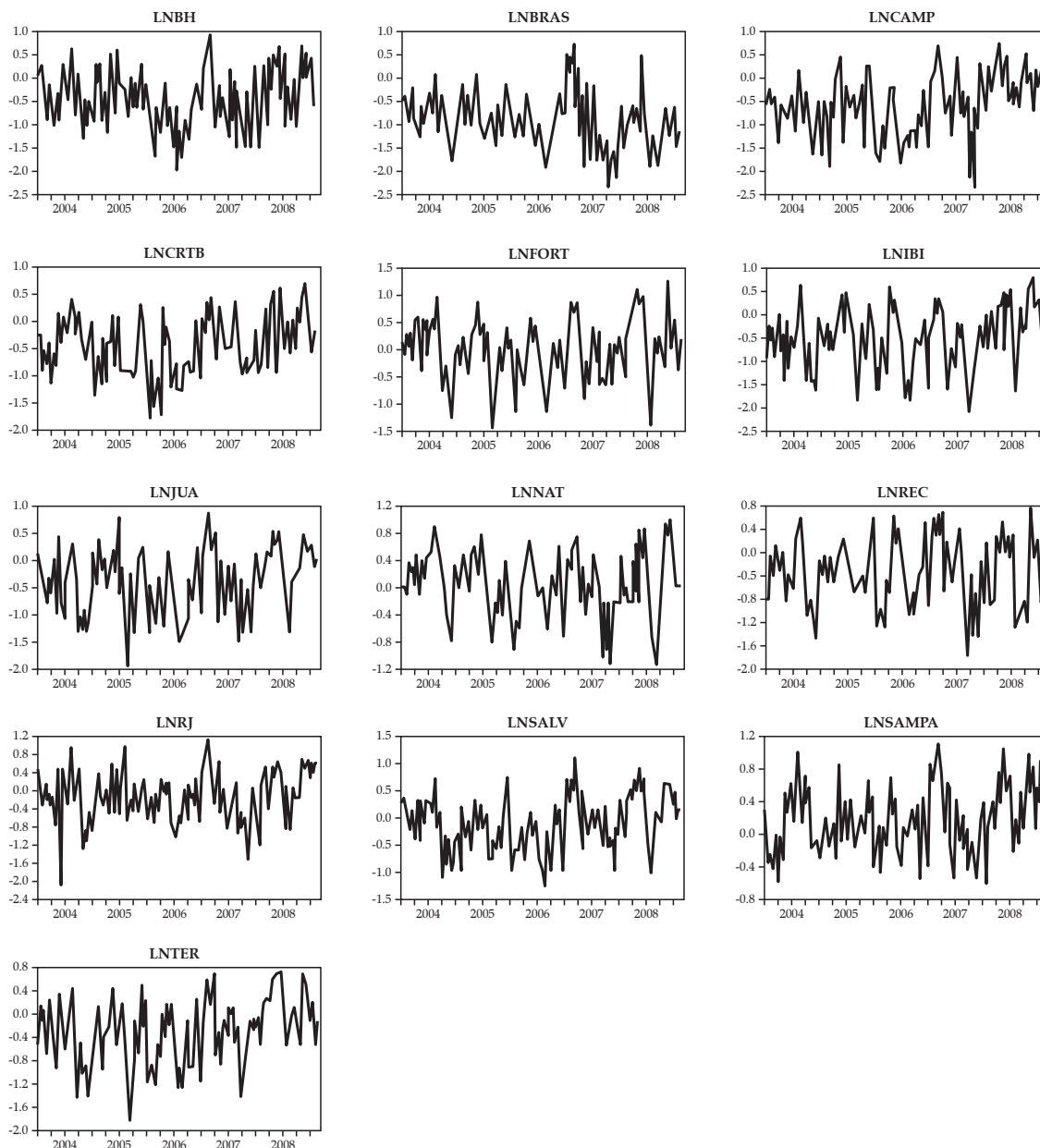
Ibiapaba (CE), Fortaleza (CE), Natal (RN), Recife (PE), Salvador (BA), Juazeiro (BA), Brasília (DF), Belo Horizonte (MG), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Campinas (SP) e Curitiba (PR). Os dados são expressos em reais por quilo (R\$/kg).

Foi aplicada a transformação logarítmica nestas séries, as quais são denominadas:

- LNTER – logaritmo natural do preço de Teresina (PI);
- LNFORT – logaritmo natural do preço de Fortaleza (CE);
- LNIBI – logaritmo natural do preço da Ibiapaba (CE);
- LNNAT – logaritmo natural do preço de Natal (RN);
- LNREC – logaritmo natural do preço de Recife (PE);
- LNSAL – logaritmo natural do preço de Salvador (BA);
- LNJUA – logaritmo natural do preço de Juazeiro (BA);
- LNBRAS – logaritmo natural do preço de Brasília (DF);
- LNBH – logaritmo natural do preço de Belo Horizonte (MG);
- LNRJ – logaritmo natural do preço de Rio de Janeiro (RJ);
- LNSAMPA – logaritmo natural do preço de São Paulo (SP);
- LNCAMP – logaritmo natural do preço de Campinas (SP);
- LNCTB – logaritmo natural do preço de Curitiba (PR).

A seguir, o comportamento temporal das séries.

Figura 1. Séries semanais de preços do tomate no mercado atacadista brasileiro: 2004-2009



Fonte: Dados da pesquisa. Elaborado pelos autores.

3.2. O modelo e os testes econométricos

A princípio, deve-se considerar que as variáveis de preço presentes na Lei de Preço Único (LPU), estabelecida na equação (1), são variáveis estocásticas que têm um determinado comportamento ao longo do tempo. Portanto, uma versão estocástica da LPU para um mercado inter-regional com N regiões pode ser expressa como,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t [P_{i,t} - P_{j,t}] = C_{ij} \quad (2)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; \quad j = 1, 2, \dots, N; \quad i \neq j$$

Em que $P_{i,t}$ é o logaritmo do preço real do bem ou serviço no mercado i no período t e C_{ij} representa o custo médio de transação entre os mercados i e j . Entretanto, Goldberg e Verboven (2005), Susanto *et al.* (2007) e Chin e Habibullah (2008) sugerem verificar o comportamento do preço da i -ésima economia em relação a uma média dos demais preços, servindo esta última como preço base de comparação. Em outras palavras a equação (2), torna-se

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t [P_{i,t} - \bar{P}_{j,t}] = C_{ij} \quad (3)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; \quad j = 1, 2, \dots, N; \quad i \neq j$$

Na equação acima, $\bar{P}_{j,t} = N^{-1} \sum_{j=1}^N P_{j,t}$ e os desvios de $P_{1,t}, P_{2,t}, \dots, P_{N,t}$ em relação à sua média entre grupos, $\bar{P}_{j,t}$, serão, em média, igual a uma determinada constante C quando t se aproxima do infinito. Ou seja, verifica-se a LPU se $P_{i,t} - \bar{P}_{j,t}$ é estacionário e haverá custos de transação neste mercado se C_{ij} for diferente de zero. Em termos econométricos, a LPU estabelecida na equação (3) pode ser expressa como

$$\lambda_i(L)[P_{i,t} - \bar{P}_{j,t}] = C_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

Em que $\lambda_i(L) = 1 - \lambda_i L$; $Ly_t = y_{t-1}$ e $\lambda_i \in [0, 1]$. A equação (4) pode ser reescrita como

$$\Delta g_{i,t} = c_i + \rho_i g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij,t} \Delta g_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Nesta equação, $g_{i,t} \equiv P_{i,t} - \bar{P}_{j,t}$ e p é o número de defasagens. A hipótese nula de não integração ocorre quando $\rho_i = 0 \forall i$, e a hipótese alternativa de integração ocorre quando $0 < -\rho_n < 1 \forall n$, em que n é o número de mercados analisados.

