

DIVERSIFICAÇÃO AGRÍCOLA E PRODUTIVIDADE DA TERRA NAS MICRORREGIÕES NORDESTINAS: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 2006 E 2017

Pietro Andre Telatin Paschoalino¹
José Luiz Parré²

RESUMO

O objetivo do presente artigo é avaliar a relação da diversificação agrícola e produtividade da terra na região Nordeste. Através da regressão via painel de dados, que possibilita controlar para os efeitos fixos de tempo e indivíduos, relaciona-se diversas variáveis com o valor da produtividade da terra nos anos 2006 e 2017, sendo uma das variáveis explicativas utilizadas a diversificação agrícola da microrregião. Além disso, como análise complementar verificou-se a ocorrência de convergência da produtividade da terra nas microrregiões geográficas pertencentes à tal região, entre 2006 e 2017, utilizando assim como variável dependente, o crescimento da produtividade no período. A partir dos resultados foi possível verificar relação positiva da diversificação agrícola sobre a produtividade da terra na região. Além disso, foi possível constatar a existência de convergência, e também, que a diversificação agrícola foi correlacionada ao crescimento da produtividade.

Palavras-chave: Diversificação Agrícola. Produtividade da Terra. Economia Agrícola.

AGRICULTURAL DIVERSIFICATION AND LAND PRODUCTIVITY IN NORTHEASTERN MICROREGIONS: AN ANALYSIS FOR THE 2006 AND 2017 PERIOD

ABSTRACT

The aim of this paper is to evaluate the relationship between agricultural diversification and land productivity in the Northeast region. Through panel data regression, which makes it possible to control for the fixed effects of time and individuals, several variables are related to the value of land productivity in the years 2006 and 2017, with agricultural diversification in the microregion being one of the explanatory variables used. In addition, as a complementary analysis, it was verified the occurrence of convergence of land productivity in the geographic microregions belonging to that region, between 2006 and 2017, thus using productivity growth in the period as a dependent variable. From the results, it was possible to verify a positive relationship of agricultural diversification on land productivity in the region. In addition, it was possible to verify the existence of convergence, and also that agricultural diversification was correlated to productivity growth.

Keywords: Agricultural Diversification. Land Productivity. Agricultural Economy.

JEL: Q10; Q19; C01

1 INTRODUÇÃO

A região Nordeste do Brasil é reconhecida pela diversidade produtiva no meio rural (SILVA; CRUZ, 2019). Nessa região, a agricultura familiar tem proeminente importância na economia regional, sendo grande parte da mão de obra da agricultura relativa à tal arranjo (CASTRO, 2012). Na região Nordeste os sistemas de

¹ Doutor em Ciências Econômicas pelo Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá. Professor temporário do departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: pietro_telato@hotmail.com

² Doutor em Ciências (Economia Aplicada) pela Universidade de São Paulo, USP, Brasil. Professor do Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas – PCE da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: jlparre@uem.br



produção de alimentos convivem com problemas estruturais que juntamente com sua realidade climática (por exemplo, as secas) complicam sua sobrevivência e desenvolvimento, levando à perda de biodiversidade e danificação de solo e água, podendo tais efeitos levar até mesmo ao princípio de desertificação (DRUMOND, *et al.*, 2004).

Os obstáculos ao desenvolvimento da agricultura nordestina são vários, sendo identificados geralmente por questões ambientais, incapacidade logística, atraso tecnológico, assim como falta de crédito e de assistência técnica (CASTRO, 2012). Além disso, o clima também pode afetar o desenvolvimento agrícola, no semiárido, por exemplo, as precipitações médias anuais não ultrapassam 800mm (JÚNIOR, 2006).

Tal região apresentou uma tendência bem diferente no que se refere à agricultura, comparativamente ao Brasil, pois, foi possível verificar uma variação de área colhida entre 2006 e 2017 de -12,63% em tal região, enquanto o Brasil apresentou uma variação de aproximadamente 27,15%, segundo dados da Pesquisa Agrícola Municipal (IBGE, 2021)³.

Devido a elevada perda de área colhida na agricultura e aos desafios climáticos dessa região, assim como o reconhecimento de sua diversidade produtiva, faz-se necessário avaliar o que está ocorrendo com a produtividade da terra na agricultura nordestina, e os fatores que relacionam-se positivamente à tal variável, uma vez que a agropecuária ainda detém papel importante nas cadeias produtivas da economia, pela demanda de bens do setor industrial (insumos, máquinas e implementos) e fornecendo matérias-primas e alimentos para este setor (RAIHER, *et al.*, 2016).

Questão importante a ser investigada é a relação da produtividade da terra com a diversificação agrícola das microrregiões pertencentes à tal região. Uma vez que a produção está sujeita a influências de seu clima, por exemplo secas, a diversificação pode ser importante, devido a geração de resiliência que essa oferece, estimulando a produção agrícola frente a escassez pluviométrica, sendo essencial para o planejamento da gestão de riscos *ex-ante* frente condições climáticas imprevisíveis, principalmente em ambientes secos (DONFOUET, *et al.*, 2017; DI FALCO; CHAVAS, 2008).

³ Tal informação se refere às 64 culturas das lavouras temporárias e permanentes utilizadas no restante do trabalho. A microrregião de Fernando de Noronha não foi contabilizada.

Uma outra hipótese apresentada neste estudo é o possível desenvolvimento de um processo de convergência da produtividade nordestina no período recente. Dentre os motivos para o processo de convergência destacam-se “as mudanças estruturais no processo de produção, a difusão tecnológica, a retirada de obstáculos ao crescimento da produção, dentre outras” (LOPES, 2004, p.1). Incluindo a diversificação agrícola da região na estimação da convergência, é também possível verificar se tal variável contribuiu para o crescimento da produtividade no período.

Desta maneira, o objetivo central do presente artigo é avaliar a partir da estimação via painel de dados para os anos 2006 e 2017 como diversas variáveis, incluindo a diversificação agrícola, se relacionaram com o valor da produtividade da terra - valor da produção em relação a área colhida das culturas permanentes e temporárias disposta pela PAM (2021) - nas microrregiões geográficas pertencentes ao Nordeste brasileiro, sendo tal período escolhido pela capacidade de incluir como variáveis explicativas, questões socioeconômicas dos estabelecimentos agropecuários levantadas pelo Censo Agropecuário. Além disso, para complementar os resultados, verificou-se ainda, se no período analisado houve convergência da produtividade da terra entre os anos 2006 e 2017, através da estimação do crescimento da produtividade (*cross-section*).

A partir de tais análises, foi possível entender a relação da diversificação com a produtividade da terra em tal região durante os anos da análise e também se houve convergência da produtividade no período, controlando para diversas variáveis, como trabalho, capital e variáveis socioeconômicas.

Este capítulo está dividido em mais quatro seções além desta introdução. A próxima seção discorre sobre o referencial teórico sobre diversificação agrícola e convergência agrícola, assim como estudos realizados para a agricultura brasileira. A terceira seção discorre sobre a metodologia empregada e as bases de dados utilizadas. Por sua vez, a quarta seção explora os resultados encontrados, enquanto na última seção são tecidas as conclusões do estudo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Diversificação Agrícola

A diversificação agrícola é uma prática especialmente utilizada para reduzir o risco sobre o retorno geral da produção agrícola, em que as atividades são desenvolvidas em conjunto, buscando a definição de uma carteira ótima de produtos, quando apresentam retornos com correlação baixa ou negativa (CULAS; MAHENDRARAJAH, 2005; JOSHI *et al.*, 2004). Além disso, fazendas especializadas tendem enfrentar desafios econômicos quando se deparam com um mercado volátil (DE ROEST; FERRARI; KNICKEL, 2017). Tal prática pode reduzir também os impactos da variabilidade climática sobre a produtividade agrícola (PIEDRA-BONILLA; CUNHA; BRAGA, 2019).

