

# CAPITAL HUMANO E O CRESCIMENTO DA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ABORDAGEM ECONOMETRICA ESPACIAL PARA O PERÍODO DE 1970 - 2006<sup>1</sup>

## Alysson Luiz Stege

Docente do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa  
E-mail: alyssonstege@uepg.br

## Dreyfuss Raphael Stege

Mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina  
E-mail: dreyfuss.stege@gmail.com

## RESUMO

O objetivo do trabalho é verificar a contribuição do capital humano no crescimento da agropecuária brasileira usando um painel espacial para o período de 1970-2006 com 349 microrregiões. Para alcançar este objetivo estimou-se um modelo econométrico de painel de dados espaciais do tipo SDM (*Spatial Durbin Model*) com efeitos-fixos, controlando a dependência espacial e a heterogeneidade espacial não observável, utilizando o modelo proposto em Freitas e Bacha (2004). Os resultados indicam que o capital humano contribuiu para o crescimento da agropecuária e que as características das microrregiões vizinhas são importantes para este crescimento.

**Palavras-Chave:** Capital Humano; Agropecuária; Painel Espacial.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to verify the contribution of human capital in the growth of brazilian agricultural using a spatial panel of 349 micro-regions for the period 1970-2006. To achieve the objective, an econometric model of spatial data panel of type SDM (*Spatial Durbin Model*) with fixed effects, controlling spatial dependence and unobservable spatial heterogeneity was estimated, using the model proposed in Freitas and Bacha (2004). The results indicate that human capital contributed to the growth of agricultural and that the characteristics of neighboring micro-regions are important for this growth.

**Keywords:** Human Capital; Agricultural; Spatial Panel.

Área 11 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

**JEL Classification:** Q10; O40.

---

<sup>1</sup> Este artigo faz parte do projeto "Os efeitos do capital humano no crescimento da agropecuária nas microrregiões brasileiras entre os anos de 1980 a 2017", financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

## 1 INTRODUÇÃO

O crescimento econômico é almejado por todos os países. Pode-se dizer que o estoque de capital físico, estoque de capital humano e as mudanças tecnológicas são os principais fatores que levam ao crescimento econômico. Entende-se como capital físico os equipamentos e construções utilizados no processo produtivo em toda a economia, já o capital humano pode ser considerado como o resultado de todo o investimento feito pelas pessoas e que eleve a sua produtividade, por exemplo, educação formal e informal, capacitação, melhoramento da saúde e migração para obter oportunidades de trabalho melhores (SCHULTZ, 1961). Os investimentos em capital humano ou físico geram externalidade positivas ao elevar a capacidade produtiva da empresa e do trabalhador (ARRAES; TELES, 2000).

A literatura do crescimento econômico voltada ao papel do capital humano ganhou destaque a partir da década de 1960 com os trabalhos, por exemplo, de Nelson e Phelps (1966), Lucas (1988), Romer (1990), Mankiw, Romer e Weil (1992), Foster e Rosenzweig (1996), Hanushek e Kimko (2000), Krueger e Lindahl (2001), Benhabib e Spiegel (2002), entre outros. Todos estes autores chegam à conclusão de que o capital humano possui efeito positivo no crescimento econômico. Quanto maior for o conhecimento e a informação disponível para os trabalhadores e empresários, maiores são as chances de um país diminuir o hiato econômico que separa as nações mais desenvolvidas das menos desenvolvidas.

Na literatura nacional existe uma gama de trabalhos que exploram o papel do capital humano no crescimento econômico brasileiro, usando diferentes *proxys* para medir o capital humano e metodologias distintas (por exemplo: UHR et al; 2020; BONDEZAN; DIAS; 2017; BONDEZAN; DIAS; 2016; FIRME; SIMÃO FILHO; 2014; GAMA; 2014; SALGUEIRO; 2012; DIAS; TEBALDI; 2012; FRAGA; 2011; CANGUSSU; SALVATO; NAKABASHI; 2010; RAIHER, 2009).

Apesar disto, existem poucos trabalhos que analisam o papel do capital humano especificamente no crescimento da agropecuária brasileira (ver SPOHR E FREITAS; 2011; OLIVEIRA JUNIOR; CASTELAR; FERREIRA, 2009; AMORIM; SCALCO; BRAGA, 2008; FREITAS; BACHA; 2004; ILHA; LIMA, 1989; ENGLER; 1979; PATRICK; KEHRBERG, 1975).

A partir da década de 60 o setor agropecuário brasileiro sofreu uma série de mudanças que levaram ao crescimento do seu PIB, ao crescimento físico da produção, a aceleração do processo de modernização, ao aumento da produtividade principalmente após o início da década de 1990, diversificação da pauta de exportação brasileira de produtos agropecuários, aumento do processo de migração de pessoas entre o rural e urbano, aumento do mercado para produtos agroindustrializados, mudanças na composição dos gastos do governo voltadas ao setor, entre outros (BACHA; ROCHA; 1998; HOFFMANN et al; 1985; OLIVEIRA JUNIOR; CASTELAR; FERREIRA, 2009; BACHA, 2012; FERREIRA FILHO; VIAN, 2014); e analisar o papel do capital humano neste processo é importante para o entendimento deste setor para fins de políticas públicas.

Considerando tal contexto, o presente trabalho tem como objetivo verificar empiricamente a contribuição do capital humano no crescimento da agropecuária brasileira para as microrregiões no período de 1970 a 2006, utilizando um modelo neoclássico tradicional de crescimento econômico e a escolaridade dos trabalhadores rurais como *proxy* para o capital humano.

O que se pretende neste trabalho é trazer à discussão a importância do capital humano para o crescimento da agropecuária brasileira, em especial para as microrregiões, uma vez que produtores rurais com um nível maior de educação apresentam maiores habilidades de gerenciamento de seu processo produtivo e adequando sua produção frente a mudanças econômicas (FREITAS; BACHA; 2004).

Dos trabalhos que analisam o papel do capital humano para a agropecuária brasileira a presente pesquisa diferencia-se em dois aspectos. O primeiro diz respeito ao corte regional. Serão analisadas as microrregiões brasileiras, permitindo considerar as heterogeneidades locais. O segundo aspecto está relacionado a metodologia. Por conta do Brasil ser um país com proporções continentais existe uma heterogeneidade muito grande entre as regiões, pois existem características regionais fixas e específicas para cada uma delas, sendo necessário o controle dessas características ao testar empiricamente a contribuição do capital humano no crescimento da agropecuária. Por este motivo será utilizado um modelo de painel de dados espaciais o qual permite controlar as características fixas e específicas (as chamadas heterogeneidades espaciais não observadas) e a dependência espacial. A dependência espacial ocorre

devido à presença de concentrações espaciais, fazendo com que os dados não sejam distribuídos aleatoriamente no espaço (a dependência é denominada de autocorrelação espacial).

Escolheu-se o período de 1970 a 2006 pelos seguintes motivos: i) este período abrange as mudanças que o setor agrícola sofreu; e ii) o nível de escolaridade das pessoas foi investigado de diferentes formas ao longo dos Censos Demográficos, impossibilitando a construção de uma variável “contínua” para o número de anos de estudo dos trabalhadores rurais no Censo de 2010. Como esta é uma variável chave na pesquisa e utiliza-se Dados dos Censos Agropecuários para montar o painel espacial, optou-se por analisar até o ano de 2006. Na metodologia este motivo será melhor explicado.

Portanto, a principal contribuição deste trabalho seria metodológica, ao utilizar um modelo econométrico de painel de dados espaciais, e empírica, ao acrescentar novos entendimentos do papel do capital humano no crescimento do setor agropecuário brasileiro considerando o espaço geográfico.

O presente artigo compõe-se de cinco seções incluindo esta introdução. Na seção 2 é apresentado o modelo teórico. A seção 3 apresenta a metodologia empregada e o banco de dados. Na seção 4 é apresentado os resultados. Por fim, na seção 5 são apresentadas as considerações finais.

## 2. O MODELO

O modelo teórico utilizado nesta pesquisa tem como base o modelo proposto por Lau et al (1993) o qual foi adaptado por Freitas e Bacha (2004) ao introduzir a terra como uma variável explicativa para verificar a contribuição do capital humano no crescimento da agropecuária brasileira. Estes modelos seguem a ótica neoclássica tradicional de crescimento econômico, a qual considera o progresso tecnológico como um fator exógeno.

