

Economia Regional e Agrícola

O RENDIMENTO DA CASTANHA DE CAJU: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA O ESTADO DA PARAÍBA

Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior

Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). Fone (83) 9 8860-3463. *E-mail: pbdosanjos@hotmail.com*

Juliane da Silva Ciríaco

Doutoranda em Economia pelo Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste da Universidade Federal do Ceará (CAEN-UFC)

E-mail: julianeciriac@hotmail.com

Priscila Silva Rodrigues

Mestranda em Economia Pelo Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste da Universidade Federal de Ceará (CAEN/UFC) - *E-mail: priscilarodrigues65@yahoo.com.br*

Marcia Cristina Silva Paixão

Doutora em Economia e Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (DE-UFPB) - *E-mail: marciapaixão@terra.com.br*

O RENDIMENTO DA CASTANHA DE CAJU: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA O ESTADO DA PARAÍBA

Resumo: O artigo analisa o rendimento médio da castanha de caju nos municípios paraibanos no ano de 2014. Para tanto, utilizam-se instrumentos da econometria espacial, como o *I* de Moran Global e o LISA, para testar a hipótese de dados espacialmente dependentes. A metodologia escolhida é justificada pelo fato de que os mecanismos tradicionais de análise, como os ofertados pelo MCRL, são inadequados para tratar de forma consistente e não viesada o referido problema de pesquisa na medida em que se considera a dependência espacial interligada com fatores relativos a clima, solo e tecnologia de produção. Todas as variáveis da pesquisa apresentaram o sinal esperado e, sendo assim, o rendimento médio da castanha de caju mostrou-se positivamente relacionado com a pluviosidade, a utilização de terras com água (tanques, lagos e açudes) e o fator estrutural (construções, benfeitorias e caminhos). Outra variável que apresentou o mesmo comportamento foi a relacionada ao preparo do solo (aração mais gradagem). Por outro lado, supôs-se que a degradação do solo (terras erodidas, desertificadas e salinizadas) e o fato da terra ser inaproveitável (pântanos, areais, pedreiras) afetariam negativamente a produção de castanha dos municípios paraibanos, mas, nesse caso, não se encontrou significância estatística.

Palavras-chave: Rendimento Médio. Castanha de caju. Econometria Espacial. Paraíba.

Abstract: The article analyzes the average yield of cashew nuts in cities in Paraíba in 2014. To this end, use is made of the spatial econometric instruments, such as the Global Moran I and LISA to test the hypothesis spatially dependent data. The method of choice is justified by the fact that the traditional mechanisms analysis, as offered by MCRL are inadequate to handle consistently and not biased said search problem in that considering the spatial dependence interconnected with factors related to climate, soil and production technology. All research variables showed the expected sign and, thus, the average yield of cashew nuts was positively related to rainfall, the use of land with water (ponds, lakes and reservoirs) and structural factors (buildings, Leasehold paths). Another variable that showed the same behavior was related to soil preparation (plowing more harrowing). On the other hand, it assumed that the degradation of soil (badlands, desertified and salinized) and the fact that the land is unusable (marshes, beaches, quarries) negatively affect the production of chestnut of cities in Paraíba, but in this case, not met statistical significance.

Key words: Middle income. Cashew nut. Econometrics Space. Paraíba.

JEL Classification: Q10

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é considerado, na atualidade, um dos maiores polos do mundo na produção de frutas tropicais. Favaret Filho, Ormond e Paula (1999) apontam que o comércio internacional de frutas tem se desenvolvido desde a década de 1980 e que, nos últimos anos, alguns fatores proporcionaram maior difusão do setor fruticultor no país: o aumento do valor das exportações dos países em desenvolvimento; movimento geral de liberalização comercial; diversificação produtiva e o progresso técnico na armazenagem e no transporte dos produtos.

A grande extensão territorial do Brasil proporciona a existência de diferentes climas ao longo de seu território e acaba possibilitando a produção de variados tipos de frutas durante todo ano. Portanto, enquanto determinados países do globo sofrem com o rigor climático durante alguns períodos, o Brasil acaba utilizando sua diversidade climática e produzindo maiores quantidades que são vendidas a preços relativamente mais altos no mercado internacional (FAVARET FILHO; ORMOND; PAULA, 1999).

Nesse contexto, Moura e Magalhães (2008) mostram que a cadeia produtiva da castanha de caju no Brasil é um segmento típico da Região Nordeste.

Já Guanziroli et al., (2010) documentam que o cultivo e a extração do caju, assim como o processamento da castanha, são atividades tradicionais do Nordeste e que a castanha de caju representa uma das poucas *cash crops* que os agricultores nordestinos dispõem atualmente, especialmente nos estados do Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte.

Em outras palavras, verifica-se que tal fruto se adapta justamente às condições climáticas ofertadas pela região Nordeste e que esta região já possui maneiras relativamente mais apropriadas para lidar com a tecnologia de produção e o beneficiamento do produto.

Segundo Moura e Magalhães (2008), o Nordeste tem na amêndoa da castanha de caju um dos principais produtos da pauta de exportação. E, de acordo com, Figueirêdo Junior (2006), a produção envolve aproximadamente de 195 mil produtores estabelecidos em uma área de 680 mil hectares, sendo as exportações um dos maiores itens na pauta de exportações de frutas frescas do país. Argumenta-se que a produção e a exportação de castanha de caju são de grande relevância para a economia nordestina gerando renda e emprego ao longo de anos (FIGUEIRÊDO JUNIOR, 2006).

Segundo o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), a castanha de caju obteve bastante destaque na pauta de exportação no período de 2007 a 2012. Dentre as frutas brasileiras exportadas no ano de 2012, ocupou o primeiro lugar no *ranking*, seguida pelas mangas frescas ou secas que registraram participação de 16,10%, melões frescos (15,69%), uvas frescas (14,26%) e limões e limas, frescos ou secos (7,01%) (IPECE, 2013).

Desde seu início, a industrialização do processo de produção da castanha de caju está voltada para atender ao mercado consumidor externo, pois a demanda pela amêndoa tem movimentado sua comercialização no mercado mundial. Os principais compradores têm sido os Estados Unidos, Holanda e Reino Unido (GUANZIROLI; VALENTE JUNIOR; SOUZA FILHO, 2009).

Salienta-se, ainda, que a extração da castanha de caju é uma atividade de relevância social e econômica no contexto mundial. Tal fenômeno pode ser constatado pelo fato do Brasil ter sido, em 2006, o terceiro maior produtor de castanha de caju do mundo, perdendo

apenas para o Vietnã e a Índia (GUANZIROLI; VALENTE JUNIOR; SOUZA FILHO, 2009), em que todos estes são países em desenvolvimento.