Segundo Donfouet *et al.* (2017), os efeitos positivos gerados pela diversidade vegetal no provisionamento de serviços ecossistêmicos para o ambiente podem ser derivados do efeito amostragem e do efeito complementariedade. O efeito amostragem significa que quanto mais diversificado um sistema, maiores as chances de algumas espécies corresponderem à aquelas que levam a maior eficiência e produtividade (TILMAN; POLASKY; LEHMAN, 2005). Já o efeito complementariedade sugere que a produção de biomassa é alavancada quando algumas espécies estão na presença de outras (CHAVAS; DI FALCO, 2012).

De acordo com Donfouet *et al.* (2017) o efeito complementariedade pode impactar por exemplo, sobre: Divisão do trabalho e melhor exploração coletiva de recursos, como solo e luminosidade; redução de patógenos e pragas comparativamente ao sistema de monocultura; Aumento de nutrientes no solo e proteger o mesmo contra erosão.

Além da questão da diminuição de riscos a diversificação agrícola está intimamente relacionada com o conceito de economias de escopo, pelo fato da complementariedade entre dois ou mais bens produzidos em conjunto possibilitar redução de custos ou elevação de receitas (PIEDRA-BONILLA; BRAGA; BRAGA, 2020). Assim, para se obter tal eficiência, as culturas produzidas em conjunto por determinada fazenda devem oferecer complementariedades com relação aos custos observados (DE ROEST; FERRARI; KNICKEL, 2017). Além de poder oferecer

eficiências de diversificação, através, por exemplo, do ajuste na utilização dos insumos nas diferentes atividades agrícolas (RAHMAN, 2009).

A diversificação pode ser utilizada não apenas para aumentar a renda agrícola, mas também como ferramenta de preservação ambiental, como por exemplo, conservar solo e água (JOSHI *et al.*, 2004). O mais importante é que além de promover diversos serviços ecossistêmicos, há evidências de que tais resultados podem ser alcançados sem implicar em diminuição nos rendimentos das lavouras (TAMBURINI *et al.*, 2020)⁴.

Diversos estudos empíricos avaliam a relação entre produtividade (em valor ou quantidade) ou produção agrícola com a diversificação agrícola. Alguns dos estudos mais recentes sobre o tema são: Himanem *et al.* (2013), Di Falco e Zoupanidou (2017), Donfouet *et al.* (2017), Kidane e Zegeye (2018).

Himanem *et al.* (2013) através de dados com amostras de 1998 a 2009 de fazendas incluídas no sistema de subsídio agrícola na Finlândia para malte para ração animal e cevada, colza e trigo de primavera, verificam como o rendimento agrícola (quilos por hectares) médio regional, se relaciona com o índice de Shannon calculado de forma anual (individual para cada cultura). Através de modelos lineares de efeitos mistos, verificam relação positiva entre tais variáveis para a cultura cevada para ração (a única em que todas as relações verificadas foram positivas). Assim, o aumento unitário no índice de Shannon esteve relacionado a um efeito médio sobre o rendimento médio em tal cultura, com tal relação variando entre 415 a 1.338 kg ha⁻¹.

Di Falco e Zoupanidou (2017) apresentam seu conceito de diversificação como o número de culturas cultivadas e/ou atividades pecuárias e avaliam seu impacto sobre a produção de leguminosas e cereais (Euros). Para tal, os autores utilizam um painel desbalanceado com dados ao nível de fazenda de 1981 a 2003. Através da estimação do painel dinâmico e considerando a diversificação como endógena, encontraram relação positiva entre as duas variáveis e através da interação da diversificação com a fertilidade do solo, identificam que quanto menor a fertilidade, maior o efeito da diversificação.

Donfouet *et al.* (2017) utilizam dados ao nível SAR (small agricultural region) para fazendas especializadas em cereais, sementes oleaginosas e proteaginosas no

⁴ Os autores consideram em sua análise, práticas de diversificação que visam tanto o ambiente acima quanto abaixo do solo (TAMBURINI *et al.*, 2020).

ano 2007, considerando o índice de Shannon, utilizado para medir a diversificação, como endógeno (assim como sua interação com precipitação e defasagem espacial da variável dependente), avaliando a relação de tal variável com a produção total agrícola em valor. Os autores realizam tanto estimações a-espaciais como espaciais (SAC) via mínimos quadrados generalizados em dois estágios espacial. Dos resultados, o impacto da diversificação foi positivo sobre a produção sendo maior frente à baixa precipitação.

Kidane e Zegeye (2018) através de um painel de dados para os anos 2010 e 2013 ao nível de fazendas para 9 distritos da Etiópia avaliam como a diversificação, mensurada através do índice de Herfindahl, impacta sobre a produtividade agrícola (valor da produção em relação à área operada no lote). Primeiramente, os autores verificam que a diversificação não demonstrou endogeneidade. Posteriormente através da estimação via efeitos aleatórios correlacionados encontram relação negativa da diversificação sobre a produtividade ainda que tal resultado não tenha sido significativo estatisticamente.

3 CONVERGÊNCIA NA AGRICULTURA

O modelo de convergência para a agricultura segue o mesmo princípio que os estudos de convergência de renda. De maneira geral, segundo Barro e Sala-i-Martin (2004) o conceito se refere ao fato de que as economias com níveis mais baixos de renda *per capita* (expressos em relação aos seus níveis estáveis de renda *per capita*), tendem a crescer mais rápido, convergindo em direção às economias ricas.

De acordo com Barro e Sala-i-Martin (2004), a derivada de $\frac{\dot{k}}{k}$ com respeito a k na equação fundamental do modelo de Solow-Swan apresenta um valor negativo:

$$\frac{\partial \left(\frac{\dot{k}}{k} \right)}{\partial k} = s \cdot \left[f'(k) - \frac{f(k)}{k} \right] / k < 0 \quad (1)$$

em que k representa capital na forma intensiva e $f(k)$ a função de produção. Assim, pelo resultado ser menor que zero, isso significa que valores menores de k , com tudo o mais constante, apresentam maiores valores de $\frac{\dot{k}}{k}$ (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004).

Desta maneira, se os parâmetros de tecnologia e preferências de duas economias são iguais, logo, a economia que apresenta um valor inicial menor de k tenderá a apresentar uma maior taxa de crescimento *per capita*, comparativamente às economias com um valor elevado de k , ou seja, mais ricas (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992). Porém, frisa-se que neste caso a única questão diferenciadora entre tais economias seria o nível inicial de k , $k(0)$, que poderia advir de choques transitórios à função de produção (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004). Este conceito é chamado de convergência absoluta.

Assim, a forma funcional da convergência, inicialmente foco dos macroeconomistas, no qual diversos estudos empíricos utilizaram pode ser expressa por (REY; MONTOURI, 1999):

$$\ln(y_{i,t+k}/y_{i,t}) = a + \beta \ln(y_{i,t}) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

onde geralmente $y_{i,t}$ é a variável no qual se analisa, para cada indivíduo i no período inicial t , a e β são parâmetros a serem estimados e ϵ_{it} é o termo de erro estocástico. Assim, a convenção de acordo com Rey e Montouri (1999) é que um valor negativo para β estaria confirmando hipótese inicial de convergência, seguindo assim Baumol (1986), uma vez que esse fato significaria exatamente o que foi colocado anteriormente, uma correlação negativa entre o valor absoluto do nível inicial de renda e a taxa de crescimento.