O mercado será integrado com custos de transação insignificantes se $c_n = 0, \forall n$ e apresentará um custo de transação significativo em caso contrário.

A integração de mercados com custos de transação significantes pode ocorrer devido às diferenças de preço resultantes de fatores como custo de transação, mensurado como percentual da diferença de preços (GOLDBERG e VERBOVEN, 2005).

Beyaert e Camacho (2008) estenderam o modelo representado na equação (5) incluindo efeitos limiares para capturar possíveis efeitos não lineares entre as variáveis. Desta forma, o modelo é definido como:

$$\Delta g_{i,t} = \left[c_i' + \rho_i' \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{ij}' \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] \cdot I\{Z_{t-1} < \lambda\} + \left[c_i'' + \rho_i'' \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{ij}'' \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] \cdot I\{Z_{t-1} \geq \lambda\} + e_t \quad (6)$$

No qual $I\{x\}$ é uma função indicadora que assume valor 1 quando a informação x é verdadeira e 0, caso contrário. Assim, quando $Z_{t-1} < \lambda$, a equação é representada por $\Delta g_{i,t} = \left[c_i' + \rho_i' \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{ij}' \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] + e_t$ e no caso contrário, isto é, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$, tem-se que

$$\Delta g_{i,t} = \left[c_i'' + \rho_i'' \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{ij}'' \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] + e_t.$$

Ou seja, para qualquer período de observação t , a dinâmica dos diferenciais de preços em termos de $P_{i,t} - \bar{P}_{j,t}$ pode acompanhar qualquer um dos dois regimes possíveis. O regime I acontece quando $Z_{t-1} < \lambda$ e o regime II, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$; em que λ é o parâmetro *threshold* que indica o valor limiar entre os regimes I e II para a variável indicadora Z_{t-1} .

O modelo linear representado em (5) é um caso particular do modelo com efeito limiar expresso na equação (6). Porém, para que o modelo com efeito limiar não se aproxime muito do modelo linear – pois ambos são explicações alternativas para um mesmo fenômeno – impõe-se a restrição $0 < \pi_1 \leq P[Z_{t-1} \leq \lambda] \leq 1 - \pi_1$ durante o processo de estimação. Ou seja, nenhum dos regimes pode ter fração da amostra menor do que π_1 , cujo valor fica em torno de 0,10 ou 0,15. Neste trabalho, o valor de π_1 foi fixado em 0,10.

A variável de transição Z_t utilizada neste trabalho é dada por $z_t \equiv g_{m,t} - g_{m,t-d}$, para algum m e $0 < d \leq p$. Ao fazer isso, Z_t torna-se estacionária.

Seja $\theta \equiv [\lambda m d]'$, então, o processo de estimação da equação (6) consiste em realizar uma busca para os valores de θ que minimizem a variância amostral $s_{\hat{\theta}_0}^2$. Ou seja,

$$\hat{\theta} \equiv [\hat{\lambda} \hat{m} \hat{d}] = \underset{(0)}{\text{ArgMin}}(s_{\hat{\theta}_0}^2) \tag{7}$$

Na qual $s_{\hat{\theta}_0}^2 \equiv \frac{1}{T} \cdot \hat{\varepsilon}_0' \hat{V}_0 \hat{\varepsilon}_0$ e \hat{V} é uma estimativa da matriz de variância e covariância dos erros da regressão apresentada em (6). Este método de estimação é conhecido como *grid-FGLS*. No teste de linearidade, a hipótese nula a ser testada é a de que o modelo linear é o correto contra a hipótese alternativa que favorece a especificação do modelo com efeito limiar. Mas, como os parâmetros λ , m e d não são identificados sob a hipótese nula, os testes convencionalmente aplicados para casos como este não têm distribuição padrão.

Para testar qual o modelo mais apropriado a ser utilizado, Beyaert e Camacho (2008) adotam o procedimento de realizar simulações de *bootstrap* para a obtenção do p -valor para as estatísticas de teste. A hipótese nula do teste é:

$$H_{0,1} = c_n^I = c_n^{II} = \rho_n^I = \rho_n^{II}; \phi_{1,n} = \phi_{2,n} \forall n = 1, 2, \dots, N; \forall t = 1, 2, \dots, T$$

A hipótese alternativa é de que nem todos os coeficientes sejam iguais. O modelo linear é estimado por FGLS (mínimos quadrados generalizados factível) e o modelo com efeito *threshold*, através de *grid-FGLS*. Assim, calcula-se a função de verossimilhança para o ponto de estimação de cada modelo, L_1 e L_2 , respectivamente, e se obtém:

$$\mathcal{L}_{1,2} = -2 \ln(L_1/L_2) \tag{8}$$

A hipótese nula de linearidade será rejeitada se $\mathcal{L}_{1,2}$ for maior do que o valor crítico. Como neste momento da estimação ainda não se sabe se as séries têm raízes unitárias ou não, dois valores de *bootstrap* devem ser obtidos para o valor crítico de $\mathcal{L}_{1,2}$. O primeiro valor, para o caso de as séries não terem raízes unitárias e o segundo valor, para o caso de as séries possuírem raízes unitárias.

Se a hipótese nula de linearidade for rejeitada, a estimação deverá ser realizada com base no modelo não linear. Supondo que isto aconteça, a próxima etapa consiste em testar

$$H_{0,2}: \rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i \tag{9}$$

$$H_{A,2a}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \tag{10}$$

$$H_{A,2b}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \tag{11}$$

$$H_{A,2c}: \rho_i^I = 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \tag{12}$$

A hipótese nula em (9) significa a ausência de convergência em ambos os regimes. A hipótese alternativa (10) significa convergência global, em ambos os regimes. As hipóteses alternativas (11) e (12) denotam convergência parcial, apenas no regime *I* e apenas no regime *II*, respectivamente.