Destaca-se que os ganhos observados mais recentemente tem impulsionado a atividade e ocasionado mudanças relevantes a quais têm proporcionado sair de uma condição de extrativismo e alcançar o patamar de atividade agrícola demandante de tecnologias (MOURA; MAGALHÃES, 2008). Assim, o incremento tecnológico tem propiciado atingir mercados desenvolvidos e contribuído com o aumento de renda e a geração de emprego nos pequenos municípios detentores dessa produção.

Dessa perspectiva, diversas pesquisas [FIGUEIREDO JUNIOR (2006); GUANZIROLI et al., 2010; LEITE, PESSOA (1996); NASSAR, MARINO, HERRMANN, (2001); NASSAR, MARINHO e LEITE (2000); MOURA e MAGALHÃES (2008)] analisaram a dinâmica apresentada pelo mercado da castanha de caju ao longo dos anos. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a produção de castanha se concentra nos estados do Ceará, Piauí, Rio Grande do Norte, Maranhão, Paraíba e Bahia (IBGE, 2007).

FIGUEIRÊDO JUNIOR (2008) mostra que apenas o Estado do Ceará responde por quase 80% do volume e do faturamento das exportações nacionais do produto. Tal fato mostraria a relativa concentração da produção em pequenas áreas do país. Já GUANZIROLI et al., (2010) divergem significativamente de tal valor e apontam que, no triênio 2004/2005/2006, a produção anual média brasileira de castanha de caju em casca foi de 195 mil toneladas, distribuída majoritariamente nos Estados do Ceará (48%), Rio Grande do Norte (22%) e Piauí (19%).

Pelo exposto, constata-se que a Paraíba não está entre os Estados brasileiros mais importantes na produção da castanha de caju. No entanto, o produto tem apresentado relevante função na geração de emprego e renda, sobretudo em pequenos municípios do Estado. Geralmente, observa-se que os rendimentos dos agricultores têm sido afetados positivamente por ações de cooperativas de beneficiamento da produção, as quais procuram agregar valor ao produto para aumentar o preço de venda e impulsionar os ganhos e o lucro de produção.

Segundo dados do IBGE (2014), dos 223 municípios paraibanos, 116 (52%) apresentaram alguma produção comercial da castanha de caju e um rendimento médio de 234,56 Kg por hectare.

Diante da relativa escassez de estudos voltados para o dinamismo da produção e a comercialização da castanha de caju no Estado da Paraíba, e considerando que tal fruto tem um importante papel na redução da pobreza e na promoção da distribuição de renda em pequenos municípios paraibanos, este estudo avalia quais fatores mais influenciaram o rendimento médio da produção no ano de 2014 no Estado. Para este fim, foram aplicados modelos da econometria espacial buscando capturar, em específico, influências de fatores locais, em nível municipal, sobre o rendimento da lavoura.

O artigo está dividido em quatro seções além desta Introdução. Na seção seguinte são contemplados os aspectos gerais da produção agrícola no Brasil. A terceira seção contém a metodologia e o banco de dados utilizado. Na quarta, são apresentados os principais resultados encontrados e, por fim, são apresentadas considerações finais.

2 ASPECTOS GERAIS DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA NO BRASIL

A agricultura brasileira tem se modificado ao longo dos anos passando a contar com o impulso tecnológico e de melhoramento da qualidade e do fluxo de informações. Tal processo atingiu o país, sobretudo nas últimas décadas aumentando a produtividade do setor e o melhoramento do processo de comunicação. Destaca-se que estes fenômenos acabaram desencadeando relevante processo de ganhos para os agentes inseridos no setor agropecuário. Ao mesmo tempo, tais ganhos de tecnologia ainda não conseguiram atingir homoganeamente todas as regiões do país e tão pouco todos os produtores ou setores de produção do Brasil. Assim, percebe-se que esses ganhos são tendenciosos e dependem em grande medida da ação coordenada de diversos agentes, sejam estes governamentais ou não governamentais.

Nesse contexto, tem-se que o investimento em pesquisa no setor agrícola é uma importante medida para influenciar tanto o crescimento da renda quanto o da convergência de renda no segmento (BARRETO; ALMEIDA, 2009). Para Castro, Almeida e Lima (2015), as disparidades existentes na produtividade da soja tendem a diminuir no longo prazo. Portanto, tal processo de convergência de rendimentos pode estar associado justamente ao mecanismo de disseminação de tecnologias utilizadas pelos produtores.

Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), por sua vez, destacam a relevância do setor agrícola no processo de crescimento econômico das regiões brasileiras. Mostram que tal crescimento tende a ser desigual entre regiões e apontam evidências em favor da convergência da produtividade agrícola brasileira de forma lenta ao longo dos anos.

A inserção da tecnologia no setor agrícola depende de uma série de fatores: capacidade de financiamento, nível de educação dos agricultores, fatores relativos à tradição e cultura de cada local em análise, entre outros. Sendo assim, quebrar com todos esses entraves não é tarefa fácil de se executar. Além da ação do governo por meio de diversos órgãos (como o Banco do Nordeste, Banco do Brasil e a Caixa Econômica Federal), existem outros serviços como os oferecidos pelo Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE) que funcionam como fonte de financiamento e informação, respectivamente.

Um importante órgão governamental na manutenção e apoio da atividade agrícola nacional tem sido a Companhia Nacional de Abastecimento (Conab). Moura e Magalhães (2008) mostram que as intervenções da Conab por meio de política de compra de castanha de caju no Nordeste acabaram contribuindo com a reorganização do mercado e um maior poder de barganha aos agricultores familiares. Tais ações acabaram melhorando os preços de mercado do produto e fortalecendo a cadeia produtiva do setor.

3 METODOLOGIA E BANCO DE DADOS

3.1 Econometria espacial

A econometria espacial é um ramo da econometria, que tem como escopo especificar, estimar, testar e prever modelos teóricos influenciados por efeitos espaciais, usando dados em corte transversal ou em painel (ALMEIDA, 2012). Na sua aplicação, as observações representam regiões (bairros, distritos, setores censitários, áreas urbanas, zonas de tráfego, áreas de planejamento, municípios, microrregiões, mesorregiões, estados, países etc.) e difere da econometria convencional por considerar efeitos espaciais tanto na estimação quanto no teste de hipótese e previsão dos modelos (ALMEIDA 2012).

Na ótica de Anselin (1988; 2003), na modelagem espacial podem-se incorporar determinados padrões de interação socioeconômica, assim como modelar certas características estruturais do sistema em análise.

Em outras palavras, a econometria espacial apresenta qualidades que permitem estudar fenômenos com variáveis espacialmente intensivas. Assim, encontra-se diversas pesquisas que utilizaram os instrumento da econometria espacial para estudar fenômenos relacionados ao setor agropecuário brasileiro [ALMEIDA, PEROBELLI, FERREIRA (2008); BARRETO, ALMEIDA (2009); FELEMA, RAIHER, FERREIRA (2013); CASTRO, ALMEIDA, LIMA (2015); ANJOS JUNIOR, AMARANTE, MOREIRA (2016)]. Salienta-se que os instrumentos econométricos de tal modelagem acabam respondendo eficientemente ao tipo de dados ou problemas encontrados nesse setor.