Porém, este conceito de convergência se refere à convergência absoluta. Faz mais sentido, porém, considerar empiricamente a heterogeneidade de estados estacionários das regiões em análise, assim, é necessário considerar um conceito de convergência condicional em que se entende que quanto mais distante do seu próprio estado estacionário, mais rápido uma economia irá crescer (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004).

Para isolar a relação inversa entre as taxas de crescimento e o valor inicial, no modelo de convergência condicional, é necessário manter fixos os determinantes de k^* (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004). Desta maneira, Segundo Martin e Sunley (2000), um dos métodos utilizados para testar a convergência condicional é adicionar na regressão de convergência absoluta, *proxies* para o estado estacionário, ou seja, variáveis de tipo estrutural (MARTIN; SUNLEY, 2000, p. 19) se

β for negativo após a inclusão das variáveis estruturais, é possível verificar convergência condicional.

Dentre os estudos empíricos que testaram a hipótese de convergência, destacam-se os de Barro (1991), Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992). Barro (1991) analisa a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto real de 98 países no período de 1960-1985. De forma geral, o autor encontra que a taxa de crescimento é negativamente relacionada com o nível inicial do PIB real *per capita* (1960).

Por sua vez o trabalho de Mankiw, Romer e Weil (1992), analisa o crescimento do Produto Interno Bruto por pessoa em idade ativa, com base em três amostras de países (a primeira de 98 países, com exceção aos que detinham o petróleo como indústria dominante, a segunda de 75 países com poucos dados primários ou com população menor que um milhão e a terceira consistindo em 22 países da OCDE com população maior que um milhão). Os autores que consideram o modelo de Solow aumentado com acumulação de capital e humano encontram entre os resultados que mantendo constantes o crescimento populacional e a acumulação de capital, os países convergem mais ou menos na taxa prevista pelo modelo ampliado de Solow.

Por fim, o trabalho de Barro e Sala-i-Martin (1992) utilizam os dados de renda *per capita* pessoal real, ou do produto, para uma análise *cross-section* dos 48 estados dos Estados Unidos, assim como de dados de 98 países no período 1960-85 e 20 países da OCDE (1960-1985). Dos resultados, os autores destacam a existência de convergência. No caso da análise para a amostra de países, identificou-se apenas convergência condicional, ou seja, mantendo algumas variáveis constantes, como as taxas de matrícula escolar inicial e a razão entre o consumo do governo e o PIB.

Empiricamente diversos estudos já tiveram por objetivo avaliar se existe convergência na agricultura (ou pecuária) brasileira, tendo eles verificado a convergência absoluta, condicional, ou ambas, através de diversos métodos de estimação e considerando diferentes regiões ou agregação dos dados. Destaca-se entre tais estudos, por exemplo os trabalhos de Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), Saith e Kamitani (2016), Raiher *et al.* (2016), Batistella *et al.* (2019), Silva e Cruz (2019) e Antunes e Stege (2020).

Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) avaliam a convergência absoluta da produtividade parcial (toneladas em relação à área plantada em hectares) para as microrregiões brasileiras entre 1991 e 2003 (avaliando a convergência em quatro períodos distintos) e levando em consideração os efeitos espaciais, através da estimação do modelo de erro espacial e modelo de defasagem espacial. Um resultado importante verificado pelos autores é a convergência entre o período total de 1991 a 2003.

Saith e Kamitani (2016) avaliam a autocorrelação espacial e a localização de *clusters*, (através da estatística *I* de Moran local) das variáveis rebanho bovino (número de cabeças), assim como da área destinada à colheita em hectares de lavouras permanentes e área plantada da lavoura temporária nas microrregiões brasileiras nos anos 1990 a 2013. Além disso, realizam a estimação da convergência absoluta da pecuária sendo essa significativa no modelo de erro espacial.

Raiher *et al.* (2016) avaliam a convergência absoluta e condicional da produtividade agropecuária (que também inclui agroindústria e é mensurada pelo valor agregado dividido pela área total explorada) através dos dados do Censo 1995/1996 e 2006 a nível de microrregiões geográficas do Sul do Brasil utilizando também da econometria espacial. Os autores utilizam diversas variáveis explicativas como por exemplo, tratores por hectare, mão de obra por hectare e índice de Gini de distribuição da terra, além da estimação dos modelos SAR, SEM, SDM e SDEM. Dos resultados, verificam tanto convergência absoluta quanto condicional (sendo os modelos mais ajustados o SEM e SDEM), além disso, notou-se que o número de tratores por hectare e a defasagem da produtividade contribuíram para o crescimento da produtividade.

Batistella *et al.* (2019) avaliam a convergência da produtividade agrícola (valor da produção agrícola em relação à área plantada ou destinada a colheita das lavouras permanentes e temporárias) nos municípios gaúchos entre 2001 e 2015 (dividem sua análise em três períodos, 2001-2007, 2008-2015 e 2001-2015), além do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários, também verificam a presença de autocorrelação espacial nos resíduos, estimando assim o modelo SEM, tanto por máxima verossimilhança quanto pelo método dos momentos generalizados. A partir

dos resultados nota-se não um processo de convergência, mas sim de divergência (apesar de menor no período 2008-2015).

Silva e Cruz (2019) avaliam a convergência condicional da produtividade (média trienal de 1974-1976, 1979-1981, 1984-1986, 1995-1997, 2005-2007 em kg/ha) da fruticultura nordestina (10 frutas que representaram 75% do valor da produção da fruticultura no Nordeste entre 2015 e 2017) ao nível de municípios utilizando a metodologia de dados em painel (efeitos fixos e aleatórios) inserindo outras variáveis além da produtividade no período t , informações como por exemplo, pessoal ocupado em atividades agropecuárias nos municípios (*proxy* para trabalho), investimentos declarados pelos estabelecimentos agropecuários dos municípios, e presença de polos de irrigação. Os resultados apontaram que nas 10 especificações encontrou-se convergência da produtividade. Além disso, os investimentos apresentaram impacto positivo e significativo sobre o crescimento da produtividade em 5 culturas (duas apresentaram sinal negativo e significativo), por sua vez, pessoal ocupado apresentou impacto positivo e significativo em 7 culturas e polos de irrigação em 3 culturas.

Por fim, destaca-se o trabalho de Antunes e Stege (2020) que verificaram a convergência absoluta da produtividade agrícola, medida pelo somatório em toneladas de todos os produtos agrícolas (culturas temporárias e permanentes) em cada região dividido pela somatória dos hectares plantados em cada região, ao nível de microrregiões geográficas de 1990 a 2018, a partir dos dados da PAM. Para captar diferenças regionais os autores utilizaram o modelo de regimes espaciais e do resultado do modelo de MQO, verificaram que com exceção do Centro-Oeste todas as regiões apresentaram convergência. Por sua vez, do modelo de erro espacial (via GMM e correção de heterocedasticidade), todas as regiões apresentaram convergência absoluta.

4 METODOLOGIA

Nesta seção discorre-se sobre a metodologia empregada no presente estudo. Tanto para a estimação em dados em painel, quanto para a estimação via *cross-section* da convergência. Primeiramente é explanado sobre a estimação *cross-section* (convergência) e das variáveis utilizadas e posteriormente avança-se para a explicação da estimação via dados em painel.

