



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 2, pp. 205-224, 2018

<http://www.revistaaber.org.br>

EXISTE NÃO LINEARIDADE NA CONVERGÊNCIA DE PREÇOS PARA MERCADOS AGRÍCOLAS NO BRASIL?*

Gerrio dos Santos Barbosa

Doutorando em Economia Aplicada na Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

E-mail: gerriosantos@gmail.com

Francisco José Silva Tabosa

Professor no Mestrado de Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (UFC)

E-mail: franzetabosa@ufc.br

Nicolino Trompieri Neto

Analista de Políticas Públicas no IPECE e Professor da Universidade de Fortaleza (UNIFOR)

E-mail: nicolinoneto@gmail.com

Rafael Barros Barbosa

Professor no Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal do Ceará (UFC)

E-mail: rafaelbarrosbarbosa@gmail.com

RESUMO: O presente artigo explanou acerca dos métodos para testes de raízes unitárias com efeito limiar (TAR) aplicado a dados em painel, com ênfase na técnica econométrica elaborada por Beyaert e Camacho (2008) e adaptada para o setor do tomate no Brasil por Tabosa, Ferreira e Castelar (2014). Diante disso, caso constatada a Lei do Preço Único, diz-se que ocorre convergência dos preços nos diversos mercados analisados, indicando que os preços convergem para um dado estado estacionário, ou seja, um preço de equilíbrio de longo prazo. Os primeiros testes não rejeitam a hipótese nula de que o modelo a ser estimado seja linear (modelo Evans-Karras). Os resultados apontaram para mercados que convergem no longo prazo.

Palavras-chave: Integração econômica; Lei do preço único; Produtos agropecuários.

Classificação JEL: Q11; Q13; C23.

IS THERE NON-LINEARITY IN THE CONVERGENCE OF PRICES FOR AGRICULTURAL MARKETS IN BRAZIL?

ABSTRACT: This paper explores the methods for testing unit roots with Threshold Autoregressive (TAR) for panel data, with emphasis on the econometric technique elaborated by Beyaert and Camacho (2008) and adapted for the Brazilian agricultural sector by Tabosa, Ferreira and Castelar (2014). Therefore, if the Single Price Law is established, it is said that there is convergence of prices in the various markets analyzed, implying that prices converge to a given steady state, in other words, a long-term equilibrium price. The first tests do not reject the null hypothesis that the model to be estimated is linear (Evans-Karras model). The results pointed to markets that converge in the long run.

Keywords: Economic integration; Law of one price; Agricultural goods.

JEL Codes: Q11; Q13; C23.

*Recebido em: 09/11/2017; Aceito em: 17/07/2018.

1. Introdução

A integração econômica refere-se à situação em que os preços dos produtos em diferentes mercados alcançam o equilíbrio. Esse resultado é derivado da hipótese de livre circulação de bens entre os mercados regionais, obtido pela condição de não arbitragem de preços. A presença de integração econômica implica, portanto, que a comercialização de bens não pode ser considerada de forma isolada e independente.

Existe uma longa literatura que investiga a convergência de preços internacionais (ROGOFF, 1996) e intranacionais (ENGEL; ROGERS, 1996; CECCHETTI et al., 2002) tanto para bens em geral como para o caso de bens agrícolas (TABOSA et al., 2014). Uma das conclusões importantes dessa literatura refere-se ao papel da não linearidade na convergência de preços, como apontado por Basher e Carrion-I-Silvestre (2011), Nath e Sakar (2014), entre outros.

Como a integração comercial representada pela convergência de preços é um fenômeno de longo prazo, flutuações do ciclo econômico podem alterar situações de estabilidade. Isso implica que a convergência de preços pode não ser observada ao longo de todo um período temporal, mas, sim, entre períodos de quebras estruturais (BASHER; CARRION-I-SILVESTRE, 2011).

Pouco tem sido estudado sobre o efeito da não linearidade para a convergência de preços em bens agrícolas. Assim, o objetivo principal deste artigo consiste em preencher essa lacuna ao investigar se a convergência de preços para bens hortifrutigranjeiros no Brasil é verificada ao se assumir a presença de não linearidade. Para isso, foram investigados 37 produtos hortifrutigranjeiros, em 16 mercados diferentes, entre 2007.01 até 2015.06.

A introdução da não linearidade foi realizada ao se assumir que os produtos dispostos temporalmente seguem um processo autorregressivo com efeito limiar (TAR). A verificação da validação dessa hipótese, bem como a corroboração da convergência de preços foi desenvolvida por Beyaert e Camacho (2008).

Na literatura recente, são amplamente utilizados modelos para mensurar o processo de convergência de preços entre países. Um método conhecido é o β -convergência, que provém do modelo de Solow (1956), posteriormente analisado por Barro e Sala-I-Martin (1991). Evans e Karras (1996) explicaram que regressões simples de β -convergência, na maioria das vezes, poderiam fornecer estimativas imprecisas, atribuindo, dessa forma, vantagens na abordagem com dados em painel.

Evans e Karras (1996) testam a presença de convergência entre o crescimento de um painel de países assumindo um processo autorregressivo linear. Beyaert e Camacho (2008) apresentam uma expansão da metodologia de teste de convergência entre países ao considerarem a presença de efeito limiar no processo autorregressivo. Segundo essa abordagem, podem existir situações em que a hipótese da convergência seja satisfeita (entre os limiares) e situações em que não seja satisfeita (além dos limiares). Essa hipótese se adequa às evidências de convergência de preços uma vez que situações de elevada volatilidade podem alterar a estabilidade de preços, constituindo, portanto, um possível limite para onde a hipótese da convergência é válida.

O procedimento de Beyaert e Camacho (2008) primeiramente testa a existência do efeito limiar comparando o modelo linear de Evans e Karras com o modelo em que existe um limiar escolhido endogenamente. Em um segundo momento, o teste de convergência é realizado sobre o modelo selecionado no primeiro estágio.

Este estudo, portanto, contribui para a literatura nacional sobre o tema em vários aspectos. Primeiro, utiliza um painel de preços hortifrutigranjeiros em 16 mercados diferentes, ou seja, utiliza uma base mais representativa da diversidade dos produtos agrícolas brasileiros. Segundo, verifica a existência de não linearidade na convergência de preços para bens hortifrutigranjeiros. Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), por exemplo, verificam a hipótese da convergência para apenas um bem agrícola, o tomate, e não consideram a presença de não linearidade.

Dos resultados encontrados, foi rejeitada a hipótese de não linearidade para os bens hortifrutigranjeiros considerados. Assim, foi testada a existência de convergência considerando a especificação linear do processo autorregressivo. Esse resultado mostra que no período posterior à

grande crise financeira mundial, iniciada em setembro de 2007 nos EUA, período de elevada instabilidade nos preços internacionais, o mercado de hortifrutigranjeiros no Brasil apresentou convergência linear de preços, indicando a presença de integração econômica regional.

O presente artigo, além desta introdução, está dividido em mais quatro seções. Na próxima seção, será apresentada uma discussão sobre a literatura de convergência de preços agrícolas. Na terceira seção, é apresentada a metodologia de Beyaert e Camacho (2008) que acomoda tanto a especificação linear quanto a não linear. Na seção seguinte, é discutida a base dados. Na seção cinco, são discutidos os principais resultados e suas implicações para o desenvolvimento regional. Por fim, a última seção apresenta as conclusões do artigo.

2. Revisão da literatura

2.1. Métodos lineares

A pesquisa de Hotelling (1929) foi pioneira nas análises de mercados com concorrência imperfeita e das teorias espaciais sobre discriminação de preços. Segundo Enke (1951) e Samuelson (1952), a teoria do comércio internacional tem forte relação com a dispersão espacial dos preços.

O estudo apresentado neste artigo busca evidências dessa teoria para alguns mercados do Brasil, tendo em vista que podem ser utilizados conceitos semelhantes para análise espacial da distribuição de produtos agropecuários dessas unidades da federação.

Nesse sentido, a validação da LPU é apontada como ponto natural de partida. Portanto, é o mecanismo fundamental que postula a convergência e a transmissão dos preços em uma economia de mercados competitivos. Conforme foi mencionado por Barrett (2001), quando ocorre comercialização e as oportunidades de arbitragem se extinguem, os preços se igualam aos custos de comercialização.

Em estudo realizado para os países do Nafta (EUA, Canadá e México) por Susanto et al. (2007), por meio de uma abordagem do modelo de convergência de Levin e Lin (1992) aplicado aos mercados de frutas e verduras, os autores encontram evidências de convergência absoluta, definindo uma integração desses produtos nesses mercados.

Chin e Habibullah (2008) investigam a convergência de preço na Malásia Peninsular, Sabah e Sarawak. Os resultados mostraram que o grau de persistência dos desvios da Paridade Poder de Compra após um choque gerou uma meia-vida em torno de 6,75 anos para Malásia. Com relação aos grupos de mercadorias, a meia-vida para os bens *tradables* foram de 1 a 2 anos, aproximadamente; enquanto os bens não *tradables* necessitavam em torno de 10 anos. Por fim, concluíram que diversos grupos de produtos desses mercados possuíam uma integração crescente.