3.2 Análise exploratória de dados espaciais

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) deve ser tarefa preliminar a determinada análise estatística mais sofisticada [ANSELIN (1999); FOTHERINGHAM, BRUNSDON, CHARLTON (2002); ALMEIDA (2012)]. Na perspectiva de Anselin (1999), a AEDE permite descrever e visualizar padrões espaciais, identificar localidades atípicas (*outliers* espaciais) e descobrir padrões de associação espacial (*clusters* espaciais).

Almeida (2012) aponta tal análise como mais indicada na investigação de variáveis densas ou intensivas. Assim, variáveis extensivas podem conduzir a resultados enganosos devido à possibilidade de tendência de correlação espúria entre estas e a área ou população total da região em análise (ANSELIN, 2005).

Moran (1948) elaborou determinado indicador de autocorrelação espacial capaz de realizar consistentemente a AEDE. Nota-se que o indicador faz uso de determinada medida de autocovariância na forma de produto cruzado e pode apresentar-se na forma global ou local. Em sua forma global o indicador possui a seguinte forma matricial:

$$I = \frac{Z'WZ}{Z'Z} \quad (1)$$

Na presente pesquisa, em que as análises são referentes a rendimento médio da castanha de caju a nível municipal, tem-se que **Z** (rendimento médio do fruto) é um vetor de n (municípios) observações da variável de interesse, **W** a matriz de peso espacial utilizada e

\bar{WZ} é a média dos valores da variável de interesse (rendimento médio do fruto) dos municípios vizinhos. Segundo Anselin (1995), a matriz W conterá as informações referentes à dependência espacial entre as n regiões i . Sendo que os elementos w_{ii} na diagonal principal são iguais à zero, enquanto os elementos w_{ij} indicam a associação espacial entre as regiões i e j . Portanto, dadas as considerações acima efetuadas, tem-se que a estatística de Moran assume valores entre um (1) e menos um (-1) e possui valor esperado igual a:

$$E[I] = -[1/(n-1)] \quad (2)$$

Da equação (2) têm-se duas informações bastante relevantes. Inicialmente, nota-se que essa equação representa o valor obtido quando não há padrão espacial nos dados. Secundariamente, nota-se que tal estatística se aproxima de zero quando o número de municípios aumenta muito ($n \rightarrow \infty$). Portanto, valores positivos de I que excedem $E[I]$ indicam autocorrelação espacial positiva, enquanto valores de I abaixo do $E[I]$ sinalizam autocorrelação espacial negativa.

Apesar da eficiência em mapear globalmente a incidência de autocorrelação espacial, a utilização do teste de Moran global pode deixar de captar padrões espaciais locais significantes (*clusters* e *outliers*) em algumas regiões (ANSELIN, 1994). Nesse sentido, Anselin (1995) aponta que é possível encontrar um teste de associação espacial local a partir de fragmentos do teste de Moran global. Tal estatística local é classificada de Indicador de Autocorrelação Espacial Local (*Local Indicator of Spatial Association-LISA*) e pode ser representada por:

$$I_i = \frac{z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j}{\sum_{j=1}^n z_j^2} \quad (3)$$

Nesse caso, z_i e z_j são os desvios da média dos valores da variável em questão (rendimento médio da castanha de caju) e w_{ij} denota os elementos da matriz de pesos espaciais. Diferentemente do índice de Moran global, o qual produz valor único para o conjunto de dados, o LISA gera valores específicos para cada objeto com valores de atributos semelhantes.

3.3 Modelando a dependência espacial

O Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL) apresenta limitações quando confrontado com problemas espaciais (ANSELIN, 1988). Nesse caso, tem-se que estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) acabam apresentando problema de ineficiência, viés e/ou inconsistência. Portanto, deve ser tarefa preliminar às estimações de modelos mais robustos, identificar a possível ação de autocorrelação espacial por meio de testes específicos e, sobretudo, constatar como essa dependência toma forma (na variável dependente e/ou no termo de erro).

Se for confirmada a existência de dependência espacial nos dados, parte-se para o uso dos modelos espaciais. A partir destes é possível modelar consistentemente os efeitos advindos da interação espacial. Por exemplo, pode-se modelar globalmente através do *Spatial Auto Regressive* (SAR). De acordo com LeSage e Pace (2009), num modelo espacial do tipo SAR, uma mudança na variável explicativa numa região afetará a própria região pelo efeito direto. No entanto, poderá afetar as demais regiões pelo efeito indireto de forma realimentadora e circular. Sendo assim, tem-se:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (4)$$

em que $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$

Logo, a variável dependente da região i está correlacionada espacialmente com o valor da variável dependente da região j . Tal processo possui seu transbordamento capturado em ρ mediante defasagem espacial da variável dependente $W y$. A restrição que se admite sobre o modelo é que o coeficiente espacial autorregressivo seja menor que um, isto é, $|\rho| < 1$.

LeSage e Pace (2009), inclusive, acreditam que o modelo espacial do tipo SAR representa um equilíbrio de longo prazo de um processo dinâmico e que as decisões tomadas por agentes econômicos em períodos passados influenciam as decisões dos agentes no presente.

Há outro importante modelo global da econometria espacial denominado *Spatial Error Models* (SEM). Segundo Darmofal (2006), tal modelagem está associada à incapacidade de se modelar toda fonte de dependência espacial e, sendo assim, determinada parte da dependência não modelada pode se manifestar no padrão do erro aleatório entre regiões vizinhas. Dessa forma, tem-se que:

$$y = X \beta + \lambda W \xi + \varepsilon \quad (5)$$

onde $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$

Nesse contexto, tem-se que o alcance de determinado choque faz com que haja uma propagação do efeito ao longo de todo sistema, se estendo por todas as regiões. No entanto, tal intensidade é decrescente à medida que se afasta do epicentro de incidência, isto é, $|\lambda| < 1$. Destaca-se que o coeficiente espacial autorregressivo (λ) mede o grau de dependência espacial no termo de erro. Sendo assim, choques na região i afetam os vizinhos e os vizinhos dos vizinhos por intermédio das potências de W , e, algumas vezes, volta a afetar a região i novamente, porém, agora, com efeito amortecido (ALMEIDA 2012).