Para realizar os testes entre as três hipóteses alternativas, Beyaert e Camacho (2008) adotaram o procedimento proposto por Caner e Hansen (2001) de realizar um teste baseado no critério de Wald contra a hipótese de convergência global.

Pode-se, ainda, discriminar entre os tipos de convergência absoluta ou condicional. Convergência absoluta significa que as unidades observacionais n tendem para um mesmo equilíbrio estacionário. Já a convergência condicional significa que elas tendem para equilíbrios estacionários diferentes. Para o modelo TAR (10), supondo $\rho_i^I < 0, \forall i = 1, 2, \dots, N$ e $i = I, II$. As hipóteses para estes testes são:

$$H_{0,3.1}: c_i^I = 0; \forall i = 1, 2, \dots, N; i = I, II \tag{13}$$

$$H_{A,3.1a}: c_i^I \neq 0 \text{ para algum } i; i = I, II \tag{14}$$

$$H_{A,3.1b}: c_i^I = 0, \forall i = 1, 2, \dots, N; c_i^{II} \neq 0 \text{ para algum } i \tag{15}$$

$$H_{A,3.1c}: c_i^I \neq 0 \text{ para algum } i; c_i^{II} = 0, \forall i = 1, 2, \dots, N \tag{16}$$

A hipótese nula em (13) implica que a convergência é absoluta em ambos os regimes. A hipótese alternativa em (14) indica que a convergência é condicional em ambos os regimes. As hipóteses alternativas (15) e (16) significam convergência absoluta no regime *I* e condicional no regime *II*, para a primeira, e convergência condicional no regime *I* e absoluta no regime *II*, para a segunda.

No caso de convergência condicional, por exemplo, apenas no regime *I*, pode-se testar

$$H_{0,3.2}: c^i = 0; \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (17)$$

$$H_{A,3.2}: c^i \neq 0; \text{ para algum } i \quad (18)$$

A hipótese nula em (17) representa convergência absoluta, enquanto a hipótese alternativa em (18) significa convergência condicional, ambas em relação ao regime em análise. Similarmente, poderia ser feito o teste para a suposição de convergência parcial apenas no regime *II*. Por conta da endogeneidade da variável de transição, são obtidos p-valores por *bootstrap* através do modelo linear com a imposição da restrição $c_i = 0; \forall i = 1, 2, \dots, N$.

Com o intuito de realizar uma abordagem alternativa, buscou-se estimar um modelo de vetores autorregressivos (VAR). Um VAR pode ser entendido como uma forma reduzida de um modelo de equações simultâneas. Mais especificamente, um VAR(p) pode ser expresso como

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Em que y_t é um vetor de variáveis de dimensão ($N \times 1$) e ε_t é uma transformação linear de u_t , o vetor de erros da forma estrutural do sistema. Utilizando o operador de defasagens pode-se reescrever o VAR como

$$y_t = c + \Phi(L)y_t + v_t \quad (20) \\ = \bar{c} + v_t + \Phi v_{t-1} + \Phi^2 v_{t-2} + \dots$$

Os coeficientes de Φ são denominados de multiplicadores do sistema e cada inovação, v_{mt} , está associada com uma variável específica de y_{it} , y_{mt} . Se \bar{y} é o vetor de equilíbrio e há uma modificação de um dos v 's por um único período; então, y_{mt} irá se afastar e retornar novamente ao equilíbrio. A trajetória por onde as variáveis retornam ao equilíbrio é chamado de função impulso-resposta do VAR. Mais especificamente, se um cho-

que temporal no sistema é denominado dv_{mt} ; então, no período t , tem-se que:

$$y_{mt} - \bar{y}_m = dv_{mt} = \phi_{mm}(0)dv_t \quad (21)$$

A função $\phi_{mm}(i)$ representa as características de impulso-resposta da variável y_m às inovações em v_m . Uma forma usual de caracterizar o sistema é apresentar graficamente as funções impulso-resposta. Tal procedimento ilustra o efeito que um choque unitário em v_m causa na variável m . Nesse estudo, utiliza-se a função de impulso-resposta generalizada que evita possíveis problemas de ordenação das variáveis no VAR (PESARAM e SHIN, 1998).

Caso as variáveis que constituem o modelo sejam estacionárias, pode-se estimar o VAR utilizando as séries em nível. Já no caso de elas serem processos de raiz unitária e cointegradas, estima-se o VAR em diferenças incluindo um termo de correção de erro (VEC). Desta forma, este estudo utilizará o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de estacionariedade de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) para verificar se as séries são estacionárias. Posteriormente, estima-se o modelo de vetores autorregressivos (VAR) apropriado à ordem de integração das variáveis. Finalmente, utilizando critérios de informação (Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, por exemplo), identifica-se o número de defasagens adequado.

Depois de estimado o VAR, testes de causalidade de Granger serão realizados. Como nesse estudo o vetor de variáveis é maior do que 2, pode-se testar causalidade no sentido de Granger entre pares de variáveis, ou em bloco de variáveis. Nesse último caso, a hipótese nula é a de que uma das variáveis do sistema não é causada por todas as outras. Por fim, as funções de impulso-resposta generalizadas serão calculadas e empregadas em uma análise complementar da interdependência dos mercados.

Tabela 1. Quantidade produzida de tomates (em toneladas) – Brasil e regiões geográficas: 2000-2007

Brasil e regiões geográficas	Anos							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Brasil	3.004.797	3.103.363	3.652.923	3.708.602	3.515.567	3.452.973	3.362.655	3.431.232
Norte	15.597	20.133	20.576	28.245	28.771	27.523	31.656	32.338
Nordeste	385.424	404.426	581.825	503.853	503.891	526.708	577.401	514.978
Sudeste	1.530.057	1.549.041	1.675.872	1.745.313	1.700.700	1.697.666	1.569.765	1.493.973
Sul	334.251	361.370	398.371	393.124	388.278	399.539	399.700	552.083
Centro-Oeste	739.468	768.393	976.279	1.038.067	893.927	801.537	784.133	837.860

Fonte: IBGE (2009). Elaboração dos autores.

Tabela 2. Quantidade produzida de tomates (em toneladas) – maiores estados produtores: 2000 a 2007

Maiores estados produtores de tomate	Anos							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Goiás	712.448	742.182	951.410	1.016.188	871.945	776.430	759.620	801.960
São Paulo	709.060	625.630	765.990	764.900	749.750	747.030	672.330	763.227
Minas Gerais	532.380	626.580	637.219	689.275	622.339	617.544	552.677	421.455
Rio de Janeiro	193.328	197.398	163.124	173.029	203.228	209.131	212.631	196.824
Bahia	170.653	195.275	237.763	207.365	193.203	200.436	250.986	211.727
Paraná	116.092	137.509	168.865	165.394	161.378	185.299	180.014	310.338
Pernambuco	89.227	96.609	207.736	152.744	162.469	181.373	168.501	165.278
Santa Catarina	115.402	125.201	127.350	129.096	129.054	123.239	119.992	136.764
Rio Grande do Sul	102.757	98.660	102.156	98.634	97.846	91.001	99.694	104.981
Espírito Santo	95.289	99.433	109.539	118.109	125.383	123.961	132.127	112.467
Ceará	88.348	79.372	95.945	101.280	101.264	94.482	103.291	97.295
Distrito Federal	16.503	16.120	15.404	14.680	15.210	18.978	18.466	26.563
Paraíba	16.157	12.000	14.941	15.165	16.136	21.672	23.325	16.596
Rio Grande do Norte	7.290	7.045	11.178	12.610	17.543	11.776	16.674	9.287

Fonte: IBGE (2009). Elaboração dos autores.