A forma funcional para a estimação da convergência absoluta da produtividade da terra das lavouras permanentes e temporárias da agricultura brasileira segue a especificação de Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), podendo ser descrita por:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + u_i \quad (3)$$

Em que nesse caso, $y_{i,t}$ representa a produtividade da terra das lavouras permanentes e temporárias na microrregião⁵ geográfica i no período t , $\ln(y_{i,t-1})$ é o logaritmo natural da produtividade no período inicial e u_i é o termo de erro. Assim, a variável dependente é construída pela soma do valor da produção das 64 culturas consideradas como pertencentes às lavouras permanentes e temporárias dispostas na PAM (medidas em mil reais) em cada microrregião, dividida pela soma da área colhida de tais culturas (em hectares) em cada microrregião geográfica.

Para ser possível a comparação da produtividade em valor entre os dois anos, foi realizado o deflacionamento do valor da produção do ano 2017 para valores de 2006, com base no IGP-DI (índice geral, com base em agosto de 1994) anual – média dos índices mensais - disposto pelo IPEADATA⁶. De maneira prática, o valor da produtividade em cada microrregião no ano 2017 foi multiplicado por aproximadamente 0,5207.

Para a estimação da convergência condicional da produtividade da terra, segue-se a forma funcional descrita por Raiher *et al.* (2016), que pode ser explicitada da seguinte maneira:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \beta_k X_k + u_i \quad (4)$$

⁵ A microrregião Fernando de Noronha foi excluída da análise por não apresentar várias das informações utilizadas da PAM.

⁶ Por ser um estudo ao nível de microrregiões geográficas, com 187 regiões e 64 culturas, foi realizado apenas o deflação pelo IGP-DI aplicado ao valor da produção total da região. O estudo de Raiher *et al.* (2016) também utiliza um deflator único, através do IGP-DI. O trabalho de Batistella *et al.* (2019), por sua vez, utiliza o IPA para deflacionamento da produção.

em que X é um vetor variáveis estruturais, denotando que diferentes localidades apresentarão diferentes produtividades da terra relativas de estado estacionário (ALMEIDA; GUANZIROLI, 2013).

Dois conceitos importantes para a análise de convergência são os referentes à taxa (ou velocidade) de convergência e de meia vida. No primeiro caso, a taxa de convergência pode ser explicitada por (REY; MONTOURI, 1999):

$$\theta = -\frac{\ln(1+\beta)}{T} \quad (5)$$

Sendo T o período (número de anos considerados na taxa de crescimento), nesse caso, de 2006 a 2017, 12 anos. Por sua vez, a meia vida “corresponde ao tempo necessário para que se reduza à metade a distância para a situação de estado estacionário” (SOUZA; CRUZ; TABOSA, 2018 p. 87) e pode ser descrita por:

$$MV = \frac{\ln(2)}{\theta} \quad (6)$$

O vetor de variáveis X é disposto no Quadro 1, também chamado de variáveis estruturais. Optou-se por realizar a média dos dois anos (somou-se os valores de cada ano e dividiu-se por dois) em cada variável (2017 e 2006). Assim, a estratégia de controlar para o valor médio das variáveis segue o realizado por Mankiw, Romer e Weil (1992) que também utilizaram tal estratégia, para a variável de porcentagem da população em idade ativa no ensino médio.

Quadro 1 - Variáveis incluídas como controle para estimação da convergência condicional

Variável	Descrição	Fonte / Variáveis no Sidra
Pessoal ocupado/ Estabelecimentos – PO_{estab}_i	Média dos anos 2006 e 2017 do número de pessoas ocupadas na data de referência de cada ano em estabelecimentos agropecuários em relação ao número de estabelecimentos (no período de referência) de determinada microrregião geográfica.	Censo Agropecuário 2006 e 2016/2017 - 956, 6887, 765 e 6768.
Tratores/Área Colhida – $Tratarea_i$	Média dos anos 2006 e 2017 do número de tratores (data de referência) em relação à área colhida das lavouras temporárias e permanentes em determinada microrregião.	Censo Agropecuário 2006 e 2016/2017 (tratores) e PAM 2006 e 2017 (ano civil) - área colhida referente as 64 culturas analisadas das lavouras permanentes e temporárias - 860, 6869 e 5457.

NES – Div_i	Média do Número Efetivo de Espécies dos anos 2017 e 2006.	Construído através da área plantada, ou destinada a colheita de 64 culturas das lavouras permanentes e temporárias referentes aos anos civis 2006 e 2017 (PAM) – 5457.
Irrigação/Estabelecimentos – $Irriestab_i$	Média dos anos 2006 e 2017 do percentual do número de estabelecimentos com uso de irrigação em relação ao número de estabelecimentos em determinada microrregião (ambos mensuradas no período de referência).	Censo Agropecuário 2006 e 2016/2017 - 855, 6857, 765 e 6768.
Dirigentes homens - $Dirhom_i$	Média dos anos 2006 e 2017 do percentual de dirigentes (produtor ou administrador) do sexo masculino em relação ao número de estabelecimentos (número de dirigentes), ambos mensurados no período de referência.	Censo Agropecuário 2006 e 2016/2017 – 765 e 6768.
Idade 55 anos – $Idade55_i$	Média dos anos 2006 e 2017 do percentual de dirigentes com 55 anos e mais em relação ao número de dirigentes (estabelecimentos), ambos mensuradas no período de referência.	Censo Agropecuário 2006 e 2016/2017 – 765 e 6768.
Orientação Técnica - Ori_i	Média dos anos 2006 e 2017 do percentual de estabelecimentos que recebiam orientação técnica em relação ao total de estabelecimentos.	Censo Agropecuário 2006 e 2016/2017 – 838, 6780.
Regiões	<i>Dummies</i> para cada mesorregião, visando controlar diferenças relativas a cada mesorregião no qual a microrregião está inserida.	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Destaca-se que as variáveis de pessoal ocupado, número de tratores e demais variáveis obtidas pelo Censo Agropecuário podem ser entendidas como *proxies* dos verdadeiros valores referentes às lavouras permanentes e temporárias, uma vez que o Censo Agropecuário não faz distinção entre estabelecimentos que produzem para a agricultura ou pecuária, por exemplo, sendo assim, utilizados os valores totais de tais variáveis⁷. Além disso, a variável de valor da produção e área colhida (que foram utilizadas para o cálculo da produtividade) e área plantada (utilizada para o cálculo da diversificação agrícola) referem-se apenas às 64 culturas consideradas como pertencentes às lavouras permanentes e temporárias dispostas pela PAM.

Colocadas as variáveis explicativas do modelo para verificação da convergência, é necessário discorrer sobre o Número efetivo de Espécies, utilizado para representação da diversificação agrícola de cada microrregião. Tal índice é baseado no índice de Shannon e segundo Magurran (1988) pode ser descrito por:

$$\exp^{-\sum p_i \ln p_i} \quad (7)$$

⁷ No caso da variável tratores por hectare, essa é considerada uma *proxie* da utilização de capital por hectare, pois, a área utilizada - área colhida - se refere à área colhida total na PAM, durante o ano civil, não relativo aos estabelecimentos do Censo. Além disso, tal área pode ou não, abranger mais de uma safra, podendo os tratores serem utilizados em diferentes safras. Ainda que imperfeito, espera-se que o valor obtido aqui seja correlacionado com o verdadeiro valor dos tratores utilizados nas lavouras temporárias e permanentes em cada período de tempo.

em que $-\sum p_i \ln p_i$ é o índice de *Shannon*, p_i é a proporção da área plantada ou destinada à colheita para cada uma das 64⁸ culturas das lavouras permanentes ou temporárias da Pesquisa Agrícola Municipal nos anos 2006 e 2017 em determinada microrregião. A sua exponencial (Número Efetivo de Espécies) pode ser entendida como medida de diversidade em unidades de “número efetivo de espécies” – “o número equivalente de espécies igualmente abundantes que seriam necessárias para dar o mesmo valor da medida de diversidade” (GOTELLI; CHAO, 2013, p. 203)⁹.