Pode-se avaliar o fenômeno da dependência a partir do uso do modelo espacial global *Spatial Mixed Regressive Auto-Regressive Complete* (SAC). Nesse caso, tem-se:

$$y = \rho W_1 y + X \beta + \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (6)$$

em que $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$

Assim, admite-se que a ação da dependência ocorre tanto na variável dependente quanto nos termos de erro do modelo. Destaca-se que os parâmetros $|\rho| < 1$ e $|\lambda| < 1$ evitam comportamento instável. Logo, considerando determinada matriz **W**, tem-se que $|\lambda| < 1$ permite que a intensidade do processo de determinada variável seja decrescente ao longo de certa região atingida por algum choque aleatório. Convém destacar que tal modelo só deve ser estimado quando tanto o modelo SAR quanto o modelo SEM não apresentam significância estatística.

3.4 Banco de dados

Os dados de precipitação utilizados na presente pesquisa são oriundos da Agência Executiva de Gestão das Águas do Estado da Paraíba (AESA). Os dados de rendimento médio da castanha de caju são uma estimativa elaborada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e as demais variáveis empregadas são oriundas do Censo Agropecuário também do IBGE.

Acredita-se que fatores relacionados à utilização das terras no que se referem aos critérios de existência de água (tanques, lagos, açudes), de estrutura (construções, benfeitorias ou caminhos), ou mesmo o fato de serem degradadas (erodidas, desertificadas, salinizadas) ou inaproveitáveis (pântanos, areais, pedreiras), sofrem lentas mudanças com o passar dos anos. Outra variável é a forma de plantio a qual depende de fatores culturais. Sendo assim, tratam-se de fatores relativamente imutáveis no curto prazo. As variáveis utilizadas e seus respectivos sinais esperados são apresentados no Quadro 1.

Quadro 1 - Variáveis de interesse da Pesquisa e ano dos dados utilizados

Variável Dependente	
Rendimento Médio da Castanha de Caju (RMCJ) - uma medida de quanto cada hectare plantado com castanha de caju rende (quilogramas por hectare) em determinado ano. Utilizam-se dados de 2014.	
Variáveis Independentes	Sinal
Densidade Pluviométrica (PLv) - É a quantidade de chuva por metro quadrado em determinado local e período. Considera-se apenas a água caída em terra, com o objetivo de se captar a influência das chuvas sobre o rendimento médio da lavoura de castanha de caju. Dados de 2014.	+
Fator Água (FA) - Utilização das terras - Tanques, lagos, açudes e/ou área de águas públicas para exploração da aquicultura - área dos estabelecimentos agropecuários. Dados do Censo Agropecuário 2006.	+
Fator Estrutura (FE) - Utilização das terras - Construções, benfeitorias ou caminhos - área dos estabelecimentos agropecuários. Dados do Censo Agropecuário 2006.	+
Fator Degradação (FD) - Utilização das terras - Terras degradadas (erodidas, desertificadas, salinizadas, etc.) - área dos estabelecimentos agropecuários. Dados do Censo Agropecuário 2006.	-
Fator Terras Inaproveitáveis (FTI) - Utilização das terras - Terras inaproveitáveis para agricultura ou pecuária (pântanos, areais, pedreiras etc.) - área dos estabelecimentos agropecuários. Dados do Censo Agropecuário 2006.	+
Fator Plantio (FP) - Sistema de preparo do solo - Cultivo convencional (aração mais gradagem) ou gradagem profunda - número de estabelecimentos agropecuários. Dados do Censo Agropecuário 2006.	+

Fonte: Elaboração própria.

Parte-se da suposição de que variáveis podem estar associadas ao rendimento médio da castanha de caju nos municípios paraibanos. Além dos fatores naturais (solo e clima), estruturais e tecnológicos (tanques, lagos, açudes, construções, benfeitoria e sistema de plantio) utilizados na presente pesquisa, destacam-se outros que não puderam ser

incorporados na estimação por falta de disponibilidade de dados, a saber: fator humano (mão de obra e especialização dos agentes inseridos em tal mercado) e fator organizacional (nível de organização do setor em cada município) como a existência de cooperativas e/ou associação de moradores ou mesmo de fluxo de mercado específico para venda e escoamento do produto. A incorporação de tais fatores requereria a realização de pesquisas de campo as quais seriam onerosas e fugiriam ao escopo deste estudo.

Assim, considerando também essas limitações, estimou-se o modelo econométrico exposto na equação (7):

$$\text{RMCJ} = \beta_0 + \beta_1(\text{PLV}) + \beta_2(\text{FA}) + \beta_3(\text{FE}) + \beta_4(\text{FD}) + \beta_5(\text{FTI}) + \beta_6(\text{FP}) \quad (7)$$

4 RESULTADOS

4.1 Visão geral do mercado da castanha de caju

No Brasil, somente a partir de 1960 a castanha de caju encontrou espaço no mercado e a Região Nordeste se destaca tanto na produção quanto no beneficiamento do produto. Destaque-se que o desenvolvimento inicial na produção deveu-se, principalmente, ao apoio dado pela Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene) através de alguns incentivos como o Fundo de Investimentos Setoriais (Fiset) e o Fundo de Investimento do Nordeste (Finor) (GUANZIROLI, VALENTE JUNIOR, SOUZA FILHO, 2009).

De acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), as exportações brasileiras de castanha de caju, no ano de 2014, alcançaram cerca de US\$ 110,3 milhões. Ressalta-se que tal resultado foi o pior da série temporal do período 2007-2014.

A Tabela 1 mostra que o valor das exportações tem apresentado comportamento relativamente monótono de decréscimo após ter atingido expressivo valor máximo no ano de 2009. Já o peso (Kg líquido) apresenta valor máximo no ano de 2007, seguido pelo ano de 2009 e, desde então, vem decaindo e atingiu o menor valor da série em 2014.

A Tabela 1 também mostra que, na comparação de 2014 com 2013, foi registrada queda de 17,79% no valor exportado e de 18,80% no peso correspondente (Kg líquido).

Tabela 1 - Evolução das exportações brasileiras de castanha de caju - 2007 a 2014

Período	US\$	Var%	Peso (Kg líquido)	Var%	Preço por Kg	Var%
2007	225.197.671	-	51.556.776	-	4,37	-
2008	196.074.102	-12,93	35.414.265	-31,31	5,54	26,75
2009	231.988.358	18,32	48.244.591	36,23	4,81	-13,15
2010	229.571.712	-1,04	42.175.191	-12,58	5,44	13,2
2011	226.657.809	-1,27	26.301.867	-37,64	8,62	58,32
2012	186.390.025	-17,77	25.431.058	-3,31	7,33	-14,95
2013	134.170.135	-28,02	20.963.847	-17,57	6,40	-12,68
2014	110.302.452	-17,79	17.023.228	-18,80	6,48	1,25

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados SECEX/MDIC.

Nota: Dados referentes às exportações de castanha de caju com casca (NCM 080131) até castanha de caju, fresca ou seca, sem casca (NCM 080132).

Dados e informações do IBGE apontam que a produção nacional de castanha declinou 65,1% entre 2011 e 2012, apenas em razão da intensa e prolongada seca que afetou a Região Nordeste, em especial os estados do Ceará, Rio Grande do Norte e Piauí.