4. Análise de resultados

4.1. O mercado de tomates no Brasil e a base de dados

A Tabela 1 apresenta a quantidade produzida de tomates no Brasil e nas suas regiões geográficas no período de 2000 a 2007. Observa-se que a região Sudeste lidera a produção de tomates, seguida das regiões Centro-Oeste e Nordeste.

De acordo com os dados apresentados na Tabela 2, verifica-se que o Estado de Goiás é o maior produtor, com uma produção de 801.960 toneladas de tomates em 2007. Em seguida, vêm os estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Bahia, que é o maior produtor de toma-

tes da Região Nordeste, onde cerca de 80% da sua produção é concentrada no perímetro irrigado Juazeiro-BA/Petrolina-PE (CEASA, 2009).

4.2. Estimação do Modelo Econométrico

Inicialmente, aplicou-se o procedimento de Beyaert e Camacho (2008)⁶ para testar a hipótese de uma equação de convergência linear contra uma não linear com efeito limiar, a qual não foi rejeitada ao nível de significância de 5%. Em seguida, através do modelo linear baseado em Evans e Karras (1996), com a matriz de variância

6. Utilizou-se uma versão adaptada da rotina em Gauss disponibilizada por esses autores na realização destes testes.

Tabela 3. Resultados de divergência vs convergência entre as séries do mercado atacadista brasileiro do tomate

Valor de ρ	Desvio padrão	Teste t	P-Valor
-0,3982	0,0168	-23,6729	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 4. Teste de Convergência Absoluta (integração sem custos de transação) vs Convergência Condicional (integração com custo de transação) entre os mercados atacadistas brasileiros

Mercados atacadistas	Valor de c	Desvio padrão
LNBH	-9,0817	2,1559
LNBRAS	-5,3136	1,5456
LNCAMP	7,0951	1,5912
LNCRTB	-8,5353	1,8063
LNFORT	10,1462	1,6237
LNIBI	-11,245	1,8801
LNJUA	-6,9499	1,7528
LNNAT	10,1365	1,5193
LNREC	-5,2172	1,7174
LNRJ	2,5966	1,8022
LNSALV	4,0014	1,5406
LNSAMPA	15,5509	1,5196
LNTER	-2,8827	1,6184
Teste F	27,7311	P – Valor 0,0000

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

e covariância utilizada por Beyaert e Camacho (2008), rejeitou-se a hipótese nula de não integração entre as séries de preço analisadas, conforme a Tabela 3. Esse resultado indica um processo de convergência entre as séries de preço de tomate nos 13 mercados analisados. Em outras palavras, há evidências empíricas favoráveis a um processo de integração nos mercados atacadistas desse produto.

Depois, foi aplicado o teste de convergência para a LPU sem custo de transação *versus* convergência com custo de transação. Os resultados mostram que todos os c_n são estatisticamente significantes, conforme os resultados apresentados na Tabela 4. Esse resultado favorece a existência de um processo de integração entre os mercados atacadistas do tomate com custos de transação.

Como abordagem alternativa, realizou-se uma análise de vetores autorregressivos (VAR). Primeiramente, verificou-se a estacionariedade de cada uma das séries de preço através do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e do teste de estacionariedade

de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados indicaram que as séries são estacionárias em nível⁷, corroborando os resultados obtidos no teste de convergência.

Em seguida, foi estimado um modelo de vetores autorregressivos, no qual foram utilizados os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn para a identificação das defasagens. Todos estes critérios apontaram que o melhor número de defasagens é igual a 1 (ver Tabela 3A). Depois de estimado o VAR (1), testes de causalidade de Granger entre pares de variáveis e em bloco, utilizado para testar a hipótese nula de que uma das variáveis do sistema não é causada pelas demais, foram realizados.

Nos resultados dos testes de causalidade de Granger em bloco, a única variável que não é causada por todas as outras, ao nível de significância de 1%, foi a variável LNSAMPA, repre-

7. Os testes de raiz unitária e o processo de estimação do modelo VAR foram realizados no *EViews 5.1*. Para mais detalhes, ver as Tabelas 1A e 2A, com os resultados dos testes de estacionariedade.

sentando a Ceagesp (Central de Abastecimento Agrícola do Estado de São Paulo), a maior central de abastecimento brasileira e que detém o maior volume de comercialização de tomates do Brasil. Isso indica que o mercado de tomate de São Paulo é o único independente dos demais. Ou seja, o preço do tomate desse mercado não é causado por nenhum outro mercado, enquanto que, nos demais, há uma relação de interdependência entre seus preços e os dos outros mercados. Esses resultados corroboram a evidência de integração no mercado atacadista brasileiro de tomate.

O teste de causalidade par a par, isto é, entre apenas duas variáveis, causalidade de apenas uma semana à frente em um sistema com mais de duas variáveis, evidencia que a variável LNBH é causada por LNSAMPA e LNCAMP; ou seja, o mercado atacadista de Belo Horizonte (MG) é causado pelos dois maiores mercados atacadistas de tomate da região Sudeste: São Paulo e Campinas, em São Paulo.

Ainda neste sentido, a variável LNIBI é causada por LNFORT, LNREC, LNSAMPA, LNBH e LNBRA. Neste caso, deve-se ressaltar que quase toda a produção da Ibiapaba (CE) é comercializada através de Fortaleza (CE) e Recife (PE). Já LNJUA é causada por LNIBI, LNFORT e LNREC. Ou seja, os dois principais mercados produtores de tomates do Nordeste são causados pelos dois principais mercados atacadistas desta região; ou seja, Fortaleza (CE) e Recife (PE)⁸.

Vale ressaltar a integração entre os mercados atacadistas do Nordeste, com destaque para os mercados de Recife (PE) e, principalmente, Fortaleza (CE), os quais exercem forte influência sobre todos os demais mercados da região. Deve-se salientar que estes dois mercados são os maiores mercados atacadistas de tomate da região Nordeste em termos de volume de comercialização. Outro ponto importante a ser observado é que os mercados produtores de Ibiapaba (CE) e Juazeiro (BA) pouco, ou quase nada, influenciam

os mercados atacadistas do Nordeste, ao contrário do que acontece com os mercados produtores das regiões Sul e Sudeste, como Campinas (SP), Curitiba (PR), Rio de Janeiro e Belo Horizonte (MG), que influenciam os mercados atacadistas das suas respectivas regiões.