Na União Europeia, Dreger et al. (2007) mostraram que não havia exigência da LPU relacionada aos sistemas de ponderações de preços agregados iguais entre mercados internos e externos. Contudo, caso houvesse diferença, seriam relativamente estáveis ao longo do tempo. Eles argumentaram ainda que tal hipótese não foi sustentada para uma amostra do grupo de países da União Europeia. Ou seja, os níveis de renda foram diferentes entre novos e antigos membros, o que afetou os pesos em cada mercado, incorrendo em viés gerado por fatores estruturais nos testes com variáveis relativas a LPU.

De forma semelhante, o exame de Wolszczak-Derlacz (2008) analisou os dados de preços a níveis agregados (macro) e desagregados (micro). A abordagem macro foi baseada em um índice comparativo do nível de preços, calculada como razão entre a PPC e a taxa de câmbio, e a micro utilizou os preços reais de 150 produtos individuais comercializados nas 15 cidades capitais da União Europeia. Ao investigar a dispersão dos preços para o período de 1990 a 2005, por meio do sigma e beta convergência, em ambos os conjuntos de dados, encontrou-se elevada dispersão de preços. Entretanto, a magnitude da dispersão dos preços mostrou-se maior quando analisado o conjunto de dados desagregado do que o conjunto de dados agregado.

Em contexto empírico, examinando a LPU para 45 produtos e 13 países da região do euro, compreendendo o período de 2008 a 2012, Kulikov (2014) utilizou preços desagregados de Nielsen

baseados em regressões *log-linear* não estrutural com efeitos espaciais, com utilização do método bayesiano. Após estimação dos dados, sugeriu-se forte interdependência dos preços relativos, nos espaços geográficos e dimensões de vários produtos. Por fim, considerou que um nível de renda relativa e um forte crescimento econômico afetariam os preços dos produtos amostrados.

Na mesma perspectiva, Balchin, Edwards e Sundaram (2015) analisaram preços de varejo desagregados para 24 produtos, do seguimento de alimentos, maquinas, equipamentos, eletrônicos e sapatos. Os países envolvidos são Botswana, Malawi, África do Sul e Zâmbia, que fazem parte do *Southern African Development Community* (SADC). Os autores evidenciaram grandes e persistentes desvios absolutos da LPU, tanto dentro como entre cada um dos quatro países. A dispersão dos preços é maior quando observada entre países da SADC do que quando analisada individualmente. Ademais, mostrou-se que o desvio de preço médio dentro do país permaneceu relativamente estável ao longo do tempo. Dessa forma, em média, os preços dos produtos dentro de cada país da SADC não se tornaram mais integrados.

2.2. Modelo autorregressivo com efeito limiar

Utilizando modelos lineares, os estudos de Quandt (1958, 1960) identificaram que em algum momento no tempo poderia haver uma mudança abrupta de uma linha de regressão para outra, observando mudanças nos coeficientes de modelos lineares com um determinado valor de uma variável estocástica não observável.

Os primeiros estudos com modelos autorregressivos com efeito limiar (TAR) foram propostos por Tong (1978), Tong e Lim (1980) e Tong (1983), e, desde então, tornaram-se populares em séries temporais não lineares. Outros modelos não lineares desenvolvidos podem ser citados, como, por exemplo, o modelo Bilinear, o de estado dependente de Priestley (1980), o de mudança de Markov de Hamilton (1989), o do Coeficiente Funcional Autorregressivo de Chen e Tsay (1993), entre outros.

Em abordagem similar, estudo de Hansen (1996) inferiu o caso em que os parâmetros eram não identificados sob hipótese nula utilizando testes convencionais. Portanto, desenvolveu técnicas de simulações simples com procedimentos de valores probabilísticos com distribuições uniformes assintóticas sob essa hipótese. Esse evidenciou que a presença do efeito limiar poderia ser explicada pela variação de amostragem. Já Caner e Hansen (2001) desenvolveram modelos com quebras estruturais em que havia a possibilidade de raízes unitárias. Essa aplicação requereu testes para efeito limiar e raiz unitária, que permitiram a distinção entre processos não lineares e não estacionários, respectivamente.

No mesmo tocante, Beyaert e Camacho (2008) explicaram as limitações do modelo de Evans e Karras (1996), que possuíam suposições de independência transversal pouco sustentáveis, e a formulação considerada linear poderia não ser realista, pois os países no painel poderiam experimentar mudanças institucionais e/ou econômicas ao longo do tempo. Portanto, Beyaert e Camacho (2008) estenderam a pesquisa, na qual recomendaram uso de valores críticos *bootstrap* em testes de raízes unitárias para painel sobre dependência transversal. Ademais, incluíram a possibilidade do processo de convergência não apresentar-se uniforme ao longo do tempo, mas só se ocorresse variações de acordo com as circunstâncias institucionais e econômicas.

Nos países da América, Vieira (2009) utilizou o modelo TAR para mensurar se a convergência é absoluta ou condicional. A convergência absoluta pode ser entendida como a convergência que independe das características próprias dos países, como seu nível de poupança por exemplo. Por sua vez, a convergência relativa refere-se à convergência de países semelhantes. Testou ainda a hipótese de o modelo ser linear ou não linear, com abordagem metodológica de Evans e Karras (1996) e Beyaert e Camacho (2008), respectivamente. A análise foi realizada nos blocos de livre comércio do continente: Acordo de Livre Comércio da América do Norte (NAFTA), Comunidade Andina de Nações (CAN) e Mercado Comum do Sul (MERCOSUL).

A motivação do trabalho foi a homogeneidade econômica entre os países membros e a possível influência do livre comércio no processo de convergência. Na América Latina, Benavides et al. (2015) abordaram perspectiva idêntica à Beyaert-Camacho, escolheram o Produto Interno Bruto (PIB) *per*

capita dessa região para testar o processo de convergência, para isso, foram aglomerados os países ricos em um bloco e os pobres em outro. Destarte, Tipoy (2015) replicou na Comunidade de Desenvolvimento Sul-Africano.

No continente europeu, Bilgili (2012) replicou o método TAR com a proposição de revelar ocorrência de linearidade ou não no processo de convergência da oferta energética de biomassa, utilizando dados em painel. Usando diferentes grupos de países, que compartilham importantes ciclos de negócios e características semelhantes, Beyaert e García-Solanes (2014) analisaram a ocorrência de convergência no PIB *per capita* a longo prazo.

Poucos estudos no Brasil utilizaram-se da estratégia empírica Beyaert-Camacho. Entretanto, Matos (2011) adaptou o modelo para medir a possibilidade de convergência do indicador de pobreza, para 19 estados brasileiros, os quais foram divididos em nordestinos e não nordestinos. Já na contextualização agropecuária, o estudo de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) explicou a dinâmica dos modelos autorregressivos com efeito limiar para os preços dos mercados atacadistas do tomate brasileiro.

No entanto, existe uma família de modelos autorregressivos com efeito limiar que possibilitam sintetizar uma compreensão do processo de convergência. Dito isso, Bosque (2014) elaborou uma abordagem direta e prática dos modelos. Adiante, aplicou aos dados meteorológicos e a séries financeiras. Portanto, além do TAR para raízes unitárias, podem-se apresentar trabalhos com quebras estruturais em outros métodos semelhantes¹.

3. Modelos e testes econométricos

3.1. Modelo linear

A priori, as variáveis de preços presentes na Lei do Preço Único (LPU) são estocásticas e têm um comportamento ao longo do tempo. Fackler e Goodwin (2000) definiram que as transmissões de choques de demandas e ofertas entre os mercados possibilitam a arbitragem espacial, elemento responsável pela condução dos mercados à integração, expressada como

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

em que k é o produto analisado, P_i^k é o preço do produto k no mercado i , P_j^k é o preço do produto k no mercado j , e C_{ij}^k é o custo médio de transação entre os mercados i e j . Essa relação é comumente estabelecida como a Lei do Preço Único. Dessa forma, pode-se transcrever para um mercado inter-regional, ou seja, com N regiões, demonstrado a seguir:

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

$$k = 1, 2, \dots, 37 ; i = 1, 2, \dots, N ; j = 1, 2, \dots, N ; i \neq j$$

sendo $P_{i,t}^k$ o logaritmo natural do preço real do bem k no mercado i no período t , $P_{j,t}^k$ o logaritmo natural do preço real do bem k no mercado j no período t , e C_{ij}^k o custo médio do produto k entre os mercados i e j .

