

WINNIE MOREIRA ALBUQUERQUE¹

ROBERIO TELMO CAMPOS²

VITOR HUGO MIRO COUTO SILVA³

**ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL DE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA APLICADA
À REGIÃO NORDESTE DO BRASIL**

FORTALEZA

2020

¹ Doutoranda em Economia Rural (PPGER/UFC). winniefinancas@gmail.com. (88 98129-5368).

² Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola (DEA/PPGER/UFC). roberiotcampos@gmail.com.

³ Professor Adjunto do Departamento de Economia Agrícola (DEA/PPGER/UFC). vitormiro@gmail.com.

Resumo

Palavras-chave: Produtividade agrícola. β -convergência espacial. Nordeste brasileiro.

Abstract

This research proposes an analysis of agricultural productivity for the geographical microregions of Northeastern Brazil for the period from 1996 to 2017. To obtain the answers to the questions presented here, the spatial analysis methods are applied and spatial econometrics. Of particular relevance to the theory of growth and economic development, the convergence hypothesis characterizes a process according to which, initially, values of a certain variable are unequal between countries, states or regions, but this inequality is reduced over time. Such analysis identifies, in turn, if there is evidence for the existence of absolute and conditional convergence of agricultural productivity, explicitly controlling for spatial effects by subperiods. The empirical results indicated the presence of absolute β -convergence and conditional β -convergence for the Northeast.

the geographical microregions of Northeastern Brazil for the period from 1996 to 2017. To obtain the answers to the questions presented here, the spatial analysis methods are applied and spatial econometrics. Of particular relevance to the theory of growth and economic development, the convergence hypothesis characterizes a process according to which, initially, values of a certain variable are unequal between countries, states or regions, but this inequality is reduced over time. Such analysis identifies, in turn, if there is evidence for the existence of absolute and conditional convergence of agricultural productivity, explicitly controlling for spatial effects by subperiods. The empirical results indicated the presence of absolute β -convergence and conditional β -convergence for the Northeast.

Key words: Agricultural productivity. β -spatial convergence. Brazilian Northeast.

Área 3: Geografia e História Econômica

Classificação JEL: O13; O47; R11.

1. Introdução

A agricultura é um dos pilares da economia brasileira, desde a colonização portuguesa até os dias atuais. Em décadas mais recentes, o setor passou por um processo de intensa modernização, com a mecanização de processos, o aprimoramento das práticas agrícolas e a diversificação da produção. Políticas públicas, investimentos públicos e privados e novas tecnologias permitiram a expansão de áreas agrícolas, da produção e da produtividade, que tornou possível ao Brasil, não apenas melhorar o abastecimento para a população e o agronegócio, mas se firmar como um dos grandes exportadores de produtos agrícolas do mundo. Deste modo, analisar o comportamento da agricultura é de suma importância para o País e suas regiões.

Em virtude da grande dimensão territorial, dos diferentes aspectos climáticos, culturais e socioeconômicos dos estados da região Nordeste do Brasil, torna-se eficaz a análise do progresso do seu setor agrícola como um todo e por microrregiões geográficas, como meio de contribuir positivamente para a literatura ainda escassa. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), essa região é uma das cinco maiores do Brasil, possui 1.554.291,744 km² de área territorial total sendo composta por nove estados. Em função de suas diferentes características físicas, ela se fragmenta em 188 microrregiões, assim distribuídas: Alagoas (13), Bahia (32), Ceará (33), Maranhão (21), Paraíba (23), Piauí (15), Pernambuco (19), Rio Grande do Norte (19) e Sergipe (13).

De acordo com os dados das Contas Regionais do IBGE, o Nordeste foi uma das regiões que mais cresceu em termos de PIB (+3,3% a.a.), no período que compreende os anos de 2002 a 2015. Segundo Leão (2019), entre os estados nordestinos, no período antes aludido, os que mais despontaram em termos de crescimento médio do PIB foram Piauí (+4,8% a.a.), impulsionado pelo crescimento da indústria, Maranhão (+4,5% a.a.), dominado pelos setores da Agropecuária e da Indústria, acompanhado pelo desenvolvimento

do cultivo de soja, Paraíba (+4,1% a.a.), em razão da forte indústria extrativa e Ceará (+3,5% a.a.), motivado pelo subsetor de produção de eletricidade e de gás.

Considerando estes aspectos, e com o intuito de contribuir para melhor entender a estrutura espacial e a trajetória do setor agrícola das microrregiões nordestinas, a presente pesquisa se propõe a analisar a estrutura espacial da produtividade da agricultura no período 1996 a 2017, mensurada por meio da razão entre quantidade produzida (em toneladas) e área plantada (em hectares). Uma forma interessante para avaliar o desempenho agrícola é analisar a trajetória de produtividade desse setor ao longo do tempo, o padrão espacial entre regiões e municípios, e por meio dessa mensuração indagar se a sua evolução apresenta algum tipo de convergência.

Nesse sentido, tem-se como objetivo verificar a estrutura espacial e a trajetória do setor agrícola das microrregiões nordestinas, por meio da produtividade agrícola no período 1996 a 2017, além de testar a hipótese de convergência desta. Com base nos resultados, podem-se fornecer informações que subsidiem a formulações de políticas públicas mais efetivas orientadas para o setor, considerando os mecanismos que possam dinamizar a agricultura e que se constituam em estratégias sustentáveis para aperfeiçoá-la.

2. Referencial Teórico

2.1. A Economia Nordeste

O Nordeste brasileiro é composto por nove estados: Alagoas (AL), Bahia (BA), Ceará (CE), Maranhão (MA), Paraíba (PB), Pernambuco (PE), Piauí (PI), Rio Grande do Norte (RN) e Sergipe (SE), e seu território compreende 1.793 municípios, 42 mesorregiões e 188 microrregiões em uma área de 1.554,3 mil km², correspondentes a 18,3% do território brasileiro, segundo o IBGE. Sua heterogeneidade deriva da imersão de diversas culturas que ao longo dos anos foram se difundindo.

Araújo (1997) destaca como possível agregar o território nordestino em subconjuntos socioeconômicos derivados do processo de ocupação humana e econômica: do Rio Grande do Norte até Alagoas, onde a economia açucareira e a pecuária geravam poderosas oligarquias; do Ceará que era destaque pelo complexo gado-algodão-agricultura de subsistência; do Sergipe à Bahia em que a cana, o cacau e as zonas de combinações agrícolas eram destaques; e do Piauí ao Maranhão que até o final dos anos 1950 era visto como área aberta à expansão da fronteira agrícola regional (SUDENE, 1967).

Historicamente, rotulado como “problemático”, mudanças importantes nas últimas décadas modificaram a realidade da região nordestina. A atual e crescente complexidade da realidade econômica regional permite desvendar uma das mais marcantes características do Nordeste atual: a grande diversidade e a crescente heterogeneidade de suas estruturas econômicas (ARAÚJO, 1997).

O autor dá destaque e atribui como principais fatores as modificações nas últimas décadas da região, como o surgimento do complexo petroquímico de Camaçari (BA), o polo têxtil de Fortaleza (CE), o complexo mineiro-metalúrgico de Carajás (que apesar de se localizar no estado do Pará possui grande influência sobre áreas do Maranhão), o polo agroindustrial de Petrolina-Juazeiro (BA), as áreas de moderna agricultura e grãos do cerrado baiano até o sul de Maranhão e Piauí, o moderno polo de fruticultura com agricultura irrigada no Vale do Açu (RN) e os diversos polos turísticos que se estendem pelo litoral nordestino.

A partir do início do século XIX, com a crise do algodão, proveniente da proliferação do bicudo e das alterações de demanda exterior do produto, a vida da população do semiárido nordestino tornou-se ainda mais difícil, no qual o algodão era representativamente a maior fonte de renda dos pequenos produtores. Diante disso, os produtores se obrigaram a levar ao mercado o escasso excedente da agricultura de sequeiro, em sua maioria, produtora de milho, feijão e mandioca. Araújo (1997) acrescenta que a estratégia brasileira das últimas décadas foi concentrar a expansão da agropecuária em áreas novas (especialmente no Centro-Oeste) e que no Nordeste se assistiu também o grande dinamismo agropecuário e agroindustrial do oeste baiano, do sul do Maranhão e do Piauí.

Os novos polos agrícolas como o oeste baiano, sul do Maranhão e do Piauí, destinados principalmente à produção de soja para atender à demanda externa, têm estabelecidos importantes relações extras regionais, tal qual a produção agroindustrial associada à irrigação no Vale do São Francisco (BA e PE) e no Vale do Açu (RN).