Uma possível explicação para isto reside no fato de que os mercados de Ibiapaba (CE) e Juazeiro (BA) são formados por pequenos e médios produtores, geralmente sem vínculo com cooperativas de produtores, com baixo grau de escolaridade e sem acesso a manejos tecnológicos e ao crédito. Fato este que dificulta a negociação de melhores preços junto aos atacadistas. Ao contrário dos produtores das regiões Sul e Sudeste, que na sua maioria são produtores cooperados, com alto nível de escolaridade, quando comparados aos produtores nordestinos, o que lhes permite melhores contratos de compra e venda de tomate.

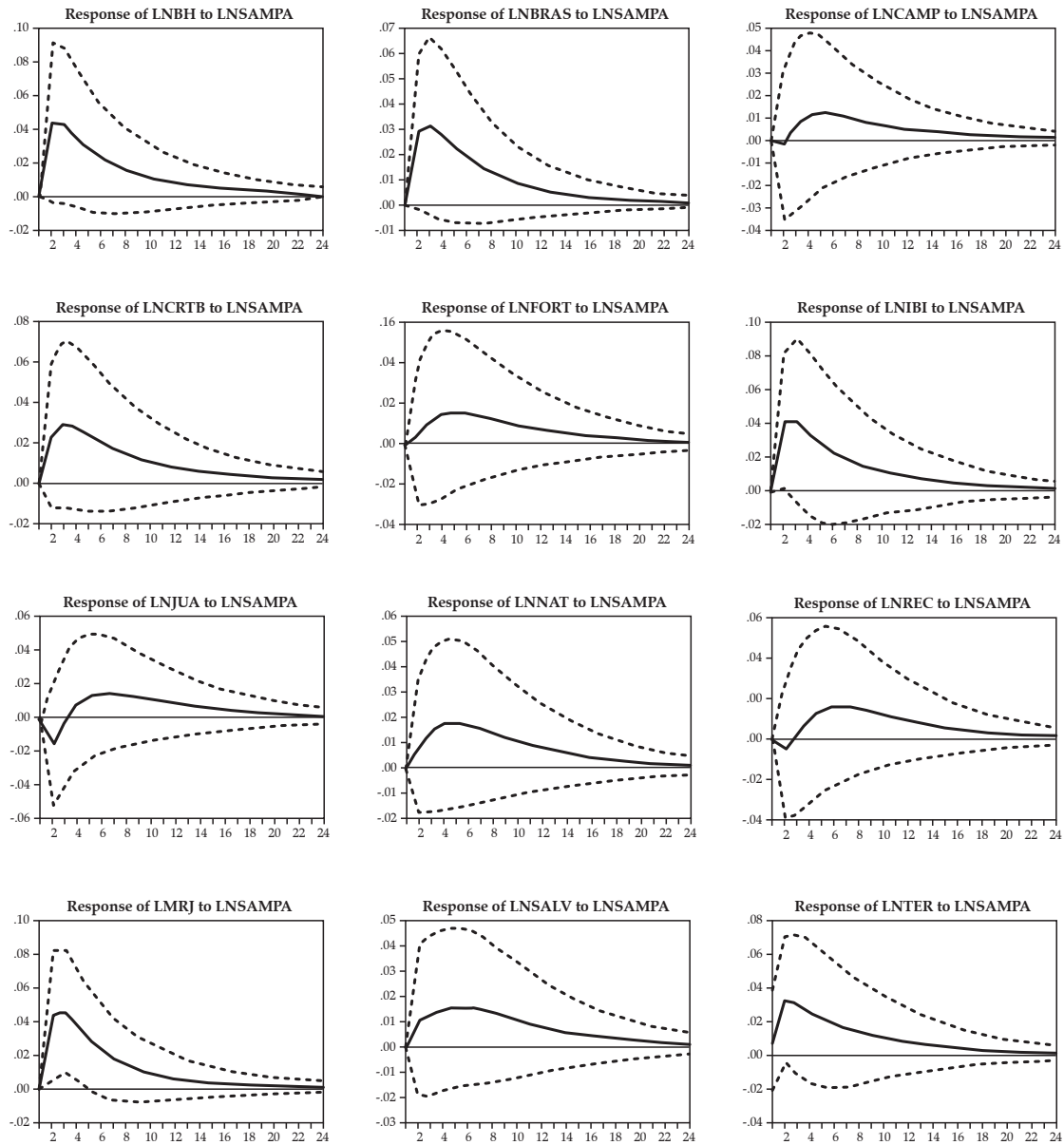
Para analisar qual a influência do mercado de São Paulo sobre os demais, foi utilizada a função de impulso-resposta generalizada⁹ (PESARAM e SHIN, 1998), na qual foram dados choques na série LNSAMPA e analisadas as respostas nas demais séries (ver Figura 2). Os resultados mostram que choques em LNSAMPA implicam em aumentos nos preços em quase todos os outros mercados, com exceção de LNREC e LNJUA, que têm pequena queda durante três semanas e, logo após, o preço nesses mercados aumenta até a vigésima segunda e vigésima quarta semanas.

Os maiores choques ocorreram em LNBH, LNBRAS, LNCRTB, LNIBI e LNRJ, permanecendo durante 24 semanas. Já em LNFOR e LNNAT, o choque não foi tão significativo quanto nas outras séries, mas permanece durante 22 semanas. Isso implica que o mercado de São Paulo tem forte influência sobre todos os mercados brasileiros, principalmente nos mercados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

8. De acordo com a Ceasa (2009), os mercados produtores de tomates no Nordeste são Ibiapaba (CE) e Juazeiro (BA). Já os mercados com maiores volumes de comercialização do tomate são Fortaleza (CE) e Recife (PE).

9. Utilizou-se a função de impulso resposta generalizada para evitar que a ordenação das variáveis no VAR alterasse os resultados, fato este que pode ocorrer ao se utilizar a função impulso-resposta tradicional baseada na decomposição de Cholesky.

Figura 2. Função de Impulso-Resposta: efeitos de um choque em LNSAMPA sobre LNBH, LNBRAS, LNCAMP, LNCRTB, LNFORT, LNIBI, LNTER, LNREC, LNNAT, LNJUA, LNSALV e LNRJ



Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

5. Conclusões e sugestões

O objetivo deste trabalho foi propor uma abordagem econométrica para analisar a integração de mercados intrarregionais, a qual permite testar se há integração e se esse processo ocorre com custos de transações relevantes. Os resultados obtidos favorecem a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate e, neste processo, há evidências claras de custos de transação. Portanto, os preços de equilíbrio destes mercados são diferentes, mas a distância entre estes preços é limitada a estes custos de transação. Além disso, os resultados indicam que o mercado atacadista de São Paulo se comporta de forma independente, mas influencia todos os outros mercados atacadistas do Brasil, principalmente o mercado das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, como seria de se esperar. Este resultado indica que o processo de integração desse mercado pode ser resultado da existência de um preço-base, no sentido apresentado por Faminow e Benson (1990), determinado no mercado de São Paulo.