Entretanto, Susanto et al. (2007) e Chin e Habibullah (2008) propõem examinar o comportamento do preço da i -ésima economia em relação à média dos demais preços, sendo esta última o preço base de comparação. Deste modo, a Equação (2) torna-se:

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

$$k = 1, 2, \dots, 37 ; i = 1, 2, \dots, N ; j = 1, 2, \dots, N ; i \neq j$$

¹ Ver estudos de Costa Júnior et al. (2015) e Soares e Lopes (2015).

sendo que $\hat{P}_{j,t}^k = N^{-1} \sum_{j=1}^N P_{j,t}^k$ e os desvios de $P_{1,t}^k, P_{2,t}^k, \dots, P_{N,t}^k$ em relação a sua média entre grupos $\hat{P}_{j,t}^k$, serão, em média, igual a uma determinada constante C quando t tende para o infinito. Ou seja, valida-se a LPU se $P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k$ é estacionário e exibirá custos de transação neste mercado se C_{ij}^k apresentar-se diferente de zero. Em termos econométricos, a LPU mostrada na Equação (3) expressa-se como:

$$\lambda_i^k(L)[P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k] = c_i^k + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$k = 1, 2, \dots, 37 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

em que, $\lambda_i^k(L) = 1 - \lambda_i^k L$; $LP_t = P_{t-1}$ e $\lambda_i^k \in [0, 1]$.

A Equação (4) será reescrita na estrutura linear abordada por Evans e Karras (1996):

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

Na equação, $g_{i,t}^k \equiv P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k$ e p é o número de defasagens. A hipótese nula de divergência ocorre se $\rho_i = 0 \forall i$, e a hipótese de convergência ocorre quando $0 < \rho_i < 1 \forall i = 1, 2, \dots, n$ mercados analisados. Pode-se observar integração dos mercados sem custos de transação se $c_n = 0 \forall n$, por outro lado, se $c_n \neq 0 \forall n$ haverá custo de transação em termos significativos. A persistência nas diferenças de percentual de preços entre os períodos nos mercados ocasiona custos de transação significativos. Dessa forma, não ocorrendo custos de transação entre os mercados, a convergência será absoluta, caso contrário, a convergência será condicional. No caso condicional, explica-se que cada mercado converge para seu próprio estado estacionário (ou preço de equilíbrio).

3.2. Modelo não linear

O processo de convergência pode não ser uniforme, dessa forma, os mercados podem convergir em certas condições econômicas, políticas ou institucionais, enquanto divergem em outras. Beyaert e Camacho (2008) propõem uma extensão ao modelo apresentado na Equação (5) incluindo efeitos limiares para capturar possíveis efeitos não lineares entre as variáveis. O modelo é expresso a seguir:

$$\Delta g_{i,t}^k = \left[c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^I \cdot \Delta g_{i,t-j}^k \right] \cdot I\{Z_{t-1} < \lambda\} + \left[c_i^H + \rho_i^H \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^H \cdot \Delta g_{i,t-j}^k \right] \cdot I\{Z_{t-1} \geq \lambda\} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

em que $I\{x\}$ é uma função indicadora que assume 1 quando x é verdadeiro e 0 caso contrário. Logo, se $Z_{t-1} < \lambda$, a equação é representada por $\Delta g_{i,t}^k = \left[c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^I \cdot \Delta g_{i,t-j}^k \right] + \varepsilon_{i,t}$ e, no caso oposto, ou seja, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$, tem-se que $\Delta g_{i,t}^k = \left[c_i^H + \rho_i^H \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^H \cdot \Delta g_{i,t-j}^k \right] + \varepsilon_{i,t}$.

Nesse contexto, para qualquer período de observação t , a dinâmica dos diferenciais de preços em termos de $P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k$ pode acompanhar qualquer um dos dois regimes. Portanto, o regime I ocorre quando $Z_{t-1} < \lambda$ e o regime II, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$. Em que λ é o parâmetro de quebra pertencente à classe dos modelos autorregressivos com efeito limiar (TAR), introduzido por Tong (1978), que aponta o valor limiar entre os regimes I e II para a variável indicadora Z_{t-1} .

Note que a Equação (5) apresentada por Evans e Karras (1996) é um caso particular do modelo abordado por Beyaert e Camacho (2008) na Equação (6). No entanto, para evitar que o efeito limiar se aproxime do efeito linear, pois ambos são explicações alternativas para um mesmo fenômeno, aplica-se a restrição $0 \leq \pi_1 \leq P[Z_{t-1} \geq \lambda] \leq 1 - \pi_1$ quando realizado o processo de estimação. Dessa forma, fração da amostra de ambos os regimes não pode ser inferior π_1 , cujo valor apresenta-se em torno de 0,10 ou 0,15. No presente trabalho, o valor de π_1 fixado será de 0,10, de acordo com o trabalho de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014).

Com relação ao modelo TAR exposto por Tong (1978), Beyaert e Camacho (2008) propõem duas extensões: a primeira consiste no uso de modelos TAR com dados em painel multivariado em detrimento das equações de séries temporais simples. A segunda, refere-se à possibilidade de não estacionariedade dos dados, na forma de uma raiz unitária de séries individuais (mercado) quando $\rho_i = 0$. Essa última extensão foi considerada por Carner e Hansen (2001), embora seu modelo seja limitado a séries simples, enquanto, aqui, aborda-se um painel de N séries de tempo.

Note que o Modelo (6) despondará divergência se $\rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i$. Alternativamente, corresponderá a um processo convergente global se $0 \leftarrow \rho_i^r < 1 \forall i$ e $r = I, II$. Finalmente, a convergência parcial (ou divergência parcial) surgirá se $0 \leftarrow \rho_i^r < 1$ mas $\rho_i^j = 0 \forall i$ e $r \neq j$, ou seja, quando um mercado converge em um regime, porém diverge em outros.

Na Equação (6), Z_t é chamada de variável de transição, que pode ser exógena quando se refere a diferentes variáveis econômicas apenas de $g_{i,t}^k$, ou endógenas quando seus valores são obtidos diretamente das variáveis $g_{i,t}^k$, salvo que o estudo foca no caso em que Z_t são endógenas. Portanto, escolhe-se $Z_t = g_{m,t}^k - g_{m,t-d}^k$, para algum m e algum $0 < d \leq p$ (em que m e d não são *a priori* fixos, mas determinados endogenamente). Com isso, do ponto de vista estatístico, Z_t torna-se estacionária se a economia converge ($g_{i,t}^k I(0)$ para todo i e todos os regimes), ou não estacionária ($g_{i,t}^k I(1)$ para um ou ambos os regimes). Do ponto de vista econômico, isso significa dizer que a mudança de um regime para outro relaciona-se aos custos de transação do mercado j nos últimos períodos d .

Em (6), assume-se que p é suficientemente grande, desse modo, propicia que $\varepsilon_{i,t}$ seja um processo do tipo *white noise* (ruído branco) para cada i . No entanto, mesmo com a exclusão da correlação serial, não é possível rejeitar a correlação contemporânea entre os mercados amostrados. Economicamente, embora ocorram choques serialmente não correlacionados, é provável que mercados convergentes sejam afetados pelos mesmos tipos de choques. Portanto, define-se $\varepsilon_i = [\varepsilon_{i,1}, \dots, \varepsilon_{i,T}]'$ e $\varepsilon = [\varepsilon'_1, \varepsilon'_2, \dots, \varepsilon'_i]'$, a matriz variância-covariância de ε não é diagonal e possivelmente satisfaz:

$$V = \Omega \otimes I_T \quad (7)$$

em que $\Omega = [\sigma_I]_{i,m=1,\dots,N}$, com $\sigma_I = cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{m,t}) \forall t$.

3.3. Estimação e testes

O Modelo (6) é estimado por mínimos quadrados. No entanto, atribuída a dependência dos coeficientes sobre o valor limiar da variável de transição (ambos desconhecidos), e dada a Estrutura (7), em que Ω é não conhecido, torna-se conveniente usar uma abordagem de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF).

Os valores dos parâmetros λ , m e d são coletados do vetor $\theta_0 = [\lambda_0, m_0, d_0]'$. Portanto, condicionado a θ_0 , o Modelo (6) apresenta-se como uma equação de dados em painel com variáveis *dummies* (binárias) conhecidas. Nesse contexto, a estimação da Equação (6) consiste em buscar valores de θ que minimizem a variância amostral $S_{\theta_0}^2$. Da seguinte forma:

$$\hat{\theta} \equiv [\hat{\lambda}, \hat{m}, \hat{d}] = argmin_{\theta_0} (S_{\theta_0}^2) \quad (8)$$

então, sugere-se o procedimento de estimação *grid* de pesquisa, que consiste em estimar o Modelo (6) por MQGF com diferentes valores de θ_0 , que obtêm a soma do peso correspondente dos quadrados residuais, $S_{\theta_0}^2 = \frac{1}{T} \varepsilon'_{\theta_0} \hat{V}_0^{-1} \varepsilon_{\theta_0}$ (onde \hat{V}_0 é o valor estimado de mínimos quadrados da matriz de variância e covariância V definida na Equação (7)). Tal método de estimação será tratado no estudo como *grid*-MQGF.

Após a estimação do Modelo (6), deve-se verificar a superioridade desse em relação ao Modelo (5) de Evans-Karras (pelo teste de linearidade). Caso o Modelo (6) seja superior ao Modelo (5), teste-se a existência de convergência contra divergência, por aplicação de algum teste de raiz unitária nos

coeficientes ρ da Equação (6). Por fim, se há evidência de convergência, é necessário testar a convergência absoluta contra a condicionada por meio de um teste nos coeficientes c da Equação (6).