Lima (2012), ao utilizar os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Banco do Nordeste do Brasil (BNB), relata que em 2009 o Produto Interno Bruto (PIB) do Nordeste representava 14,4% do PIB do Brasil, concentrando-se em Bahia (29,4%), Pernambuco (16,8%) e Ceará (14,1%), sendo responsáveis, juntos, por 60,3% do total. Já o Valor Adicionado Bruto (VAB) da Agropecuária ou PIB do setor agropecuário, no mesmo período e região representava 21,1% de toda a produção agropecuária nacional, com destaque para a Bahia (28,2%) e Maranhão (18%), cujos resultados devem-se à consolidação da área do Cerrado como a grande fronteira agrícola da Região.

Os dados mais recentes do IBGE mostram que em 2017 o VAB do Nordeste representou 18,29% da produção agropecuária nacional. A Tabela 1 mostra o Valor Adicionado Bruto da Agropecuária nordestina, em 2017, por estado. Percebe-se que, assim como em 2009, a Bahia se destaca com o maior VAB da região, seguida por Alagoas.

Tabela 1 – Valor Adicionado Bruto (VAB) da agropecuária, por Unidade Geográfica, 2017.

Unidade Geográfica	VAB Agropecuária (R\$ mil)	(%)
Nordeste	55.427.281	100
Maranhão	7.508.658	13,55
Piauí	3.791.625	6,84
Ceará	7.487.618	13,51
Rio Grande do Norte	2.160.568	3,90
Paraíba	2.156.214	3,89
Pernambuco	6.036.386	10,89
Alagoas	8.493.021	15,32
Sergipe	1.966.337	3,55
Bahia	15.826.853	28,55

Fonte: IBGE - Produção Agrícola Municipal (2017).

2.2. Fatores importantes para a análise de produtividade agrícola

A importância de analisar a produtividade da agricultura e as mudanças que esta vem passando, justifica-se por ser um aspecto essencial para se entender o crescimento de longo prazo da agricultura (GASQUES *et al.*, 2004). Com base nos Censos Agropecuários de 1970 a 2006, os autores atribuíram o aumento da produtividade agrícola brasileira a alguns pilares como a qualificação da mão de obra ocupada na agricultura, o aumento do número de máquinas e equipamentos, o aumento dos gastos em pesquisa, o crescimento dos subsídios ao crédito rural e a adoção da tecnologia em escala cada vez maior. Evidenciaram que houve crescimento de 243% do produto da agricultura em contraponto ao avanço de 53% no uso de insumos, mostrando que o crescimento da agricultura brasileira foi resultado da evolução da produtividade.

Gasques *et al.* (2004), ao analisarem os condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira, no período de 1975 a 2002, utilizaram os fatores terra, pessoal ocupado, máquinas agrícolas automotrizes e uso de fertilizantes e defensivos agrícolas para estimar um índice agregado de insumos. Os resultados apontaram que o crescimento anual médio do índice de produto está associado a acréscimos da Produtividade Total dos Fatores (PTF), em que a terra é pontada como principal responsável para tal. Para os autores, o desempenho da PTF, que mede a relação entre o produto total e o insumo total, é reflexo das elevadas taxas de crescimento da produtividade de mão-de-obra, terra e capital.

Outro ponto importante dos resultados de Gasques *et al.* (2004) diz respeito aos impactos positivos causados com gastos em pesquisa e crédito rural sobre a PTF, em que a variação de 1% nos gastos e em crédito rural causou impactos imediatos da ordem de 0,17% e 0,06% na Produtividade Total dos Fatores, respectivamente. No entendimento de Rezende (2006), com o subsídio do capital, a tecnologia tomou o poder de intensificar a mecanização e facilitar a ocupação de novas áreas como o Cerrado, enquanto a legislação trabalhista e agrária elevou os custos com mão de obra. Desta forma, observou que a produtividade agrícola cresceu cada vez mais à luz do capital e da terra e cada vez menos pela ocupação de mão de obra.

Gasques *et al.* (2018) mostram que o produto agropecuário brasileiro quadruplicou no período de 1975 a 2016 e que esse relevante aumento foi resultante de muitas transformações ocorridas durante as últimas quatro décadas, tais como a abertura econômica brasileira, na década de 1980, a criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), maior utilização de fertilizantes, que têm amenizado as

perdas de produto, mudanças na forma de o governo atuar no crédito rural e outras políticas públicas voltadas para o setor.

No tocante ao uso de insumos, Gasques *et al.* (2018) relatam que no período de 1970 a 1980 a terra foi o principal fator de crescimento do produto agropecuário e que, a partir dos anos 1980, até a atualidade, o capital passou a ser o principal fator de crescimento da agricultura brasileira.

Para Bragagnolo e Barros (2015), aumentos da Produtividade Total dos Fatores causaram leve redução do trabalho agrícola, isto porque as inovações tecnológicas empregadas na agricultura por meio de instrumentos como máquinas e tratores, colaboraram para o não crescimento do quantitativo de mão de obra na agricultura brasileira. Por sua vez, as elevações na PTF causaram aumento na área plantada e no emprego de capital. Logo, sugeriram que a modernização da agricultura nas últimas décadas exerceu influência na fronteira agrícola e permitiu a exploração de novas áreas (BRAGAGNOLO; BARROS, 2015).

2.3. Análises Espaciais e de Convergência da Agropecuária

De acordo com Anselin (1996), a econometria convencional não apresenta ferramentas teóricas suficientes para explicar problemas que ocorrem no espaço, como os efeitos espaciais de especificação, na estimação e no teste de hipótese e previsão de modelos que utilizam dados cross-section ou com painel de dados. Para superar tal limitação, a econometria espacial lida com os efeitos provocados pela autocorrelação espacial e, também, pela heterogeneidade espacial, ou estrutura espacial para esses tipos de dados.

A existência ou não desses efeitos pode ser detectada por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), fundamentada no Índice de Moran que identifica a coincidência de valores similares em regiões vizinhas em termos globais, e o indicador local de associação espacial (local indicator of spatial association – Lisa), que detecta a dependência espacial em nível local (ANSELIN, 1996).

Portanto, a AEDE mostra-se aderente à tomada de decisão quanto à alocação de recursos nas atividades produtivas e, ainda, fornece suporte analítico para construção de políticas, planos e projetos de desenvolvimento para regiões. Associada a isso, está a relevância em caracterizar a trajetória comportamental dessas atividades e detectar características e/ou variáveis que as fazem entrar em um processo de convergência.

Solow (1956) iniciou seus estudos sobre convergência propondo um modelo que indicava se as taxas de crescimento da renda per capita de diferentes regiões/países tendiam ao equilíbrio em longo prazo, denominado pelo autor de estado estacionário e, em se confirmando a hipótese, as regiões mais pobres deveriam crescer em taxas maiores que as mais ricas.

Nesse contexto, Lopes (2004) afirma que a convergência é um processo em que uma mesma variável apresenta diferentes valores para diferentes regiões (municípios, estados, países) e que, ao longo dos anos, essa diferença se reduz por motivos variados, como a difusão de tecnologia e a retirada de obstáculos ao crescimento da produção, destacados pela autora. Estudos mostram, por exemplo, que a convergência de renda pode ser entendida como a tendência para uma redução das diferenças de rendimentos em nível mundial (FAGERBERG; GODINHO, 2003).

Barro e Sala-i-Martin (1990), seguindo uma função de produção que incorpora inovação tecnológica, a partir do modelo de Solow (1956), desenvolveram uma expressão algébrica para medir vários tipos de convergência (α , β), procurando destacar diferenças e similaridades, que até então haviam sido ilustradas apenas graficamente. Segundo os autores, a β -convergência caracteriza uma correlação negativa entre crescimento da renda per capita e o logaritmo da renda per capita inicial, indicando convergência absoluta e/ou condicional entre as economias. Já a α -convergência analisa a redução da dispersão da renda per capita das regiões no período de estudo.

Baumol (1986) empregou a Equação (1), a seguir, para analisar um suposto processo de convergência de renda para 16 países industrializados no período de 1870 a 1979:

$$\frac{1}{T} \left[\ln \left(\frac{y}{n} \right)_{i,t} - \ln \left(\frac{y}{n} \right)_{i,t-1} \right] = \alpha + \beta \ln \left(\frac{y}{n} \right)_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que t é o tempo, $\ln(y/n)$ é o logaritmo da renda per capita, ε é o termo de erro e i é o termo indexador para os países. Se existir convergência absoluta, o β deverá ser estatisticamente significativo e apresentar sinal negativo. A convergência de renda tem implicações relevantes sobre o processo de

crescimento e desenvolvimento de diferentes regiões e a relação econômica entre elas, bem como sobre a atuação das políticas públicas nesse processo (FREITAS; ALMEIDA, 2015).

