

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL DOS MERCADOS EXPORTADORES DE CASTANHA DE CAJU ENTRE OS ESTADOS DO CEARÁ E RIO GRANDE DO NORTE NO PERÍODO 1997-2015\***

**Rayanne Gomes dos Santos**

Economista pela Universidade Regional do Cariri (URCA)

E-mail: rayannejua@hotmail.com

**Eliane Pinheiro de Sousa**

Pós-Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) e Professora Adjunta da

Universidade Regional do Cariri (URCA)

E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

**RESUMO:** Este artigo busca avaliar o processo de integração espacial entre os mercados brasileiros exportadores de castanha de caju, representado pelos mercados do Ceará e do Rio Grande do Norte. Para tal, empregaram-se métodos analíticos de econometria de séries temporais, considerando o período de 1997 a 2015. Os resultados apontam que alterações de preços, no longo prazo, ocorridas no Ceará são quase totalmente repassadas para o mercado do Rio Grande do Norte. Entretanto, não se pode afirmar que tais mercados são perfeitamente integrados, já que a hipótese de perfeita integração entre os mercados foi rejeitada quando foram impostas restrições ao coeficiente de relacionamento de longo prazo. Portanto, a Lei do Preço Único não foi totalmente verificada nesses mercados de castanha de caju.

**Palavras-Chave:** Transmissão de preços; Lei do preço único; Castanha de caju.

**Classificação JEL:** C32; Q13.

**ABSTRACT:** This paper aims at showing the spatial integration between Brazilian markets exporting cashew nuts, represented by the Ceará and Rio Grande do Norte markets. In order to achieve that, the analytical methods of time-series econometrics were employed, taking into consideration the period from 1997 to 2015. The results indicate that price changes, in the long run, which took place in Ceará, are almost completely passed on to the Rio Grande do Norte market. However, under constraints, the markets are not perfectly integrated. Thus, these findings rejected the hypothesis of perfect integration between these markets. Therefore the Law of One Price has not been completely verified in these cashew nut markets.

**Keywords:** Price transmission; Law of one price; Cashew nut.

**JEL Code:** C32; Q13.

## 1. Introdução

As exportações do agronegócio contribuem para o desenvolvimento do Brasil, gerando divisas indispensáveis à compra de insumos da indústria e ao pagamento de responsabilidades externas. Em 2014, o agronegócio foi responsável por 44% das exportações brasileiras (ABREU, 2015).

Dentre os produtos agrícolas exportados pelo Brasil, a amêndoa de castanha de caju (ACC) tem se destacado. Dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2015) indicam que, dos US\$ 2,07 bilhões correspondentes às exportações médias brasileiras dos principais produtos do agronegócio<sup>1</sup> de 1997 a 2014, US\$ 170,5 milhões de dólares foram provenientes da castanha de caju. Portanto, a castanha de caju foi responsável por 9,5% do valor médio gerado pelas exportações brasileiras de tais produtos do agronegócio durante esse período. Segundo Soares, Sousa e Barbosa (2013), entre esses produtos, a castanha de caju foi um dos que se mostrou fortemente competitivo no mercado internacional.

De acordo com Oliveira (2003), a produção da amêndoa de castanha de caju brasileira tem como destino o mercado externo, gerando, em termos médios, divisas de 150 milhões de dólares anuais, tendo como principais mercados consumidores os Estados Unidos e o Canadá, contemplando 85% das importações. Essa evidência quanto ao principal destino desse produto ser o mercado internacional também é corroborada por Figueiredo *et al.* (2010), que afirmam que mais de 90% da ACC produzida no Brasil é destinada à exportação, sendo que os principais compradores de castanha de caju no mercado externo são os *brokers* e a indústria alimentícia. Os *brokers* são supridores de torradores e atacadistas. Os torradores, por sua vez, atendem redes de supermercados, pequenos varejos e ainda bares e restaurantes.

A exportação brasileira de castanha de caju concentra-se nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte, já que, conforme o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC, 2015), parcela majoritária (97%) da pauta exportadora desse produto no Brasil provém desses dois Estados, sendo, em média, 79% do volume exportado pelo Ceará e 18% pelo Rio Grande do Norte de 1997 a 2014. Durante esse período, dados do IBGE (2016) revelam que os estados do Ceará e do Rio Grande do Norte foram responsáveis, respectivamente, por 46% e 22%, perfazendo 68% em relação à média da produção do país. Portanto, cerca de 66% da produção nacional desses Estados é destinada à exportação.

A castanha de caju é uma *commodity* que tem ocupado um elevado espaço nas agendas de pesquisa. Neste contexto, dada a importância desempenhada pela castanha de caju no Brasil, questões referentes ao funcionamento da cadeia produtiva da amêndoa da castanha de caju, evidenciando as margens de comercialização, a estrutura de mercado e a governança da cadeia foram estudadas por Guanzirolí, Souza Filho e Valente Júnior (2009); a transmissão dos preços entre exportadores de amêndoa da castanha de caju e produtores de castanha de caju em casca no Brasil foi tratada no estudo desenvolvido por Figueiredo *et al.* (2010); o relacionamento entre as exportações cearenses de castanha de caju e a taxa de câmbio foi objeto de estudo de Pereira *et al.* (2011); a previsão dos preços médios da castanha de caju recebidos pelos produtores no estado do Ceará foi enfocada por Soares, Sousa e Silva (2012); e o desempenho das exportações de amêndoas de castanha de caju do Brasil e dos seus principais concorrentes no mercado internacional foi avaliado por Macedo e Soares (2015).

Outra questão importante a ser estudada no mercado de castanha de caju consiste em avaliar o processo de integração espacial dos mercados exportadores de castanha de caju no Brasil, tendo em vista que a integração de mercados assume papel de grande relevância. Segundo González-Rivera e Helfand (2001a, 2003b), maiores graus de integração de mercados isolados, ou de locais que são apenas fracamente integrados, podem propiciar benefícios significativos para os residentes, visto que podem elevar a renda dos produtores, possibilitando o aumento da especialização e do comércio, e podem melhorar o bem-estar dos consumidores com aversão ao risco, reduzindo a variabilidade dos

---

<sup>1</sup> Os produtos considerados foram castanha de caju, mel natural, ceras vegetais, abacaxi, banana, melão, melancia, couros e peles, lagosta, camarão, flores e extrato vegetal. Para a escolha desses produtos tomou-se como base o estudo de Soares, Sousa e Barbosa (2013).

preços de bens anteriormente não negociáveis. Na literatura internacional, os ganhos com a integração de mercados também são defendidos por Donaldson (2015).