A Tabela 2 apresenta dados que evidenciam uma redução do rendimento médio da castanha de caju entre 2007 e 2014 no estado da Paraíba. Percebe-se que tal rendimento passa de 424,39 (Kg) por hectare em 2007 para 248,37 (Kg) em 2014. Tais resultados também podem ser reflexos de uma série grande de fatores (baixa fertilidade da terra, baixo regime de chuvas, faltas de investimento adequado no setor, entre outros).

Tabela 2 - Estatística descritiva do rendimento médio da castanha de caju por hectare no estado da Paraíba - 2007 e 2014

Estatística	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Média	424,39	446,60	433,58	341,18	366,96	188,55	234,56	248,37
Desvio padrão	130,07	148,52	136,49	81,13	75,87	81,87	74,16	57,87
Mínimo	200	230	187	125	200	60	75	100
Máximo	1000	1000	1000	500	500	500	500	400
Contagem	136	136	136	137	133	122	116	112

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Analisando o rendimento médio máximo e mínimo entre os anos de 2007 e 2014, pode-se constatar que tal valor apresentou forte redução caindo de 1000 para 400 Kg/ha no caso do rendimento médio máximo, e de 200 para 100 Kg/ha no caso do rendimento médio mínimo.

Outro fator que apresentou declínio no período estudado foi a quantidade de municípios produtores: 136 municípios em 2007 contra 112 em 2014. Portanto, essa contração associada à redução do rendimento médio máximo e mínimo sugere que a produção tem enfrentado problemas em diversas esferas do processo. Por outro lado, apesar de ser reveladora, a estatística descritiva não permite tirar conclusões mais precisas e, assim, torna-se necessária a utilização de instrumentos mais robustos como o uso de modelos econométricos para auxiliar em tal processo.

4.2 Testando a hipótese de dependência espacial global e local univariada

Há uma série de pesquisas [Gary (1954); Getis-Ord (1992; 1995) e *I* de Moran (1948)] que tiveram como resultado a construção de um indicador de correlação espacial. No entanto, o indicador mais comum nos trabalhos acadêmicos é o de Moran dada sua robustez de resultados e facilidade de interpretação. Almeida (2012) sugere que o indicador de Moran pode ser robustamente utilizado no processo de identificação da incidência de autocorrelação espacial.

Logo, neste trabalho optou-se por utilizar tal indicador (global e local) para identificar possível dependência espacial agindo sobre os dados de rendimento médio de castanha de caju na Paraíba. Destaca-se que o indicador de Moran permite ser visualizado através de um intuitivo diagrama composto por quatro quadrantes¹ distintos entre si. Por sua vez, o indicador local é um mapa temático composto por cinco cores distintas².

Destaca-se que as estatísticas espaciais (Local, Global e modelos Econométricos) foram atingidas considerando uma matriz de vizinhança do tipo *Queen* de primeira ordem normalizada na linha³. Portanto, utiliza-se a matriz binária de pesos espaciais (**W**) que atribui valor 1 (um) para o caso em que dois municípios são vizinhos e valor 0 (zero) no caso

¹ Q₁ = Alto-Alto, Q₂ = Alto-Baixo, Q₃ = Baixo-Baixo e Q₄ = Baixo-Alta. Hipóteses do teste são: (H₀) admite independência espacial e (H₁) admite existência de dependência.

² Branca (insignificantes), Vermelha (Alto-Alto), Azul (Baixo-Baixo), Cinza (Baixo-Alto) e Rosa (Alto-Baixo).

³ Os testes foram construídos considerando 95% de confiança e 1000 permutações aleatórias dando maior robustez aos resultados atingidos.

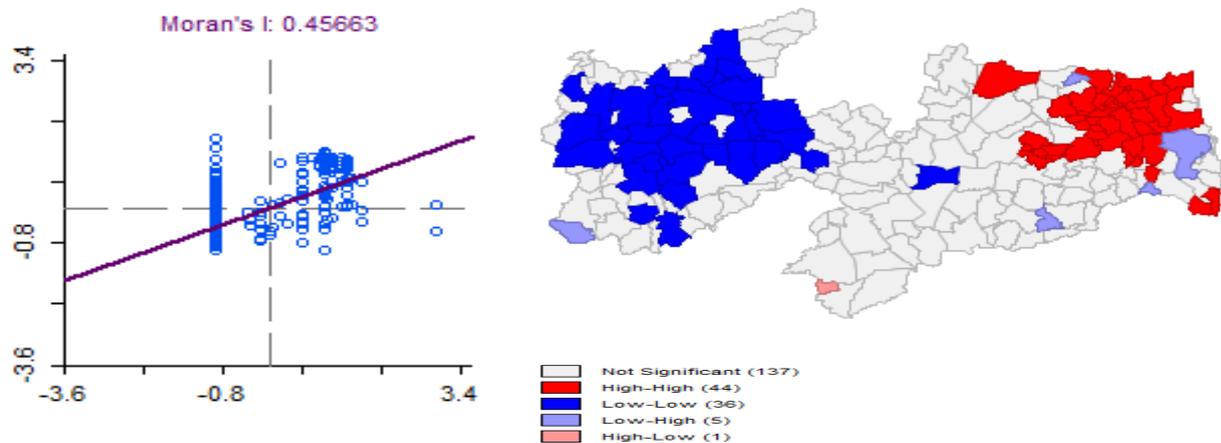
contrário. Sendo que a melhor matriz foi escolhida levando em consideração os critérios de Baumont (2004)⁴.

No Gráfico 1, apresenta-se o valor da estatística de Moran Global do rendimento médio da castanha de caju dos municípios paraibanos no ano de 2014. A partir do resultado positivo e significativo de tal estatística, percebem-se indícios de dependência espacial global agindo sobre o rendimento médio por hectare nos municípios do Estado.

Sendo assim, municípios que apresentaram alto rendimento médio da castanha de caju no ano analisado, grosso modo, encontram-se geograficamente próximas daqueles que também demonstraram elevado rendimento médio do fruto no mesmo ano. Por outro lado, municípios que apresentaram baixo rendimento médio do fruto, geralmente, estão rodeados por outros que também apresentaram baixo rendimento médio no ano.

Gráfico 1 - *I* de Moran Global Univariado do rendimento médio da castanha de caju no estado da Paraíba - 2014

Figura 1: *I* de Moran Local Univariado do rendimento médio da castanha de caju no estado da Paraíba - 2014



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A partir do *I* de Moran Global ($I = 04566$)⁵, verificam-se sinais consistentes de dados espacialmente correlacionados. No entanto, o indicador de associação espacial Global de Moran pode ocultar ou mesmo ser insatisfatório na identificação de padrões locais espaciais (ANSELIN, 1995). Nessa perspectiva, Almeida (2012) argumenta que o indicador de Moran local pode camuflar os *clusters* e os *outliers* espaciais significantes. Nesses casos, constata-se que o indicador de autocorrelação espacial Global é insuficiente ou falha na identificação de padrões espaciais. Sendo assim, pode-se recorrer ao teste de Moran Local ou LISA⁶. Através deste é possível verificar o grau de agrupamento dos valores localmente similares em torno de determinada observação estatisticamente significativa.