Os estudos sobre convergência passaram a incorporar o método da análise espacial com o objetivo de se tornarem cada vez mais próximos da realidade. De acordo com Magalhães *et al.* (2005), a análise econômica está cada vez mais focada em questões relacionadas à dimensão espacial dos problemas, sendo uma característica importante quando a atenção é direcionada à convergência da produtividade regional.

Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) ao investigarem sobre a convergência espacial da produtividade agrícola nas microrregiões brasileiras, entre os anos de 1991 e 2003, utilizaram a análise econométrica com a incorporação dos chamados efeitos espaciais, inferiram sobre a importância da agricultura para o crescimento econômico, que tende a ser desigual para as diferentes regiões do país, e chegaram à conclusão de que existem evidências em favor da convergência da produtividade.

Ao analisar dados de produção agrícola, Almeida (2012) concluiu que a autocorrelação ou dependência espacial pode ser ocasionada pelo processo de difusão de práticas/tecnologias agrícolas, cujos efeitos podem ser notados nos locais vizinhos de uma unidade espacial analisada. Em estudos que tratam da convergência da produtividade agrícola, é relevante conhecer a dependência espacial, ou seja, de que maneira e em que nível um local é dependente dos resultados de locais vizinhos.

Com o objetivo de analisar a evolução da produtividade da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil, Raiher *et al.* (2016) confirmaram a hipótese segundo a qual a distribuição espacial da produtividade da terra não é aleatória e, portanto, estimaram um modelo de convergência utilizando técnicas da econometria espacial. Os resultados obtidos apontaram para hipótese de convergência absoluta e condicional da produtividade da agropecuária.

Diante dos estudos expostos realizados, o trabalho que se desenha busca trazer contribuições para o debate sobre a convergência da produtividade agrícola no Nordeste brasileiro. A relevância prende-se ao fato de, principalmente, se poder focar a análise desta variável para cada microrregião nordestina, até então não realizada, e em razão da técnica de econometria espacial possibilitar incluir na análise as características espaciais das microrregiões.

4. Metodologia

A análise empírica realizada neste trabalho adota um conjunto de métodos de análise estatística espacial, com o objetivo de compreender os padrões de associação entre variáveis estudadas. Inicialmente, aplica-se o conjunto de técnicas estatísticas conhecido como Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para identificar padrões espaciais tais como aglomerações/clusters. Após a aplicação da AEDE, o presente estudo propõe-se analisar as convergências absoluta e condicional das produtividades agrícolas médias, controlando-se os seus efeitos espaciais. O objetivo é verificar a evolução da produtividade agrícola em perspectiva regional.

4.1. Base de dados

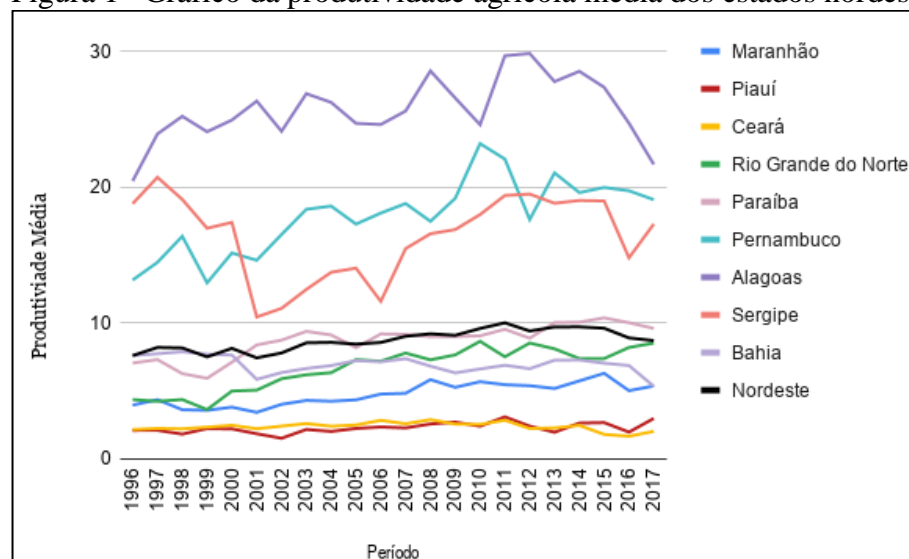
Diante do objetivo de se analisar espacialmente a produtividade agrícola das microrregiões geográficas do Nordeste brasileiro, faz-se necessário a utilização da técnica chamada de econometria espacial. Para a aplicação deste tipo de análise, é imprescindível o levantamento de dados para todas as microrregiões, pois a ausência dos mesmos pode ocasionar graves problemas. Por conseguinte, o primeiro passo foi verificar a disponibilidade das variáveis: produção agrícola total e a área plantada total de todas as microrregiões durante todo o período a ser observado (1996 a 2017). Após constatar a disponibilidade da Produção Agrícola Municipal (PAM), por meio do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), a variável produtividade foi criada por intermédio da seguinte razão:

$$P = \frac{\text{produção agrícola total}}{\text{área plantada total}} \quad (2)$$

A Figura 1 mostra a evolução nas últimas duas décadas da produtividade agrícola média das microrregiões geográficas nordestinas e da Região como um todo. É possível notar que apenas três estados se mantiveram bastante acima da média nordestina, sendo eles Alagoas, Pernambuco e Sergipe. Os estados da Bahia, Paraíba e Rio Grande do Norte são os estados que mais se assemelham à trajetória média da Região. Os que obtiveram resultados mais abaixo da média foram Maranhão, Ceará e Piauí. Já a Tabela 2

traz algumas medidas de dispersão da produtividade agrícola de 2017 com respeito às microrregiões por Estado.

Figura 1– Gráfico da produtividade agrícola média dos estados nordestinos (1996-2017)



Fonte: Elaboração própria segundo a Pesquisa Agrícola Municipal (PAM).

Tabela 2 – Estatística descritiva da produtividade agrícola média das microrregiões por estado

Unidade Geográfica	Média	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Nordeste	8,71	51,98	0,13	13,57
Maranhão	5,38	25,46	2,71	4,78
Piauí	2,99	17,81	0,14	4,25
Ceará	2,04	9,80	0,25	2,00
Rio Grande do Norte	8,53	51,98	0,34	12,50
Paraíba	9,61	46,67	0,13	16,74
Pernambuco	19,08	48,65	0,36	20,19
Alagoas	21,68	50,67	0,27	21,73
Sergipe	17,29	40,07	4,64	14,00
Bahia	5,35	39,08	0,48	7,61

Fonte: Elaboração própria segundo a Pesquisa Agrícola Municipal (PAM, 2017).

O Maranhão apresentou baixo desvio padrão, pois apenas uma microrregião, Coelho Neto, obteve produtividade (25,46) muito superior à média, devido à grande produção de cana de açúcar e de soja. O mesmo acontece com Piauí, apenas a microrregião de Teresina (17,81) ficou muito acima da média, devido à grande produção de cana de açúcar. E também no Ceará, que mostrou a menor produtividade média e o menor desvio padrão, apenas a região de Ibiapaba (9,80) se destacou, principalmente pela produção de cana de açúcar, tomate e maracujá.

No Rio Grande do Norte, quatro regiões mostraram produtividades muito acima da média: Litoral Sul (51,98), pela altíssima produção de cana de açúcar; Litoral Nordeste (22,85), pela grande produção de cana de açúcar e de banana; Macaíba (20,79) por produzir também muita cana de açúcar; e Vale do Açu (15,68) por produzir muita banana. Assim como na Paraíba, em que também quatro microrregiões obtiveram as maiores produtividades: Litoral Sul (46,67), Sapé (44,77), João Pessoa (44,06) e Litoral Norte (42,99), resultado da enorme produção de cana de açúcar em ambos e da grande produção de abacaxi na última.

Alagoas, Pernambuco e Sergipe foram os estados com maiores produtividades agrícolas resultantes do maior número de microrregiões com produções muito acima da média graças à produção de cana de açúcar. Em Alagoas os destaques foram: Maceió (50,67), Mata Alagoana (45,84), Serrana dos Quilombos (45,13), Penedo (43,82), São Miguel dos Campos (43,78) e Litoral Norte Alagoano (33,16). Por sua vez, em Pernambuco, os maiores produtores foram: Mata Setentrional Pernambucana (48,65), Recife (47,11),

Itamaracá (45,71), Suape (44,94), Vitória de Santo Antão (43,40) e Mata Meridional Pernambucana (39,11). Já em Sergipe foram: Baixo Cotinguiba (40,07), Aracaju (40,01), Cotinguiba (39,25) e Japarutuba (26,37).