Este modelo parte de uma metafunção de produção (MFP) do tipo Cobb-Douglas, supondo que todas as microrregiões utilizam a mesma MFP e que a tecnologia está disponível para todos, entretanto, dependendo do grau de desenvolvimento de uma microrregião ela operaria em diferentes partes dela. Pode-se definir esta MFP como:

$$Y_{(t)}^{i*} = \psi(K_{(t)}^{i*})^{\delta_K} (L_{(t)}^{i*})^{\delta_L} (H_{(t)}^{i*})^{\delta_H} (T_{(t)}^{i*})^{\delta_T} (e^{\delta_H H_{(t)}^{i*}}) u_t \quad (1)$$

sendo  $Y_{(t)}^{i*}$  quantidade do equivalente-eficiente (E.E.) da produção agropecuária da  $i$  – ésima microrregião no tempo  $t$ ;  $K_{(t)}^{i*}$ ,  $L_{(t)}^{i*}$ ,  $H_{(t)}^{i*}$  e  $T_{(t)}^{i*}$  são, respectivamente, a quantidade de E.E. do estoque de capital físico, volume de trabalho empregado, capital humano e área de terra;  $\psi$  é a constante; os termos  $\delta_K$ ,  $\delta_L$ ,  $\delta_H$ ,  $\delta_T$ , são os coeficientes das variáveis  $K$ ,  $L$ ,  $H$  e  $T$ ; e  $e$  é a base do logarítmico neperiano.

O E.E. é uma medida padrão para todas as microrregiões e que compara a eficiência técnica dos insumos e dos produtos em cada uma delas. O valor do E.E. para as microrregiões não é diretamente observável, assume-se então, que a E.E de  $Y$ ,  $K$ ,  $L$ ,  $H$  e  $T$ , são mensurados a partir dos próprios valores de  $Y$ ,  $K$ ,  $L$ ,  $H$  e  $T$ .

Nesta pesquisa, assim como em Freitas e Bacha (2004), a conversão dos valores de  $Y$ ,  $K$ ,  $L$ ,  $H$  e  $T$  em E.E. será realizado através da multiplicação de  $Y_t^i$ ,  $K_t^i$ ,  $L_t^i$ , e  $T_t^i$  (sendo  $i$  as microrregiões brasileiras existentes em 1970) pelo fator aumentado  $\omega$ . Porém, para o capital humano ( $H_t^i$ ) a conversão em E.E. será realizada pela adição do fator aumentador. Tais conversões admitem que os fatores aumentadores assumam uma forma funcional do tipo exponencial com relação ao tempo (para  $Y_t^i$ ,  $K_t^i$ ,  $L_t^i$ , e  $T_t^i$ ) e linear com relação ao tempo (para  $H_t^i$ )<sup>2</sup>. Desta forma, os termos  $Y_t^{i*}$ ,  $K_t^{i*}$ ,  $L_t^{i*}$ ,  $H_t^{i*}$  e  $T_t^{i*}$  da equação (1) assumem o seguinte formato:

<sup>2</sup>Esta suposição implica que a diferença na qualidade da educação entre duas microrregiões pode, em uma primeira aproximação, ser medido como uma diferença constante (em vez de um múltiplo constante) que é uniforme em todas as séries, segundo Lau et al (1993). Os autores fornecem o seguinte exemplo e que foi adaptado a presente pesquisa:  $m$  anos de educação média por pessoa na força de trabalho na microrregião A pode ser equivalente a  $m-2$  anos de educação média ‘equivalente à eficiência’ por pessoa na força de trabalho na microrregião B, onde qualquer microrregião poderia ser selecionada como o padrão.

$$Y_{(t)}^{i*} = \omega_Y^i e^{(b_Y^i)_t} Y_t^i \quad (2)$$

$$K_{(t)}^{i*} = \omega_K^i e^{(b_K^i)_t} K_t^i \quad (3)$$

$$L_{(t)}^{i*} = \omega_L^i e^{(b_L^i)_t} L_t^i \quad (4)$$

$$T_{(t)}^{i*} = \omega_T^i e^{(b_T^i)_t} T_t^i \quad (5)$$

$$H_{(t)}^{i*} = H_{(t)}^i + \omega_H^i + (b_H^i)_t \quad (6)$$

em que  $\omega_Y^i$ ,  $\omega_K^i$ ,  $\omega_L^i$  e  $\omega_H^i$  são constantes específicas para cada microrregião do Brasil e os  $\omega$ 's representam a eficiência técnica da produção e dos insumos. Os termos  $(b_Y^i)_t$  e  $(b_j^i)_t$  vão captar o progresso técnico que é determinado exogenamente, com  $j = K, L, T$  e  $H$ .

Logaritmizando a equação (1), substituindo as equações de (2) a (6) em (1) e fazendo algumas simplificações, chega à equação:

$$\begin{aligned} (\ln Y_t^i - \ln Y_{t-1}^i) = & A_t^* + \delta_K (\ln K_t^{i*} - \ln K_{t-1}^{i*}) + \delta_L (\ln L_t^{i*} - \ln L_{t-1}^{i*}) + \\ & \delta_T (\ln T_t^{i*} - \ln T_{t-1}^{i*}) + \delta_H (H_t^{i*} - H_{t-1}^{i*}) + (\ln \epsilon_t - \ln \epsilon_{t-1}) \end{aligned} \quad (7)$$

onde  $A_t^* = (\ln A_t^i - \ln A_{t-1}^i)$ . O termo  $A_t^*$  irá fazer a incorporação do progresso tecnológico em cada variável da equação, gerando uma equação de regressão clássica com  $A_t^*$  mostrando o progresso tecnológico determinado exogenamente no modelo<sup>3</sup>. Esta pesquisa irá estimar a equação (7) utilizando um painel espacial para as microrregiões brasileiras existentes em 1970 para o período de 1970-2006.

### 3. ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

#### 3.1. Considerações iniciais

Ao longo dos anos o número de municípios brasileiros aumentou substancialmente, tais mudanças dificultam qualquer pesquisa que pretenda usar dados regionais de anos diferentes. Como apontado na introdução serão utilizados dados em painel sendo necessário a compatibilização das microrregiões criadas ao longo do tempo com as microrregiões existentes em 1970.

Para a compatibilização foi utilizado o trabalho “Evolução da divisão territorial do Brasil: 1872-2010”<sup>4</sup> realizado pelo IBGE em 2011. Este estudo apresenta a genealogia dos municípios, o que permitiu rastrear quais microrregiões foram criadas e de quais microrregiões elas foram desmembradas.

Das 360 microrregiões existentes em 1970 foram utilizadas 349 microrregiões. Justifica-se este uso porque estas 11 microrregiões foram criadas a partir de duas ou até três microrregiões, impossibilitando a agregação em apenas uma. Verificou-se para cada uma destas microrregiões de quais microrregiões elas se originaram, sendo agregadas a microrregião mais próxima, não gerando perda de informação.

Foram utilizados dados de seis Censos Agropecuários (1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996 e 2006) permitindo a criação de um painel de dados balanceados com 2.094 observações (349 microrregiões vezes 6). Como a equação (7) é expressa em taxas de crescimento, tendo como base o ano de 1970, o número de observações diminui para 1.745.

#### 3.2. Análise exploratória de dados espaciais

Nesta pesquisa será utilizada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que é a coleção de técnicas que descreve e visualiza as distribuições espaciais, identifica as localidades atípicas (*outliers* espaciais) e descobre padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) e sugere diferentes regimes espaciais (ANSELIN, 1995).

<sup>3</sup> Para maiores detalhes sobre as simplificações da equação (7) ver Freitas (2001)

<sup>4</sup> Este trabalho encontra-se disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/15771-evolucao-da-divisao-territorial-do-brasil.html?=&t=o-que-e>.

No presente artigo são calculadas três estatísticas usuais na AEDE: o I de Moran Global Univariado, I de Moran Global Bivariado e o I de Moran Local representado pelo mapa de *cluster* LISA.