No Brasil, conforme Mendonça *et al.* (2011), a análise de integração de mercados possui importantes implicações na obtenção de informações relevantes para os participantes dos mercados agrícolas e para o governo. A esse respeito, Tabosa *et al.* (2012) corroboraram que tais informações são importantes para produtores, já que podem gerar aumento (ou redução) de safras e armazenamento da produção e venda na entressafra; para as indústrias, no sentido de produzir com menores custos de transação<sup>2</sup> e obter maiores lucros; e, para o governo, como forma de possibilitar a adoção de políticas que facilitem o escoamento da produção e políticas de subsídios.

Em face da relevância sobre integração de mercados, essa temática tem sido amplamente abordada na literatura econômica nacional e internacional para diferentes *commodities*, como, por exemplo, grãos (milho, sorgo, soja, trigo, arroz), frutas, hortaliças, mel natural, leite, cana-de-açúcar e etanol [Sousa, Braga e Cunha (2010), Eryigit e Karaman (2011), Mendonça *et al.* (2011), Sousa, Amorim e Coronel (2011), Tabosa *et al.* (2012), Costa Júnior, Khan e Sousa (2013), Tomasetto, Margarido e Shikida (2013), Moraes (2014), Amaral e Alves (2014), Selorm (2014), Zakari, Ying e Song (2014), Bakucs, Bojnec e Fertö (2015), Coutinho *et al.* (2015), Ikudayisi e Rahji (2015), Kabbiri *et al.* (2016), Lima e Campos (2016)].

Esses estudos serviram como embasamento teórico acerca da integração de mercados, assim como da interação de seus preços e margens de comercialização para diferentes segmentos da cadeia produtiva e comportamento de suas exportações. O método analítico de econometria de séries temporais comumente empregado nessa literatura especializada despertou o interesse em discutir este trabalho, tendo em vista que o processo de integração espacial dos mercados exportadores de castanha de caju no Brasil não foi ainda alvo de debate. Em outros termos, não se encontraram estudos na literatura econômica que contemplaram essa questão em mercados exportadores de castanha de caju no Brasil, sendo fundamental compreender de que maneira se dá a integração espacial dos mercados exportadores de castanha de caju no Brasil, representados pelos mercados do Ceará e do Rio Grande do Norte, que, conforme descrito, destina a maior parte de sua produção para o mercado internacional.

Em face do exposto, este estudo contribui para a literatura que versa sobre essa temática, buscando testar a hipótese de que tais mercados são perfeitamente integrados, ou seja, se alterações de preços em um mercado são completamente repassadas para o outro como forma de assegurar a participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo. Para tal, este trabalho tem como principal objetivo avaliar o processo de integração espacial dos mercados exportadores de castanha de caju no Brasil. Especificamente, pretende-se verificar se variações nas exportações de castanha de caju em um mercado poderão ser transmitidas ao outro mercado e identificar o período que se dá a transmissão e a intensidade.

Além desta introdução, a segunda seção se destina à fundamentação teórica. Os procedimentos metodológicos estão descritos na próxima seção. Em seguida, os resultados são apresentados e discutidos na quarta seção e, por fim, na última seção, são ressaltadas as principais conclusões e sugestões deste estudo.

## 2. Fundamentação teórica

Esta seção é dedicada aos fundamentos teóricos referentes à Lei do Preço Único (LPU) e à integração de mercado apresentados na literatura econômica. O ponto de partida para a Lei do Preço Único é que os produtos homogêneos precisam conter a igualdade de seu custo em diferentes mercados, uma vez que são expressos na mesma moeda, para que o preço dos mesmos possa ser comparado.

---

<sup>2</sup> Os custos de transação são custos que captam a distância econômica entre as localidades, tendendo a se elevar com a distância física, o tempo necessário para transferir bens e informações e outros fatores que impedem os fluxos entre as localidades (González-Rivera; Helfand, 2003b).

Para Margarido, Fernandes e Turolla (2002), a Lei do Preço Único estabelece que, no longo prazo, os preços domésticos de determinado produto devem ser idênticos àqueles que prevalecem no mercado internacional. Nesse caso, variações de preços no mercado externo serão transmitidas, proporcionalmente, aos preços praticados no mercado doméstico, isto é, a elasticidade de transmissão de preços será igual à unidade. Segundo Krugman e Obstfeld (2005), essa hipótese de que, bens idênticos, comercializados em países diferentes, devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são expressos na mesma moeda, verifica-se diante de um cenário de concorrência perfeita, sem a presença de custos com transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas).

No tocante à integração espacial, Fackler e Goodwin (2001) definem o grau de movimentação dos preços em diversas localidades, tendo como instrumento de medida a correlação existente entre estes preços. Esta definição não se reporta à arbitragem de preços, ou seja, não depende do fato de que os mercados estejam ligados de forma direta pelo comércio. Assim, os preços referentes a uma *commodity* podem se elevar em locais diferentes por motivos que não correspondem de forma direta ao âmbito de negócios da *commodity* que liga as várias regiões. Desta forma, a integração espacial de mercados é uma medida do grau pelo qual choques de demanda e oferta que aparecem em uma determinada região são transmitidos à outra.

González-Rivera e Helfand (2001a, 2001b, 2003a, 2003b) ressaltam que nem todos os locais pertencem ao mesmo mercado econômico e, entre aqueles que pertencem ao mercado, alguns são mais integrados do que outros. No tocante à extensão do mercado, baseia-se no comércio e na informação. Portanto, para um mercado ser caracterizado como integrado, necessita-se de que ambos os locais compartilhem o mesmo produto comercializado e as mesmas informações de longo prazo. Por sua vez, o grau de integração corresponde ao tempo que se leva para que a reação ocorrida no longo prazo absorva um choque em todo o sistema.

Os estudos realizados sobre integração de mercados, conforme Pereira (2005), sempre se reportam à teoria da LPU, pois tomam como base o fato de que, extraíndo os custos ocasionados por transação, os mercados regionais que se encontram ligados por meio do comércio e da arbitragem apresentarão um preço comum e único para o produto homogêneo que está sendo considerado. A Lei do Preço Único exprime uma relação entre os preços de dois ou mais mercados distintos no longo prazo.