A Bahia, apontado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) como o estado nordestino com maior contribuição sob o Valor Adicionado Bruto (VAB) da Agropecuária nordestina, mostrou a soberania de duas microrregiões produtoras: Juazeiro (39,07) resultante da grande produção de cana de açúcar e de manga; e Porto Seguro (23,94) devido à enorme produção de cana de açúcar e mamão.

Tomando-se como base a seção 2.3, em que se discutem os fatores importantes para a análise de produtividade agrícola, e considerando a escassez de informações atualizadas para a aplicação do modelo de convergência condicional, definiram-se algumas variáveis de controle (Tabela 3) como representantes dos fatores de produção a partir dos censos agropecuários de 1996, 2006 e 2017. Assume-se que tais fatores possam representar capital humano e capital físico no modelo, tomando-se por base a Teoria de Crescimento Endógeno.

Tabela 3 – Variáveis utilizadas no modelo de convergência condicional

	Identificador	Definição
Variável Dependente		
Produtividade agrícola	P	$\frac{\textit{quantidade produzida (t)}}{\textit{área plantada (ha)}}$
Variáveis Explicativas		
Assistência técnica	Assistec	$\frac{\textit{n}^\circ \textit{de estabelecimentos com assis}}{\textit{área explorada}}$
Área explorada	Area	área explorada (ha)
Mão de obra por	MDO	$\frac{\textit{n}^\circ \textit{de pessoas ocupadas}}{\textit{área explora (ha)}}$
Número de tratores por hectares	Tratores	$\frac{\textit{n}^\circ \textit{de tratores}}{\textit{área explorada (ha)}}$

Fonte: Elaboração própria.

Em razão da escassez de informações complementares que pudessem explicar a trajetória de convergência condicional, os períodos verificados foram menores (3) e mais longos (1996-2006, 2006-2017 e 1996-2017), pois os censos agropecuários são realizados a cada 10 anos no País. Para a verificação de convergência absoluta, optou-se em aumentar o número de subperíodos observados (1996-2002, 2003-2007, 2008-2012, 2013-2017 e 1996-2017) contemplando menos observações em cada período, para se averiguar com mais especificidade o comportamento de sua trajetória, pois se torna possível pela disponibilidade anual dos dados por meio da Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM).

4.2 Especificação do Modelo Espacial

4.2.1 Matrizes de Ponderação Espacial

Inicialmente, define-se uma matriz de ponderação espacial (W), quadrada de dimensão n por n , para refletir as interações do arranjo espacial do fenômeno a ser estudado. Cada conexão entre duas regiões é representada por uma célula dessa matriz, sendo denominada de peso espacial. Os pesos espaciais w_{ij} representam o grau de conexão entre as regiões segundo algum critério de proximidade, mostrando a influência da região j sobre a região i . Esse grau de conexão pode ser classificado de acordo com o grau de vizinhança baseada na contiguidade, de distância geográfica ou se apoia em critérios socioeconômicos⁴.

Neste trabalho, as matrizes testadas baseiam-se nos critérios de contiguidade, em que a matriz de pesos espaciais binários pode ser construída conforme a ideia de que duas regiões são vizinhas, caso elas partilhem de uma fronteira física comum, partindo-se do pressuposto que duas regiões contíguas possuem uma maior interação espacial (ALMEIDA, 2012), pois a ideia que se tem, segundo a Primeira Lei da Geografia, é que lugares mais próximos tenham uma maior interação espacial. Dessa forma, para ambos os critérios, atribui-se valor unitário na matriz a duas regiões vizinhas e valor nulo caso contrário. Formalmente:

⁴ Nas matrizes socioeconômicas, por exemplo, é possível expressar a similaridade/dissimilaridade entre regiões pela diferença da composição demográfica, diferenças de indicadores sociais ou econômicos (ALMEIDA, 2012).

$$w_{ij} = \{1 \text{ se } i \text{ e } j \text{ são contíguos}; 0 \text{ se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos}\}$$

O problema está em como se define o conceito de fronteira geográfica por intermédio da observação de um mapa, que contém erros de medida por representar abstratamente a real configuração geográfica. Levando-se em conta esses erros e tomando como referência os movimentos de peças num tabuleiro de xadrez, a contiguidade é dita como rainha (do inglês, *Queen*) caso além das fronteiras com extensões diferentes de zero forem considerados os vértices como contíguos na visualização de um mapa. E será considerada como torre (do inglês, *Rook*) caso apenas as fronteiras físicas com extensões diferentes de zero entre as regiões sejam levadas em conta.

4.2.2 Índice de Moran

A estatística I de Moran é utilizada para identificar a existência de padrões espaciais de interação. Tal ferramenta testará a autocorrelação espacial global entre observações que têm grau de vizinhança especificado pela matriz de pesos espaciais (W). O índice é formalmente definido como:

$$I = \frac{n}{W} \left[\frac{\sum_i \sum_j^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \right] \text{ para } i \neq j \quad (3)$$

Em que: n é o número de observações, W é a soma dos ponderadores da matriz, w_{ij} é o elemento na matriz de vizinhança para o par i e j , z_i e z_j são desvios em relação à média ($z_i - z$), ($z_j - z$) e z é a média.

O Índice de Moran fornece três informações: a significância estatística informa se os dados estão distribuídos aleatoriamente ou não; o sinal positivo da estatística Índice de Moran, desde que significativo, indica autocorrelação espacial positiva, revelando similaridade entre os valores do atributo estudado e de sua localização espacial, ou seja, a autocorrelação positiva mostra que altos valores da variável em análise tendem a estar rodeados por altos valores desta em regiões vizinhas.

O sinal negativo, por sua vez significativo, também indica a concentração nas regiões, mas com valores dissimilares, ou seja, que altos valores da variável tendem a ser rodeados por baixos valores e vice-versa. A magnitude da estatística mostra a força de autocorrelação espacial, pois quanto mais próximo de 1 ou -1 mais forte será a autocorrelação e quanto mais próximo de zero, mais dispersos estarão os dados (ALMEIDA, 2012). Ou seja, a interpretação é similar à do teste de correlação de Pearson: 0 indica inexistência de autocorrelação espacial, 1 indica autocorrelação positiva perfeita e -1 autocorrelação negativa perfeita.

O Índice será calculado para identificar a existência de dependência espacial significativa nas variáveis dependentes das regressões. Serão utilizadas as matrizes de contiguidade tipo Queen e Rook de primeira ordem.

4.2.3 Autocorrelação Espacial Local

Do ponto de vista estatístico, a análise global da dependência espacial pode distorcer os resultados em nível local, pois embora o comportamento geral da variável analisada possa ser relevante sob uma perspectiva estatística, esta esconde algumas particularidades presentes em determinadas localizações do conjunto geográfico considerado.

Desta forma, as análises territoriais normalmente estão mais direcionadas para identificar o comportamento local, juntamente com identificação das características próprias de cada espaço analisado. Assim, o método estatístico Indicador Local de Associação Espacial (LISA), proposto por Anselin (1996), será utilizado para verificar a autocorrelação espacial local, o qual utiliza o Índice de Moran para identificar padrões locais de autocorrelação espaciais estatisticamente significativos.

O mapa de LISA, denominado por Anselin (1996) de "*LISA MAP*", univariado faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação, em que, basicamente, identifica quatro padrões de agrupamentos, são eles:

- a) Alto-Alto (AA): alto nível de produtividade que se localiza perto de alto nível de produtividade;
- b) Alto-Baixo (AB): alto nível de produtividade que se localiza perto de baixo nível de produtividade;
- c) Baixo-Baixo (BB): baixo nível de produtividade que se localiza perto de baixo nível de produtividade;

d) Baixo-Alto (BA): baixo nível de produtividade que se localiza perto de alto nível de produtividade.

O coeficiente I_i de Moran local observado para a região i , pode ser expresso pela equação:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^j W_{ij} Z_j, \text{ para } i \neq j \quad (4)$$

Em que: I_i abrange os vizinhos da observação i , definidos conforme uma matriz de pesos espaciais. Assim, para que I_i seja um indicador LISA é necessário que o somatório dos indicadores locais seja equivalente ao indicador global correspondente, de acordo com um fator de proporcionalidade (ANSELIN, 1996).

Por sua vez, o Índice de Moran local bivariado que investiga a existência ou não de autocorrelação espacial em um contexto bivariado, por exemplo, pode ser interessante para analisar se uma elevada taxa de crescimento da produtividade agrícola de certa região está associada a baixos níveis de produtividade inicial ou a altos níveis de capital físico.