3.3.1. Teste de linearidade

No teste de linearidade, a hipótese nula será o Modelo (5) *versus* a alternativa, o Modelo (6), ou seja, que o modelo linear é o adequado contra a especificação que favorece o efeito limiar. Contudo, há o problema da não identificação dos parâmetros λ , m e d sob hipótese nula, pois são definidos somente na hipótese alternativa. Assim, os testes estatísticos convencionais, como razão de verossimilhança, Wald, ou testes LM, não apresentam distribuição padrão sob hipótese nula (HANSEN, 1996). Em uma estrutura TAR de equação simples, Hansen (1996) e Caner e Hansen (2001) utilizaram técnicas de simulações de *bootstrap* para obter os valores críticos. Tais procedimentos foram adaptados por Beyaert e Camacho (2008) para o Modelo (6), ou seja, TAR com dados em painel. Nesse contexto, testa-se qual o modelo apropriado sob hipótese nula:

$$H_{0,1}: c_i^I = c_i^{II}, \rho_i^I = \rho_i^{II}, \varphi_{i,j}^I = \varphi_{i,j}^{II} \quad (9)$$

$\forall i = 1, \dots, N$ e $\forall j = 1, \dots, p$, contra a hipótese alternativa de que nem todos os coeficientes sejam iguais em ambos os regimes. O modelo linear é estimado por MQGF enquanto o modelo com efeito limiar por meio de *grid*-MQGF. Posteriormente, computa-se o valor da função de verossimilhança para o ponto de estimação de cada modelo e obtém-se:

$$\mathcal{E}_{1,2} = -2\ln(L_1/L_2) \quad (10)$$

em que L_1 é o valor de verossimilhança de um modelo linear de um regime/Equação (5) e L_2 é o valor de verossimilhança do modelo TAR de dois regimes/Equação (6). A hipótese nula seria rejeitada se $\mathcal{E}_{1,2}$ apresentar-se demasiadamente grande. Para saber quão grande é o valor de $\mathcal{E}_{1,2}$, obtêm-se os valores críticos pelo procedimento *bootstrap*, conforme Caner e Hansen (2001), no entanto, adaptam-se tais modelos levando em consideração a correlação contemporânea dos erros entre os mercados, descritos na Equação (7). Mas, até o momento, não é possível afirmar se as séries têm raízes unitárias ou não, portanto, é necessário realizar dois cenários com simulações *bootstrap* para encontrar os valores críticos de $\mathcal{E}_{1,2}$. O primeiro é baseado em uma estimação não restrita do modelo linear, especificado em (5). O segundo fica restrito à imposição de uma raiz unitária $\rho_i = 0$ em (5). Após a realização dos dois cenários de simulações, a inferência de linearidade é baseada no maior valor probabilístico de *bootstrap*. Se não for rejeitada a hipótese nula de linearidade, baseia-se o modelo no procedimento *bootstrap* de Evans e Karras (1996). Caso seja rejeitada, o restante da análise é direcionado pelo modelo não linear TAR, na Equação (6).

3.3.2. Testes de convergência

Dado que as evidências empíricas favorecem o Modelo (6), o próximo passo busca testar convergência *versus* divergência. Logo, a hipótese nula para o Modelo (6) será:

$$H_{0,2}: \rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i \quad (11)$$

A hipótese (11) aponta ausência de convergência em ambos os regimes, I e II. Ademais, três hipóteses alternativas são de interesse econômico e podem ser testadas a seguir:

$$H_{A,2a}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \quad (11a)$$

$$H_{A,2b}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} = 0 \forall i \quad (11b)$$

$$H_{A,2c}: \rho_i^I = 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \quad (11c)$$

A hipótese alternativa (11a) significa convergência global, em ambos os regimes. Já as hipóteses (11b) e (11c) revelam que a convergência ocorre somente sob o regime *I* ou somente sob o regime *II*, respectivamente. Essa situação refere-se à “convergência parcial”, segundo Beyaert e Camacho (2008). É possível notar que a hipótese nula e as hipóteses alternativas assumem que os coeficientes ρ satisfazem as mesmas propriedades para todos os mercados em um tempo específico. Isso será consistente com a definição das séries $g_{i,t}^k$. Essas séries se desviam de suas médias transversais comuns. Então, como um dos mercados não está convergindo com os outros (mesmo que todos os outros mercados sejam convergentes entre si), nenhuma série $g_{i,t}^k$ pode ser $I(0)$. Em outras palavras, as séries $g_{i,t}^k$ em painel são todas $I(0)$ ou todas $I(1)$.

A fim de realizar os testes que discriminam entre as três hipóteses alternativas, Beyaert e Camacho (2008) adotaram o procedimento sugerido por Caner e Hansen (2001) de realizar um teste fundamentado no critério de Wald contra a hipótese alternativa $H_{A,2a}$ de convergência global. Beyaert e Camacho (2008) adequam essa proposição para dados em painel, mostrando as estatísticas como:

$$R_2 = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (12)$$

em que t_I e t_{II} são estatísticas do tipo- t associadas com a estimação de ρ_i^I e ρ_i^{II} , respectivamente, no Modelo (6). Se $\hat{\rho}_i^r$ é a estimação *grid*-MQGF de ρ_i^r para cada regime r , tem-se $t_r = \hat{\rho}_i^r / S_{\hat{\rho}_i^r}$ para $r = I, II$. Dado o conceito de R_2 , valores estatísticos elevados favorecem a convergência.

Para hipótese alternativa de convergência parcial $H_{A,2b}$, a estatística a ser utilizada será t_I , enquanto t_{II} poderá ser testado contra a convergência parcial $H_{A,2c}$. Esses são testes do lado esquerdo. Então, se t_I (t_{II}) é muito pequeno, enquanto t_{II} (t_I) não é, os dados favorecem a hipótese de convergência sob regime *I* (*II*) e divergência sob regime *II* (*I*). Novamente, usam-se simulações *bootstrap* para delimitar os valores probabilísticos adequados.

Por último, discrimina-se entre a convergência absoluta ou condicional. Convergência absoluta implica que os mercados i caminham para convergir para o mesmo estado estacionário. Enquanto a convergência condicional significa que todos os mercados i tendem para equilíbrios estacionários diferentes, possivelmente, por apresentarem custos de transação com assimetrias. Portanto, nos termos do Modelo (6), considerando TAR (11a), ou seja, sob a manutenção da hipótese que $\rho_i^r < 0 \forall i = 1, \dots, N$ e $\forall r = I, II$, as hipóteses para esses testes são:

$$H_{0,3.1}: c_i^r = 0; \forall i = 1, \dots, N; r = I, II \quad (13)$$

$$H_{A,3.1a}: c_i^r \neq 0; \text{paraalgumi}; r = I, II \quad (13a)$$

$$H_{A,3.1b}: c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N; c_i^{II} \neq 0 \text{ paraalgumi} \quad (13b)$$

$$H_{A,3.1c}: c_i^I \neq 0 \text{ paraalgumi}; c_i^{II} = 0 \forall i = 1, \dots, N \quad (13c)$$

Representada pela Equação (13), a hipótese nula evidencia que a convergência é absoluta em ambos os regimes. Já a Equação (13a) de hipótese alternativa aponta que existe convergência condicional em ambos os regimes. A hipótese alternativa (13b) significa convergência absoluta no regime *I* e condicional no regime *II*, enquanto a alternativa (13c) compreende convergência condicional no regime *I* e absoluta no regime *II*.

Será ilustrado, por exemplo, o caso de convergência condicional somente no regime *I*, sendo o teste:

$$H_{0,3.2}: c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N \quad (14)$$

$$H_{A,3.2}: c_i^I \neq 0; \text{paraalgumi} \quad (15)$$

em que a hipótese nula em (14) elucida convergência absoluta e a hipótese alternativa (15) reflete a convergência condicional, ambas em relação ao regime analisado. Dessa forma, é possível realizar de maneira similar o teste para suposição de convergência parcial apenas para o regime *II*. Sabendo-se que a variável de transição apresenta endogeneidade, os p -valores são obtidos por *bootstrap* por meio do ajustamento do modelo linear com imposição da restrição $c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N$.

Em resumo, o procedimento econométrico aplicado neste artigo seguirá a seguinte ordem: i. será testado para cada item hortifrutigranjeiro se existe um efeito limiar ou não; ii. a partir de i., será verificada a existência de raiz unitária em painel; iii. por fim, será testada a presença de convergência de preços.

4. Base de dados

Os dados utilizados foram extraídos do Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigranjeiro (PROHORT), da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). As séries usadas são de preços médios mensais de 37 produtos hortifrutigranjeiros, com 16 mercados e 103 observações para cada mercado, no período compreendido entre janeiro de 2007 a julho de 2015, perfazendo um total de 1.648 observações por produto. Tais mercados foram selecionados devido à disponibilidade de dados. Isto é, não foi realizada nenhuma escolha *a priori* dos mercados de acordo com suas características.