O valor da estatística I de Moran Global Univariado mede o grau de correlação espacial, ou seja, se existe similaridade de valores de uma determinada variável com a similaridade da localização desta mesma variável. Matematicamente, essa estatística é fornecida matricialmente por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{F'WF}{F'F} \quad (8)$$

sendo que  $n$  é o número de microrregiões;  $F$  os valores padronizados da variável de interesse;  $WF$  são os valores médios da variável de interesse padronizados nos vizinhos de acordo com uma matriz de ponderação espacial  $W$ ;  $S_0$  é o somatório dos elementos da matriz de ponderação  $W$ .

O I de Moran Global Bivariado verifica a autocorrelação espacial em um contexto bivariado. Neste caso, busca-se descobrir se o valor de uma variável observada em uma determinada microrregião guarda uma associação com os valores de outra variável observada em microrregiões vizinhas. Matematicamente esta estatística é calculada matricialmente por:

$$I^{F_1F_2} = \frac{n}{S_0} \frac{F_1'WF_2}{F_1'F_2} \quad (9)$$

sendo que  $F_1$  e  $F_2$  são as variáveis de interesse padronizadas e  $WF_2$  é a defasagem espacial da variável de interesse  $F_2$  padronizada.

Já a estatística LISA, também denominada de I de Moran Local, mede a contribuição individual de cada observação na estatística I de Moran Global Univariado, capturando simultaneamente as associações e heterogeneidades espaciais (MILLER, 2004). Matematicamente, essa estatística para a  $i$ -ésima microrregião é fornecida por:

$$I_i = F_i \sum_{j=1}^J w_{ij} F_j \quad (10)$$

em que  $F_i$  é valor da variável de interesse padronizado da  $i$ -ésima microrregião;  $F_j$  é o valor da variável de interesse padronizado para a  $j$ -ésima microrregião; e,  $w_{ij}$  são os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, segundo uma determinada matriz de ponderação. De acordo com Anselin (1995), o somatório da estatística LISA é proporcional à estatística I de Moran Global Univariado, podendo ser interpretado como um indicador de aglomeração espacial local.

O I de Moran Local é calculado para cada microrregião, obtendo para este estudo 349 valores de  $I_i$ , cuja forma mais eficiente de ser apresentada é por meio do mapa de *clusters* LISA. O mapa de *clusters* LISA exhibe as microrregiões com estatísticas significativas do I de Moran Local.

Para o cálculo das estatísticas I de Moran Global Univariado, I de Moran Global Bivariado e I de Moran Local é necessário a adoção de uma matriz de peso espacial ( $W$ ). A matriz de peso espacial é uma matriz quadrada de tamanho  $n \times n$ . Cada elemento desta matriz fornece o grau de conectividade entre as microrregiões utilizando algum critério de proximidade, a qual apresenta a influência da microrregião  $i$  sobre a microrregião  $j$ .

Segundo Almeida (2012), o conceito de matriz de pesos espaciais está baseado na contiguidade, na distância geográfica ou socioeconômica, ou ainda, uma combinação destas matrizes, sendo que microrregiões vizinhas possuem uma interação mais forte entre si do que microrregiões que não são. As matrizes de peso são determinadas de forma exógena e o resultado da AEDE é sensível à escolha desta matriz. As matrizes mais utilizadas pela literatura são as matrizes de contiguidade (como rainha e a torre) e de distância geográfica, pois elas atendem às condições de regularidade impostas pela necessidade de invocar as propriedades assintóticas dos estimadores e dos testes (ALMEIDA, 2012).

### 3.2. Variáveis utilizadas no modelo econométrico espacial a ser estimado

Definiu-se como variável dependente  $Y$  da equação (7) o Valor Bruto da Produção agropecuária (VBP) que é o somatório do valor da produção animal (aves e pequenos animais e animais de médio e grande porte) e da produção vegetal (lavouras permanentes e temporárias, horticultura, floricultura e extração vegetal). Estes valores foram atualizados para valores reais de 2017 utilizando o IGP-DI como índice de preços.

Foi utilizado como proxy para mensurar o capital ( $K$ ) a potência dos tratores de roda medida em número de cavalos (c.v.). Este número foi calculado multiplicando o número total de tratores pelo valor correspondente a cada classe de potência obtendo o estoque físico de capital medido em número total de cavalos. As classes utilizadas foram: a) tratores com até 10 c.v.; b) de 10 a 50 c.v.; c) de 50 a 100 c.v.; d) com 100 c.v. ou mais, disponibilizadas pelo Censo Agropecuário.

Para mensuração da variável trabalho ( $L$ ) foi utilizado o conceito de equivalente-homem ( $EH$ ). As atividades no campo são realizadas por homens, mulheres e menores de 14 anos, os quais podem ser responsáveis e membros não remunerados da família (não empregados), empregados permanentes e temporários (assalariados) e parceiros e outra condição (empregados não assalariados). Para cada uma destas classes foi atribuído um peso e multiplicado pelo número de pessoas ocupadas em cada classe. Os pesos utilizados podem ser encontrados em Silva e Kageyama (1983). O resultado desta conversão fornece a força de trabalho em  $EH$ .

O somatório das áreas com lavouras permanentes e temporárias, áreas de pastagens naturais e plantada, áreas de matas e florestas naturais e plantadas em hectares foram utilizadas na construção da variável terra ( $T$ ). Os dados das variáveis  $Y$ ,  $K$ ,  $L$  e  $T$  foram coletadas junto aos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996 e 2006.

Por fim, a proxy utilizada para mensurar o capital humano ( $H$ ) corresponde ao número médio de anos de estudo de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com 10 anos ou mais de idade retirados dos microdados do Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000. Para o cálculo do estoque de capital humano foi criado primeiramente uma variável “contínua” de anos de estudo<sup>5</sup>. Depois foi multiplicado cada pessoa pelo seu respectivo ano de estudo. O somatório desse resultado para todas as pessoas de cada microrregião foi dividido pelo número total de pessoas desta microrregião que estavam ocupadas em atividades agropecuárias.

O complemento para os anos de 1975, 1985, 1996 e 2006 foram calculados empregando à taxa de geométrica de crescimento anual ( $TGC$ ) e em seguida foi aplicada esta taxa na fórmula  $Valor H_A = Valor H_0 (1 + TGC)^n$ . Por exemplo, para calcular a escolaridade média em 1975, foi encontrado a  $TGC$  da escolaridade média entre os anos de 1970 e 1980, e em seguida foi aplicada esta taxa na seguinte fórmula,  $Valor H_{1975} = Valor H_{1970} (1 + TGC)^5$ . O mesmo procedimento foi aplicado para os anos de 1985 e 1996.

Para o ano de 2006 foi adotado o mesmo procedimento, mas utilizando a  $TGC$  entre os anos de 1980 e 1991 (década anterior). Justifica-se este uso devido é impossibilidade de construir uma variável “contínua” de anos de estudo para o Censo Demográfico de 2010.

Ao longo dos Censos Demográficos o nível de escolaridade das pessoas foi investigado de forma distinta, tentando acompanhar as diversas modificações que o sistema educacional brasileiro sofreu (RIGOTTI, 2004). Segundo Guidotti-Gonzalez e Aidar (2015, p. 15) ... “tais mudanças refletem nas perguntas realizadas nos Censos, que devem abranger todas as possibilidades para que todo indivíduo de qualquer coorte de nascimento, possa identificar nas respostas de cada pergunta o sistema educacional do qual participou ou participa”.

Ainda segundo Guidotti-Gonzalez e Aidar (2015, p.15):

“... o Censo de 2010 não permite recuperar a totalidade das informações sobre anos de estudo para as pessoas que já não frequentam uma instituição de ensino, pois para estas, se inquiriu sobre último grau concluído, mas não sobre a última série. Neste caso, é possível

<sup>5</sup> Para a criação da variável “contínua” de anos de estudo foi utilizado o pacote estatístico Data Zoom fornecido pelo Departamento de Economia da PUC-Rio. Maiores detalhes ver o site: <http://www.econ.puc-rio.br/datazoom/index.html>.

identificar a população com 0 a 7 anos de estudo, mas não com 0 a 3. Tal limitação impacta principalmente nas caracterizações da população adulta de baixíssima escolaridade que, em sua maioria, não frequentava uma instituição de ensino à época da pesquisa. Por esse motivo, para garantir a comparabilidade entre os últimos cinco Censos brasileiros, uma opção disponível é agrupar os níveis mais baixos numa única categoria identificada como de “0 a 7 anos de estudo”.