Apesar de vários estudos como Donfuet *et al.* (2017) e Di Falco e Chavas (2008) utilizarem o logaritmo do índice de Shannon em suas análises, em vez do logaritmo do NES, aqui, porém, optou-se por utilizar o NES devido ao fato de todas as variáveis do modelo final serem logaritmizadas, inclusive a média dos dois anos do NES. Assim, preferiu-se evitar tirar o logaritmo de uma variável que já é construída por meio de logaritmos.

Destaca-se, porém, que a análise principal do presente artigo se refere a avaliar como a diversificação agrícola se relacionou com a produtividade da terra na região Nordeste utilizando os dados de 2006 e 2017 de tais variáveis, assim como das demais variáveis explicativas em cada ano.

De acordo com Wooldridge (2002), ter dados ao longo do tempo para o mesmo indivíduo apresenta diversas vantagens, como por exemplo, controlar para a heterogeneidade não observada dos indivíduos. Para o caso específico, o primeiro modelo a ser utilizado é o caso do modelo MQO empilhado (WOOLDRIDGE, 2002):

$$y_t = x_t \beta + u_t, \text{ com } t = 1, 2. \quad (8)$$

em que y_t é a produtividade em cada período (que porém será logaritmizada), variante entre os anos, enquanto x_t refere-se as variáveis explicativas, sendo elas,

⁸ A lista das 64 culturas permanentes e temporárias obtidas pela Pesquisa Agrícola Municipal do IBGE (2021), utilizadas para a construção do índice de diversificação e da produtividade está disposta no Apêndice A no Quadro A1. Como informações sobre açaí são dispostas a partir de 2015, optou-se por não incluir tal cultura em nenhum dos anos.

⁹ Outro índice que é amplamente utilizado na literatura é o chamado índice de Simpson. Porém, preferiu-se utilizar o NES, que é construído pelo índice de Shannon devido ao fato de que comparativamente ao índice de Shannon, o índice de Simpson dá mais peso às espécies mais abundantes na amostra analisada (DONFUET, *et al.* 2017).

$\ln PO_{estab_i}$, $\ln Tratarea_i$, $Shannon_i(\ln Div_i)$, $\ln Irriestab_i$, $\ln Dirhom_i$, $\ln Idade55_i$, $\ln Ori_i$, além de uma *dummie* para o ano 2017. Cabe destacar que uma região em um dos anos não apresentou tratores, e a estratégia utilizada foi excluir tal região para a análise do painel, mantendo assim, um painel balanceado.

Diferentemente de Di Falco, Bezabih e Yesuf (2010) que verificam o impacto da diversificação agrícola sobre a produção agrícola, aqui a diversificação e os demais insumos impactam sobre a produtividade, eliminando o efeito da extensão de área cultivada sobre o valor produzido pelas regiões. Estudos já realizaram suas estimações sobre produtividade, em valor, ou como rendimento, como por exemplo Himanem *et al.* (2013) e Kidane e Zegeye (2018).

Porém, uma questão surge quando há variáveis não observadas (que podem ser chamadas de efeitos não observáveis, definido por c) e sua correlação com o vetor de variáveis explicativas for diferente de zero. Nesse caso, o modelo *pooled OLS* descrito em (8) será viesado e inconsistente. O modelo básico de efeitos não observados pode ser descrito por (WOOLDRIDGE, 2002):

$$y_{it} = x_{it}\beta + c_i + u_{it}, \text{ com } t = 1, 2. \quad (9)$$

Neste caso c_i é chamado de “efeito aleatório” quando é definido como uma variável aleatória, que não é estimada, e de “efeito fixo” quando é abordado como um parâmetro a ser estimado, para cada indivíduo i . De maneira prática, o efeito aleatório ocorre quando há zero correlação entre as variáveis explanatórias observáveis e o efeito não observável, neste caso é necessário realizar a estimação para efeitos aleatórios, por sua vez, efeito fixo significa que é permitido uma correlação arbitrária entre o efeito não observado c_i e as variáveis explanatórias observadas x_{it} (WOOLDRIDGE, 2002).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Análise Descritiva

Referente à análise dos dados, primeiramente realiza-se a análise descritiva para entender melhor as variáveis utilizadas nos modelos. A Tabela 1 dispõe da média, desvio-padrão, mínimo e máximo de tais variáveis, em cada ano, antes da

realização da média entre as mesmas (modelo de convergência). Para melhor entendimento manteve-se as variáveis em nível. Algumas observações são interessantes, por exemplo, considerando as microrregiões geográficas, na média, houve aumento da taxa de crescimento da produtividade no período de 25,75 p.p. Porém, há um elevado desvio padrão, confirmado pelo fato de que houve região que variou positivamente sua produtividade em 239,7 p.p e outra que apresentou decréscimo de 146,7 p.p, mostrando a elevada variação e heterogeneidade do crescimento nas microrregiões no período.

Da Tabela 1 ainda é possível verificar as demais variáveis utilizadas no estudo. Apesar das informações serem referentes a média das microrregiões traz algumas informações interessantes, como a queda do número efetivo de espécies de 4,24 para 3,90. A média do pessoal ocupado por estabelecimentos no Nordeste também diminuiu com o tempo, e percebe-se um aumento da mecanização média, tanto via irrigação, quanto pelo número de tratores em relação à área colhida. Com relação às variáveis socioeconômicas, é possível verificar leve queda na média do percentual de estabelecimentos que recebiam algum tipo de orientação técnica, enquanto que a de dirigentes com 55 anos ou mais aumenta, nota-se ainda queda da porcentagem média de dirigentes homens.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas

Ano	2006				2017			
	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
$\ln(y_{i,t}/y_{i,t-1})$	-	-	-	-	0,2575	0,5589	-1,4666	2,3968
$y_{i,t}$	1,2886	1,2295	0,2105	10,6242	1,7528	1,9743	0,1398	21,3657
$POestab_i$	3,2796	1,1360	2,2081	15,2714	2,9742	1,2542	1,7870	16,1518
$Tratarea_i$	0,0076	0,0133	0,0003	0,1617	0,0179	0,0244	0,0000	0,1785
Div_i	4,2437	1,7500	1,2636	11,9464	3,9036	1,6949	1,1120	9,8478
$Irriestab_i$	6,8378	7,5769	0,4783	46,1187	10,9572	9,6845	0,6128	49,1396
$Dirhom_i$	85,1238	5,0806	66,3529	92,6629	78,3038	5,9446	55,1346	89,5185
$Idade55_i$	38,2638	5,4169	25,7009	52,4385	45,2466	5,0764	31,9099	59,2702
Ori_i	11,1784	8,0081	1,7186	50,7937	10,1287	6,9235	1,6780	45,5840
Número de observações	187	-	-	-	187	-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Produtividade expressa em Mil Reais à preços de 2006 (IGP-DI) por hectares.