Os preços nominais foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI)², retirados na plataforma do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), utilizando-se como mês base julho de 2015. Os mercados analisados são Belém (PA), Belo Horizonte (MG), Campo Grande (MS), Curitiba (PR), Florianópolis (SC), Fortaleza (CE), Natal (RN), Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio de Janeiro (RJ), Salvador (BA), São Paulo (SP), João Pessoa (PB), Sorocaba (SP), Uberaba (MG), Vitória (ES).

Adiante, aplicou-se o logaritmo natural nas séries de preços para cada produto. Os valores são expressos em reais por dezena (R\$/Dz) para a alface e os ovos, reais por unidade (R\$/Un) para o abacaxi, coco verde e couve-flor, e os demais alimentos em reais por quilo (R\$/Kg).

5. Resultados e discussões

Primeiro, faz-se uma análise descritiva dos dados. A Tabela 1 apresenta essas estatísticas descritivas. Os produtos que se destacam com maiores preços médios nas distribuidoras brasileiras são: o morango, a alface, a pera-estrangeira e a uva-ítmalia, que custam em média, R\$ 9,42, R\$ 8,54, R\$ 4,96 e R\$ 4,31, respectivamente. Suas medidas foram avaliadas em quilogramas, exceto a alface, que é vendida em dezenas. Destarte, mostram-se com menores preços: a melancia, R\$ 0,90, o repolho, R\$ 0,99 e a laranja-pera, R\$ 1,03, por quilograma. Ademais, ao analisar o desvio padrão, o morango varia, em média, 5,71 R\$/Kg, enquanto a melancia possui menor dispersão no período observado e varia 31 centavos por quilograma.

Podem-se observar ainda as disparidades de preços de alguns produtos no período. Os produtos cujos valores apresentaram discrepâncias de preços são: o morango, com mínimo de R\$ 1,18 e preço máximo de R\$ 98,09; a alface com mínimo de R\$ 0,39 e máximo de R\$ 31,76 e a mandioca-aipim que oscila de 35 centavos a R\$ 26,75. A variabilidade desses é grande, talvez, devido à sensibilidade na produção de hortícolas, que podem ser afetadas por fatores externos aos produtores, como estiagens, excesso de chuvas, etc., o que reduz a oferta. Ou ainda, pelo fato de alguns mercados estarem localizados em regiões que produzem determinados produtos em pequena escala e necessitam importar das regiões produtoras. Desse modo, os custos ficam elevados e, na maioria das vezes, são repassados para os consumidores.

Em seguida, analisa-se o modelo e suas estimações. Os trabalhos realizados para encontrar possíveis efeitos limiares foram utilizados em países ou estados, conforme Beyarte e Camacho (2008) e Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), respectivamente. O primeiro utilizou o PIB *per capita*, dividindo em blocos os países europeus. Enquanto o segundo aplicou para determinadas capitais e algumas cidades de interior de algumas unidades da federação, apenas para o preço no atacado do tomate.

² É medido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e registra a inflação de preços desde matérias-primas agrícolas e industriais até bens e serviços finais.

Nesta pesquisa, aborda-se a possibilidade de existência do efeito limiar do preço no atacado de cada um dos 37 produtos hortifrúti da amostra, observados nos 16 mercados distribuidores.

Tabela 1 - Estatística descritiva dos preços no mercado atacadista de alimentos no Brasil

Produtos	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Abacate	1648	2,16	1,01	0,44	6,96
Abacaxi	1648	2,68	1,10	0,69	7,04
Abóbora	1648	1,28	0,51	0,06	5,06
Abobrinha	1648	1,70	0,78	0,30	5,29
Alface	1648	8,83	6,97	0,39	31,76
Banana-prata	1648	1,72	0,63	0,09	4,12
Batata	1648	1,73	0,68	0,49	4,60
Batata-doce	1648	1,41	0,42	0,41	3,22
Berinjela	1648	1,77	0,66	0,36	5,46
Beterraba	1648	1,54	0,53	0,28	3,92
Cebola	1648	1,68	0,72	0,37	7,06
Cenoura	1648	1,56	0,53	0,46	3,81
Chuchu	1648	1,13	0,58	0,13	7,03
Coco-verde	1648	1,42	0,74	0,36	5,17
Couve	1648	2,78	1,51	0,44	11,55
Couve-flor	1648	3,21	1,48	0,39	22,61
Goiaba	1648	2,81	1,15	0,66	7,39
Jiló	1648	2,67	1,35	0,36	10,17
Laranja-pera	1648	1,03	0,33	0,33	4,05
Limão-taiti	1648	1,71	0,89	0,48	8,85
Maçã-nacional	1648	3,08	0,79	1,21	6,25
Mamão-havaí	1648	2,19	1,13	0,51	16,11
Mandioca-aipim	1648	1,04	0,73	0,35	26,75
Manga	1648	1,96	0,84	0,39	7,00
Maracujá-azedo	1648	2,90	1,08	0,86	8,84
Melancia	1648	0,90	0,31	0,08	2,11
Melão-amarelo	1648	2,05	0,70	0,49	4,85
Morango	1648	9,42	5,71	1,18	98,09
Ovo	1648	2,60	0,70	0,19	10,85
Pepino	1648	1,23	0,46	0,22	3,69
Pera-estrangeira	1648	4,96	1,23	1,76	11,15
Pimentão-verde	1648	2,11	0,77	0,42	5,49
Quiabo	1648	3,28	1,44	0,47	8,99
Repolho	1648	0,99	0,60	0,10	5,23
Tomate	1648	1,96	0,91	0,38	16,83
Uva-italia	1648	4,31	1,01	1,47	8,65
Vagem	1648	3,45	1,41	0,46	8,65

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da pesquisa.

É importante esclarecer que os dados foram estimados para os modelos com limiar, porém, em todos os 37 produtos analisados, as evidências estatísticas apontaram para rejeição do modelo TAR. Dessa forma, foi possível apenas a estimação pelo método de Evans-Karras, indicando que não houve no período da amostra distorções nos preços que não retornassem ao equilíbrio de longo prazo. Ou seja, não foi confirmada empiricamente a presença do efeito limiar no período, que compreende jan/2007 a jul/2015. Os testes são apresentados na Tabela 3, no anexo, os quais mostram a não rejeição do modelo linear, em ambas as abordagens utilizadas.

Diante da rejeição do modelo com limiar, na Tabela 2, podem ser observados os dois testes da estimação Evans-Karras (modelo linear). Primeiro, observa-se a hipótese nula de divergência

(mercados não integrados) contra a alternativa de convergência (mercados integrados). Segundo, foi testada a hipótese nula de convergência absoluta (ou mercados sem custo de transação) contra a alternativa de convergência condicional (ou mercados com custos de transação).

Tabela 2 - Modelo Linear Evans-Karras para o teste de convergência

Produtos	Modelo Linear		
	Divergência vs Convergência	Convergência Absoluta vs Condicional	
	beta	p-valor	p-valor
Abacate	-0,6640	0,0000	0,0000
Abacaxi	-0,6045	0,0000	0,0000
Abóbora	-0,6184	0,0000	0,0000
Abobrinha	-0,8271	0,0000	0,0000
Alface	-0,7661	0,0000	0,0000
Banana-prata	-0,5883	0,0000	0,0000
Batata	-0,8136	0,0000	0,0000
Batata-doce	-0,4598	0,0000	0,0000
Berinjela	-0,6691	0,0000	0,0000
Beterraba	-0,7082	0,0000	0,0000
Cebola	-0,8166	0,0000	0,0000
Cenoura	-0,7191	0,0000	0,0000
Chuchu	-0,8711	0,0000	0,0000
Coco-verde	-0,4191	0,0000	0,0000
Couve	-0,7059	0,0000	0,0000
Couve-flor	-0,8728	0,0000	0,0000
Goiaba	-0,4963	0,0000	0,0000
Jiló	-0,6182	0,0000	0,0000
Laranja-pera	-0,5626	0,0000	0,0000
Limão-taiti	-0,8200	0,0000	0,0000
Maçã-nacional	-0,6512	0,0000	0,0000
Mamão-havaí	-0,8160	0,0000	0,0000
Mandioca-aipim	-0,4015	0,0000	0,0000
Manga	-0,6883	0,0000	0,0000
Maracujá-azedo	-0,8593	0,0000	0,0000
Melancia	-0,7319	0,0000	0,0000
Melão-amarelo	-0,6392	0,0000	0,0000
Morango	-0,1863	0,0000	0,0000
Ovo	-0,6308	0,0000	0,0000
Pepino	-0,8060	0,0000	0,0000
Pera-estrangeira	-0,7272	0,0000	0,0000
Pimentão-verde	-0,7208	0,0000	0,0000
Quiabo	-0,7116	0,0000	0,0000
Repolho	-0,6646	0,0000	0,0000
Tomate	-0,8115	0,0000	0,0000
Uva-itália	-0,8444	0,0000	0,0000
Vagem	-0,4191	0,0000	0,0000

Nota: O segundo teste não apresenta os valores dos custos de transação, pois esses valores são estimados para cada mercado, o que causaria uma poluição visual. No entanto, podem ser encontrados Quadro 1.