Já no Nordeste, os mercados locais são interdependentes, com forte influência de Recife (PE) e, principalmente, de Fortaleza (CE), sobre os demais mercados da região. No Nordeste, verifica-se também que os mercados produtores, Ibiapaba (CE) e Juazeiro (BA), não exercem uma influência significativa sobre os outros mercados atacadistas. De forma contrária, os mercados produtores nas regiões Sul e Sudeste, como Campinas (SP), Curitiba (PR), Rio de Janeiro e Belo Horizonte (MG), influenciam os mercados atacadistas das suas respectivas regiões.

O grau de integração é função dos custos de transação, que por sua vez, têm como principais fatores o capital físico, principalmente estradas, capital humano, oferta e demanda, comércio, presença de cooperativas, além de políticas que facilitem o acesso ao crédito e aprimorem a capacitação técnica (GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND, 2001). Neste sentido, uma possível explicação para o fato de que os mercados de Ibiapaba (CE) e Juazeiro (BA) não influenciarem os mercados atacadistas de suas regiões é a de

que estes mercados são formados por pequenos e médios produtores, geralmente não associados às cooperativas, com baixo grau de escolaridade e pouco acesso a manejos tecnológicos e ao crédito – ao contrário dos produtores das regiões Sul e Sudeste, que são, em maioria, cooperados e com maior nível de escolaridade, o que lhes permite melhores contratos de compra e venda quando comparados aos produtores nordestinos. Enfim, estudos que indiquem as políticas adequadas para reduzir os custos de transação no mercado brasileiro de tomate são necessários para aumentar a disponibilidade desse produto a um menor preço e com menor variabilidade ao longo do ano para os consumidores finais.

6. Referências bibliográficas

- ABITANTE, K. G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 01, p. 075-096, jan/mar 2008
- ALVES, L. R. A. *Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo*. 102p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- BAI, J. e PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998.
- BALCOMBE, K., BAILEY, A. e BROOKS, J. Threshold Effects in Price Transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. *American Journal of Agronomical Economics*, v. 89, n. 2, p. 308-323, maio 2007.
- BALKE, N. S. e FOMBY, T.B. Threshold cointegration. *International Economic Review*, v. 38, n. 3, p. 627-645, ago. 1997.
- BARRET, C. B. *Spatial market integration*. Cornell University, 2005, p.1-7.
- BEYAERT, A. e CAMACHO, M. TAR panel unit root tests and real convergence. *Review of Development Economics*, v. 12, n. 3, p. 668-681, 2008.
- BUKENYA, J. O. e LABYS, W. C. *Price convergence on world commodity markets: fact or fiction*. Research Paper 2002-1. West Virginia University. p. 40, 2002.

- CANER, M. e HANSEN, B. Threshold Autoregression with a Unit Root. *Econometrica*, v. 69, p. 1555-1596, 2001.
- CEASA – Central de Abastecimento S/A – Sistema de Informações de Mercados Agrícolas, 2009.
- CHIN, L. e HABIBULLAH, M. S. Price convergence and market integration: evidence from Malaysia. *Journal of Economics and Management*, v. 2, n. 2, p. 343-352, 2008.
- COELHO, A. B. *A cultura do Algodão e a questão da Integração entre preços internos e externos*. 136p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- ENKE, S. Equilibrium among spatially separated markets: solution by electrical analogue. *Econometrica*, v. 19, p. 40-47, 1951.
- EVANS, P. e KARRAS, G. Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, p. 249-65, 1996.
- FAKLER, P. e GOODWIN, B. K. *Spatial price analysis: a methodological review*. North Carolina, Department of Agricultural and Resource Economics. North Carolina State University, 2000 (Mimeogr.)
- FAMINOW, M. D. e BENSON, B. L. Integration of spatial markets. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 72, n. 1, p. 49-62, fev. 1990.
- FERNANDES, M. e TORO, J. O Mecanismo Monetário de transmissão na Economia Brasileira Pós-plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 5-32, Jan./Mar. 2005. Disponível em: <epge.fgv.br/portal/arquivo/1293.pdf>. Acesso em: 15 jun. 2006.
- GOLDBERG, P. K. e VERBOVEN, F. Market integration and convergence to the Law of One Price: evidence from the European car market. *Journal of International Economics*, v. 65, p. 49-73, 2005.
- GOLETTI, F., RAISUDDIN, A. e FARID, N. Structural determinants of market integration. The case of rice markets in Bangladesh. *The Developing Economies*, v. 33, n. 2, p. 185-202, jun. 1995.
- GONZÁLEZ-RIVERA, G. e HELFAND, S. M. *Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets*. Riverside: Department of Economics, University of California, 2001. (Working Paper, 28).
- GOODWIN, B. K. e HOLT, M. T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 81, n. 3, p. 630-637, ago. 1999.
- GOODWIN, B. K. e PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agriculture Economics*, v. 83, n. 2, p. 302-307, maio 2001.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relationship by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-439, jul. 1969.
- HOTELING, H. Stability in competition. *Economic Journal*, v. 36, p. 41-57, 1929.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. SIDRA. *Produção de Tomates*. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 5 jan. 2009.
- LEVIN, A. e LIN, C. Unit root tests in painel data: asymptotic and finite-simple properties, unpublished manuscript, University of California, San Diego. *Discussion Paper 92-23*, maio 1992.
- LO, M. C. e ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the Law of One Price. *Macroeconomic Dynamics*, v. 5, n. 4, p. 533-576, 2001.
- MATTOS, L. B. de. *Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais da carne de frango no Brasil*. (Tese de Doutorado em Economia). Universidade Federal de Viçosa/MG – Viçosa/MG, 2008, 162p.
- MAYORGA, R. D. *Price relationships and market integration: a northeast of Brazil case study*. 1989, 131p. Tese (Doutorado em Ciência dos Recursos de Terras Áridas) – Committee on Arid Lands Resource Science, University of Arizona, USA. 1989.
- MAYORGA, R. de O., KHAN, A. S., MAYORGA, R. D., LIMA, P. V. P. S. e MARGARIDO, M. A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 45, p. 275-704, 2007.
- MAYORGA, R. D., TABOSA, F. J. S., MAYORGA, R. de O. e LIMA, P. V. P. S. Relacionamento de preços no mercado nordestino do tomate. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 7, n. 1, 2009.
- RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal Agricultural Economics*, v. 68, n. 1, p. 102-109, fev. 1986.
- ROEHNER, M. B. *Theory of Markets: Trade and Space-Time Patterns of Price Fluctuations*. Heidelberg: Springer-Verlag, 1995.
- SACHS, R. C. C. e PINATTI, E. Análise do comportamento dos Preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 5, n. 3, 2007.