A interpretação intuitiva do Índice de Moran bivariado é a seguinte: i) um valor positivo de I sugere que altos valores da variável z_1 estão associados a altos valores da variável z_2 nas regiões vizinhas; e, ii) um valor negativo de I indica que altos valores da variável z_1 estão associados a baixos valores de z_2 nas regiões vizinhas. Para isso, pode-se calcular a estatística I de Moran para duas variáveis diferentes padronizadas (z_1 e z_2), da seguinte forma:

$$I = \frac{n \sum z_1 z_2}{S_0 \sum z_1^2} \quad (5)$$

4.2.4 Convergência Espacial

A hipótese de convergência possui um significado relevante para a teoria do crescimento e desenvolvimento econômico. A convergência de uma variável (como a renda, produtividade ou algum outro indicador de interesse) caracteriza um processo segundo o qual, inicialmente, valores desta variável são desiguais entre países, estados ou regiões, mas essa desigualdade se reduz ao longo do tempo. A redução da desigualdade se dará pelo aumento dos níveis da variável nas localidades ou regiões menos desenvolvidas em taxas superiores às das localidades ou regiões mais desenvolvidas.

Em estudos sobre produtividade agrícola, uma questão natural a ser tratada é a possibilidade das microrregiões com menores produtividades alcançarem os níveis das microrregiões mais produtivas. Para testar tal hipótese, serão utilizados os conceitos de β -Convergência, que se dividem em Absoluta e Condicional.

4.2.4.1 Convergência Absoluta

Os modelos de crescimento neoclássicos assumem a presença de progresso tecnológico exógeno e constante, bem como retornos marginais decrescentes. Sob essas perspectivas, a economia tenderia para um único estado estacionário e as mudanças tecnológicas seriam determinantes do crescimento em longo prazo. Portanto, economias com produtividades iniciais mais baixas apresentariam uma taxa de crescimento mais alta, segundo os conceitos de convergência absoluta.

Com a finalidade de captar questões inerentes a efeitos de transbordamento entre as regiões, deve-se considerar explicitamente componentes espaciais em sua forma funcional. Portanto, os modelos tradicionais de regressão linear, que não levam em consideração os efeitos espaciais (autocorrelação e heterogeneidade espaciais), não devem ser estimados por intermédio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois as estimativas serão inconsistentes e/ou ineficientes. Assim sendo, ao se estimar o modelo de β -convergência por MQO, busca-se apenas identificar, por meio do teste dos Multiplicadores de Lagrange, qual é a melhor maneira de se estimar a Equação, dada como:

$$\ln \left(\frac{P_t}{P_{t-n}} \right) = \alpha + \beta \ln (P_{t-n}) + u_i \quad (6)$$

Em que:

$\ln \left(\frac{P_t}{P_{t-n}} \right)$ é o logaritmo natural da razão entre a produtividade entre dois anos em análise (por exemplo, produtividade em 2017 e produtividade média em 2003); $\beta \ln (P_{t-n})$ é o logaritmo natural da produtividade média no período inicial; e, u_i é o termo de erro.

Segundo Barro e Sala-i-Martin (1990), para que haja convergência de renda entre as economias é necessário que o β seja negativo, ou seja, é necessário que haja uma correlação negativa entre a renda *per capita* inicial de uma região com a sua taxa de crescimento.

4.2.4.2 Convergência Condicional

Segundo o critério da convergência condicional, as convergências dos padrões de vida e do progresso tecnológico não seriam inevitáveis, mas seriam condicionais aos atributos de cada economia. De acordo com este conceito, as regiões mais produtivas poderiam continuar crescendo a taxas mais elevadas, sugerindo a possibilidade de divergência de produtividade. Entretanto, caso as características das regiões fossem semelhantes, elas convergiriam, em longo prazo, para níveis idênticos.

Assim, as Novas Teorias de Crescimento, como a Teoria de Crescimento Endógeno, por exemplo, analisam a presença ou não de convergência condicional da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(P_{t-n}) + X_{t-n}\theta + u_i \quad (7)$$

Em que:

$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-n}}\right)$ representa a variável dependente (taxa de crescimento da produtividade média agrícola); $\ln(P_{t-n})$ a variável explicativa relativa à produtividade média agrícola inicial; X_{t-n} representa a matriz das variáveis de controle (capital humano e capital físico); u_i é o termo de erro aleatório; α representa a constante; β indica o parâmetro que acompanha a variável P_{t-n} ; e, θ é um vetor de coeficientes relativo à matriz de variáveis X_{t-n} .

Nesse modelo, um valor negativo para β indica a existência de convergência condicional, ou seja, a economia, de acordo com as suas características, está caminhando para o seu próprio estado estacionário. Assim, pode-se dizer que as economias convergem em produtividade agrícola desde que possuam parâmetros idênticos e que crescem mais rapidamente quanto maior fosse a sua distância em relação ao seu estado estacionário (GROLLI *et al.*, 2006).

4.2.5 Modelos Espaciais

4.2.5.1 Modelo Autorregressivo Espacial (SAR)

Um dos modelos mais utilizados para modelagem espacial é o Modelo Autorregressivo Espacial (do inglês, *Spatial Autorregressive Model*⁵²), ou simplesmente modelo SAR. Tal mecanismo tem como ideia principal incluir um termo de defasagem (em inglês, *lag*) nos regressores da equação, assim como é feito nos modelos Autorregressivos (AR) em séries temporais. Na sua forma mais simples, o modelo SAR tem a expressão:

$$y = \rho W y + \varepsilon \quad (8)$$

Em que:

y é um vetor coluna, contendo n observações na amostra para a variável resposta; o coeficiente escalar ρ corresponde ao parâmetro autorregressivo, esse parâmetro interpreta-se como o efeito médio da variável dependente relativamente à vizinhança espacial na região em questão; o termo ε corresponde aos resíduos da equação; e, W representa a matriz de pesos espaciais.

Dentre as sugestões para a estimação do coeficiente ρ , uma delas é utilizar o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). No entanto, sabe-se que o estimador de MQO é inconsistente ao relacionar o vetor de covariáveis (variáveis do lado direito da equação) com o resíduo da regressão.

O modelo SAR estendido para incorporar variáveis exógenas no lado direito da equação, apresenta a seguinte expressão:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (9)$$

Em que:

ρ é o parâmetro autorregressivo; W a matriz de vizinhança; X são variáveis independentes; e, ε um termo aleatório de erro normalmente distribuído.

Quando ρ é positivo há indicação de autocorrelação positiva; quando ρ é negativo, a interpretação é de que há autocorrelação negativa.

Desse modo, incluindo à Equação (6), na fórmula funcional do modelo SAR, tem-se:

^{52 e 3} Ver Anselin (1988) e Lesage e Pace (2008).

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-n}}\right) = \rho W \left[\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-n}}\right) \right] + \alpha + \beta \ln(P_{t-n}) + \varepsilon_i \quad (10)$$

4.2.5.2 Modelo de Erros Espaciais (SEM)

Os modelos SEM (do inglês, *Spatial Error Models*⁶) possuem a seguinte especificação:

$$y = X\beta + u \quad (11)$$

Em que os erros da equação observada possuem uma estrutura autorregressiva da forma:

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (12)$$

O vetor de erros ε possui distribuição normal multivariada e média nula. O coeficiente escalar λ indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada. Mais especificamente, esse parâmetro mensura o efeito médio dos erros dos vizinhos em relação ao erro da região em questão. Note-se que, ao contrário dos modelos SAR, os modelos SEM não apresentam a variável dependente como uma função direta dos seus *lags* espaciais, mas sim autocorrelação espacial nos termos de erro.

Substituindo a Equação (15) na Equação (6), obtém-se a fórmula funcional do modelo SEM para o presente estudo:

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(P_{t-n}) + (I - \lambda W)\varepsilon_i \quad (13)$$

4.2.5.3 Modelo Autorregressivo Espacial e Média Móvel (SARMA)

Os modelos SEM e SAR podem ser combinados em uma especificação mais geral por intermédio do modelo SARMA (do inglês, *Spatial Autorregressive and Moving Average*) que tem a seguinte especificação:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}\varepsilon \quad (14)$$

Em que, segundo Albuquerque *et al.* (2008), ε possui distribuição normal multivariada com média nula e covariância $\sigma^2 I$. Portanto, o vetor de variável dependente y possui distribuição normal multivariada com média condicional $E[y|X] = X\beta$ e matriz de variância condicional $\Sigma_{y|X} = \sigma^2(I - \lambda W)^{-1}[(I - \lambda W)^{-1}]^T$.

Substituindo a Equação (17) na Equação (6), obtém-se a expressão funcional do modelo SARMA:

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(P_{t-n}) + (I - \lambda W)^{-1}\varepsilon_i \quad (15)$$

5. Resultados

5.1. Análise do Índice de Moran

Segundo o critério de Baumont (2004), as significâncias das matrizes de pesos devem ser analisadas fazendo um paralelo entre as variáveis dependentes em estudo. Desse modo, a Tabela 4 mostra que os melhores resultados estão nas matrizes de contiguidade *Rook* de ordem 1, as quais mostram maiores índices de Moran significativos para todos os períodos em análise. Portanto, os resultados, a partir de agora, foram modelados seguindo a melhor opção mostrada da matriz de ponderação espacial.