Como uma parcela significativa da população rural tem baixa escolaridade torna-se inviável construir uma variável de anos estudo para o ano de 2010 que seja compatível com as variáveis “contínuas” para os demais Censos Demográficos, desta forma optou-se por não usar os dados do Censo de 2010 e utilizar TGC da década anterior para obter os valores de 2006. A não criação desta variável para o ano de 2010 também impossibilitou o uso dos dados do Censo Agropecuário de 2017, por isso a pesquisa utiliza dados até 2006.

Espera-se que todas as variáveis influenciem de maneira positiva a taxa de crescimento da produção agropecuária seguindo a teoria de crescimento econômico.

### 3.3. Dados em painel espacial

De acordo com Millo e Piras (2012) e Elhorst (2014b) um painel de dados refere-se a um corte transversal de observações (indivíduos, grupos, países, regiões) repetidas ao longo de vários períodos. Em um painel de dados espacial as observações são associadas a uma posição particular no espaço. Os dados podem ser observados em locais de ponto (por exemplo, dados de habitação) ou agregados em áreas regulares ou irregulares (por exemplo, países, regiões, estados, condados). A estrutura das interações entre cada par de unidades espaciais é representada por meio de uma matriz de peso espacial.

Este método acomoda e dependência espacial e a heterogeneidade espacial não observável a qual se manifesta nos parâmetros da regressão, inclusive nos interceptos. Isso ocorre porque variáveis não observadas omitidas podem exercer a influência sobre os interceptos, fazendo-os variar conforme a região (ALMEIDA, 2012).

A equação (11) apresenta a equação (7) reescrita em um modelo de painel de dados espacial de Efeito Fixo<sup>6</sup>, em seu formato mais geral:

$$Y_{it} = A^* + \mu_i + \rho WY_{it} + \delta_K K_{it} + \delta_L L_{it} + \delta_T T_{it} + \delta_H H_{it} + \gamma_K WK_{it} + \gamma_L WL_{it} + \gamma_T WT_{it} + \gamma_H WH_{it} + \xi_{it} \quad (11)$$

$$\xi_{it} = \lambda W\xi_{it} + \varepsilon_{it}$$

em que: o subscrito  $i$  corresponde a cada microrregião ( $i = 1, 2, \dots, 349$ ) acompanhadas em  $t$  períodos ( $t = 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996, 2006$ );  $A^*$  é a constante tecnológica;  $\mu_i$  são os efeitos individuais praticamente invariantes no tempo relacionados as características de cada microrregião, tais como topografia, solo, clima, distância a mercados, etc.;  $Y_{it}, K_{it}, L_{it}, T_{it}$  e  $H_{it}$  são as variáveis VBP, tratores, equivalente homem, terra e escolaridade;  $WY_{it}, WK_{it}, WL_{it}, WT_{it}$  e  $WH_{it}$  são as variáveis VBP, tratores, equivalente homem, terra e escolaridade defasadas no espaço utilizando uma matriz de peso espacial  $W$ ;  $W\xi_{it}$  representa o termo de erro defasado espacialmente;  $\rho$  é o parâmetro autorregressivo espacial;  $\lambda$  é o parâmetro do erro autorregressivo espacial; e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro aleatório. As variáveis  $Y_{it}, K_{it}, L_{it}, T_{it}, WY_{it}, WK_{it}, WL_{it}$  e  $WT_{it}$  estão em logaritmos naturais e em termos de taxa de crescimento. As variáveis  $H_{it}$  e  $WH_{it}$  estão apenas em termos de taxa de crescimento, seguindo o modelo proposto apresentado na seção 2.

Foi utilizado como base para o cálculo da taxa de crescimento o ano de 1970. Utilizou-se a mesma base porque os efeitos do capital humano são acumulativos ao longo do tempo.

A imposição de restrições nos parâmetros  $\rho, \lambda$  e  $\gamma$  geram diferentes formas de modelos de painel de dados espacial. O modelo SAR (*Spatial Autoregressive Model*) impõe as restrições  $\rho \neq 0$  e  $\lambda = \gamma = 0$ . Já

<sup>6</sup> Também existem modelos de painel de dados espacial de Efeito Aleatório. Como este modelo não é utilizado nesta pesquisa optou-se por não o demonstrar. Para maiores detalhes ver Millo e Piras (2012) e Elhorst (2014b).

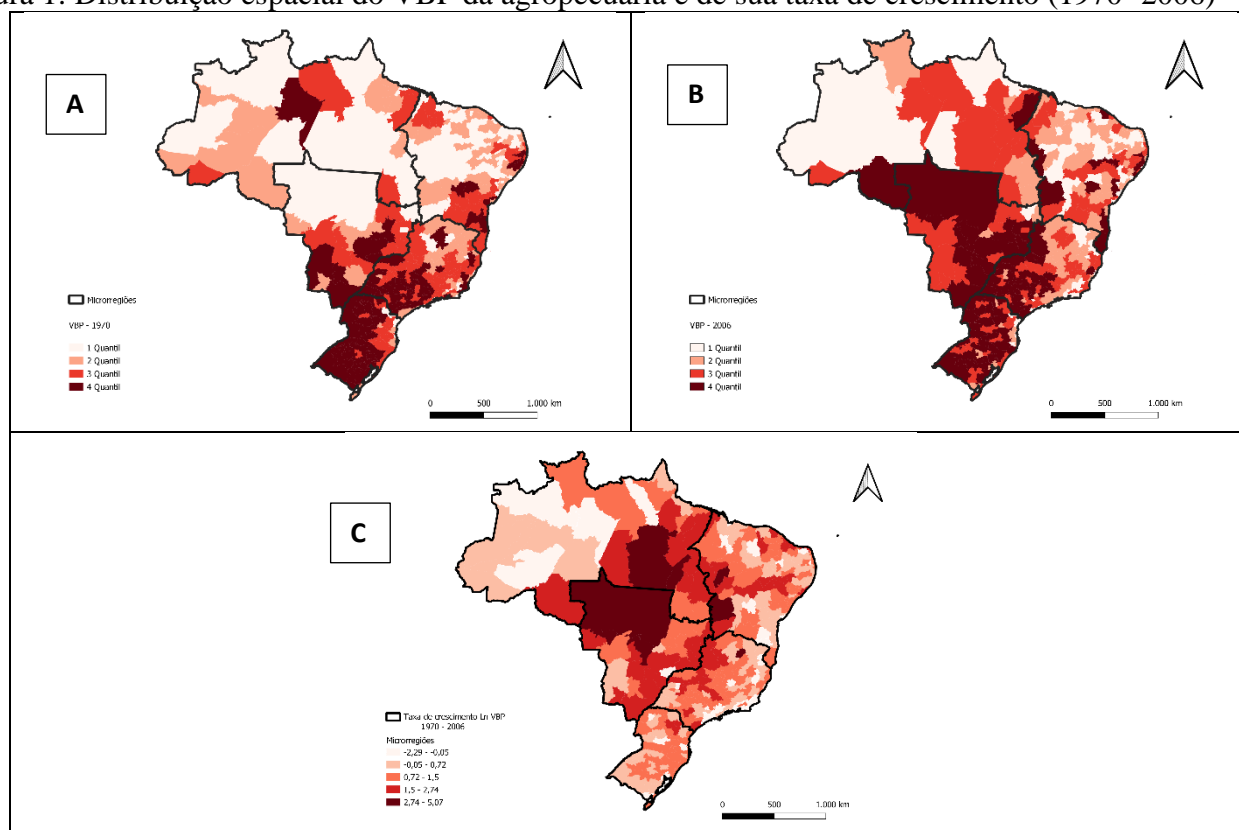
o modelo SEM (*Spatial Error Model*) impõe as restrições  $\lambda \neq 0$  e  $\rho = \gamma = 0$ . Por sua vez o modelo SAC (*Spatial Autoregressive Combined Model*) impõe as restrições  $\rho \neq 0, \lambda \neq 0$  e  $\gamma = 0$ . Com a restrições  $\rho \neq 0, \gamma \neq 0$  e  $\lambda = 0$  têm-se o modelo SDM (*Spatial Durbin Model*). Por fim, ao impor as restrições  $\lambda \neq 0, \gamma \neq 0$  e  $\rho = 0$  gera-se o modelo SDEM (*Spatial Durbin Error Model*).