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), a LPU pode ser apresentada nas seguintes versões: LPU fraca, que se manifesta diante da condição de arbitragem espacial; LPU agregada, expressa em termos de índice de preços e conhecida como Paridade do Poder de Compra; e LPU forte, em que se admite condição de arbitragem e que o comércio seja contínuo.

Segundo Bakucs, Bojnec e Fertő (2015), ao se considerar dois mercados espacialmente diferentes, em que os preços de um dado bem no mercado 1 e no mercado 2 no tempo  $t$  sejam, respectivamente,  $P_{1t}$  e  $P_{2t}$ , tem-se que dois mercados são considerados integrados se o preço do mercado de 1 for igual ao preço no mercado 2 acrescido de outros custos de manutenção e transporte ( $K_t$ ), conforme indicado pela expressão (1):

$$P_{1t} = P_{2t} + K_t \quad (1)$$

Para tais autores, o comércio entre os dois mercados ocorre somente se:  $|P_{1t} - P_{2t}| > K_t$ . Em outros termos, a arbitragem garante que os preços de bens idênticos negociados em mercados espacialmente separados se igualem. Em geral, a literatura empírica testa a validade da LPU, admitindo a equação (2), cujos preços estão expressos em logaritmos:

$$\ln P_{1t} = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln P_{2t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Com base na versão forte da LPU, os preços de um dado bem nos mercados dispersos espacialmente são iguais e movem-se perfeitamente juntos no tempo. Utilizando os coeficientes da

equação (2), tem-se que as condições necessárias são:  $\beta_0 = 0$  e  $\beta_1 = 1$ . Entretanto, em termos reais, a versão forte da LPU ocorre apenas muito raramente. Em contrapartida, a versão fraca da LPU revela que somente a relação de preço é constante, enquanto o nível de preços atual for distinto devido aos custos de transporte e de manutenção. Neste caso, as restrições necessárias passam a ser definidas como:  $\beta_0 \neq 0$  e  $\beta_1 = 1$  (BAKUCS; BOJNEC; FERTÖ, 2015).

Segundo Bakucs, Bojnec e Fertö (2015), a investigação sobre a integração espacial dos mercados agropecuários é frequentemente utilizada para testar a eficiência desses mercados. Em geral, mercados perfeitamente integrados são considerados eficientes.

Em termos empíricos, a integração espacial dos mercados agropecuários tem sido objeto de estudo no âmbito internacional recente, em que se pode destacar os trabalhos desenvolvidos por Eryigit e Karaman (2011), que examinaram a integração espacial no mercado de trigo na Turquia; Selorm (2014), que avaliou a transmissão espacial de preços e a integração de mercados do milho em Gana; Zakari, Ying e Song (2014), que analisaram a integração de mercados internacional e regional no mercado de grãos (milho, sorgo e arroz) em Níger; Bakucs, Bojnec e Fertö (2015), que investigaram a integração do mercado produtor de trigo entre dois países vizinhos (Hungria e Eslovénia); Ikudayisi e Rahji (2015), que examinaram a integração espacial do mercado de cebola na Nigéria; e Kabbiri *et al.* (2016), que testaram se os preços do leite em Kampala são cointegrados com os de outras grandes cidades de Uganda.

Na literatura brasileira recente, podem ser destacados Sousa, Braga e Cunha (2010), que estudaram a interdependência de preços do milho na região Sul do Brasil; Mendonça *et al.* (2011), que avaliaram a integração espacial no mercado brasileiro de soja em grão; Sousa, Amorim e Coronel (2011), que examinaram os efeitos da abertura comercial na transmissão de preços entre os mercados de trigo argentino e internacional; Tabosa *et al.* (2012), que pesquisaram o relacionamento de preços no Nordeste brasileiro dos principais produtos comercializados entre o mercado produtor de Tianguá, na Ibiapaba (CE) e os mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina; Costa Júnior, Khan e Sousa (2013), verificaram o processo de integração espacial entre os principais mercados brasileiros exportadores de mel natural; Tomasetto, Margarido e Shikida (2013), que analisaram a transmissão espacial de preços entre os mercados de cana-de-açúcar de São Paulo e Paraná; Amaral e Alves (2014), que buscaram investigar a integração espacial do mercado de arroz entre os estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina; Moraes (2014), que analisou a integração espacial no mercado brasileiro de etanol; Coutinho *et al.* (2015), que buscaram testar se há integração espacial de preços da banana entre os estados da Bahia, Pernambuco e Ceará; Lima e Campos (2016), que verificaram a integração entre os mercados da cesta básica em Aracajú, Fortaleza, Natal, João Pessoa, Recife e Salvador, assim como analisaram a causalidade e transmissão de preços entre a cesta básica nessas seis capitais do Nordeste brasileiro.

Embora o processo de integração espacial dos mercados agropecuários tenha sido largamente discutido tanto no contexto internacional quanto no âmbito nacional, nenhum desses estudos nessa literatura especializada abordou o processo de integração espacial dos mercados exportadores de castanha de caju no Brasil. Portanto, este estudo preenche essa lacuna e contribui para a literatura que versa sobre essa temática.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Natureza dos dados

Os dados utilizados referem-se às séries de preços FOB (*free on board*) de exportação da castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte, expressos em dólares, com periodicidade mensal a partir de janeiro de 1997, cujos produtos passam a ser classificados conforme Nomenclatura Comum do MERCOSUL (NCM), pois, antes, eram classificados com base na Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM), até junho de 2015, que se refere ao último mês com dados disponíveis quando se encerrou esta pesquisa. Essas informações foram obtidas por meio do banco de dados disponíveis

no Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), intitulado por ALICEWEB da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). O código utilizado para a realização da consulta dos dados corresponde à NCM com oito dígitos (08013200) concernente à castanha de caju, fresca ou seca, sem casca. A escolha desse produto específico pode ser atribuída ao fato de os estados apresentarem maior volume exportado, e, conseqüentemente, haver disponibilidade de uma série mais longa, que permita a aplicação dos métodos de séries temporais.

### 3.2. Métodos analíticos

Segundo a literatura econométrica de séries temporais, o primeiro procedimento para este tipo de análise consiste em identificar a ordem de integração das séries. Essa ordem de integração foi determinada por meio do teste de raiz unitária, sendo que, neste estudo, consideraram-se os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips-Perron (PP), propostos, respectivamente, por Dickey; Fuller (1981) e Phillips; Perron (1988).