Tabela 4 – Índice de Moran da produtividade agrícola total das microrregiões por subperíodos

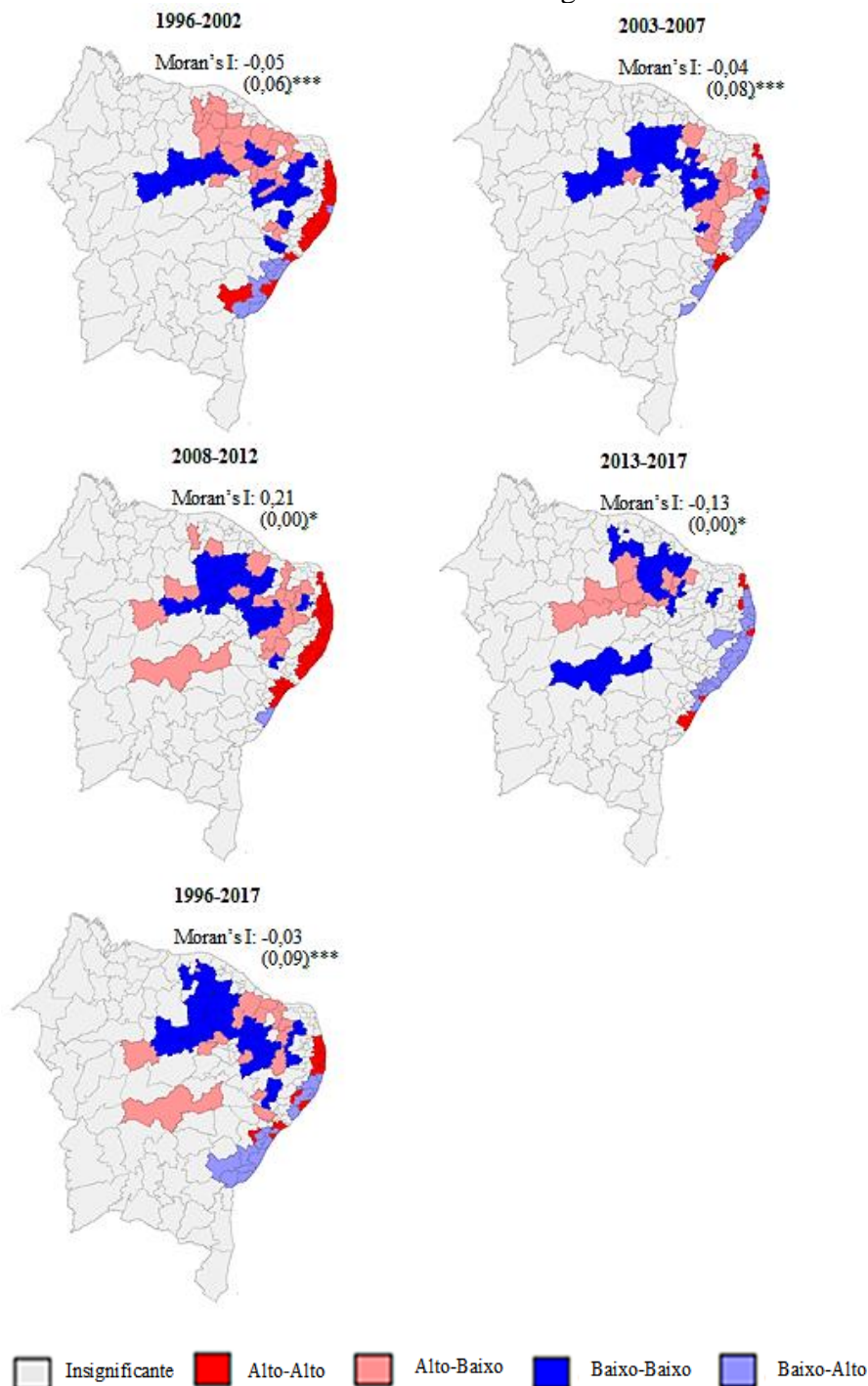
W	Subperíodos para Análise Absoluta					Subperíodos para Análise Condicional		
	1996-2002	2003-2007	2008-2012	2013-2017	1996-2017	1996-2006	2006-2017	1996-2017
Queen	0,295	0,277	0,293	0,279	0,293	0,309	0,320	0,293
p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Rook	0,297	0,279	0,293	0,282	0,295	0,311	0,321	0,295
p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria.

5.2. Análise de Autocorrelação Espacial

A Figura 2 apresenta os mapas de *clusters* LISA bivariados (BiLISAs) para a taxa de crescimento da produtividade total agrícola e a produtividade agrícola total inicial nos subperíodos da análise de convergência absoluta.

Figura 2 – BiLISAs para a taxa de crescimento da produtividade total agrícola e a produtividade agrícola total inicial das microrregiões do Nordeste por subperíodos



Fonte: Elaboração própria.

Legenda: *= 1% de significância, ***= 10% de significância.

A existência da dependência espacial entre taxa de crescimento da produtividade total agrícola e a produtividade agrícola total inicial, é verificada pela significância estatística em todos subperíodos analisados. O sinal positivo do Índice de Moran (em 2008-2012) revela que a produtividade está concentrada ao longo do território do Nordeste. Já em 1996-2002, 2003-2007, 2013-2017 e 1996-2017, o

sinal negativo mostra que a produtividade agrícola não está concentrada ao longo do território, mas possui alguns pontos de aglomeração (*clusters*).

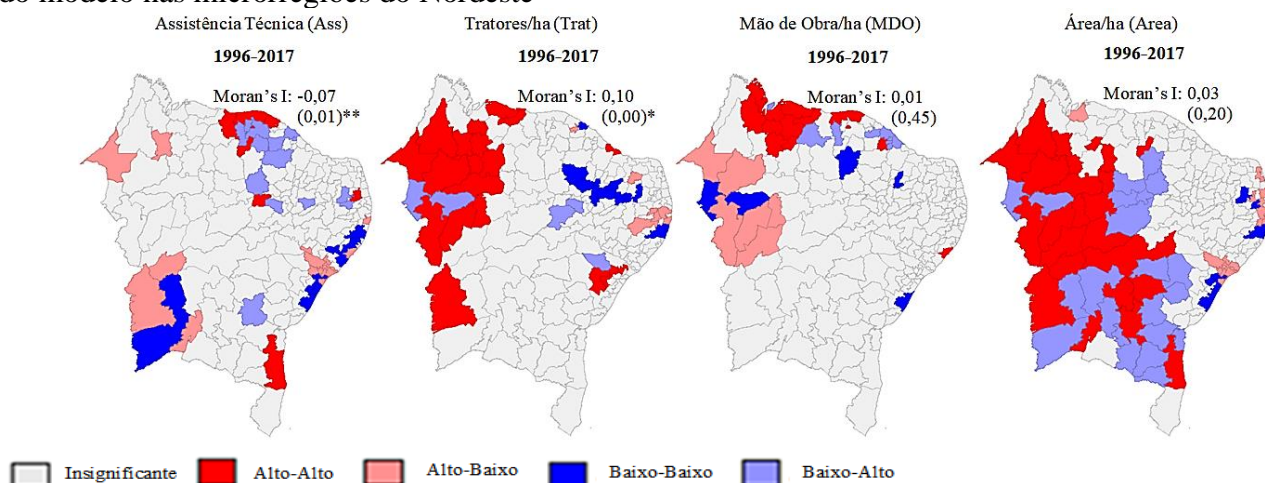
Cabe destacar que a correlação negativa existente entre essas variáveis é um indício de que há um processo de convergência absoluta de produtividade, ou seja, a hipótese é de que, ao longo do período, há uma tendência de redução das desigualdades entre a produtividade das microrregiões nordestinas. Significa ainda que microrregiões com altas produtividades agrícolas no período inicial possuem vizinhos com baixas taxas de crescimento e vice-versa.

Analisando-se o comportamento dos agrupamentos da última figura, que representa o período completo (1996-2017), percebe-se que a alta produtividade ou Alto-Alto (AA) está concentrada em todos os períodos nas microrregiões litorâneas dos estados de Rio Grande do Norte (Litoral Norte), Paraíba (João Pessoa, Sapé), Pernambuco (Itamaracá, Litoral Sul, Mata Setentrional Pernambucana, Recife, Vitória de Santo Antão), Alagoas (Maceió, Serrana dos Quilombos), Sergipe (Cotinguiba, Aracajú, Japarutuba).