Como colocado, houve regiões em que a produtividade da terra diminuiu com o tempo, de fato, o número de regiões que apresentaram um valor maior para a produtividade da terra em 2006 comparativamente à 2017 foi de 55 microrregiões.

Isso pode ocorrer por vários motivos, o que de certa forma, justifica a análise para avaliar se existiu convergência no período analisado, sendo necessário incluir as variáveis estruturais para eliminar possíveis choques no qual a região como um todo possa ter sofrido.

Através da Tabela 2, analisa-se a correlação entre a variável de produtividade da terra em cada ano com as variáveis utilizadas nas análises empíricas (também considerando seu respectivo ano), dispostas nas colunas 2 e 3, além da correlação da variável dependente do modelo de convergência (taxa de crescimento da produtividade da terra no período entre 2006-2017), e as variáveis explicativas (ou seja, calculadas pelo logaritmo da média dos valores dos dois períodos).

É possível verificar que no geral, a direção da correlação nos anos 2006 e 2017 se mantém (com exceção da variável de porcentual de dirigentes homens), sendo possível verificar elevada correlação da diversificação e do porcentual de estabelecimentos com irrigação com a produtividade em cada ano. Nota-se que os fatores de produção trabalho e capital também apresentaram correlação positiva com a produtividade.

Tabela 2 - Correlação entre produtividade e variáveis em cada ano e crescimento da produtividade entre 2017 e 2006 e variáveis explicativas do modelo de convergência

Variável	Correlação produtividade e variáveis em nível - 2006	Correlação produtividade e variáveis em nível - 2017	Correlação taxa de crescimento da produtividade, e logaritmo das variáveis do modelo de convergência.
$y_{i,t-1}$	-	-	-0,1964
$POestab_i$	0,1949	0,1490	-0,0048
$Tratarea_i$	0,1907	0,1425	0,2142
Div_i	0,4513	0,4864	0,2367
$Irriestab_i$	0,4583	0,5038	-0,0621
$Dirhom_i$	-0,1478	0,0098	0,0055
$Idade55_i$	-0,0205	-0,0669	-0,1196
Ori_i	0,1914	0,1030	-0,0987
Número de observações	187	187	187

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quando analisada a coluna 4, porém, verifica-se que a média do pessoal ocupado por estabelecimentos e porcentual de estabelecimentos com irrigação mudam de sinal e apresentam correlação negativa (ainda que próxima de zero), com relação ao crescimento da produtividade no período. Assim, é necessário, com a

inclusão das demais variáveis explicativas e de controle verificar a real correlação destas variáveis com a variável dependente.

Além disso, é possível identificar que a diversificação mantém sua correlação positiva, agora com o crescimento da produtividade, resultado no qual também é necessário confirmar pela análise de regressão. Outro importante resultado, que deve ser confirmado por meio da regressão, é a correlação negativa entre o crescimento da produtividade e o logaritmo da produtividade no período inicial, indicando possível convergência da produtividade da terra no período.

A próxima seção apresenta os resultados empíricos encontrados através dos modelos estimados.

6 RESULTADOS EMPÍRICOS

Para as regressões por meio de dados em painel, devido à logaritmização do modelo, o número de regiões analisadas diminuiu em uma unidade, comparativamente ao modelo de convergência estimado posteriormente, devido à exclusão da região que detinha zero tratores por hectare em um dos períodos, para manter o painel balanceado. Além disso, o logaritmo do NES se torna o próprio índice de Shannon em cada período. As regressões de dados empilhados, de efeitos aleatórios e de efeitos fixos podem ser analisadas na Tabela 3¹⁰.

Tabela 3 - Regressões entre produtividade e variáveis explicativas utilizando painel de dados dos anos 2006 e 2017

Modelo	Pooled	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
$\ln PO_{estab_i}$	1,1042	0,8709	0,3405
Valor-P	0,0000	0,0000	0,1726
$\ln Tratarea_i$	0,1205	0,1544	0,2053
Valor-P	0,0006	0,0000	0,0001
$Shannon_i(\ln Div_i)$	0,5720	0,5110	0,4153
Valor-P	0,0000	0,0000	0,0133
$\ln Irriestab_i$	0,2934	0,2701	0,2106
Valor-P	0,0000	0,0000	0,0042

¹⁰ Destaca-se que primeiramente, realizou-se estimações sem a correção de *clusters* pelas microrregiões. Nesse caso o modelo de efeitos aleatórios foi preferível ao modelo *pooled* pois o teste de multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan foi significativo. Por sua vez, o teste de Hausman foi significativo a 1% demonstrando que o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo de efeitos aleatórios. Porém, o teste de Wald modificado para heterocedasticidade apresentou-se como significativo. Neste caso, os modelos de efeitos aleatórios e efeitos fixos foram estimados considerando para inferência estatística os *clusters* por microrregião e para decidir entre o modelo de efeito fixo e aleatório, utilizou-se o comando “*xtoverid*” (estatística de Sargan-Hansen), após estimação do modelo de efeitos aleatórios, que também foi significativo, demonstrando que o modelo de efeitos fixos é preferível ao anterior.

<i>lnDirhom_i</i>	-2,2365	-1,2722	-0,1417
Valor-P	0,0000	0,0050	0,8111
<i>lnIdade55_i</i>	-0,4269	-0,0831	0,2872
Valor-P	0,1069	0,7346	0,5097
<i>lnOri_i</i>	0,0095	-0,1205	-0,2536
Valor-P	0,8610	0,0319	0,0005
Ano 2017	0,0528	0,0233	-0,0228
Valor-P	0,5437	0,7658	0,8704
<i>Constante</i>	9,5937	4,9125	-0,0637
Valor-P	0,0000	0,0299	0,9820
Sargan-Hansen (Valor-p)	-	38,804 (0,0000)	-
R ² within	-	0,3441	0,3896
R ² between	-	0,4579	0,3165
R ² geral	0,4530	0,4362	0,3267
Número de Observações	372	372	372

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dos resultados da Tabela 3 é possível notar, primeiramente que o modelo de efeitos fixos é o mais indicado, uma vez que a estatística de Sargan-Hansen foi significativa a 1%. No geral, os coeficientes dos três modelos mantêm seus sinais. Com relação à significância, verifica-se que o número de tratores por área colhida, a diversificação e o percentual de estabelecimentos com irrigação demonstram-se como significativos e positivamente correlacionados com a variável produtividade da terra.

De acordo com a literatura, a variável de diversificação agrícola torna-se mais importante quando se verifica algum fator físico limitante (DI FALCO, CHAVAS, 2008), como por exemplo precipitação, ou a frente a algum estresse no agroecossistema (DONFOUET *et al.*, 2017). De fato, o semiárido nordestino, por exemplo, apresenta um clima considerado extremo que inclusive gera passivos sociais, com precipitação de até 800 mm (TRAVASSOS; SOUZA; SILVA, 2013; JÚNIOR, 2006). Assim, o resultado encontrado da relação entre diversificação e produtividade pode estar relacionado à realidade climática da região.

Para complementar, os resultados, é realizada ainda, a análise de convergência da produtividade da terra, em que também é possível verificar a relação da diversificação com o crescimento da produtividade no período.

Para análise da convergência da produtividade da terra entre 2006 e 2017 na região Nordeste dispõem-se da estimação de mínimos quadrados ordinários em três diferentes especificações, a primeira, considerando apenas a convergência absoluta, a segunda, considerando a convergência condicional com fatores de produção (capital e trabalho), diversificação agrícola e controle para mesorregiões. Por fim, na

terceira especificação considera-se todas as variáveis. Os resultados estão dispostos na Tabela 4.