Embora o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado seja mais comumente utilizado em estudos econômicos, esse teste tem recebido críticas devido ao seu baixo poder preditivo. Diante desse fato, empregou-se também o teste de Philips-Perron para garantir a veracidade da estacionariedade ou não das séries. Esse teste PP é uma alternativa, não paramétrica, ao teste de ADF.

Para verificar em que sentido as transmissões de preço ocorrem, utilizou-se o teste de causalidade de Granger. Esse teste se propõe a verificar se a inclusão de valores passados de uma variável  $X$  contribui para melhores previsões para a variável  $Y$ . Desta forma, trata-se de um teste de precedência temporal e não de causalidade no sentido de uma relação de causa e efeito, ou seja, esse método é útil para analisar se variações de preços em um mercado precedem as variações de preços em outro mercado.

Segundo Hamilton (1994), esse teste necessita da estimativa das seguintes equações:

$$LPCCE_t = \sum_i \omega_i LPCRN_{t-i} + \sum_j \eta_j LPCCE_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$LPCRN_t = \sum_i \lambda_i LPCRN_{t-i} + \sum_j \delta_j LPCCE_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

em que  $LPCCE$  e  $LPCRN$  representam, respectivamente, as séries de preços logaritmizadas da castanha de caju no mercado cearense e no mercado potiguar, no período  $t$ ;  $\omega_i, \eta_j, \lambda_i, \delta_j$ , parâmetros a serem estimados;  $i$  e  $j$ , períodos de defasagens dos preços; e  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , erros aleatórios não correlacionados.

De acordo com a literatura econométrica, há quatro formas de se caracterizar as relações de causalidade entre duas variáveis: i) Causalidade unidirecional de LPCRN para LPCCE: essa forma ocorre quando os coeficientes estimados para a variável LPCRN defasada, contidos em (3), forem conjuntamente diferentes de zero e os coeficientes estimados em (4) para a variável LPCCE defasada forem, em grupo, iguais a zero. Nesse caso, rejeita-se a hipótese nula em (3) e aceita-se em (4); ii) Causalidade unidirecional de LPCCE para LPCRN: essa situação é a inversa da forma anterior, ou seja, aceita-se a hipótese nula em (3) e rejeita-se em (4); iii) Causalidade bidirecional de LPCRN para LPCCE e de LPCCE para LPCRN: isso acontece quando os coeficientes estimados dessas duas variáveis defasadas forem conjuntamente diferentes de zero, indicando que não se aceita a hipótese nula em (3) e (4); e iv) Ausência de causalidade: caso contrário da forma (iii), isto é, não se rejeita a hipótese nula em (3) e (4).

Em seguida, buscou-se estimar o Vetor Autorregressivo (VAR), porém, antes disso, torna-se necessário determinar o número de defasagens que deve ser considerado. Os critérios mais amplamente empregados consistem nos testes de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn.

Segundo Enders (2015), ao se considerar um sistema de equações bivariado, em que as variáveis se relacionam por meio de uma memória autorregressiva, ou seja, cada variável está em função de seus valores passados e dos valores defasados da outra variável, tem-se que, em termos matemáticos, o VAR pode ser representado por:

$$\begin{aligned} Y_t &= \sigma_{10} + \sigma_{11}Y_{t-1} + \sigma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Z_t &= \sigma_{20} + \sigma_{21}Y_{t-1} + \sigma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

No caso do VAR com k variáveis e p defasagens, sua notação matricial pode ser escrita da seguinte forma:

$$P_t = \delta + \theta_1 P_{t-1} + \dots + \theta_p P_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que  $P_t$  é um vetor (kx1);  $\theta_j$ , matriz de parâmetros (kxk);  $\delta$ , vetor (kx1) de interceptos; e  $\varepsilon_t$ , vetor (kx1) de erros aleatórios.

O modelo VAR pode ser reparametrizado em termos de um modelo vetorial de correção de erro (VEC), descrito por:

$$\Delta P_t = \delta + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta P_{t-p+1} + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que  $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$ ;  $\gamma$  representa a matriz com indicadores da velocidade de ajustamento dos parâmetros de curto prazo; e  $\beta$ , matriz de coeficiente de cointegração de longo prazo entre as variáveis.

A principal vantagem de representar o sistema pelo modelo de correção de erro está relacionada à incorporação de informações tanto de curto quanto de longo prazo (HAMILTON, 1994).

Em conformidade com Engle e Granger (1987), quando as variáveis individuais não são estacionárias, mas uma combinação linear delas é estacionária, então se diz que essas variáveis são cointegradas. Neste estudo, realizou-se o teste de cointegração de Johansen, que permite testar e estimar a presença de vários vetores ao invés de se restringir a um único vetor de cointegração. Todas as variáveis neste teste são consideradas como endógenas e seu uso não se limita pela presença de endogeneidade do regressor (SOUSA; AMORIM; CORONEL, 2011).

Para identificar a presença de vetores de cointegração neste trabalho, foram utilizados os testes do traço e do máximo autovalor. Conforme Enders (2015), o teste do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração diferentes seja pelo menos igual ao posto ou rank (r) da matriz  $\Pi$ , contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores exceda o rank. Em contrapartida, o teste do máximo autovalor procura testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração seja igual ao rank, contra a hipótese alternativa de existência de r+1 vetores de cointegração. Esses testes foram propostos por Johansen (1988) e podem ser expressos algebricamente por:

$$\lambda_{\text{trace}(r)} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

$$\lambda_{\text{max}(r,r+1)} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

em que  $\hat{\lambda}_i$  indicam os valores estimados das raízes características obtidas da matriz  $\Pi$  e, T, número de observações.

Ademais, foram realizados os testes de hipóteses sobre os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ . Segundo Costa Júnior, Khan e Sousa (2013), os testes sobre os parâmetros  $\alpha$  avaliam a velocidade com que se ajusta cada variável e os testes sobre os parâmetros  $\beta$  buscam confirmar se os mercados em estudo são integrados e se existe entre eles a integração de forma perfeita, comprovando a Lei do Preço Único (LPU).