⁴ Teste de diagnóstico de Baumont: a) estima-se o modelo clássico de regressão linear; b) testam-se os resíduos desse modelo para autocorrelação espacial usando o *I* de Moran para um conjunto de matrizes **W**; c) seleciona-se a matriz de pesos espaciais que tenha gerado o mais alto valor de Moran e que seja significativo estatisticamente.

⁵ P-valor associado a tal estatística (0,000).

⁶ O resultado do teste de Moran local é um mapa temático composto por cinco cores distintas: Vermelho (AA), Azul (BB), Amarelo (BA), Rosa (AB) e Branco (Insignificantes).

Salienta-se que o LISA é capaz de capturar o valor da dependência espacial local que vigora sobre o rendimento médio da castanha de caju de determinado município paraibano e, posteriormente, compará-lo com os valores médios observados no atributo dos municípios que compõe sua respectiva vizinhança.

Com o resultado do LISA (Figura 1), é possível constatar que a maior parte dos municípios (61,44%) é estatisticamente insignificante e conseqüentemente, representado pela cor branca. Portanto, ao nível de significância considerado, tais localidades não possuem comportamento padronizado em seus respectivos rendimentos médios do fruto por ora analisado.

Do total de municípios significantes (38,57%), a maior parte apresenta relação do tipo Alto-Alto (51,66%), seguida pela Baixo-Baixo (44,86%), Baixo-Alto (5,81%) e Alto-Baixo (1,16%). Assim, embasado nos resultados apresentados tanto pelo indicador de Moran local (Figura 1) quanto pelo Global (Gráfico 1), constata-se indícios de que o rendimento médio da castanha de caju nos municípios paraibanos possui algum componente de associação espacial⁷ e, aparentemente, o processo de espalhamento apresenta determinado padrão de comportamento permitindo o surgimento de *clusters* e aglomerados ao longo das Mesorregiões do Estado. Destaca-se que tal fenômeno merece maior atenção, sendo assim, deve ser mais bem estudado através de estimações de modelos econométricos dando melhor tratamento aos dados e permitindo identificar como a citada dependência toma forma no espaço.

4.3 Estimções dos modelos econométricos

A utilização dos instrumentos advindos da econometria espacial está condicionada a presença de associação espacial nos dados. Nesse sentido, testa-se tal hipótese a partir de determinado receituário que consiste na realização da estimação do Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL). Esse procedimento busca, sobretudo, verificar a incidência de autocorrelação espacial agindo sobre os dados e entender questões relacionadas à multicolinearidade, assim como implicações advindas da normalidade e variância constante nos erros do modelo.

Nessa perspectiva, salienta-se que as informações contidas na Tabela 3 apontam tais diagnósticos dando direção do caminho mais robusto e eficiente a ser seguido no processo de estimação dos modelos econométricos.

Assim, o resultado significativo encontrado na estatística de Moran ($I = 7,734$) dos resíduos do MCRL apontam sinais de existência de aglomerados espaciais. Tal fenômeno acaba invalidando os estimadores do MCRL. Logo, devem-se estimar modelos espaciais para verificar adequadamente as determinantes do rendimento médio da castanha de caju na Paraíba no ano de 2014.

Apesar da possibilidade de escolher modelos a partir da utilização dos menores critérios de informação de Akaike (*AIC*) e Schwarz (*BIC*), bem como maior valor da função de verossimilhança (*LIK*), para Almeida (2012), os resultados do teste do Multiplicador de

⁷ Nota-se que foram 86 municípios significantes sendo 44 do tipo Alto-Alto (AA), 36 do tipo Baixo-Baixo (BB), 5 Baixo-Alto (BA) e 1 Alto-Baixo (AB).

Lagrange são suficientes para identificar se a dependência espacial ocorre na defasagem e/ou nos erros. Nesse sentido, o modelo SAR se apresenta como a melhor especificação possível dado os critérios anteriormente descritos, pois tanto o valor do multiplicador de Lagrange da defasagem (74,372) quanto o multiplicador de Lagrange da defasagem robusto (20,779) são significativos.

Destaca-se que o modelo SARMA também se apresentou significativo e que, no entanto, tal modelo será estimado apenas no caso em que o modelo SAR não for capaz de capturar toda fonte de dependência espacial agindo sobre os dados.

Tabela 3 - Estimação do MCRL

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Prob.</i>
Constante	95,839***	0,000
Densidade Pluviométrica	0,056**	0,022
Fator Água	0,156***	0,000
Fator Estrutura	0,043*	0,054
Fator Degradação	-0,021**	0,047
Fator Terras	-0,011	0,420
Inaproveitáveis		
Fator Preparo do Solo	0,345*	0,056
<i>Diagnóstico da Regressão</i>		
AIC	2779,47	-
BIC	2803,32	-
LIK	-1382,73	-
Multicolinearidade	6,278	-
Teste Jarque-Bera	10,312***	0,006
Teste Breusch-Pagan	11,483*	0,074
<i>Diagnóstico da Dependência Espacial</i>		
<i>I</i> de Moran no Erro do MCRL	7,815***	0,000
ML ρ (defasagem)	74,372***	0,000
ML ρ (defasagem robusta)	20,779***	0,000
ML λ (erro)	55,532***	0,000
ML λ (erro robusto)	1,939	0,164
ML(SARMA)	76,311	0,000

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: *** significante a 1%. ** significante a 5%. * significante a 10%.

Destaca-se que os valores dos testes de Jarque-Bera e Breusch-Pagan sugerem normalidade e homocedasticidade nos resíduos do modelo, respectivamente. Além disso, o resultado do teste de multicolinearidade apresenta valor aceitável (6,278), ou seja, menor que 30. Portanto, acredita-se na inexistência de correlação linear excessiva entre duas variáveis explicativas utilizadas no modelo.

A partir dos resultados observados na Tabela 4, se constata que o valor apresentado pelo coeficiente autorregressivo do modelo SAR (MV), ($\rho = 0,555$), sugere que o rendimento médio da castanha de caju de determinado município paraibano pode estar sendo influenciado positivamente pelos resultados encontrados em suas respectivas vizinhanças. Logo, o valor positivo de tal indicador sugere similaridade nos dados. Sendo assim, localidades com alto rendimento médio do fruto estão mais associados a outros de alto rendimento médio,

enquanto ambientes que apresentam baixo rendimento médio se encontram nas redondezas de outros que também apresentam baixo rendimento médio do fruto no período analisado.