A partir da regressão de convergência absoluta, verifica-se que há convergência da produtividade da terra entre as microrregiões do Nordeste, que também é confirmada através das regressões de convergência condicional, em que com a inclusão das demais variáveis explicativas, nota-se uma maior taxa de velocidade de tal convergência, em que a estatística de meia vida, passa de aproximadamente 51,53 anos, verificado na especificação de convergência absoluta para 18,47 anos na especificação condicional (2). Tal valor é bem inferior ao encontrado por Antunes e Stege (2020) de 41,86, porém, os autores chegam a tal valor através da convergência absoluta.

Os resultados podem ser comparados principalmente com o trabalho de Raiher *et al.* (2016) e Silva e Cruz (2019). Raiher *et al.* (2016) também encontram convergência absoluta e condicional da produtividade agropecuária para microrregiões (porém, para a região Sul do Brasil). Por sua vez o trabalho de Silva e Cruz (2019) foca seu esforço sobre a região Nordeste, porém, estimando regressões separadas para diversas culturas da fruticultura. Os autores encontram convergência condicional da produtividade nas 10 culturas analisadas. Assim, os resultados encontrados no presente estudo também indicam convergência absoluta e condicional das lavouras temporárias e permanentes, não apenas para fruticultura.

Tabela 4 - Estimação da convergência da produtividade agrícola. Estimação por MQO

Variável/Modelo	Absoluta	Condicional (1)	Condicional (2)
$\ln y_{i,t-1}$	-0,1491	-0,3082	-0,3626
Valor-P	0,0126	0,0002	0,0000
$\ln PO_{estab_i}$	-	0,0260	0,0965
Valor-P	-	0,9058	0,6652
$\ln Tratarea_i$	-	0,0132	0,0162
Valor-P	-	0,7861	0,7582
$\ln Div_i$	-	0,6085	0,5615
Valor-P	-	0,0000	0,0001
$\ln Irriestab_i$	-	-	0,1081
Valor-P	-	-	0,0584
$\ln Dirhom_i$	-	-	-0,4741
Valor-P	-	-	0,5058
$\ln Idade55_i$	-	-	-0,7493
Valor-P	-	-	0,0898
$\ln Ori_i$	-	-	-0,0367
Valor-P	-	-	0,7230
Constante	0,2515	-0,7595	3,8193
Valor-P	0,0000	0,1107	0,2754
Velocidade	0,0135	0,0307	0,0375

Meia-Vida	51,5284	22,5721	18,4680
R ²	0,0386	0,6008 / 0,4734	0,6194 / 0,4832
Controle para mesorregiões	Não	Sim	Sim
Número de Observações	187	187	187

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: Desvios padrões robustos à heterocedasticidade na equação absoluta, as equações condicionais não apresentaram presença de heterocedasticidade.

Ademais, verifica-se que além da produtividade no período inicial, a diversificação agrícola e a porcentagem de estabelecimentos com irrigação mostraram correlação positiva com o crescimento da produtividade no período. Das variáveis socioeconômicas, apenas a variável de percentual de dirigentes com 55 anos e mais apresentou significância estatística, sendo seu sinal negativo. Destaca-se que na especificação Condicional (2) as *dummies* de controle de mesorregiões (que têm como referência a mesorregião norte maranhense) apresentaram coeficientes de -0,4939 a 1,6374, mostrando que as regiões apresentaram comportamento heterogêneo no período.

Assim, dos resultados, notou-se que a diversificação agrícola e irrigação se correlacionaram positivamente com os valores da produtividade da terra com dados de 2006 e 2017, e além disso, da análise de convergência, verifica-se que tais variáveis também apresentaram relação positiva com o crescimento da produtividade e não apenas seu valor em nível, além de ser verificado a ocorrência de um processo de convergência da produtividade da terra nas microrregiões da região Nordeste entre 2006 e 2017.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente artigo foi analisar de que modo diversas variáveis, em especial a diversificação agrícola das microrregiões do Nordeste, além de *proxies* para trabalho e capital, variáveis socioeconômicas e porcentagem de estabelecimentos com irrigação, se correlacionaram com a produtividade da terra a partir da análise de painel de dados para os anos 2006 e 2017. De acordo com os resultados, considerando efeitos fixos, encontrou-se uma relação positiva da diversificação agrícola com a produtividade da terra, outras variáveis que também apresentaram tal relação foram o percentual de estabelecimentos com irrigação e o número de tratores em relação à área colhida, *proxy* para utilização do capital nas lavouras.

Para complementar os resultados, é analisado a existência do processo de convergência absoluta e condicional da produtividade da terra nas microrregiões do Nordeste, entre os anos 2006 e 2017. Incluindo variáveis estruturais (médias de dois anos) e diversificação agrícola. O modelo MQO indicou o processo de convergência nas especificações analisadas, assim como apontou a diversificação e a porcentagem de estabelecimentos com irrigação como correlacionados com o crescimento da produtividade.

A partir dos resultados, é possível verificar a necessidade de políticas públicas que tenham um enfoque especializado na região e nas condições socioeconômicas e edafoclimáticas nas quais os produtores estão inseridos. É essencial que haja agroecossistemas que possam ser resilientes frente as condições adversas que o clima pode oferecer na região Nordeste, sendo a diversificação agrícola uma opção para gerar tais sistemas, ainda que seja necessária uma análise caso a caso, preferivelmente junto ao agricultor para que haja eficiência na adoção de tal prática, podendo esta ser oferecida por exemplo, por extensionistas que levem em consideração o potencial produtivo, os insumos, os preços e a região inserida para definir o *mix* produtivo que favoreça a produtividade, considerando assim a diminuição de riscos, a complementariedade e a economia de escopo que tal prática pode oferecer.

Além disso, como demonstrado, a irrigação é um fator de extrema importância, e faz-se necessário aumentar o percentual de estabelecimentos com acesso a tal recurso. Como verificado, apesar da irrigação ter aumentado entre os anos 2006 e 2017, a média do percentual de estabelecimentos com irrigação nas microrregiões no Nordeste, ainda é extremamente baixa, de aproximadamente 10,96%.

Para estudos futuros destaca-se, principalmente, a necessidade de encontrar instrumentos para a variável de diversificação - uma vez que essa é uma variável de escolha, como destacado em estudos empíricos -, podendo, assim, estimar resultados mais robustos em relação ao problema da possível endogeneidade. Por sua vez, destaca-se que a utilização de microdados ao nível de produtores/fazendas seria uma estratégia interessante para a verificação e a ampliação dos resultados.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S., PEROBELLI, F. S. e FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 31-52, jan./mar. 2008.

ALMEIDA, M. A. GUANZIROLI, C. E. Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 31., 2013, Foz do Iguaçu, PR. **Anais...** Foz do Iguaçu, PR, 2013.

ANTUNES, L; STEGE, A. L. ANÁLISE ESPACIAL DA CONVERGÊNCIA DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA BRASILEIRA (1990-2018). In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 23., 2020, Rio Grande do Sul. **Anais...** Rio Grande do Sul, 2020.

BARRO, R. J. Economics growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**. v. 106; p.407-443, 1991.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Economic growth, **The MIT Press**. Second Edition. 2004.

BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show, **Am. Econ. Rev.** 76, p. 1072-1085, 1986.

BATISTELLA, P. et al. Avaliação do processo de convergência da produtividade agrícola: uma análise espacial nos municípios gaúchos. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 17, n. 3, p. 462-484, 2019.