#### 4.1. Análise espacial da produção agropecuária e do capital humano

As mudanças que setor agropecuário sofreu levaram a um aumento do VBP agropecuária ao longo dos anos, entretanto, tal crescimento não ocorreu de forma homogênea entre as regiões (VIEIRA FILHO, 2013, 2020; FELEMA, 2021). A diferença regional da produção agrícola fica ainda mais evidente ao analisarmos a distribuição espacial do VBP agropecuária entre as microrregiões.

A Figura 1 apresenta a distribuição espacial do VBP agropecuária para o ano de 1970 (Mapa A), para o ano de 2006 (Mapa B) e para sua taxa de crescimento entre os anos de 1970 e 2006 (Mapa C), todos apresentados em forma de *quantil*<sup>7</sup>.

Figura 1: Distribuição espacial do VBP da agropecuária e de sua taxa de crescimento (1970- 2006)



Fonte: Censo Agropecuário de 1970 e 2006.

Verifica-se pelo Mapa A que os maiores valores do VBP agropecuária em 1970 estavam concentrados nas regiões Sul, Sudeste, na porção Sul da região Centro-Oeste e em poucas regiões do Norte e Nordeste (3° e 4° *quantil*). Já em 2006 (Mapa B) verifica-se um aumento no número de regiões no Centro-Oeste e Norte pertencentes ao 3° e 4° *quantil*.

A expansão do número de microrregiões pertencentes aos extratos mais elevados pode ser explicada devido a ocupação dos biomas antes considerados limitados para a produção agrícola (no cerrado), mas que foram superados com a inovação científica ao adotar um sistema de produção adaptado (CHADDAD; 2017). Segundo Ferreira Filho e Vian (2014) a expansão agropecuária na região Centro-Oeste gerou uma grande transformação nesta região, com a conversão de áreas dedicadas a pecuária extensiva e de baixa produtividade agrícola, em áreas caracterizadas pelo uso intensivo de insumos, mecanizada e com alta

<sup>7</sup> Os *quantis* dividem os dados ordenados em k-subconjuntos de dados com dimensões iguais (BUSSAB; MORETTIN, 2006). Nesta pesquisa, os resultados foram divididos em 4 subconjuntos, ou 4 *quantis*.



produtividade agrícola. Esta expansão também é confirmada pelo Mapa C, evidenciando que as regiões que mais cresceram estão localizadas na região Centro-Oeste e Norte.

Como o objetivo desta pesquisa é analisar a contribuição do capital humano no crescimento da agropecuária brasileira, será analisada a distribuição espacial da escolaridade média do pessoal ocupado deste setor.

Pela Tabela 1 percebe-se que, em geral, o nível de educação destes trabalhadores é muito baixo. O Brasil em 1970 apresentou aproximadamente um ano de educação formal de seus trabalhadores rurais, em 2006 este número passou para aproximadamente 4 anos de estudo. Percebe-se uma diferença muito grande no nível de educação entre as grandes regiões, corroborando com Barros, Henriques e Mendonça (2002) e Freitas, Bacha e Fossati (2007). As regiões com o maior nível de educação são as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e as regiões com menor educação são a Norte e Nordeste.

Tabela 1: Anos médio de estudo dos trabalhadores do setor agropecuário com 10 anos ou mais de idade

Regiões	1970	1975	1980	1985	1996	2006
Brasil	1,08	1,33	1,65	1,94	2,82	4,10
Norte	0,87	1,06	1,31	1,49	2,09	3,07
Nordeste	0,41	0,51	0,65	0,86	1,64	3,10
Sudeste	1,46	1,79	2,21	2,57	3,58	4,84
Sul	1,95	2,34	2,82	3,16	4,07	5,13
Centro-Oeste	1,03	1,35	1,77	2,15	3,22	4,53

Fonte: resultados da pesquisa a partir do microdados do Censo Demográfico de 1970 a 2000.

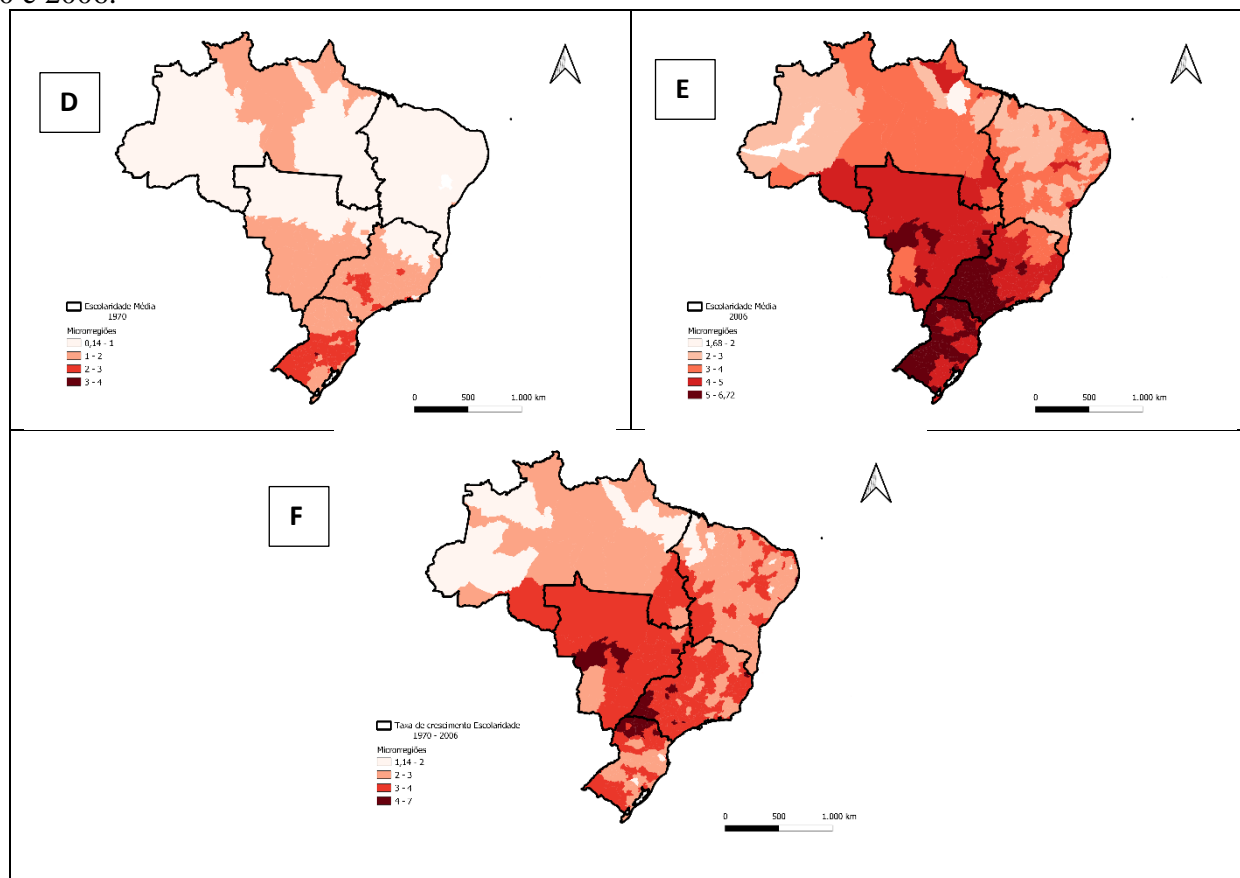
A Figura 2 apresenta a distribuição espacial do número médio de anos de estudo em 1970 (Mapa D), em 2006 (Mapa E) e sua taxa de crescimento entre os anos de 1970 e 2006 (Mapa F). As classes dos mapas estão em anos de estudo.

Analisando a Figura 2 constata-se que em 1970 os trabalhadores rurais das microrregiões do Norte, Nordeste e a porção Norte da região Centro-Oeste possuíam em média até um ano de estudo, ou seja, os trabalhadores eram praticamente analfabetos (ver Mapa D). Porém, em 2006 estas mesmas regiões apresentaram um aumento no número médio de anos estudo, com uma escolaridade média entre 3 e 5 anos de estudo.