A significância do teste sobre os parâmetros  $\alpha$  indica que a variável preço da castanha de caju no mercado considerado não é exogenamente fraca em relação ao parâmetro de longo prazo. A presença de exogeneidade fraca significa que a variável não reage ao desequilíbrio de longo prazo. Neste trabalho, testam-se as seguintes hipóteses nulas ( $H_0$ ):

$$\alpha_{LPCCE} = 0 \quad (10)$$

$$\alpha_{LPCRN} = 0 \quad (11)$$

$$\alpha_{LPCCE} = \alpha_{LPCRN} \quad (12)$$

As hipóteses nulas (10) e (11) testam a exogeneidade nos mercados de castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte e a hipótese (12) testa se a velocidade de resposta das variáveis a um dado desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo é a mesma no mercado do Ceará e do Rio Grande do Norte.

Os testes de hipóteses sobre os parâmetros  $\beta$  podem ser expressos por:

$$H_1 : \beta = H\varphi \quad (13)$$

em que  $H$  representa uma matriz de dimensões  $(pxs)$  e  $s$  representa o número de coeficientes  $\beta$  que não estão restritos. A matriz  $\varphi$  é uma matriz  $(srx)$  de parâmetros a serem estimados envolvendo  $r$  vetores de cointegração. Neste trabalho, testam-se as seguintes hipóteses nulas ( $H_0$ ):

$$\beta_{LPCCE} = 0 \quad (14)$$

$$\beta_{LPCRN} = 0 \quad (15)$$

$$\beta_{LPCCE} = \beta_{LPCRN} \quad (16)$$

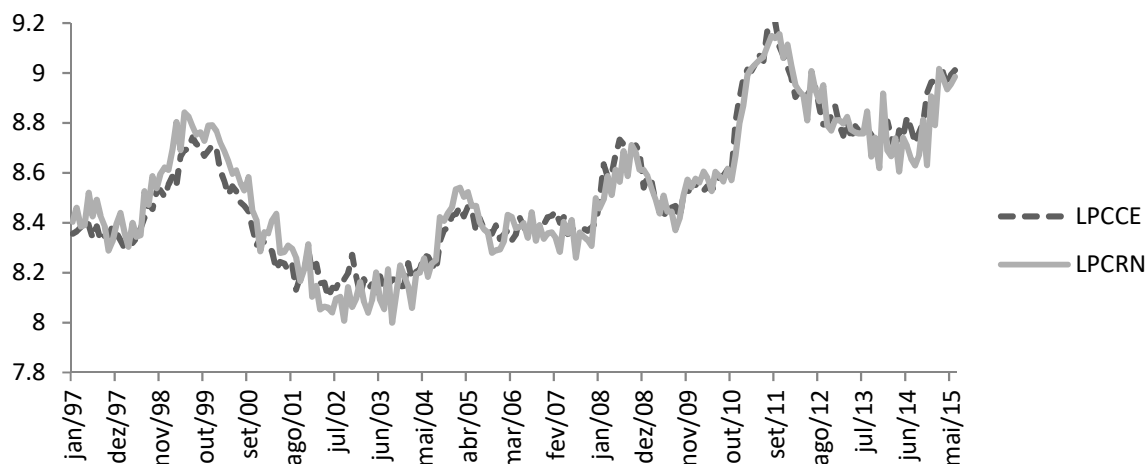
As hipóteses nulas descritas em (14) e (15) objetivam verificar se o preço da castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte pode ser considerado integrado no período analisado, enquanto a hipótese (16) busca testar o grau de integração entre os mercados de preço da castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte.

#### 4. Resultados e discussão

A verificação da estacionariedade de uma série pode ser obtida por meio da análise visual da série, como se encontra delineada na Figura 1. Conforme se percebe, as séries de preços da castanha de caju não apresentam uma tendência bem determinada ao longo do tempo. Ademais, nota-se que elas se movem conjuntamente nesse período, sinalizando a possibilidade de serem cointegradas.



**Figura 1 – Comportamento dos preços da castanha de caju nos estados do Ceará (LPCCE) e do Rio Grande do Norte (LPCRN), janeiro de 1997 a junho de 2015**



Fonte: Elaboração própria.

Para confirmar que as séries de preços da castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte não são estacionárias em nível, mas passam a ser estacionárias em primeira diferença, realizaram-se os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), cujos resultados estão descritos na Tabela 1.

**Tabela 1 – Resultados do teste ADF e Phillips Perron em nível e em primeira diferença, para as séries mensais de preços da castanha de caju nos estados do Ceará (LPCCE) e do Rio Grande do Norte (LPCRN), janeiro de 1997 a junho de 2015**

Séries	Modelos <sup>(a)</sup>	Estatísticas do teste ADF	Estatísticas do teste Phillips Perron
LPCCE	I	0,8741	0,7757
	II	-0,8333	-1,1224
	III	-1,7827	-2,0945
LPCRN	I	0,6514	0,5935
	II	-0,9796	-1,4738
	III	-1,6974	-2,2165
D(LPCCE) <sup>(b)</sup>	I	-15,3704*	-15,5009*
	II	-15,3926*	-15,4722*
	III	-15,4017*	-15,4727*
D(LPCRN) <sup>(b)</sup>	I	-23,5797*	-22,4488*
	II	-23,5608*	-22,6715*
	III	-23,5571*	-22,7040*

Nota: \* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância. <sup>(a)</sup> O modelo I corresponde ao modelo sem intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% é -1,9423; o modelo II corresponde ao modelo com intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% é -2,8744; e o modelo III corresponde ao modelo com intercepto e com tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% é -3,4303. <sup>(b)</sup> D(LPCCE) e D(LPCRN) representam, respectivamente, primeira diferença das séries relativa aos preços da castanha de caju nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte, respectivamente.

Fonte: Resultados da pesquisa.

As defasagens escolhidas no teste ADF foram baseadas no critério de informações de Schwarz (SIC). Com base nesse teste, os resultados indicam que não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as séries de preços analisadas, ou seja, tais séries não são estacionárias em nível, devido aos valores calculados, considerados em módulos, estarem abaixo dos seus respectivos valores

críticos com significância de 1% nas duas séries examinadas. Essas séries, porém, tornam-se estacionárias em primeira diferença.

Esses resultados encontrados pelo teste ADF são corroborados pelo teste de Phillips-Perron e verificados na literatura em outros estudos, como Coutinho *et al.* (2015). Portanto, tais séries de castanha de caju não são estacionárias em nível, porém passam a ser estacionárias em primeira diferença. Assim, constata-se que ambas as séries de preços da castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte são integradas de mesma ordem. Essa característica consiste em um pré-requisito para avaliar se tais séries são cointegradas.