Tabela 4 - Estimativa do Modelo Espacial SAR (MV)

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Prob.</i>
Constante	27,516	0,141
ρ	0,555***	0,000
Densidade Pluviométrica	0,039*	0,054
Fator Água	0,076**	0,036
Fator - Estrutura	0,032*	0,079
Fator - Degradação	-0,017**	0,043
Fator - Terras Inaproveitáveis	-0,006	0,570
Fator - Preparo do Solo	0,260*	0,083
<i>Diagnóstico da Regressão</i>		
Teste Breusch-Pagan	17,966***	0,006
AIC	2722,11	-
BIC	2749,37	-
LIK	-1353,06	-
<i>Diagnóstico de Dependência Espacial</i>		
Likelihood Ratio Test	59,354***	0,000

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e utilizando o Software Geoda. **Notas:** *** significante a 1%. ** significante a 5%. * significante a 10%. Modelo Estimado por Máxima Verossimilhança (MV)

A respeito da validade do modelo SAR no processo de tratamento consistente do fenômeno da dependência espacial, é possível apontar que o uso da econometria espacial faz sentido na presente análise. Para tanto, elaborou-se o teste Likelihood Ratio⁸ para identificar incidência de autocorrelação espacial no resíduo e comparar o resultado com o apresentado pelo MCRL. Logo, a partir do resultado de tal teste e sua respectiva probabilidade, sugere-se que o coeficiente espacial autorregressivo é significativo e, conseqüentemente, aponta o modelo espacial SAR como indicado para tratar a autocorrelação espacial vigente no fenômeno em análise.

A partir dos valores expostos na Tabela 4, constata-se que todas as variáveis da pesquisa apresentam o sinal esperado. No entanto, o fator terra inaproveitável não é estatisticamente significativo para explicar o rendimento médio da castanha de caju nos municípios paraibanos no ano de 2014.

Salienta-se que a interpretação dos coeficientes do modelo SAR não é direta como observado no modelo clássico. Nesse contexto, Almeida (2012) argumenta que o modelo SAR possui coeficientes (β) relativamente mais complexos de interpretar em função da ação dos variados efeitos existentes em tais coeficientes. LeSage e Pace (2009) mostram que numa modelagem espacial do tipo SAR, as mudanças na variável explicativa de determinada região afetam a própria região por meio do efeito direto. No entanto, poderá atingir o valor da variável dependente em todas as regiões que formam sua vizinhança por meio do efeito indireto.

⁸ O teste Likelihood Ratio tem como hipótese nula $\rho = 0$ enquanto a hipótese alternativa é que $\rho \neq 0$.

Tabela 5 - Efeitos marginais do modelo SAR (MV)

<i>Variáveis</i>	<i>EFEITO MARGINAL</i>	
	<i>DIRETO</i>	<i>TOTAL</i>
Densidade Pluviométrica	0,039*	0,088***
Fator Água	0,076**	0,171***
Fator - Estrutura	0,032*	0,072***
Fator - Degradação	-0,017**	-0,038***
Fator - Preparo do Solo	0,260*	0,584***

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e utilizando o Software Geoda. **Notas:** *** significante a 1%. ** significante a 5%. * significante a 10%. Encontram-se os desvios-padrões dos Efeitos Totais e respectivo *p*-valores por meio da elaboração de 1000 amostras aleatórias e supondo distribuição normal.

Nesse contexto, tem-se que o efeito marginal total é a soma do efeito marginal direto ao efeito marginal indireto. Por outro lado, para se encontrar o efeito indireto basta realizar subtração simples entre o efeito total e o direto. Assim, o resultado encontrado é exatamente o efeito indireto de determinado choque aleatório.

Na Tabela 5 encontram-se os valores dos efeitos marginais diretos e totais das variáveis independentes que se mostraram significantes para explicar o rendimento médio da castanha de caju no estado da Paraíba no ano de 2014. Assim, nota-se que fatores como pluviosidade (quantidade de águas das chuvas por metro quadrado), água (existência de tanques, lagos, açudes), estrutura (existência de construções, benfeitorias ou caminhos) e preparo do solo (cultivo convencional composto de aração mais gradagem) estão impactando positivamente o rendimento médio da castanha de caju no Estado. Por outro lado, a degradação do solo (terras erodidas, desertificadas, salinizadas etc.), aparentemente, impacta negativamente o rendimento do fruto nos municípios paraibanos.

Portanto, os resultados do rendimento de castanha de caju apresentam aparente dependência de fatores relacionados aos aspectos climáticos, condições do solo e plantio. Tal fato acaba dando caráter relativamente determinístico ao rendimento da castanha no Estado. No entanto, devem-se levar em consideração aspectos tecnológicos influenciando positivamente o rendimento do fruto tais como a existência de tanques e açudes, construções e modo de preparo do solo utilizado. Assim, ao menos existe a possibilidade de promover alguns fatores que influenciam tal rendimento como a construção de tanques, lagos entre outras benfeitorias, além de poder influenciar no ensino de técnicas que possam desencadear maiores rendimentos ao longo dos anos. Logo, o rendimento do fruto pode sofrer rigoroso impacto de questões estruturais e tecnológicas utilizadas em cada região.

Dada as limitações da presente pesquisa, sobretudo no que concerne a banco de dados mais atuais, sugere-se avanços que focalizem e sanem tais problemas avançando no sentido de localizar possíveis existências de cursos direcionados a cada região ou município específico e que possibilitem aumento de rendimento no fruto. Logo, espera-se que a existência de cooperativas e/ou associações de moradores em determinado município auxiliem no processo de conhecimento e possibilite maiores ganhos no processo produtivo. Destaca-se, ainda, que foram testadas variáveis *dummies* tanto para microrregião quanto para macrorregião objetivando capturar tais acontecimentos, mas tal estratégia não foi bem sucedida.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo analisou o comportamento espacial do rendimento médio da castanha de caju nos municípios paraibanos. Para tanto, utilizaram-se instrumentos da econometria espacial dado que os mecanismos tradicionais de análise não seriam adequados para tratar os dados em questão uma vez que se constatou a presença de dependência espacial relevante.

Tal dependência foi constatada tanto local quanto globalmente, isto é, pelos dados de 2014, municípios com alto valor de rendimento médio do fruto se encontram geograficamente próximo de outro que também apresentam alto rendimento médio. Da mesma forma, municípios que apresentam baixo rendimento médio se mostram circundados por outros que também apresentam baixo rendimento médio.

O exercício de estimação permitiu constatar que tal dependência pode estar interligada com alguns elementos específicos, relacionados a clima, solo e tecnologia de produção.