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da pesquisa.

O primeiro teste aponta para uma integração de cada produto nos 16 mercados. Desse modo, os sinais negativos nos coeficientes betas indicam uma redução na taxa de crescimento dos preços ao longo do período. Dessa forma, no longo prazo, os preços são dissipados até atingirem um preço único em todos os mercados considerados de forma individual, possibilitando a integração entre os mercados brasileiros de preços atacadistas e comprovando-se a Lei do Preço Único.

Diante do exposto, pode-se ratificar que os mercados atacadistas de hortifrúteis possuem características de interdependência. Na análise de integração espacial dos mercados, Mattos (2009) afirmou que elevados custos de transação tendem a crescer com a distância física, com o tempo para transferências de bens e informações, além de outros fatores que impossibilitam o fluxo comercial entre as localidades. Os resultados de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) confirmaram a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate, evidenciando custos de transação. Por fim, tem-se que cada mercado possui seu preço de equilíbrio, entretanto, a distância entre esses preços é limitada a esses custos de transação.

O segundo teste afirma que todos os mercados possuem uma condicionalidade em sua convergência. Dito isso, supõe-se que essa condição de convergência são os custos de transação, os quais estão associados à legislação dos estados, à logística do setor, aos subsídios do governo, ao câmbio de informações, ao custo de transportes, à perecibilidade dos produtos, etc.

Segundo Barret (2001), caso não sejam considerados os custos de transação, as devidas análises não apresentam uma relação verdadeira entre os mercados. Já Fackler e Goodwin (2000) diagnosticaram que esse problema é latente em países emergentes, o que é o caso do Brasil. Portanto, tais problemas podem ser relacionados à infraestrutura de transporte, à velocidade de comunicação, às garantias contratuais e às instabilidades políticas mais frequentes, que resultam em elevações nos custos.

Com relação à perecibilidade dos produtos, Mattos (2009) explicou que devem ocorrer cuidados especiais no manuseio de conservação, tanto para armazenagem quanto para transporte, elevando de forma expressiva os custos envolvidos.

No Quadro 1 (anexo), observa-se que os mercados Belém, Campo Grande, Florianópolis, João Pessoa, Porto Alegre, Rio de Janeiro, São Paulo e Uberaba apresentam custos de transação com valores menores do que zero para todos os produtos da amostra. Por outro lado, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Natal, Recife, Salvador, Sorocaba e Vitória obtêm resultados positivos nos custos de transação. Tal fato mostra que os coeficientes do intercepto (custos de transação) têm valores positivos e negativos nas regressões de todos os produtos. Portanto, pode-se confirmar que, no geral, os mercados possuem custos de transação.

Diante disso, é possível que os mercados possuam um custo de negociação do produto, que vai desde o acordo contratual até a entrega dos produtos nos mercados distribuidores. Tais custos podem ser positivos, negativos ou nulos. É possível que os mercados que possuem custos negativos sejam aqueles cujos atacadistas baixam os preços e absorvem os custos de transação, com intuito de continuarem competitivos nesses mercados. Por outro lado, os custos positivos podem estar associados a uma negociação realizada com maiores formalidades contratuais, o que garante uma redução das incertezas desses distribuidores.

O resultado atípico ocorre para o morango, que apresenta uma convergência para os custos de transação com uma tendência para zero. Uma possível justificativa pode ser analisada por meio do coeficiente de convergência beta, que corrobora com tal resultado ao apresentar a maior velocidade de convergência entre os produtos analisados. Dessa forma, argumenta-se que há possibilidade de a produção de morango ser realizada em regiões com alta proximidade, o que impossibilita algum ganho de arbitragem, pois apresenta uma rápida interação de informações entre os mercados e uma logística de transporte mais eficiente, conforme predito na teoria de integração espacial dos mercados.

6. Considerações finais

Este artigo buscou examinar uma quebra estrutural permanente (limiar), usando modelo autorregressivo com efeito limiar nos preços dos 37 produtos hostifrutigranjeiros, no período de jan/2007 a jul/2015. Tal modelo, foi desenvolvido por Beyaert e Camacho (2008), com base no modelo de Evans Karras (1996).

Foram realizados diversos testes no modelo, em seguida, aplicou-se *bootstrap* para demonstrar as validades estatísticas dos estimadores. Os testes estimados mostram que não há evidências de quebras estruturais na amostra analisada. Dessa forma, utiliza-se apenas o modelo linear, o qual indica convergência de todos os produtos em todos os mercados da amostra, condicionados aos custos de transação existentes, para os seus respectivos preços de convergência.

Consequente, os custos de transação são examinados para todos os mercados analisados, indicando que todos esses produtos têm um custo adicional. Pode-se observar uma exceção para o morango, possivelmente, devido às regiões produtoras serem muito próximas, o que aumenta a integração nesses mercados. A dinâmica de variações de preços nos mercados são afetadas pelos valores dos fretes, embalagens, manutenção da perecibilidade, dentre outros fatores.

O fato de não ocorrer nenhuma quebra estrutural nas séries analisadas pode ser derivado dos bons resultados na agropecuária brasileira. Porém, o modelo linear explica que, embora haja convergência nesses mercados, existem custos de transação positivos, que podem ser ocasionados devido à estrutura de escoamento de carga não ter acompanhado o crescimento tecnológico e produtivo do Brasil.

Embora tenha algumas limitações no período de tempo, pode-se aprofundar o estudo. Uma sugestão seria encontrar variáveis que pudessem capturar os custos de transação e compara-los com os custos de transação estimados por este trabalho.

Referências

- BALCHIN, N.; EDWARDS, L.; SUNDARAM, A. A Disaggregated Analysis of Product Price Integration in the Southern African Development Community. *Journal of African Economies*, v. 24, n. 3, p. 390–415, 2015.
- BARRETT, C. B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. *Review of Agricultural Economics*, v. 23, n. 1, p. 19–32, 2001.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 22, n. 1, p. 107–182, 1991.
- BASHER, S. A.; CARRION-I-SILVESTRE, J. L. Measuring Persistence of U.S. City Prices: New Evidence from Robust Tests. *Empirical Economics*, v. 41, p. 739-745, 2011.
- BENAVIDES, R. D.; MENDOZA, M. A.; PERROTINI, I. Análisis no lineal de la convergencia regional en américa latina, 1950-2010: un modelo panel TAR. *Problemas del Desarrollo*, v. 46, n. 182, p. 119–142, 2015.
- BEYAERT, A.; CAMACHO, M. TAR panel unit root tests and real convergence. *Review of Development Economics*, v. 12, n. 3, p. 668–681, 2008.
- BEYAERT, A.; GARCÍA-SOLANES, J. Output gap and non-linear economic convergence. *Journal of Policy Modeling*, v. 36, n. 1, p. 121–135, 2014.
- BILGILI, F. Linear and nonlinear TAR panel unit root analyses for solid biomass energy supply of European countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, v. 16, n. 9, p. 6775–6781, 2012.

- BOSQUE, L. M. *Análise de séries temporais não-lineares com modelos auto-regressivos threshold*. Relatório da disciplina estágio supervisionado II, curso de estatística, Universidade de Brasília, Brasília, 2014. 57p.
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1555–1596, 2001.
- CECCHETTI, S. G.; MARK, N. C.; SONORA, R. J. Price Index Convergence Among United States Cities. *International Economic Review*, v. 43, n. 4, p. 1081–1099, 2002.
- CHEN, R.; TSAY, R. S. Functional-coefficient autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 88, n. 421, p. 298–308, 1993.
- CHIN, L.; HABIBULLAH, M. S. Price convergence and market integration: evidence from Malaysia. *International of Economics and Management*, v. 2, n. 13, p. 343–352, 2008.
- COSTA JÚNIOR, M. P. et al. Análise de cointegração com *threshold* nos mercados exportadores de mel natural no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 53, n. 2, p. 305–320, 2015.
- DREGER, C. et al. *Price convergence in the enlarged internal market*. Berlim: CASE Network Reports, 2007.
- ENGEL, C.; ROGER, J. How Wide Is the Border? *The American Economic Review*, v. 86, n. 5, p. 1112–1125, 1996.
- ENKE, S. Equilibrium among spatially separated markets: solution by electric analogue. *Econometrica*, v. 19, n. 1, p. 40–47, 1951.
- EVANS, P.; KARRAS, G. Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2, p. 249–265, 1996.
- FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. *Spatial price analysis: a methodological review*. North Carolina, Department of Agricultural and Resource Economics. North Carolina State University, 2000.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357–384, 1989.
- HANSEN, B. Y. B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413–430, 1996.
- HOTELLING, H. Stability in competition. *Economic Journal*, v. 36, p. 41–57, 1929.
- KULIKOV, D. *Law of One Price in the euro area: an empirical investigation using Nielsen disaggregated price data*. 2014. Eesti Pank. Working Paper Series. Disponível em: <<https://www.eestipank.ee/en/publications/series/working-papers>>. Acesso em: 07 de novembro de 2018.
- LEVIN, A.; LIN, C. F. *Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*. University of California at San Diego, 1992. (Discussion Paper, n. 92–93)
- MATOS, S. S. M. *Uma aplicação de painel dinâmico com variável threshold para a proporção de pobres dos estados brasileiros*. 2011. 390 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, 2011.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47, n. 1, p. 249–274, 2009.