Também foram identificadas várias microrregiões de alta produtividade cercadas por microrregiões de baixa produtividade, como Baixo Jaguaribe (CE), Chapada do Araripe (CE), Várzea Alegre (CE), Médio Jaguaribe (CE), Chapada do Apodi (RN), Mossoró (RN), Vale do Açu (RN), Serra de Santana (RN), Seridó Oriental (RN), Cariri Ocidental (PB), Itaporanga (PB), Floriano (PI), Serrana do Sertão Alagoano (AL), Sergipana do Sertão do São Francisco (SE) e Juazeiro (BA). A maior parte das áreas detectadas são *clusters* baixa produtividade (Baixo-Baixo ou BB), principalmente nos estado de Ceará, Piauí e Paraíba.

A Figura 3 mostra os LISA MAPs bivariados entre as taxas de crescimento da produtividade total agrícola e das variáveis explicativas para o modelo em que se analisa a convergência condicional.

Figura 3 – BiLISAs para a taxa de crescimento da produtividade total agrícola e as variáveis explicativas do modelo nas microrregiões do Nordeste



Fonte: Elaboração própria.

Legenda: *= 1% de significância, **=5% e ***= 10% de significância.

Em razão da significância do Índice de Moran para Assistência Técnica (Assistec) e Tratores (Tratores), pode-se observar que existe autocorrelação espacial entre a taxa de crescimento da produtividade total agrícola da microrregião com as taxas de crescimento de tais variáveis explicativas das suas vizinhas. O contrário acontece com Mão de Obra (MDO) e Área Explorada (Area), que se mostrou insignificante quando analisada isoladamente, portanto, nada se pode inferir a respeito destas variáveis.

A estatística de Assistência Técnica igual a -0,07 sugere correlação negativa entre as variáveis, ou seja, indicam que microrregiões com alto nível do fator capital físico inicial possuem vizinhos com baixas taxas de crescimento e vice-versa. Isto indica convergência condicional, significando que, quando condicionada a tal fator, a desigualdade na produtividade agrícola cearense tende a diminuir em longo prazo. O mesmo não acontece com tratores em que, quando analisada isoladamente, seu sinal positivo não indica convergência, apesar de significativo.

Observa-se que as microrregiões com agrupamentos de alta produtividade correlacionada à Assistência Técnica são: Litoral Piauiense (PI), Litoral de Camocim e Acaraú (CE), Itapipoca (CE), Meruoca (CE), Ipu (CE), Chapada do Araripe (CE), Barro (CE), Guarabira (PB), Brejo Paraibano (PB) e

Ihéus-Itabuna (BA). Deste modo, por hipótese, essas microrregiões foram as que mais contribuíram em termos de assistência técnica para a diminuição das desigualdades na produção agrícola nordestina.

5.3. Análise dos Testes e Diagnósticos

O que diferencia a econometria espacial da tradicional é a agregação dos efeitos espaciais no modelo. Para Almeida (2012), tal incorporação gera violações de hipóteses do Modelo Clássico de Regressão Linear, como a presença de dependência espacial que viola a hipótese de média condicional zero, que pode acarretar na ineficiência do estimador, pois os erros são dependentes entre pares de regiões e induz a emergência de heterocedasticidade. Em busca do modelo mais adequado, aplicou-se o Teste dos Multiplicadores de Lagrange na regressão por meio de MQO. Para os subperíodos 1996-2002, 2003-2007, 2013-2017, 1996-2017 (absoluto) e 1996-2006, 2006-2017, 1996-2017 (condicional), o modelo mais adequado é o SEM, e para o subperíodo 2008-2012, o melhor modelo é o SAR. Tais resultados foram corroborados pelos critérios de informação *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Criterion* (SC) e do valor da função de verossimilhança.

O conjunto de testes para averiguar a presença de autocorrelação espacial é útil tanto para auxiliar a identificação do modelo econométrico espacial quanto para a tarefa de validação ou diagnóstico desse modelo, como a existência de heterocedasticidade. Conforme se verifica na aplicação do teste Breusch-Pagan, considerando um nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese de homocedasticidade dos erros. Logo, assume-se a ausência de heterocedasticidade em quase todos os períodos, com exceção apenas de 2008-2012. Os resultados dos modelos são discutidos a seguir.

5.4. Análise das Convergências

5.4.1. Convergência Absoluta

Após seguir todos os critérios brevemente explicitados, foi possível estimar o modelo de β -convergência absoluta, tal como pode ser observado na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados econométricos dos modelos SEM e SAR para convergência absoluta por subperíodo

Coeficientes	Modelo SEM				Modelo SAR
	1996-2002	2003-2007	2013-2017	1996-2017	2008-2012
α	0.11 (0,14)	0.18* (0,00)	0.18*** (0,09)	0.29** (0,02)	-0.40* (0,00)
β	-0.09* (0,00)	-0.10* (0,00)	-0.22* (0,00)	-0.19* (0,00)	0.13* (0,00)
λ	0.57* (0,00)	0.55* (0,00)	0.60* (0,00)	0.57* (0,00)	0.47* (0,00)
Breusch Pagan	0.27 (0,60)	3.84 (0,11)	1.97 (0,16)	2.82 (0,12)	17.83 (0,00)
LIK	-2479.09	-85.35	-167.69	-204.62	-147.91
AC	4962.19	174.716	339.39	413.25	299.82
SC	4973.18	181.189	345.87	419.72	306.28

Fonte: Elaboração própria.

Legenda: *= 1% de significância, **=5% e ***= 10% de significância.

Nos subperíodos 1996-2002, 2003-2007, 2013-2017 e 1996-2017, as estatísticas de β sinalizaram uma relação negativa, apresentando convergência absoluta, segundo Baumol (1986). Ou seja, as microrregiões com produtividade agrícola inicial maior terão menores taxas de crescimento, convergindo para uma maior paridade em longo prazo. O contrário acontece no subperíodo 2008-2012, em que o β é positivo, não indicando convergência, mas, considerando um nível de significância de 5%, não se pode assumir a ausência de heterocedasticidade nesse período. Logo, nada se pode interpretar dele a priori.

Para os parâmetros estatisticamente significativos e que indicaram convergência absoluta, permite-se calcular as taxas de convergências (Tabela 6).

Tabela 6 – Taxas de Convergências Absolutas dos subperíodos estatisticamente significativos

Subperíodo	Taxa de Convergência Absoluta*
1996-2002	0,013

2003-2007	0,021
2013-2017	0,049
1996-2017	0,009

Fonte: Elaboração própria.

*A taxa de convergência (θ) foi computada segundo a fórmula: $\theta = \ln(\beta + 1)/(-k)$, em que k é o número de anos do período (REY E MONTOURI, 1999).

Analisando-se o período como um todo (1996-2017), conclui-se que a taxa de convergência absoluta mostrou-se crescente em aproximadamente 1%, significando que em longo prazo, há uma tendência na diminuição da desigualdade entre a produtividade das microrregiões nordestinas e que, a uma taxa de 1%, a produtividade destas converge para uma média ou um estado estacionário. Vale ressaltar que as taxas se mostraram crescentes na sequência temporal dos subperíodos intermediários, que passa de 1,3%, em 1996-2002, para 2,1%, em 2003-2007, e para 4,9%, em 2013-2017.

5.4.2. Convergência Condicional

Uma vez detectada a convergência absoluta, torna-se interessante verificar de que forma os fatores de produção influenciam neste contexto, por meio de variáveis que os representem. Neste sentido, na Tabela 7 constam os resultados obtidos por meio do modelo que leva em consideração a inclusão de variáveis, as quais buscam condicionar o crescimento da taxa de produtividade agrícola.

Tabela 7 – Resultados econométricos do modelo SEM para Convergência Condicional por subperíodo

Coeficientes	Modelo SEM		
	1996-2006	2006-2017	1996-2017
α	0,37* (0,00)	-0,48* (0,00)	-0,16 (0,83)
β	-0,14* (0,00)	0,27* (0,00)	-0,17* (0,00)
λ	0,52* (0,00)	0,57* (0,00)	0,56* (0,00)
Assistec	1,37 (0,52)	-0,02 (0,68)	-0,01 (0,87)
Tratores	1,37* (0,03)	0,03 (0,32)	0,10 (0,20)
MDO	0,11** (0,03)	-0,05 (0,19)	0,19 (0,29)
Area	-0,04 (0,52)	-0,02 (0,28)	0,02 (0,57)
Breusch Pagan	7,74 (0,17)	7,30 (0,20)	0,10 (0,11)
LIK	-101,85	-138,80	-202,35
AC	215,71	289,60	416,70
SC	235,10	308,99	436,09

Fonte: Elaboração própria.