Verificada a ordem de integração das séries de preço da castanha de caju nos mercados do Ceará e do Rio Grande do Norte, realizou-se o teste de causalidade para examinar em que nível de mercado se originam as variações nos preços e em que sentido essas variações se transmitem. Os resultados desse teste sinalizaram a presença de causalidade bidirecional de LPCCE para LPCRN e de LPCRN para LPCCE, como se observa pela Tabela 2, considerando o nível de confiança de 95%. A bicausalidade também foi constatada na literatura em mercados de milho em Gana, como Techiman-Accra, Accra-Techiman, Tamale-Accra, Accra-Tamale (SELORM, 2014) e em mercados da banana no Ceará, em que variações nos preços do atacado são transmitidas para os preços no varejo, assim como as variações no preço em varejo são transmitidas aos preços atacadistas (COUTINHO *et al.*, 2015).

**Tabela 2 – Resultados do teste de causalidade de Granger**

Hipótese nula	Estatística F	Probabilidade	Resultado
LPCCE causa LPCRN	27,3042*	0,0000	Rejeita-se Ho
LPCRN causa LPCCE	3,0607*	0,0489	Rejeita-se Ho

\* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Antes de verificar se essas séries possuem relacionamento de longo prazo por meio do teste de cointegração de Johansen, faz-se necessário identificar o número de defasagens a ser introduzido no modelo VAR (Vetor Autorregressivo). Seguindo os critérios de Schwarz e Hannan-Quinn, consideraram-se duas defasagens. Esses critérios também foram adotados para definir o número de defasagens incluídos no modelo VAR no estudo de Sousa, Braga e Cunha (2010). Especificado o número de defasagens utilizado no modelo VAR, apresentam-se os resultados das elasticidades da função de impulso-resposta (Tabela 3) e da decomposição da variância dos erros de previsão (Tabela 4).

**Tabela 3 – Elasticidades da função de impulso-resposta das séries mensais de preços da castanha de caju nos estados do Ceará (LPCCE) e do Rio Grande do Norte (LPCRN), janeiro de 1997 a junho de 2015**

Período	Efeitos de choques de LPCCE sobre		Efeitos de choques de LPCRN sobre	
	LPCCE	LPCRN	LPCCE	LPCRN
1	0,0487	0,0000	0,0202	0,0646
3	0,0476	0,0032	0,0353	0,0279
6	0,0463	0,0039	0,0434	0,0098
9	0,0450	0,0034	0,0449	0,0060
12	0,0437	0,0033	0,0447	0,0042

Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme se verifica pela Tabela 3, um desvio padrão em LPCCE, no período atual, ocasionará, respectivamente, 0,0437 e 0,0033 desvios padrões sobre ela própria e sobre LPCRN, no décimo segundo mês. Essa mesma análise pode ser replicada para os choques de LPCRN sobre LPCCE e sobre si mesma. Esses resultados revelam que um choque não antecipado sobre os preços da castanha de caju no Ceará ou no Rio Grande do Norte gera pequenos efeitos no curto prazo, logo, os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente.

No tocante à decomposição da variância dos erros de previsão da variável LPCCE, percebe-se pela Tabela 4 que, ultrapassados doze meses após um choque não antecipado dessa variável sobre ela própria, aproximadamente 99,29% de seu comportamento decorre dela mesma, sendo aproximadamente 0,71% atribuído à outra variável (LPCRN).

Quanto à decomposição da variância dos erros de previsão da variável LPCRN, observa-se que, após 12 meses da incidência de um choque não antecipado sobre essa variável, parcela majoritária (76,68%) é proveniente da variável LPCCE. Isso indica que choques não antecipados nos preços de castanha de caju do Rio Grande do Norte são fortemente influenciados pelos preços da castanha de caju do Ceará.

**Tabela 4 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPCCE e LPCRN, janeiro de 1997 a junho de 2015**

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão de LPCCE		Decomposição da variância dos erros de previsão de LPCRN	
	LPCCE	LPCRN	LPCCE	LPCRN
1	100,0000	0,0000	8,9185	91,0815
3	99,1301	0,8699	34,0234	65,9766
6	99,1883	0,8117	57,6483	42,3517
9	99,2555	0,7445	69,8746	30,1254
12	99,2947	0,7053	76,6761	23,3239

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para verificar se as séries de preços da castanha de caju apresentam um relacionamento de longo prazo, empregou-se o teste de Johansen. A Tabela 5 apresenta os resultados do teste do traço e do máximo autovalor. Verifica-se tanto no teste do traço como no teste de máximo autovalor que se rejeita a hipótese nula, em nível de 5% de significância, de que não existe nenhum vetor de cointegração. Assim, as séries de preço da castanha de caju consideradas neste estudo contêm um único vetor de cointegração.

**Tabela 5 – Resultados do teste de cointegração de Johansen para as séries mensais de preços da castanha de caju nos estados do Ceará (LPCCE) e do Rio Grande do Norte (LPCRN), janeiro de 1997 a junho de 2015**

Hipótese nula	Teste do traço	Valor crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor crítico (5%)
$r = 0$	40,1320*	12,3209	39,3623*	11,2248
$r \leq 1$	0,7697	4,1299	0,7697	4,1299

\* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Esse vetor de cointegração pode ser expresso por:  $LPCCE = 0,9995 LPCRN$ , indicando que, *Coeteris paribus*, 99,9% das variações de preços da castanha de caju ocorridas no Rio Grande do Norte são transmitidas, no longo prazo, para o preço da castanha de caju no Ceará. Esse resultado sinaliza a presença da Lei do Preço Único nesses mercados, ou seja, pode ocorrer uma transmissão completa dos preços de um mercado para o outro.

De acordo com a literatura econométrica, a simples existência de um vetor de cointegração não pode ser considerada condição suficiente para se determinar a perfeita integração de mercado nem para garantir a participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo. Para confirmar se essa lei se mantém, são impostas restrições ao coeficiente  $\beta$ , cujos resultados estão descritos na Tabela 6.

Os resultados apontados na Tabela 6 permitem afirmar que se deve rejeitar a hipótese nula de que os mercados do Ceará e do Rio Grande do Norte não podem ser considerados integrados, pelo fato de os valores da razão de verossimilhança excederem seus valores críticos de 5%, ou seja, essas

variáveis participam da relação de longo prazo, logo, variações de preços ocorridas em um mercado serão transmitidas ao outro mercado.