Este aumento pode estar atrelado ao próprio processo de modernização agrícola que o setor sofreu, levando a uma qualificação por parte dos produtores e trabalhadores rurais e de algumas políticas públicas específicas para a educação rural adotadas a partir da década de 1980, como por exemplo, Escola Ativa, ProJovem Campo – Saberes da Terra, e Procampo. Para Freitas (2011) estas políticas de educação culminaram na Política Nacional de Educação do Campo e no Programa Nacional de Educação na Reforma Agrária (Prонера).

Um ponto a ser observado é a similaridade na distribuição espacial do VBP agropecuária e o número médio de anos estudo. Por exemplo, microrregiões com elevados VBP agropecuária (Figura 1) são microrregiões com maiores níveis educacionais (Figura 2). Tal comportamento pode explicar, pelo menos em parte, o relativo atraso da agropecuária na região Norte e Nordeste com a relação à agropecuária das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Figura 2: Distribuição espacial do número de anos de estudo e sua taxa de crescimento entre os anos de 1970 e 2006.



Fonte: resultados da pesquisa a partir do microdados do Censo Demográfico de 1970 e 2000.

Examinado as Figuras 1 e 2 repara-se que microrregiões com elevados VBP (ou escolaridade) estão localizadas próximas de microrregiões com elevados VBP (ou escolaridade), ou seja, existe um certo padrão na distribuição espacial destas variáveis.

Com o intuito de verificar estatisticamente se o VBP agropecuária e a escolaridade são influenciados pela proximidade locacional, procedeu-se aos testes de correlação espacial Global e Local do I de Moran. A Tabela 2 apresenta as estatísticas do I de Moran Global Univariado e Bivariado utilizando a matriz de peso espacial do tipo rainha<sup>8</sup>.

Tabela 2: Coeficiente I de Moran Global Univariado e Bivariado – Microrregiões do Brasil

Variáveis	I de Moran Univariado	I de Moran Bivariado
Taxa de crescimento VBP ( <i>Y</i> ) (entre 1970 e 2006)	0,369***	-----
Taxa de crescimento Tratores ( <i>K</i> ) (entre 1970 e 2006)	0,673***	0,266***
Taxa de crescimento Trabalho ( <i>L</i> ) (entre 1970 e 2006)	0,316***	0,236***
Taxa de crescimento Terra ( <i>T</i> ) (entre 1970 e 2006)	0,559***	0,181***
Taxa de crescimento Escolaridade ( <i>H</i> ) (entre 1970 e 2006)	0,807***	0,032*

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1% e \* significativo a 10% após 9.999 permutações.

Todas as estatísticas do I de Moran na Tabela 2 foram positivas e estatisticamente significativas. Um valor positivo para o I de Moran Global Univariado significa, por exemplo, que microrregiões com alta (baixa) taxa de crescimento do VBP agropecuária (ou Taxa de crescimento de *K*, *L*, *T* e *H*) estão rodeadas

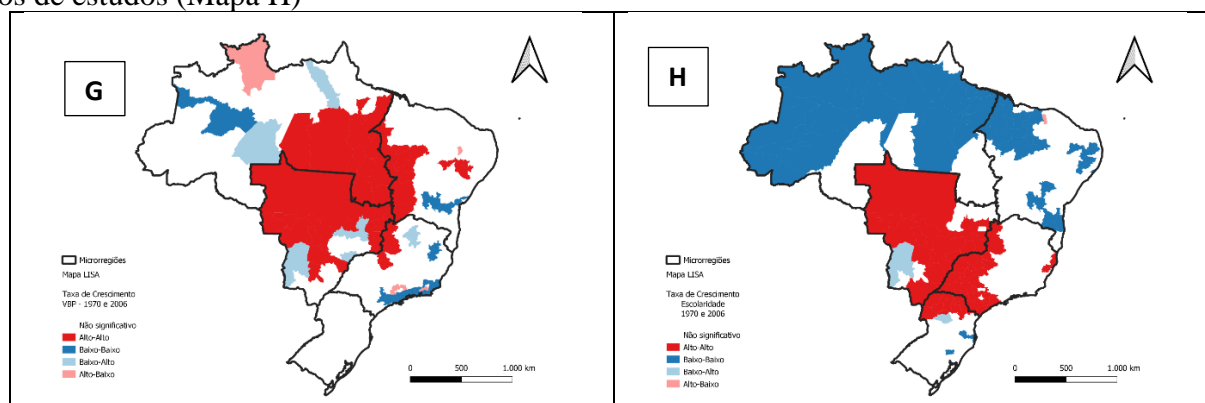
<sup>8</sup> Foram testadas as matrizes de peso do tipo rainha, torre, 5 vizinhos e 7 vizinhos. Optou-se por utilizar a matriz do tipo rainha, uma vez que esta considera todas as vizinhanças de uma microrregião e porque apresentou o maior valor do I de Moran ao testar os resíduos do modelo de regressão.

por microrregiões com alta (baixa) taxa de crescimento do VBP agropecuária (ou taxa de crescimento de  $K$ ,  $L$ ,  $T$  e  $H$ ).

Um valor positivo (negativo) do I Moran Global Bivariado quer dizer, por exemplo, que microrregiões que apresentaram uma elevada (baixa) taxa de crescimento do VBP agropecuária entre 1970 e 2006 tendem, em geral, a estar rodeadas por microrregiões com elevado (baixo) valor para outra variável (neste caso, as variáveis taxas de crescimento de  $K$ ,  $L$ ,  $T$  e  $H$  entre os anos de 1970 e 2006, observadas uma de cada vez). Logo, rejeita-se a hipótese nula da aleatoriedade espacial para ambos os testes, ou seja, há evidências de autocorrelação espacial das variáveis testadas

O teste de I de Moran Global Univariado pode não captar situações nas quais predomine alguma instabilidade na distribuição espacial da variável taxa de crescimento do VBP agropecuária e da taxa de crescimento da escolaridade média, ou seja, pode haver alguma autocorrelação espacial mais forte em algumas microrregiões ou uma situação em que esse padrão espacial nem exista. Para verificar uma possível formação de *clusters* espaciais, procedeu-se aos testes do I de Moran Local dispostos no mapa de *cluster* LISA para as variáveis taxa de crescimento do VBP agropecuária e taxa de crescimento da escolaridade entre os anos de 1970 e 2006 (ver Figura 3).

Figura 3: Mapa de Cluster LISA para a taxa de crescimento do VBP agropecuária (Mapa G) e para os anos médios de estudos (Mapa H)



Fonte: resultados da pesquisa,

Nota: resultados obtidos após 9.999 permutações

Verifica-se pela Figura 3 a existência de grandes *clusters* espaciais do tipo Alto-Alto e Baixo-Baixo para ambas as variáveis. Os *clusters* do tipo Alto-Alto significam que microrregiões com elevado valor da taxa de crescimento do VBP (ou taxa de crescimento da escolaridade) estão rodeadas por microrregiões com elevado valor da taxa de crescimento do VBP (ou taxa de crescimento da escolaridade). Já os *clusters* do tipo Baixo-Baixo significam que microrregiões com baixo valor da taxa de crescimento do VBP (ou taxa de crescimento da escolaridade) estão rodeadas por microrregiões com baixo valor da taxa de crescimento do VBP (ou taxa de crescimento da escolaridade).

Analisando em conjunto as Figuras 1 a 3 e a Tabela 2, têm-se um forte indício de que o capital humano (medido pelo ano médio de estudos) influencia o crescimento da agropecuária brasileira, potencializando um efeito de transbordamento dos resultados nas microrregiões vizinhas, sendo necessário a utilização das técnicas de econometria espacial na estimação do modelo empírico.

#### 4.2. Resultados das estimações painel espacial

Os resultados apresentados na seção anterior demonstram que a distribuição espacial da produção agropecuária e do capital humano não ocorrem aleatoriamente no espaço, assim estudos econométricos que não considerem a relação do espaço podem gerar resultados viesados, portanto, será estimado um modelo econométrico de painel de dados espaciais, o qual permite acomodar a heterogeneidade espacial não observável e a dependência espacial.

A Tabela 3 apresenta a estatística descritiva de todas as variáveis utilizadas neste estudo por ano. Ao longo dos anos todas as variáveis aumentaram sua média, com exceção da variável terra que apresentou queda devido ao fim da expansão de terras no cerrado no início dos anos 90.

Tabela 3: Valores médios, desvio-padrão, coeficiente de variação, mínimo e máximo.