Apesar de apresentar o sinal esperado, entre as variáveis utilizadas, apenas o fato da terra ser inaproveitável não se mostrou significativa para explicar o rendimento médio da castanha. As demais variáveis: pluviosidade, utilização de terras com água, fatores estruturais adequados, assim como o modo de preparo do solo, parecem influenciar positivamente o rendimento médio do fruto, enquanto a degradação do solo e as terras inaproveitáveis, aparentemente, afetam negativamente a produção de castanha nos municípios paraibanos.

Conclui-se que, a partir do conjunto de informações considerado, é possível sugerir que as políticas públicas direcionadas ao setor produtor de castanha de caju paraibano podem surtir efeito sobre a quantidade média produzida por hectare. Em específico, medidas que visem aumentar a quantidade de reservatórios de águas, melhorar a estrutura e o processo de plantio poderão influenciar positivamente a produção média de castanha de caju no estado da Paraíba.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Editora Alínea, Campinas, São Paulo, 2012. 498p.

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. **Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?** RER, Rio de Janeiro, v. 46, n. 01, p. 31-52, 2008.

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. **Oferta de exportação de açúcar do Brasil**. RER, Rio de Janeiro, v. 42, n. 01, p. 09-33, jan./mar. 2004, 2004.

ANJOS JUNIOR, O. R.; AMARANTE, J. C. A.; MOREIRA, I. T. **O Rendimento Médio Agrícola e o Regime de Chuvas no Estado da Paraíba: Uma Análise Espacial para o ano de 2014**. In: 54º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2016.

ANSELIN, L. Exploratory spatial data analysis and geographic information systems. In: PAINHO, M. (Ed.) **New tools for spatial analysis: proceedings of the workshop**. Luxemburgo: Euro Stat, p. 45-54, 1994.

_____. **Exploring Spatial Data with GeoDa: a Workbook**. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.

_____. Local indicator of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 3, p. 93-115, 1995.

_____. Spatial externalities, spacial multipliers and spacial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, 2003.

_____. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, Netherlands, 1999.

_____. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Kluwer Academic Publishers, 1988.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. A contribuição da pesquisa para convergência e crescimento da renda agropecuária no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 3, p. 719-737, 2009.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: Do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)**. Document de travail - Economie 2004-04, LEG -Laboratoire d'Economie et de Gestion, CNRS UMR 5118, Université de Bourgogne, 2004.

CASTRO, L. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. A convergência espacial da produtividade de soja no Brasil: o caso das regiões Centro-Oeste e Sul. **Espacios**. v. 36, n. 21, 2015.

DARMOFAL, D. Spatial econometrics and political science. In: **Annual Meeting of the Southern Political Science Association**, Atlanta, GA, 2006.

FAVARET FILHO, P.; ORMOND, J. G. P.; PAULA, S. R. L. **Fruticultura brasileira: a busca modelo exportador**. BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n. 9, p. 191-226, 1999. Disponível em:

<http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/bnset/set908.pdf>. Acesso: fev.2014.

FELEMA J.; RAIHER, A. P.; FERREIRA, C. R. Agropecuária Brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. **RESR**, Piracicaba-SP, v. 51, n. 3, p. 555-574, jul./set. 2013, 2013.

FIGUEIRÊDO JUNIOR, H. S. de. Desafios para a cajucultura no Brasil: comportamento da oferta e da demanda da castanha de caju. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 37, n. 4, out.-dez. 2006.

_____. Desafios para a cajucultura no Brasil: análise de competitividade e recomendações para o setor. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, p. 371-394, 2008.

GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. **The Incorporated Statistician**, v. 5, n. 3, p. 115-145, 1954.

GETIS, A.; ORD, J. K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. **Geographical analysis**, v. 24, p. 189-206, 1992.

GOMES, E. C.; FANTINEL, V. D. **O impacto da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações de calçados gaúchos**. Disponível em <http://www.pucrs.br/eventos/eeg/download/Mesa14/O_Impacto_da_Taxa_de_Cambio_e_da_Renda_Mundial_nas_Exportacoes_de_Calcados_Gauchos.pdf>. Acesso em: jan. 2014.

GUANZIROLI, C. E.; SOUZA FILHO, H. M.; FIGUEIREDO, A. M.; VALENTE JUNIOR, S. A. Barreiras às novas formas de coordenação no agrossistema do caju na região nordeste, Brasil. **Revista Gestão & Produção**. São Carlos, v. 17, n. 2, p. 229-244, 2010.

GUANZIROLI, C. E.; SOUZA FILHO, H. M.; VALENTE JUNIOR, A. S. (Coord). **Cadeia produtiva da castanha do caju: estudos da relação do mercado**. Fortaleza: Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura: Banco do Nordeste do Brasil, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Produção Agrícola Municipal – Culturas temporárias e permanentes – Brasil, v. 39, 2012. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Agricola/Producao_Agricola_Municipal_\[anual\]/2012/pam2012.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Agricola/Producao_Agricola_Municipal_[anual]/2012/pam2012.pdf)>. Acesso: 10 set. 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). **Análise da Dinâmica das Exportações de Frutas - 2007 a 2012 - Brasil e Ceará**, Informe – n. 60 - maio de 2013. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/informe/Ipece_Informe_60_17_maio_2013.pdf>. Acesso: 10 set. 2016.

_____. **Evolução das Exportações Cearenses de Castanha de caju: 2007 a 2012**. Disponível em:

<http://www.ipece.ce.gov.br/enfoque/EnfoqueEconomicoN60_07_03_2013.pdf>. Acesso em: 12 set. 2016.

JAEGER, P. **The market for cashew nuts and its relevance to african production (draft)**. [S.l.]: USAID, 1999.

LEITE, L. A. S. **A agroindústria do caju no Brasil: políticas públicas e transformações econômicas**. Fortaleza: EMBRAPA, 1994.

LEITE, L. A. S.; PAULA PESSOA, P. F. A. **Estudo de cadeia produtiva como subsídio a pesquisa e desenvolvimento do agronegócio**. Fortaleza: EMBRAPA-CNPAT, 1996.

LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press, 2009.

MDIC/SECEX. **Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior/ Secretaria de Comércio Exterior**. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br>>. Acesso em: jan. 2014.

MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society B**, v. 10, p. 243-251, 1948.

MOURA, D.; MAGALHÃES, F. C. A castanha de caju no contexto do Programa de Aquisição de Alimentos (PAA). **Revista de Política Agrícola**. Brasília, DF. n. 1 – jan./fev./mar. 2008.

NASSAR, A. M.; MARINO, M. K.; HERRMANN, I. Desafios para a Coordenação do SAG do Caju no Maranhão. In: Seminário Brasileiro da Nova Economia Institucional. Campinas, 2001.

NASSAR, A. M.; MARINO, M. K.; LEITE, L. A. S. Irmãos Fontenele: Liderança na Exportação de Castanha de Caju. In: Seminário Pensa de Agribusiness. São Paulo, 2000.