Assim, como esses mercados são integrados, busca-se testar a hipótese de perfeita integração entre eles. A rejeição dessa hipótese significa dizer que a alteração de preços em um mercado não é completamente transmitida ao outro, em longo prazo. Portanto, a partir desse resultado, observa-se que a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada no mercado de castanha de caju no período considerado. Os resultados empíricos de estudos internacionais (Bakucs, Bojnec e Fertö, 2015) e nacionais (Sousa, Braga e Cunha, 2010; Sousa, Amorim e Coronel, 2011; Mendonça *et al.*, 2011; Coutinho *et al.*, 2015) também rejeitaram a validade da Lei do Preço Único em diferentes mercados agrícolas, já que a hipótese de integração perfeita foi rejeitada.

**Tabela 6 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\beta$ ), do vetor de cointegração das séries mensais de preço da castanha de caju no Ceará (LPCCE) e no Rio Grande do Norte (LPCRN), janeiro de 1997 a junho de 2015**

Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\beta_{CE} = 0$	38,5677*	3,84
$\beta_{RN} = 0$	38,5512*	3,84
$\beta_{CE} = \beta_{RN}$	38,5599*	3,84

\* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os valores dos testes de hipótese sobre o parâmetro  $\alpha$  são apresentados na Tabela 7. Com base nesses resultados, verifica-se que se rejeita a hipótese de exogeneidade fraca na série de preços da castanha de caju no Rio Grande do Norte. Assim, os preços da castanha de caju no Rio Grande do Norte reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos nos preços desse produto no mercado cearense. A recíproca não ocorre com os preços da castanha de caju no Ceará, visto que é considerado como exógeno fraco em relação ao equilíbrio de longo prazo.

**Tabela 7 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\alpha$ ), do vetor de cointegração das séries mensais de preço da castanha de caju no Ceará (LPCCE) e no Rio Grande do Norte (LPCRN), janeiro de 1997 a junho de 2015**

Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\alpha_{CE} = 0$	0,2437	3,84
$\alpha_{RN} = 0$	33,7088*	3,84
$\alpha_{CE} = \alpha_{RN}$	34,5787*	3,84

\* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ademais, verifica-se que as velocidades de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo não são estatisticamente iguais para a castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte nesse período analisado.

A partir dos resultados da estimação do modelo VEC, mostrados na Tabela 8, constata-se que 2,48% do desequilíbrio de curto prazo, referente à trajetória de longo prazo, é corrigida a cada mês no Ceará, sendo necessário, portanto, em média, 40 a 41 meses para corrigir o desequilíbrio, ou seja, seriam necessários quase três anos e meio para remover esse desequilíbrio. Assim, esses desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente no Ceará. Em contrapartida, no Rio Grande do Norte, os desequilíbrios são corrigidos rapidamente, visto que 41,94% do desequilíbrio de curto prazo, relativo à trajetória de longo prazo, é corrigida a cada mês. Desta forma, não são necessários nem dois meses e meio para remover esse desequilíbrio.

**Tabela 8 – Estimação do modelo VEC referente à variável preço da castanha de caju no Ceará (LPCCE) e no Rio Grande do Norte (LPCRN), janeiro de 1997 a junho de 2015**

Variáveis	$\Delta$ LPCCE	$\Delta$ LPCRN
A	-0,0248* (-0,4949)	0,4194* (6,0578)
$\Delta$ LPCCEt-1	-0,0447* (-0,5919)	0,1356 (1,2962)
$\Delta$ LPCRNt-1	0,0851* (1,8634)	-0,2806* (-4,4430)

Nota: \* Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, verifica-se por meio da Tabela 8 que uma variação de 1% no preço da castanha de caju no Ceará, no mês anterior, causará uma variação no mês atual de 0,4% em seus preços. Essa mesma interpretação pode ser realizada para os demais coeficientes estimados. Uma provável explicação para tais resultados seria a participação de cada estado em suas vendas externas e internas.

## 5. Considerações finais

O estado do Ceará ocupa o posto de principal produtor e exportador de castanha de caju, sendo que a maior parte o que é produzido é exportado. No tocante às exportações brasileiras dessa *commodity*, o Ceará é responsável por parcela majoritária (79%), seguido pelo Rio Grande do Norte, que responde por 18% do volume médio exportado pelo país, perfazendo 97% das exportações totais desse produto no período de 1997 a 2014.

Os mercados de castanha de caju do Ceará e do Rio Grande do Norte apresentaram-se como cointegrados a partir da modelagem econométrica abordada neste estudo. Isso significa dizer que há relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte.

Conforme se observou a partir das elasticidades da função de impulso-resposta, os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente em ambos os mercados. Com base no resultado da decomposição da variância dos erros de previsão, constatou-se que choques não antecipados nos preços de castanha de caju do Rio Grande do Norte são fortemente influenciados pelos preços da castanha de caju do Ceará.

Verificou-se a predominância da Lei do Preço Único nos mercados de castanha de caju do Ceará e Rio Grande do Norte, em que 99,9% das variações de preços da castanha de caju acontecidas no Rio Grande do Norte são repassadas, no longo prazo, para o preço do mesmo produto no Ceará. Ao se realizar os testes sobre o parâmetro beta, porém, constatou-se que os mercados analisados são integrados, porém não se confirma a hipótese de perfeita integração. Desta forma, a LPU não foi confirmada nesses mercados.

Realizados os testes sobre o parâmetro alfa, notou-se que os preços da castanha de caju no Rio Grande do Norte reagem aos desequilíbrios transitórios nos preços desse produto no mercado cearense, mas o mesmo não ocorre com o Ceará devido a este ser considerado exógeno no que diz respeito ao equilíbrio de longo prazo.

De posse do resultado do modelo de correção de erro, verificou-se que os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma mais rápida no Rio Grande do Norte do que no Ceará.

Neste trabalho, buscou-se mensurar o grau de integração dos mercados de castanha de caju no Ceará e no Rio Grande do Norte empregando apenas seus preços. Entretanto, sugere-se, em estudos futuros, que sejam incorporadas outras variáveis que influenciam seus preços, como as cotações da taxa de câmbio. Ademais, recomenda-se também que se analise essa integração com os principais exportadores mundiais de castanha de caju e que sejam incluídos os custos de transação.