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Coef. Variação	Min.	Máx.
Ano de 1970					
VBP (Y)	467.82	500.75	1.07	15.01	3,522.03
Tratores (K)	23,123.55	49,666.56	2.15	0.00	575,465.00
Trabalho (L)	40,576.69	32,736.04	0.81	1,492.36	228,737.70
Terra (T)	702,969.40	887,430.00	1.26	9,961.00	8,900,376.00
Escolaridade (H)	1.08	0.70	0.65	0.14	3.28
Ano de 1975					
VBP (Y)	952.37	1,141.50	1.20	0.92	8,897.45
Tratores (K)	54,652.60	95,475.02	1.75	0.00	693,715.00
Trabalho (L)	45,062.67	36,165.08	0.80	1,751.20	278,800.20
Terra (T)	803,336.90	1,005,713.00	1.25	15,220.00	8,802,679.00
Escolaridade (H)	1.33	0.81	0.61	0.18	3.75
Ano de 1980					
VBP (Y)	1,220.84	1,343.50	1.10	1.19	10,391.62
Tratores (K)	102,041.50	165,178.80	1.62	102.69	1,333,600.00
Trabalho (L)	44,974.43	33,835.82	0.75	1,418.74	209,413.40
Terra (T)	826,570.10	1,120,089.00	1.36	12,084.00	11,800,000.00
Escolaridade (H)	1.65	0.97	0.59	0.25	4.30
Ano de 1985					
VBP (Y)	1,454.59	1,688.21	1.16	35.77	12,736.31
Tratores (K)	118,815.90	186,260.90	1.57	165.00	1,454,605.00
Trabalho (L)	53,898.36	41,074.90	0.76	1,664.92	238,420.50
Terra (T)	941,192.80	1,500,800.00	1.59	15,507.00	18,200,000.00
Escolaridade (H)	1.94	1.04	0.54	0.37	4.58
Ano de 1995/1996					
VBP (Y)	678.44	811.00	1.20	5.29	5,680.32
Tratores (K)	154,807.70	247,025.20	1.60	115.00	2,364,485.00
Trabalho (L)	43,980.24	36,793.33	0.84	200.17	245,582.40
Terra (T)	899,107.50	1,955,649.00	2.18	2,612.60	31,100,000.00
Escolaridade (H)	2.82	1.17	0.41	0.73	5.82
Ano de 2006					
VBP (Y)	1,210.19	1,605.47	1.33	23.14	19,291.02
Tratores (K)	153,400.90	218,968.60	1.43	150.00	2,003,200.00
Trabalho (L)	41,871.82	35,722.88	0.85	700.06	226,845.20
Terra (T)	749,058.60	1,447,959.00	1.93	8,619.00	22,000,000.00
Escolaridade (H)	4.10	1.11	0.27	1.68	6.72

Fonte: Censo Agropecuário de 1970 até 2006 e Censo Demográfico de 1970 a 2000.

Nota: os valores estão nas seguintes unidades de medidas: VBP: valores em milhões R\$ a preços de 2017; Tratores: valores em número de cavalos; Trabalho: valores em equivalente homem; Terra: em hectares; Escolaridade: em anos médios.

Para verificar a contribuição do capital humano sobre a taxa de crescimento do valor da produção agropecuária para as microrregiões brasileiras entre os anos de 1970 e 2006 inicialmente estimou-se a equação (7) utilizando o modelo *POOLED*<sup>9</sup>, o modelo de painel de dados de Efeitos Fixos e o modelo de painel de dados de Efeitos Aleatório<sup>10</sup>. Os resultados encontram-se na Tabela 4<sup>11</sup>.

Primeiramente, observa-se pela Tabela 3 que os coeficientes das variáveis *K* (*trator*), *L* (*EH*), *T* (*terra*) e *H* (*escolaridade*) apresentaram sinal positivo nos modelos *Pooled* e Efeito Aleatório com significância estatística a 1%, com exceção da variável *H* (*escolaridade*) para o modelo de Efeito Aleatório a qual não se mostrou significativa.

<sup>9</sup> O modelo de regressão agrupada (*Pooled*) é um tipo de modelo em dados de painel que possui coeficientes constantes. Este modelo é estimado através de MQO.

<sup>10</sup> Para um maior detalhamento destes modelos ver Wooldridge (2010).

<sup>11</sup> As estimativas foram realizadas utilizando o software R (Team (2017)) com o auxílio dos pacotes *plm* (CROISSANT; MILLO; 2007) e *splm* (MILLO; PIRAS; 2012).

Tabela 4: Resultados econométricos dos modelos de painel de dados não espacial

Variáveis	<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
<i>Constatae (progresso tecnológico)</i>	0,556*** (0,027)	0,5923*** (0,2793)	0,5826*** (0,0298)
<i>K (trator)</i>	0,044*** (0,008)	0,0518*** (0,0123)	0,0460*** (0,0094)
<i>L (EH)</i>	0,433*** (0,030)	0,3676*** (0,0355)	0,4008*** (0,0308)
<i>T (terra)</i>	0,296*** (0,032)	0,3355*** (0,0418)	0,3138*** (0,0345)
<i>H (escolaridade)</i>	0,039*** (0,014)	-0,0001 (0,0136)	0,0159 (0,0127)
$R^2$	0,2769	0,187	0,235
Nº de obs.	349	349	349
Tempo	5	5	5
Teste F		3,05***	
Teste Breusch-Pagan		283,40***	
Teste de Hausman		50,45***	

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1%, \* significativo a 10%; entre parênteses, encontram-se o desvio padrão

As estatísticas F e de Breusch-Pagan foram estatisticamente significativas a 1%, demonstrando que pelo teste F o modelo de Efeito Fixo e preferível com relação ao modelo *Pooled* e pelo teste de Breusch-Pagan que o modelo de Efeito Aleatório também é preferível com relação ao modelo *Pooled*. Uma vez que os modelos que controlam os efeitos não observados são preferíveis com relação ao modelo *Pooled* foi realizado o teste de Hausman que é significativo a 1%, sendo assim o melhor modelo a ser utilizado seria o de Efeito Fixo.

Analisando os resultados do modelo de Efeito Fixo constata-se que apenas a variável *H* (*escolaridade*) não é significativa e que apresentou sinal contrário a teoria. Este resultado pode ser explicado devido a utilização de um modelo de painel de dados não espacial. Um painel de dados não espacial assume que todas as microrregiões de *cross-section* são independentes entre si. Porém, esta hipótese não é razoável uma vez que estamos trabalhando com informações em nível regional, sendo necessário adaptar o modelo de dados em painel para um modelo de painel de dados espaciais, o qual capta uma provável dependência espacial entre as unidades de *cross-section* e a heterogeneidade espacial não observável (DRISCOLL; KRAY, 1995; ALMEIDA, 2012). De acordo com Anselin (1988) e Anselin & Bera (1998) é necessário controlar a dependência espacial e heterogeneidade espacial não observável para que não sejam encontradas estimativas inconsistentes e/ou ineficientes.

As Figuras de 1 a 3 e os valores do I de Moran (Tabela 2) nos deram os primeiros indícios de que a distribuição espacial do VBP não ocorre de forma aleatória no espaço, ou seja, existe uma dependência espacial desta variável. Verificou-se também uma heterogeneidade espacial desta variável, a qual pode ser gerada pelos efeitos não observáveis específicos de cada microrregião.

Para confirmar ou não o uso da técnica de painel de dados espaciais realizou-se os testes de CD de Pesaran (2004) em sua versão Global (CD) e Local (CD (*p*)). Ambos os testes têm como hipótese nula a não dependência espacial entre as unidades de *cross-section*. A diferença entre os dois testes que é o teste CD (*p*) de Pesaran leva em consideração um subconjunto apropriado de unidades vizinhas do cada *cross-section*, isto é, ele verifica a dependência espacial apenas entre os vizinhos utilizando uma matriz de peso espacial definida a priori. Nesta pesquisa é utilizada a matriz de peso espacial do tipo rainha.

A Tabela 4 apresenta o resultado de ambos os testes para os modelos *Pooled*, Efeito Fixo e Efeito Aleatório para o modelo não espacial. Para todos os modelos o valor do teste foi significativo a 1%, ou seja, existe dependência espacial entre as unidades de *cross-section* Global e Local.