SAMUELSON, P. Spatial price equilibrium and linear programming. *American Economic Review*, v. 42, p. 283-303, 1952.

STIGLER, J. G. e SHERWIN, R. The extent of the market. *Journal of Law and Economics*, v. 28, n. 3, p. 555-585, out. 1985.

SUSANTO, D., ROSSON, C. P., ADCOCK, F. J. e CLARK, G. Market integration of agribusiness in the North American free trade agreement: the case of fruits and vegetables. *17 Annual World Forum and Symposium*

International Food and Agribusiness Management Association. Parma, Italy: June 23-26, 2007.

TABOSA, F. J. S., SILVA, D. M. F., MADALAZZO, C. L. e CAMPOS, R. T. Causalidade e Elasticidade de Transmissão do tomate no Estado do Ceará - 1995-2002. In: XLII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. *Anais do XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural-SOBER*. Brasília: SOBER. v. 1. 2004a, 9p.

TAKAYAMA, T. e JUDGE, G. *Spatial and Temporal Price Allocation Models*. Amsterdam: North-Holland, 1971.

Anexo

Tabela 1A. Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de preço em níveis logaritmizadas, janeiro de 2004 a fevereiro de 2009

	τ_t	lags	τ_μ	lags	τ	Lags
LNTER	-5,6922*	0	-5,4127*	0	-4,7172*	0
LNFORT	-5,5592*	0	-5,5438*	0	-5,5529*	0
LNIBI	-5,7812*	0	-5,6970*	0	-4,3567*	0
LNNAT	-5,4082*	0	-5,3700*	0	-5,3662*	0
LNREC	-5,2685*	0	-5,2394*	0	-4,3717*	0
LNSAL	-6,2506*	0	-6,0905*	0	-5,8421*	0
LNJUA	-6,3713*	0	-6,6072*	0	-3,9148*	1
LNBRAS	-6,9373*	0	-4,3942*	2	-2,3580**	3
LNBH	-5,6887*	1	-5,6607*	1	-4,1572*	1
LNRJ	-6,1804*	1	-6,0227*	1	-5,5515*	1
LNSAMPA	-6,8060*	0	-6,5356*	0	-5,8699*	0
LNCAMP	-6,5070*	0	-6,0477*	0	-6,0338*	0
LNCTB	-6,1770*	0	-5,9553*	0	-4,4107*	0

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são, respectivamente, -4,0050; -3,4327 e -3,1421 para o modelo com constante e sem tendência, os Valores Críticos são, ao nível de 1% (-3,4634), 5% (-2,8760) e 10% (-2,5745) e para o modelo sem constante e sem tendência, os Valores Críticos são ao nível de 1% (-2,5767), 5% (-1,9424) e 10% (-1,6156).

* indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

** indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

*** indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2A. Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin para as séries de preço em níveis logaritmizadas, janeiro de 2004 a fevereiro de 2009

	Tendência e Constante	Defasagens	Constante	Defasagens
LNTER	0,1135*	10	0,5541*	10
LNFORT	0,1079*	11	0,1453*	11
LNIBI	0,1167*	10	0,2436*	10
LNNAT	0,0802*	11	0,1596*	11
LNREC	0,0288*	11	0,0659*	11
LNSAL	0,1382*	11	0,3091*	11
LNJUA	0,0980*	11	0,2420*	11
LNBRAS	0,0414*	11	0,3490*	11
LNBH	0,1463*	11	0,1594*	11
LNRJ	0,1035*	10	0,1987*	10
LNSAMPA	0,0644*	10	0,3009*	10
LNCAMP	0,1624**	11	0,6022**	11
LNCTB	0,2049**	11	0,4269**	11

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são, respectivamente, 0,2160, 0,1460 e 0,1190 e para o modelo com constante e sem tendência, os Valores Críticos são ao nível de 1% (0,7390), 5% (0,4630) e 10% (0,3470).

* indica que a hipótese nula de estacionariedade é aceita ao nível de significância de 1%.

** indica que a hipótese nula de estacionariedade é aceita ao nível de significância de 5%.

*** indica que a hipótese nula de estacionariedade é aceita ao nível de significância de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 3A. Testes de seleção de ordem de critérios de informação para o mercado brasileiro de tomate.

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LNBH LNBRAS LNCAMP LNCRTB LNFORT LNIBI LNJUA LNNAT LNREC LNRJ LNSALV LNSAMPA LNTER						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1161.977	NA	8.58e-13	9.108345	9.287370	9.180332
1	-400.2768	1440.734	8.68e-15*	4.513773*	7.020125*	5.521589*
2	-277.0428	220.6748*	1.25e-14	4.868549	9.702226	6.812194
3	-186.1398	153.6190	2.34e-14	5.473952	12.63496	8.353426
4	-60.14333	200.2269	3.42e-14	5.807313	15.29564	9.622616

* indicates lag order selected by the criterion.

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Tabela 4A. Teste de Causalidade de Granger em Bloco para o mercado brasileiro de tomate

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests							
Dependent variable: LNBH				Dependent variable: LNBRAS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBRAS	0.597025	1	0.4397	LNBH	1.477.531	1	0.2242
LNCAMP	4.640.035	1	0.0312	LNCAMP	0.379990	1	0.5376
LNCRTB	0.086642	1	0.7685	LNCRTB	6.986.330	1	0.0082
LNFORT	0.025153	1	0.8740	LNFORT	0.950144	1	0.3297
LNIBI	2.312.846	1	0.1283	LNIBI	0.047897	1	0.8268
LNJUA	6.45E-05	1	0.9936	LNJUA	0.187191	1	0.6653
LNNAT	0.275328	1	0.5998	LNNAT	0.009125	1	0.9239
LNREC	0.031078	1	0.8601	LNREC	5.066.261	1	0.0244
LNRJ	1.628.846	1	0.2019	LNRJ	0.755800	1	0.3846
LNSALV	1.409.499	1	0.2351	LNSALV	1.371.707	1	0.2415
LNSAMPA	2.961.023	1	0.0853	LNSAMPA	3.437.145	1	0.0637
LNTER	0.255825	1	0.6130	LNTER	0.497805	1	0.4805
All	3.529.378	12	0.0004	All	2.996.675	12	0.0028
Dependent variable: LNCAMP				Dependent variable: LNCRTB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBH	0.098030	1	0.7542	LNBH	0.031737	1	0.8586
LNBRAS	1.716.962	1	0.1901	LNBRAS	0.327400	1	0.5672
LNCRTB	0.647663	1	0.4209	LNCAMP	7.274.198	1	0.0070
LNFORT	0.893950	1	0.3444	LNFORT	0.146210	1	0.7022
LNIBI	4.567.018	1	0.0326	LNIBI	3.745.448	1	0.0530
LNJUA	1.839.949	1	0.1750	LNJUA	3.555.546	1	0.0593
LNNAT	0.085380	1	0.7701	LNNAT	0.182014	1	0.6696
LNREC	0.385643	1	0.5346	LNREC	0.059866	1	0.8067
LNRJ	0.021534	1	0.8833	LNRJ	3.931.430	1	0.0474
LNSALV	1.217.547	1	0.2698	LNSALV	3.663.920	1	0.0556
LNSAMPA	0.022294	1	0.8813	LNSAMPA	1.797.249	1	0.1800
LNTER	0.032584	1	0.8568	LNTER	0.002572	1	0.9596
All	1.914.421	12	0.0851	All	3.214.806	12	0.0013