**Referências**

- ABREU, K. A importância das exportações. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 24, n. 3, p. 3-6, 2015.
- AMARAL, F. J. G.; ALVES, J. S. Análise da integração espacial dos mercados de arroz localizados no Rio Grande do Sul e Santa Catarina. *Revista de Economia*, Anápolis, v. 10, n. 2, p. 55-74, 2014.
- BAKUCS, Z.; BOJNEC, S.; FERTÖ, I. Spatial product market integration between two small, open neighboring economies. *Agribusiness*, v. 31, n. 2, p. 171-187, 2015.
- COSTA JÚNIOR, M. P.; KHAN, A. S.; SOUSA, E. P. Integração espacial dos mercados exportadores de mel natural no Brasil. In: *Anais do Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*, 51. Belém, PA: SOBER, 2013.
- COUTINHO, M. A.; BRITO, M. A.; SOUSA, J. J. B.; VALOIS, I. S. Integração espacial de preços no mercado da banana nos estados de Pernambuco, Bahia e Ceará. In: *Anais do Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 13. Curitiba, PR: ENABER, 2015.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.
- DONALDSON, D. The gains from market integration. *Annual Review of Economics*, v. 7, p. 619-647, 2015.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Fourth edition. New York: John Wiley and Sons, 2015.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*. Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- ERYIGIT, K. Y.; KARAMAN, S. Testing for spatial market integration and law of one price in Turkish wheat markets. *Quality & Quantity*, v. 45, p. 1519-1530, 2011.
- FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price transmission. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (Eds.). *Handbook of Agricultural Economics*. Amsterdam: Elsevier, p. 971-1024, 2001.
- FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA FILHO, H. M.; GUANZIROLI, C. H.; VALENTE JUNIOR, A. S. Análise da transmissão de preços no mercado brasileiro de castanha de caju. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 41, n. 4, p. 715-729, 2010.
- GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. A extensão, o padrão e o grau de integração de mercado: um método multivariado para o mercado brasileiro de arroz. In: HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. (Org.). *Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 91-120, 2003a.
- GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. Desenvolvimento econômico e os determinantes da integração espacial nos mercados agrícolas. In: HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. (Org.). *Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 121-148, 2003b.

- GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. *Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets*. Riverside: University of California, 2001a. (Working Paper 01-28)
- GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001b.
- GUANZIROLI, C. E.; SOUZA FILHO, H. M.; VALENTE JÚNIOR, A. S. *Cadeia produtiva da castanha do caju*. Estudo das relações de mercado. Fortaleza, CE: Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura: Banco do Nordeste do Brasil, 2009.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Produção Agrícola Municipal*. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 10 ago. 2016.
- IKUDAYISI, A. A.; RAHJI, M. A. Y. Integration among spatial onion markets in Nigeria – a cointegration analysis. *Global Journal of Human-Social Science e Economics*, v. 15, n.3, p. 59-67, 2015.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- KABBIRI, R.; DORA, M. K.; ALAM, M. J.; ELEPU, G.; GELLYNCK, X. Spatial integration of milk markets in Uganda. *Proceedings in System Dynamics and Innovation in Food Networks*, p. 57-63, 2016.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *International economics: theory and policy*. Massachusetts: Addison Wesley, 2005.
- LIMA, K. K. P. S.; CAMPOS, K. C. Integração espacial entre os preços das cestas básicas da região Nordeste do Brasil. In: *Anais do Congresso Internacional de Administração*. Natal, RN: ADM, 2016.
- MACEDO, R. D.; SOARES, N. S. O desempenho das exportações brasileiras de amêndoas de castanha-de-caju entre os anos de 2007 e 2011. *Informe Gepec*, Toledo, v. 19, n. 1, p. 148-162, 2015.
- MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. *Revista Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 47, n. 2, p. 71-85, 2002.
- MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior* (Alice Web). Brasília, 2015. Disponível em: <<http://www.aliceweb2.mdic.gov.br>>. Acesso em: 19 jul. 2015.
- MENDONÇA, T. G.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S.; PEREIRA, V. F. Integração espacial no mercado brasileiro de soja em grão, no período 1994-2008. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 29, n. 55, p. 235-258, 2011.

- MORAES, M. L. *Integração espacial no mercado brasileiro de etanol*. 130 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Universidade de São Paulo – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiróz”. Piracicaba, SP, 2014.
- OLIVEIRA, V. H. (Ed.). Cultivo do cajueiro. In: *Sistema de Produção 1*. Fortaleza: Embrapa Agroindústria Tropical, 2003.
- PEREIRA, A. B. M.; LEITE, A. R.; SOBREIRA, D. B.; MADEIRA, S. A. Avaliação das exportações da castanha de caju e da taxa de câmbio no Ceará através dos vetores auto-regressivos. In: *Anais do Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*, 49. Belo Horizonte, MG: SOBER, 2011.
- PEREIRA, L. R. R. *Integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo*. 166 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG, 2005.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- SELORM, A. *Spatial price transmission and market integration analysis: the case of maize market in Ghana*. 108p. Thesis (Master of Philosophy Degree in Agricultural Economics), University of Ghana, Legon, 2014.
- SOARES, N. S.; SOUSA, E. P.; BARBOSA, W. F. Desempenho exportador do agronegócio no Ceará. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 22, n. 2, p. 54-66, 2013.
- SOARES, N. S.; SOUSA, E. P.; SILVA, M. P. Análise da previsão de preços da castanha de caju no Ceará. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 41, n. 4, p. 487-500, 2012.
- SOUSA, E. P.; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A. Abertura comercial e seus efeitos na transmissão de preços entre os mercados de trigo argentino e internacional. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 37, n. 3, p. 21-46, 2011.
- SOUSA, E. P.; BRAGA, M. J.; CUNHA, D. A. Interdependência dos preços do milho no Sul brasileiro. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 36, n. 2, p. 71-90, 2010.
- TABOSA, F. J. S.; ARAÚJO, J. A.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D. Relacionamento de preços dos principais produtos comercializados entre o mercado produtor de Tianguá e mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 43, n. 1, p. 171-185, 2012.
- TOMASETTO, M. Z. C.; MARGARIDO, M. A.; SHIKIDA, P. F. A. Transmissão de preços no mercado de cana-de-açúcar entre os estados de São Paulo e Paraná. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 7, n. 1, p. 19-37, 2013.
- ZAKARI, S.; YING, L.; SONG, B. Market integration and spatial price transmission in Niger grain markets. *African Development Review*, v. 26, n. 2, p. 264–273, 2014.