- NATH, H. K.; SARKAR, J. City Relative Price Dinamycs in Australia: Are Structural Breaks Important? *Economic Record*, v. 90, n. 288, p. 33–48, 2014.
- PRIESTLEY, M. B. State-dependent models: a general approach to non-linear time series analysis. *Journal of Time Series Analysis*, v. 1, n. 1, p. 47–71, 1980.
- QUANDT, R. E. Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, v. 55, n. 290, p. 324–330, 1960.
- QUANDT, R. E. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, v. 53, n. 284, p. 873–880, 1958.
- ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p. 64–68, 1996.
- SAMUELSON, P. A. American economic association. *American Economic Association*, v. 42, n. 3, p. 283–303, 1952.
- SOARES, T. C.; LOPES, L. S. Quebras estruturais sistêmicas e efeito *threshold* na dinâmica dos preços do boi gordo: o caso das regiões Sudeste e Centro-Oeste. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 53, n. 2, p. 343–360, 2015.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.
- SUSANTO, D.; ROSSON, C. P.; ADCOCK, F. J.; CLARK, G. Market integration of agribusiness in the North American free trade agrément: the case of fruits and vegetables. In: *Annals of 17 Annual World Forum and Symposium Internacional Food and Agribusiness Management Association*. Parma, Italy, 2007.
- TABOSA, F. J. S.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, L. I. Convergência de mercados intrarregionais: o caso do mercado atacadista brasileiro do tomate. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 52, n. 1, p. 061–080, 2014.
- TIPOY, C. K. *Real convergence using TAR panel unit root tests: an application to Southern African Development Community*. Economic Research Southern Africa (ERSA). 2015. (ERSA Working Paper, n. 536)
- TONG, H. On a Threshold Model. In: CHEN, C. H. (Ed.). *Pattern Recognition and Signal Processing*. Dordrecht: Springer Netherlands, 1978. p. 575–586.
- TONG, H. *Threshold models in non-linear time series analysis*, New York: Springer, 1983.
- TONG, H.; LIM, K. S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 42, n. 3, p. 245–292, 1980.
- VIEIRA, G. C. *Clubes de convergência de renda na América: uma abordagem através de painel dinâmico não-linear com variável limiar*. 2009. 77f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.
- WOLSZCZAK-DERLACZ, J. Price convergence in the EU - an aggregate and disaggregate approach. *International Economics and Economic Policy*, v. 5, n. 1, p. 25–47, 2008.

Anexo

Tabela 3 – Testes de Linearidade do Modelo

Produtos	Teste de Linearidade	
	Restrito	Não Restrito
	p-valor (<i>bootstrap</i>)	p-valor (<i>bootstrap</i>)
Abacate	1,000	1,000
Abacaxi	1,000	1,000
Abóbora	1,000	1,000
Abobrinha	1,000	1,000
Alface	1,000	1,000
Banana-prata	1,000	1,000
Batata	1,000	1,000
Batata-doce	1,000	1,000
Berinjela	1,000	1,000
Beterraba	1,000	1,000
Cebola	1,000	1,000
Cenoura	1,000	1,000
Chuchu	1,000	1,000
Coco-verde	1,000	1,000
Couve	1,000	1,000
Couve-flor	1,000	1,000
Goiaba	1,000	1,000
Jiló	1,000	1,000
Laranja-pera	1,000	1,000
Limão-taiti	1,000	1,000
Maçã-nacional	1,000	1,000
Mamão-havaí	1,000	1,000
Mandioca-aipim	1,000	1,000
Manga	1,000	1,000
Maracujá-azedo	1,000	1,000
Melancia	1,000	1,000
Melão-amarelo	1,000	1,000
Morango	1,000	1,000
Ovo	1,000	1,000
Pepino	1,000	1,000
Pera-estrangeira	1,000	1,000
Pimentão-verde	1,000	1,000
Quiabo	1,000	1,000
Repolho	1,000	1,000
Tomate	1,000	1,000
Uva-itália	1,000	1,000
Vagem	1,000	1,000

Nota: Em ambas as abordagens, não se pode rejeitar a hipótese nula em cerca de 100%.

Fonte: Elaboração dos autores.

Quadro 1 – Custos de transação para cada produto nos 16 mercados distribuidores

Continua

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT
Abacate	c_i	-14,6	12,8	-15,0	15,0	-15,1	13,1	-14,4	18,3	-15,1	30,4	-15,0	14,9	-15,2	20,5	-15,2	15,3
	Ep	1,1	3,1	1,2	3,0	1,1	2,8	1,1	3,2	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	2,8
Abacaxi	c_i	-14,2	7,9	-14,3	16,4	-13,5	12,0	-13,7	17,3	-13,8	18,1	-14,5	13,5	-14,2	14,1	-14,3	12,5
	Ep	1,0	1,7	1,0	3,3	1,0	3,0	1,0	2,8	1,0	3,2	1,0	3,2	1,0	2,9	1,0	2,3
Abóbora	c_i	-14,6	20,7	-14,8	15,5	-14,4	16,5	-14,4	21,2	-14,5	11,3	-14,5	14,7	-14,6	19,7	-14,8	16,0
	Ep	1,1	3,3	1,1	3,3	1,1	3,0	1,1	3,3	1,1	2,6	1,1	3,0	1,1	3,2	1,1	2,7
Abobrinha	c_i	-18,2	18,9	-18,6	23,2	-18,7	22,4	-19,0	20,7	-18,3	21,3	-18,1	17,9	-18,3	19,1	-19,5	21,7
	Ep	1,2	2,8	1,2	3,3	1,2	3,1	1,1	3,3	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,2	2,7
Alface	c_i	-11,2	17,8	-15,2	17,7	-9,5	17,0	-13,8	14,4	-17,3	17,5	-10,5	18,7	-13,1	17,2	-16,8	19,0
	Ep	1,6	3,0	1,5	3,3	1,6	3,3	1,3	2,9	1,5	3,0	1,9	3,3	1,3	2,9	1,4	2,9
Banana-prata	c_i	-13,4	16,3	-13,8	26,4	-12,8	16,5	-13,3	14,0	-13,8	11,7	-12,8	10,3	-13,4	18,0	-13,5	11,7
	Ep	1,0	3,2	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	3,1	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,2
Batata	c_i	-19,5	21,3	-19,4	22,6	-19,3	19,8	-20,1	16,7	-19,8	16,5	-19,7	23,8	-19,2	20,9	-19,9	25,1
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	2,9	1,1	2,7	1,1	2,8	1,1	3,1	1,1	3,0	1,1	3,3
Batata-doce	c_i	-9,7	14,5	-9,9	9,0	-9,6	8,9	-9,7	8,9	-10,0	7,8	-9,9	7,0	-10,4	8,9	-10,2	15,8
	Ep	0,8	3,0	0,8	1,7	0,8	1,8	0,8	2,3	0,8	2,6	0,8	2,0	0,8	2,6	0,8	2,3
Berinjela	c_i	-15,9	24,1	-17,0	19,4	-17,2	11,5	-17,1	22,1	-17,2	17,1	-16,6	17,3	-16,2	10,2	-17,6	28,4
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	2,7	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	2,9	1,1	2,2	1,1	3,0
Beterraba	c_i	-15,7	17,9	-15,4	23,2	-15,8	19,3	-15,9	15,9	-16,0	13,9	-15,4	18,8	-15,8	17,9	-15,7	15,9
	Ep	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	3,2	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	2,8	1,1	2,9
Cebola	c_i	-17,2	20,8	-16,9	22,9	-16,6	16,4	-17,1	22,5	-16,8	23,7	-16,5	15,3	-16,7	13,4	-17,1	22,4
	Ep	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	2,6	1,1	3,2	1,1	3,3	1,1	2,8	1,1	2,8	1,1	3,0
Cenoura	c_i	-15,3	15,6	-15,3	20,0	-15,4	19,7	-15,5	18,3	-15,3	17,5	-15,5	17,2	-15,3	12,3	-15,7	15,7
	Ep	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	3,1	1,1	2,7	1,1	2,9