Dependent variable: LNFORT				Dependent variable: LNIBI			
<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>df</i>	Prob.	<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>DF</i>	Prob.
LNBH	0.624806	1	0.4293	LNBH	9.380.844	1	0.0022
LNBRAS	0.338533	1	0.5607	LNBRAS	6.737.720	1	0.0094
LNCAMP	1.374.061	1	0.2411	LNCAMP	0.481884	1	0.4876
LNCRTB	0.001620	1	0.9679	LNCRTB	0.624099	1	0.4295
LNIBI	0.880151	1	0.3482	LNFORT	8.525.226	1	0.0035
LNJUA	2.692.735	1	0.1008	LNJUA	0.172499	1	0.6779
LNNAT	1.025.749	1	0.3112	LNNAT	0.411270	1	0.5213
LNREC	7.564.227	1	0.0060	LNREC	1.173.045	1	0.0006
LNRJ	0.001576	1	0.9683	LNRJ	1.196.541	1	0.2740
LNSALV	0.234791	1	0.6280	LNSALV	2.075.051	1	0.1497
LNSAMPA	0.087876	1	0.7669	LNSAMPA	4.691.444	1	0.0303
LNTER	1.421.950	1	0.2331	LNTER	0.449465	1	0.5026
All	2.376.647	12	0.0219	All	4.438.871	12	0.0000
Dependent variable: LNJUA				Dependent variable: LNNAT			
<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>df</i>	Prob.	<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>DF</i>	Prob.
LNBH	4.522.251	1	0.0335	LNBH	1.714.516	1	0.1904
LNBRAS	0.302445	1	0.5824	LNBRAS	0.056044	1	0.8129
LNCAMP	0.000334	1	0.9854	LNCAMP	0.839049	1	0.3597
LNCRTB	0.457741	1	0.4987	LNCRTB	0.032095	1	0.8578
LNFORT	2.775.109	1	0.0957	LNFORT	1.613.096	1	0.0001
LNIBI	4.990.265	1	0.0255	LNIBI	2.237.006	1	0.1347
LNNAT	2.010.627	1	0.1562	LNJUA	1.221.543	1	0.2691
LNREC	6.568.475	1	0.0104	LNREC	1.293.143	1	0.0003
LNRJ	0.102722	1	0.7486	LNRJ	1.038.796	1	0.3081
LNSALV	0.458193	1	0.4985	LNSALV	0.211827	1	0.6453
LNSAMPA	0.272565	1	0.6016	LNSAMPA	0.709063	1	0.3998
LNTER	0.011280	1	0.9154	LNTER	4.304.607	1	0.0380
All	6.455.015	12	0.0000	All	6.506.514	12	0.0000
Dependent variable: LNREC				Dependent variable: LNRJ			
<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>df</i>	Prob.	<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>DF</i>	Prob.
LNBH	0.002797	1	0.9578	LNBH	6.057.134	1	0.0139
LNBRAS	6.155.511	1	0.0131	LNBRAS	0.062716	1	0.8023
LNCAMP	0.644073	1	0.4222	LNCAMP	0.656869	1	0.4177
LNCRTB	0.184401	1	0.6676	LNCRTB	1.471.821	1	0.2251
LNFORT	4.103.452	1	0.0428	LNFORT	0.266737	1	0.6055
LNIBI	1.133.165	1	0.2871	LNIBI	3.013.011	1	0.0826
LNJUA	0.040265	1	0.8410	LNJUA	0.181861	1	0.6698
LNNAT	3.646.230	1	0.0562	LNNAT	2.775.576	1	0.0957
LNRJ	0.001661	1	0.9675	LNREC	0.718787	1	0.3965
LNSALV	2.599.504	1	0.1069	LNSALV	0.130781	1	0.7176
LNSAMPA	0.041611	1	0.8384	LNSAMPA	7.403.892	1	0.0065
LNTER	6.01E-06	1	0.9980	LNTER	0.843235	1	0.3585
All	3.377.302	12	0.0007	All	5.716.514	12	0.0000

Dependent variable: LNSALV				Dependent variable: LNSAMPA			
<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>df</i>	Prob.	<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>DF</i>	Prob.
LNBH	2.883.213	1	0.0895	LNBH	0.354253	1	0.5517
LNBRAS	0.280925	1	0.5961	LNBRAS	0.002293	1	0.9618
LNCAMP	2.708.786	1	0.0998	LNCAMP	0.173878	1	0.6767
LNCRTB	4.255.410	1	0.0391	LNCRTB	1.567.066	1	0.2106
LNFORT	7.312.897	1	0.0068	LNFORT	0.089682	1	0.7646
LNIBI	0.253443	1	0.6147	LNIBI	0.367173	1	0.5445
LNJUA	0.957110	1	0.3279	LNJUA	0.628162	1	0.4280
LNNAT	0.759555	1	0.3835	LNNAT	1.119.416	1	0.2900
LNREC	4.954.347	1	0.0260	LNREC	0.017408	1	0.8950
LNRJ	0.552930	1	0.4571	LNRJ	0.024601	1	0.8754
LNSAMPA	0.904403	1	0.3416	LNSALV	0.011581	1	0.9143
LNTER	1.145.547	1	0.2845	LNTER	0.438552	1	0.5078
All	8.567.492	12	0.0000	All	1.103.463	12	0.5260

Dependent variable: LNTER			
<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>df</i>	Prob.
LNBH	1.795.033	1	0.1803
LNBRAS	3.306.554	1	0.0690
LNCAMP	2.676.523	1	0.1018
LNCRTB	0.000260	1	0.9871
LNFORT	6.432.382	1	0.0112
LNIBI	0.019945	1	0.8877
LNJUA	0.385334	1	0.5348
LNNAT	6.980.381	1	0.0082
LNREC	1.190.564	1	0.0006
LNRJ	0.084687	1	0.7710
LNSALV	0.196998	1	0.6572
LNSAMPA	2.979.620	1	0.0843
All	4.559.414	12	0.0000

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.