CASTRO, C. N. D. A agricultura no Nordeste brasileiro: oportunidades e limitações ao desenvolvimento. **Texto para Discussão**, IPEA, n. 1786, 2012.

CHAVAS, J. P.; DI FALCO, S. On the productive value of crop biodiversity: evidence from the highlands of Ethiopia. **Land Economics**, v. 88, n. 1, p. 58-74, 2012.

CULAS, R.; MAHENDRARAJAH, S. Causes of diversification in agriculture over time: Evidence from Norwegian farming sector. CONGRESS OF THE EUROPEAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMISTS. 2005, Copenhagen **Proceedings...**Copenhagen, 2005.

DE ROEST, K; FERRARI, P; KNICKEL, K. Specialisation and economies of scale or diversification and economies of scope? Assessing different agricultural development pathways. **Journal of Rural Studies**, v. 59, p. 222-231, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2017.04.013> .

DI FALCO, S.; CHAVAS, J. P. Rainfall shocks, resilience, and the effects of crop biodiversity on agroecosystem productivity. **Land Economics**, v. 84, n. 1, p. 83-96, 2008.

DI FALCO, S.; ZOUPANIDOU, E. Soil fertility, crop biodiversity, and farmers' revenues: Evidence from Italy. **Ambio**, v. 46, n. 2, p. 162-172, 2017.

DONFOUET, H. P. P. *et al.* Crop production and crop diversity in France: a spatial analysis. **Ecological Economics**, v. 134, p. 29-39, 2017.

DRUMOND, M. A. *et al.* Estratégias para o uso sustentável da biodiversidade da caatinga. Em: SILVA, J. M. C. da; TABARELLI, M.; FONSECA, M. T. da; LINS, L. V. (Org.). **Biodiversidade da caatinga: áreas e ações prioritárias para a conservação**. Brasília, DF: Ministério do Meio Ambiente: Universidade Federal de Pernambuco, 2004.

GOTELLI, N. J.; CHAO A. Measuring and estimating species richness, species diversity, and biotic similarity from sampling data. In: Levin SA, editor. **Encyclopedia of Biodiversity** 5, Waltham, MA: Academic Press; 2013. pp. 195–211.

HIMANEN, S. J. *et al.* Cultivar diversity has great potential to increase yield of feed barley. **Agronomy for sustainable development**, v. 33, n. 3, p. 519-530, 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/>. Acesso em: mar. 2021.

JOSHI, P. K. *et al.* Agriculture diversification in South Asia: patterns, determinants and policy implications. **Economic and political weekly**, v. 39, n. 24, p. 2457-2467, 2004.

JÚNIOR, E. V. H. Sistemas de produção de pequenos ruminantes no semi-árido do Nordeste brasileiro. **Embrapa**, Documentos 66, p. 1-49, 2006.

KIDANE, M. S.; ZEGEYE, E. W. Crop diversification and productivity in semiarid and sub-humid maize-legume production systems of Ethiopia. **Agroecology and Sustainable Food Systems**, v. 42, n. 10, p. 1106-1127, 2018.

LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período 1960 a 2001**. Tese (Doutorado em ciências: economia aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 193 f., 2004.

MAGURRAN, A. E. Ecological diversity and its measurement. **Princeton University press**, 1988.

MANKIW, N., ROMER, D., WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n.2, p.407-437, 1992.

MARTIN, R; SUNLEY, P. Convergência lenta? a nova teoria do crescimento endógeno e o desenvolvimento regional. **Cadernos IPPUR/UFRJ**, Rio de Janeiro, v14, n. 1, p. 7-12, jan./jul. 2000.

PIEDRA-BONILLA, E. B.; BRAGA, C. A. S.; BRAGA, M. J. Diversificação agropecuária no brasil: conceitos e aplicações em nível municipal. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 18, n. 2, p. 1-28, 2020.

PIEDRA-BONILLA, E. B.; CUNHA, D. A.; BRAGA, M. J. Diversificação agrícola na bacia hidrográfica do Rio das Contas, Bahia. **Geosul**, v. 34, n. 72, p. 280-306, 2019.

RAHMAN, S. Whether crop diversification is a desired strategy for agricultural growth in Bangladesh? **Food Policy**, v. 34, p. 340-349, 2009.

RAIHER, A. P. *et al.* Convergência da Produtividade Agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 3, p. 517-536, 2016.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, v.33, p.143-156, 1999. DOI: 10.1080/00343409950122945.

SAITH, W.; KAMITANI, E. L. T. Convergência e dinâmica agropecuária: uma análise espacial entre os anos de 1990 e 2013. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 14, n. 1, 2 e 3, 2016.

SILVA, R. P.; CRUZ, A. A. Produtividade da fruticultura nordestina: Evidências de convergência. In: CONGRESSO DA APDEA; ENCONTRO LUSÓFONO EM ECONOMIA, SOCIOLOGIA, AMBIENTE E DESENVOLVIMENTO RURAL, 9., 3., 2019, Lisboa. **Anais...** Lisboa, 2019.

SOUZA, H. G.; CRUZ, N. B.; TABOSA, F. J. S. Convergência espacial das rendas urbana e rural no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 27, n. 3, p. 82-94, 2018.

TAMBURINI, G.; et al. Agricultural diversification promotes multiple ecosystem services without compromising yield. **Science advances**, v. 6, n. 45, p. eaba1715, 2020.

TILMAN, D.; POLASKY, S.; LEHMAN, C. Diversity, productivity and temporal stability in the economies of humans and nature. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 49, n. 3, p. 405-426, 2005.

TRAVASSOS, I. S.; SOUZA, B. I. D.; SILVA, A. B. D. Secas, desertificação e políticas públicas no semiárido nordestino brasileiro. **Okara: Geografia em debate**, v. 7, n. 1, p. 147-164, 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. **The MIT press**. London, 2002.

APÊNDICE A

Quadro A1. 64 culturas da PAM utilizadas como base para mensuração do valor da produção (e produtividade) e diversidade agrícola em 2006 e 2017

Cultura	Cultura	Cultura	Cultura
Abacate	Caqui	Guaraná (semente)	Noz (fruto seco)
Abacaxi	Castanha de caju	Juta (fibra)	Palmito
Algodão arbóreo (em caroço)	Cebola	Laranja	Pera
Algodão herbáceo (em caroço)	Centeio (em grão)	Limão	Pêssego
Alho	Cevada (em grão)	Linho (semente)	Pimenta-do-reino
Amendoim (em casca)	Chá-da-índia (folha verde)	Maçã	Rami (fibra)
Arroz (em casca)	Coco-da-baía	Malva (fibra)	Sisal ou agave (fibra)
Aveia (em grão)	Dendê (cacho de coco)	Mamão	Soja (em grão)
Azeitona	Erva-mate (folha verde)	Mamona (baga)	Sorgo (em grão)
Banana (cacho)	Ervilha (em grão)	Mandioca	Tangerina
Batata-doce	Fava (em grão)	Manga	Tomate
Batata-inglesa	Feijão (em grão)	Maracujá	Trigo (em grão)
Borracha (látex coagulado)	Figo	Marmelo	Triticale (em grão)
Cacau (em amêndoa)	Fumo (em folha)	Melancia	Tungue (fruto seco)
Café (em grão) Total	Girassol (em grão)	Melão	Urucum (semente)
Cana-de-açúcar	Goiaba	Milho (em grão)	Uva

Fonte: Elaborado pelo autor através dos dados da pesquisa.