Legenda: *= 1% de significância, **=5% e ***= 10% de significância.

Pode-se observar que em todos os períodos, o β estimado é estatisticamente significativo. O coeficiente negativo e significativo (ao nível de 1%) de β , nos subperíodos 1996-2006 e 1996-2017, indica um processo de convergência condicional, ou seja, as microrregiões estariam convergindo para a sua produtividade agrícola de equilíbrio, dada suas características específicas. Nesse caso, duas microrregiões só alcançariam produtividades idênticas caso apresentassem, no período inicial, características idênticas.

No que se refere às variáveis explicativas, apenas no primeiro subperíodo, Tratores e Mão de Obra foram estatisticamente significantes ao nível de 5%. Os coeficientes positivos destas retratam uma relação análoga com a variável a ser explicada. Ou seja, em longo prazo, à medida que as taxas de tratores e mão de obra crescem, a taxa de produtividade agrícola total também será crescente, o contrário é recíproco.

Para os subperíodos que indicaram β negativo (convergência condicional) e estatisticamente significativo, são então calculadas as taxas de convergências, apresentadas na Tabela 8.

Tabela 8 – Taxas de Convergências Condicionais para os subperíodos estatisticamente significativos, Nordeste

Subperíodo	Taxa de Convergência Condicional*
1996-2006	0,014
1996-2017	0,008

Fonte: Elaboração própria.

*A taxa de convergência (θ) foi computada segundo a fórmula: $\theta = \ln(\beta + 1)/(-k)$, em que k é o número de anos do período (REY E MONTOURI, 1999).

Deste modo, quando são agregadas variáveis que simbolizam os fatores de produção (Assistec, Tratores, MDO e Area), que teoricamente influenciam no crescimento da taxa de produtividade agrícola, a taxa de convergência condicional permanece praticamente a mesma do modelo absoluto, aproximadamente 1%. Então, pode-se inferir, *a priori*, que em um espaço muito grande e heterogêneo como a região Nordeste, as variáveis condicionantes levadas aqui em questão influenciam na diminuição das desigualdades da produção agrícola total, mas de maneira sutil.

Conclusão

A pesquisa aqui apresentada propôs uma análise do comportamento da produtividade agrícola das microrregiões do Nordeste, buscando evidências a respeito do padrão espacial da produtividade e da existência de convergência desta variável.

Cabe destacar que uma das limitações deste estudo se refere ao uso de microrregiões, uma vez que o ideal seria o uso de municípios, dado que o número maior de observações retrata cada vez mais o real efeito da convergência. Porém, atualmente isso é inviável devido à indisponibilidade de dados. Portanto, trabalhos futuros podem enriquecer os resultados aqui encontrados se realizarem a análise por municípios, além da agregação de mais variáveis no modelo de convergência condicional.

A Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) confirmou a hipótese segundo a qual a distribuição espacial da produtividade da terra não é aleatória, ao identificar que microrregiões com elevada produtividade são rodeadas por microrregiões com produtividade também elevada, e microrregiões com produtividade baixa são cercadas por microrregiões de baixa produtividade. E, mediante a análise do mapa de clusters ou LISA, foi possível identificar alguns agrupamentos principalmente nos Estados de Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Sergipe.

Constatou-se um processo de convergência absoluta da produtividade agrícola em aproximadamente 1%, significando que em longo prazo, a uma taxa de 1%, a produtividade das microrregiões nordestinas converge para uma média ou um estado estacionário. Além disso, constatou-se um processo de dependência espacial entre as microrregiões, evidenciando que o crescimento da produtividade de uma determinada microrregião afeta, positivamente, o crescimento da produtividade das microrregiões circunvizinhas.

A hipótese de convergência condicional também foi confirmada para as microrregiões do Nordeste, assim como a taxa de aproximadamente 1%. Isso porque as variáveis estruturais inseridas no modelo não mostraram significância suficiente para explicar a convergência condicional da produtividade.

Assim, as evidências apresentadas na análise preliminar a respeito da mensuração da convergência β da produtividade agrícola da região Nordeste, pode contribuir para a literatura regional em dois aspectos relevantes: a) a incorporação dos efeitos espaciais explícitos no modelo, ou seja, mensura a convergência do setor agrícola, levando-se em conta a interação das regiões com o seu entorno, o que permite verificar a existência de polos e agrupamentos; e b) em contraste com a grande maioria dos trabalhos que tratam habitualmente sobre convergência de renda, inova na utilização da produtividade agrícola como variável de convergência.

A evidência de dependência espacial, detalhada nos mapas de LISA, entre as microrregiões implica que os ganhos em termos de políticas não são restritos a uma determinada localidade, mas, sim, são transbordados para as regiões vizinhas. Neste sentido, pode-se orientar a adoção de polos regionais de desenvolvimento agrícola. Este tipo de estratégia, adotando-se um referencial espacial/geográfico e a definição de polos especializados, pode permitir que a alocação de recursos seja mais eficiente.

Dada a grande heterogeneidade do território brasileiro, torna-se imprescindível a produção de conhecimento que oriente estratégias de desenvolvimento em nível regional, incorporando características

próprias de cada região. Espera-se que os resultados obtidos possam incentivar ainda mais o desenvolvimento de análises sobre a evolução da produtividade agrícola.

Bibliografia

- ALBUQUERQUE, P. H. M. *et al.* **Conglomerados espaciais**. 2008. 117f. Dissertação (Curso de Pós-Graduação em Estatística) — Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2008.
- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E. S. de; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, p. 31 – 52, 2008.
- ANSELIN, L. *et al.* Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, v. 26, p. 77 – 104, 1996.
- ARAÚJO, T. B. D. Dossiê Nordeste I. **Estudos Avançados**, USP, São Paulo, v.11, n. 29, p. 1 – 32, 1997.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Economic growth and convergence across the United States. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 4, p. 549 – 580, 1990.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **American Economic Association**, v. 76, n. 5, p. 1072 – 1085, 1986.
- BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? **Research Report** – Laboratoire d'économie et de gestion (LEG). Dijon, 2004. 26 p.
- BRAGAGNOLO, C.; BARROS, G. S. de C. Impactos dinâmicos dos fatores de produção e da produtividade sobre a função de produção agrícola. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba-SP, v. 53, n. 1, p. 31 – 50, 2015.
- FAGERBERG, J.; GODINHO, M. Innovation and catching-up. In: J., F.; D.C., M.; R, N. (ed.). **The Oxford Handbook of Innovation**. Ottawa: Oxford University Press, p. 514 – 544, 2003.
- FREITAS, M. V. de; ALMEIDA, E. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 2, p. 287 – 316, 2015.
- GASQUES, J. G. *et al.* **Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira**. Brasília: IPEA, 2004. 33 p. (Texto Para Discussão, n.1017).
- GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T. **Crescimento e Produtividade da Agricultura Brasileira de 1975 a 2016**. Brasília: IPEA, 2018, 9 p. (Nota Técnica IV).
- GROLI, P. A, OLIVEIRA, C. A. e JACINTO, P. A. Crescimento econômico e convergência com a utilização de regressões quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul (1970 a 2001). In: XXXIV Encontro Nacional de Economia – ANPEC. **Anais**. 2006.
- LEÃO, H. C. R. S. PIB de seis Estados do Nordeste cresceram acima da média do País. **Diário Econômico ETENE**. Fortaleza: BNB, ano II, n. 19, p. 1-2, 2019.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. An introduction to spatial econometrics. **Revue d'économie industrielle**, n. 123, p. 19 – 44, 2008.
- LIMA, L. D.; MONTE, K. A. do; MILITÃO, V. B. **Nordeste em mapas 2012**. Fortaleza: Banco do Nordeste, 2012. (Relatório Técnico).
- LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. 2004. 208f. Tese (Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.
- MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. Spatial dependence and regional convergence in Brazil. **Investigaciones Regionales – Journal of Regional Research**, Barcelona, n.6, p. 5 – 20, 2005.
- RAIHER, A. P. *et al.* Convergência da produtividade agropecuária do sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 54, n. 3, p. 517 – 536, 2016.
- REZENDE, G. C. de. Políticas trabalhista, fundiária e de crédito agrícola no Brasil: uma avaliação crítica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 1, p. 47 – 78, 2006.
- REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: A spatial econometric perspective. **Regional Studies**: Cambridge Vol. 33, Ed. 2, p. 143-156, 1999.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, The MIT Press, Cambridge, v. 70, n. 1, p. 65 – 94, 1956.

SUDENE. **Uma política de desenvolvimento econômico para o Nordeste**. 2. ed. Rio de Janeiro: Departamento de Imprensa Nacional, v. 2, 1967.