Quadro 1 – Custos de transação para cada produto nos 16 mercados distribuidores

Continua

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT
Chuchu	c_i	-21,9	20,4	-22,7	25,1	-21,9	29,2	-21,8	25,2	-22,1	17,6	-21,7	25,2	-22,1	20,6	-22,6	16,3
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,2	3,1	1,2	2,8	1,2	3,0	1,3	3,2	1,2	3,3	1,2	2,8
Coco-verde	c_i	-12,1	15,0	-12,1	10,3	-12,5	4,7	-12,1	12,4	-12,0	7,8	-12,2	7,7	-12,4	13,6	-12,6	17,3
	Ep	0,9	2,2	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	2,6	0,9	1,7	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	2,8
Couve	c_i	-16,1	19,0	-16,9	17,7	-17,2	19,8	-16,4	19,9	-16,4	26,6	-17,1	14,5	-15,7	20,5	-16,8	16,8
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,1	3,4	1,2	3,0	1,1	3,6	1,2	3,0	1,2	3,4	1,1	3,2
Couve-flor	c_i	-16,1	19,0	-16,9	17,7	-17,2	19,8	-16,4	19,9	-16,4	26,6	-17,1	14,5	-15,7	20,5	-16,8	16,8
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,1	3,4	1,2	3,0	1,1	3,6	1,2	3,0	1,2	3,4	1,1	3,2
Goiaba	c_i	-13,2	6,9	-13,8	15,5	-14,6	15,1	-14,5	5,5	-13,7	10,4	-14,0	15,5	-13,4	24,3	-14,5	17,2
	Ep	1,0	2,6	1,0	2,8	1,0	2,7	1,0	2,2	1,0	2,7	1,0	3,0	1,0	3,1	1,0	3,3
Jiló	c_i	-12,5	15,6	-13,5	15,1	-13,6	17,0	-14,4	15,6	-13,9	13,0	-13,6	14,3	-13,8	18,5	-14,8	20,1
	Ep	1,1	2,7	1,1	3,3	1,0	3,0	1,2	2,9	1,0	2,8	1,0	2,8	1,0	2,9	1,1	2,7
Laranja-pera	c_i	-12,2	14,0	-12,1	18,2	-11,8	7,1	-12,0	16,7	-11,9	5,2	-12,1	10,8	-12,2	17,6	-12,2	17,1
	Ep	1,0	2,6	1,0	3,0	0,9	1,9	0,9	2,9	0,9	2,0	1,0	2,7	1,0	2,8	1,0	2,6
Limão-taiti	c_i	-18,6	25,1	-18,8	22,1	-17,6	22,0	-18,5	21,2	-17,6	17,6	-17,8	17,3	-18,4	22,2	-18,8	20,2
	Ep	1,2	3,2	1,2	2,9	1,2	3,0	1,2	2,8	1,2	3,1	1,1	3,0	1,2	3,1	1,2	3,2
Maçã-nacional	c_i	-14,7	12,8	-15,6	21,1	-14,9	11,9	-14,7	15,7	-15,0	18,6	-15,2	13,7	-15,5	16,9	-15,6	23,9
	Ep	1,1	2,7	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	2,9	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	3,0	1,1	2,9
Mamão-havaí	c_i	-18,1	25,4	-20,2	15,5	-21,0	20,1	-19,6	24,9	-19,4	21,2	-19,1	22,0	-19,3	14,7	-20,7	19,5
	Ep	1,2	2,9	1,2	2,7	1,5	2,8	1,2	2,9	1,1	3,0	1,1	3,0	1,2	3,0	1,2	2,8
Mandioca-aipim	c_i	-9,6	11,7	-9,5	12,1	-9,7	7,4	-9,7	15,2	-9,4	7,3	-12,9	20,0	-9,5	6,4	-9,7	10,9
	Ep	0,9	2,8	0,9	2,2	0,9	3,1	0,9	3,0	0,9	2,7	1,8	3,3	0,9	2,5	0,9	2,0
Manga	c_i	-16,7	13,6	-17,2	14,9	-16,8	19,7	-17,0	24,2	-15,8	14,6	-16,6	15,7	-15,7	17,7	-16,6	20,0
	Ep	1,0	2,5	1,1	3,3	1,1	3,0	1,0	3,1	1,0	2,7	1,1	2,9	1,1	3,0	1,0	3,2
Maracujá-azedo	c_i	-20,6	20,6	-20,2	24,3	-20,3	17,3	-19,6	19,3	-19,4	24,5	-20,7	23,8	-20,1	21,1	-21,1	20,6
	Ep	1,4	3,1	1,2	3,3	1,2	3,1	1,3	2,8	1,3	3,2	1,2	3,2	1,2	2,9	1,2	3,0

Quadro 1 – Custos de transação para cada produto nos 16 mercados distribuidores

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT	Conclusão
Melancia	c_i	-21,5	30,0	-21,5	24,1	-21,2	13,2	-21,6	29,3	-21,3	17,3	-21,5	23,4	-21,4	26,3	-21,7	16,5	
	Ep	1,4	3,1	1,4	2,7	1,3	2,7	1,4	2,7	1,3	2,5	1,4	3,1	1,4	3,1	1,4	1,8	
Melão	c_i	-13,6	14,1	-13,6	15,1	-13,5	16,4	-13,6	23,1	-13,3	12,5	-13,8	18,7	-13,6	11,6	-13,8	7,2	
	Ep	1,0	3,1	1,0	3,1	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,5	1,0	3,0	1,0	2,3	1,0	2,2	
Morango	c_i	0,1	-0,1	0,1	0,0	-0,2	0,2	0,2	0,3	0,0	0,2	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,1	
	Ep	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
Ovo	c_i	-13,6	18,2	-13,7	16,5	-13,5	8,2	-13,4	13,6	-13,6	10,3	-12,5	21,2	-13,5	19,2	-13,5	19,6	
	Ep	1,0	2,9	1,1	2,9	1,0	2,2	1,0	2,5	1,1	2,6	1,0	3,1	1,0	2,5	1,1	2,6	
Pepino	c_i	-20,2	18,7	-20,5	25,9	-20,3	18,9	-19,6	22,6	-19,6	17,2	-20,4	30,1	-20,1	13,8	-20,8	10,4	
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	3,1	1,1	2,9	1,1	3,2	1,1	3,2	1,1	2,2	1,1	2,3	
Pera-estrangeira	c_i	-15,2	17,7	-15,0	12,9	-13,1	18,1	-14,7	16,0	-15,1	16,4	-14,9	12,4	-15,2	20,4	-16,7	26,3	
	Ep	1,0	3,1	1,1	2,8	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,1	2,8	1,0	2,9	1,1	3,0	
Pimentão-verde	c_i	-19,3	16,7	-19,4	24,8	-19,2	31,4	-19,7	15,1	-18,9	15,0	-19,5	16,0	-18,9	18,9	-20,4	19,3	
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,2	1,2	3,3	1,2	2,9	1,2	3,1	1,2	3,0	1,2	3,4	1,2	3,0	
Quiabo	c_i	-17,6	13,8	-16,6	14,7	-15,4	25,0	-15,2	19,7	-16,5	11,7	-17,5	21,9	-16,5	25,8	-18,0	16,8	
	Ep	1,4	3,0	1,2	3,1	1,2	3,1	1,3	3,3	1,2	2,8	1,2	2,9	1,2	3,5	1,2	3,0	
Repolho	c_i	-15,0	13,3	-15,0	16,9	-15,1	18,3	-15,1	14,4	-15,3	13,9	-15,2	23,0	-14,7	20,3	-15,0	7,8	
	Ep	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	3,2	1,0	2,5	1,0	2,3	1,0	2,7	1,0	2,9	1,0	2,4	
Tomate	c_i	-17,3	23,5	-18,6	30,6	-19,3	14,4	-18,8	16,8	-19,0	22,6	-18,3	21,5	-18,4	18,9	-19,0	16,2	
	Ep	1,1	3,0	1,2	3,1	1,2	2,7	1,2	3,1	1,2	3,3	1,2	3,1	1,2	2,9	1,2	3,1	
Uva-ítilia	c_i	-20,5	22,7	-20,8	20,2	-20,8	22,4	-20,5	16,7	-20,9	22,5	-20,1	21,1	-20,7	25,6	-21,7	20,9	
	Ep	1,2	3,0	1,2	3,1	1,2	3,0	1,2	2,7	1,7	2,9	1,2	2,9	1,2	3,3	1,3	3,0	
Vagem	c_i	-12,1	15,0	-12,1	10,3	-12,5	4,7	-12,1	12,4	-12,0	7,8	-12,2	7,7	-12,4	13,6	-12,6	17,3	
	Ep	0,9	2,2	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	2,6	0,9	1,7	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	2,8	

Notas: c_i – representa o custo de transação do mercado i para o produto analisado. Ep – erro padrão do coeficiente c_i . As siglas representam as cidades onde localiza-se cada mercado de distribuição. Sendo: BE (Belém), BH (Belo Horizonte), CG (Campo Grande), CUR (Curitiba), FLO (Florianópolis), FOR (Fortaleza), JP (João Pessoa), NAT (Natal), POA (Porto Alegre), REC (Recife), RJ (Rio de Janeiro), SAL (Salvador), SP (São Paulo), SOR (Sorocaba), UBE (Uberaba), VIT (Vitória).

Fonte: Elaboração dos autores.