Tabela 4: Resultados dos testes de CD de Pesaran Global e Local

CD Pesaran Global		
<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
253,824***	255,446***	253,906***
CD ( <i>p</i> ) Pesaran Local		
<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
31,114***	31,228***	31,076**

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1%.

Verificada a dependência espacial calcula-se os testes *Conditional Lagrange Multiplier*  $\mu$  (CLM  $\mu$ ) e *Conditional Lagrange Multiplier*  $\lambda$  (CLM  $\lambda$ ) propostos por Baltagi, Song e Koh (2003). Estes testes verificam a presença de efeitos não observáveis aleatórios e a correlação espacial do termo de erro para um modelo de dados em painel espacial.

O teste CLM  $\mu$  possui como hipótese nula a não presença de efeitos não observáveis aleatórios, assumindo a existência ou não de correlação espacial no termo erro. Já o teste CLM  $\lambda$  possui como hipótese nula a não presença de correlação espacial no termo erro, assumindo que pode existir ou não efeitos não observáveis aleatórios. Os testes CLM  $\mu$  e CLM  $\lambda$  apresentaram os seguintes valores respectivamente: 22,189 e 17,773, ambos significativos a 1%, logo rejeita-se a hipótese nula em ambos os testes, sendo necessário utilizar um modelo de dados de painel espacial que controle os efeitos não observáveis e a correlação espacial do termo de erro.

Foram testados os modelos de painel de dados do tipo SAR, SEM, SDM e SDEM, todos estimados pelo método da Máxima Verossimilhança. Para todos os modelos espaciais foram calculados o Teste de Hausman Espacial proposto Mutl e Pfaffermayr (2011), testando a hipótese nula de que os Efeitos Fixos são inconsistentes. O teste rejeitou a hipótese nula para todos os modelos espaciais utilizados, confirmando que o modelo de Efeitos Fixos é o mais apropriado.

A Tabela 5 reporta as estimativas da equação (11), o valor do teste de Hausman Espacial e o valor do critério de Akaike para os modelos SAR, SEM, SDM e SDEM.

Tabela 5: Resultados econométricos dos modelos de dados em painel espacial com Efeito-Fixo

Variáveis\Testes	SAR	SEM	SDM	SDEM
<i>Constate (progresso tecnológico)</i>	0,2305*** (0,0225)	0,5672*** (0,0224)	0,2501*** (0,0284)	0,5634*** (0,0283)
<i>K (trator)</i>	0,0527*** (0,0099)	0,0631*** (0,0100)	0,0573*** (0,0120)	0,0627*** (0,0117)
<i>L (EH)</i>	0,3317*** (0,0287)	0,3203*** (0,0287)	0,3102*** (0,0292)	0,3048*** (0,0290)
<i>T (terra)</i>	0,3241*** (0,0338)	0,3173*** (0,0334)	0,3369*** (0,0355)	0,3308*** (0,0351)
<i>H (escolaridade)</i>	0,0165 (0,0110)	0,0060 (0,0172)	0,1133** (0,0516)	0,1071** (0,0505)
<i>WK (trator)</i>	-	-	-0,0205 (0,0176)	-0,0048 (0,0183)
<i>WL (EH)</i>	-	-	0,2217*** (0,0570)	0,2019*** (0,0569)
<i>WT (terra)</i>	-	-	-0,0998* (0,0605)	-0,0840 (0,0579)
<i>WH (escolaridade)</i>	-	-	-0,0894* (0,0529)	-0,1039* (0,0535)
$\rho$ ( <i>rho</i> )	0,4500*** (0,0272)	-	0,4335*** (0,029)	-
$\lambda$ ( <i>lambda</i> )	-	0,4852*** (0,0286)	-	0,4732*** (0,0289)
Critério AIC	10.683,950	10.680,090	10.673,680	10.671,930
Teste de Hausman Espacial	111,720***	513,840***	64,002***	54,290***

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10%; entre parênteses, encontram-se o desvio- padrão.

A escolha do modelo mais adequado se baseou em dois critérios. No primeiro, os resíduos não devem apresentar autocorrelação espacial, o que aconteceu apenas nos modelos SAR e SDM (a autocorrelação espacial dos modelos SEM e SDEM para os períodos de 1975-70 e 1996-70 não foi acomodada, conforme mostra Tabela A1 em Anexo). O outro critério é baseado na qualidade de ajuste do modelo seguindo o critério de Akaike o qual deve apresentar o menor valor.

Portanto, o modelo SDM apresentou o melhor ajuste e será utilizado como referência para a análise dos resultados (Modelo SDM – Tabela 5). O modelo SDM inclui as variáveis  $WY_{it}$ ,  $WK_{it}$ ,  $WL_{it}$ ,  $WT_{it}$ ,  $WH_{it}$  todas defasadas espacialmente utilizando a matriz de peso do tipo rainha.

Os principais resultados apontam que as variáveis  $K$  (*trator*),  $L$  (*EH*),  $T$  (*terra*),  $H$  (*escolaridade*) e a constante (*progresso tecnológico*) apresentaram coeficientes positivos e estatisticamente significativos sobre a taxa de crescimento do VBP agropecuária das microrregiões brasileiras, contribuindo de maneira positiva para o crescimento.

Tais resultados estão de acordo com a literatura, isto é, quanto maior o estoque de capital físico, trabalho, terra e capital humano empregado no processo produtivo, maior a taxa de crescimento do valor da produção agropecuária. Os resultados obtidos estão alinhados com os sinais encontrados em Spohr e Freitas (2011), Freitas e Bacha (2004), Ilha e Lima (1989), Engler (1979) e Patrick e Kehrberg (1975), porém com magnitudes diferentes, uma que nesta pesquisa foi controlada a dependência e a heterogeneidade espacial usando um painel espacial.

A variável  $WL$  (*EH*) apresentou um sinal positivo e significativo, ou seja, caso ocorra um aumento na força de trabalho nas microrregiões vizinhas de  $i$  ocorreria um aumento na taxa de crescimento do VBP agropecuária da microrregião  $i$ . A força de trabalho é uma variável com possibilidade de migração entre as microrregiões, assim um aumento na força de trabalho nas microrregiões vizinhas a  $i$  poderia favorecer o crescimento do VBP agropecuário da microrregião  $i$  ao fornecer mão-de-obra.

As variáveis  $WT$  (*terra*) e  $WH$  (*escolaridade*) apresentaram coeficiente negativos e estatisticamente significativos a 10% sobre a taxa de crescimento do VBP agropecuária das microrregiões brasileiras, isto quer dizer que um aumento na quantidade de terra explorada bem como um aumento da escolaridade média nas microrregiões vizinhas de  $i$ , tende a diminuir a taxa de crescimento do VBP agropecuária na microrregião  $i$ .

Uma possível explicação para estes efeitos negativos é que ao aumentar a quantidade de terra explorada nas microrregiões vizinhas são necessários maiores recursos de capital físico e trabalho, podendo haver um deslocamento destes recursos da microrregião  $i$  para suas microrregiões vizinhas, isto levaria a uma diminuição do VBP agropecuária da própria microrregião  $i$ . No caso da variável escolaridade, um aumento na escolaridade nas microrregiões vizinhas de  $i$  devido a novas oportunidades (por exemplo, novos cursos de capacitação, novas empresas) poderia provocar uma fuga da mão-de-obra da microrregião  $i$  e novamente a uma diminuição do VBP agropecuária da microrregião  $i$ .

O coeficiente de defasagem espacial  $\rho$  (*rho*) foi altamente significativo e com sinal positivo. O parâmetro  $\rho$  (*rho*) mede a dependência espacial inerente aos dados coletados, ou seja, ele mede a influência média das observações vizinhas. Isto quer dizer que, um alto valor na taxa de crescimento do VBP agropecuária nas microrregiões vizinhas, aumenta o valor da taxa de crescimento do VBP agropecuária na microrregião  $i$ , constatando assim, o efeito transbordamento da variável dependente e criando um círculo virtuoso sobre a taxa de crescimento do VBP agropecuária.

Devido ao parâmetro  $\rho$  (*rho*) a interpretação dos coeficientes das variáveis explicativas do modelo SDM não deve ser realizada diretamente. Uma mudança em uma das variáveis independentes em uma determinada microrregião afetará a própria microrregião (impacto direto) e todas as outras microrregiões vizinhas indiretamente (impacto indireto) os chamados efeitos *spillovers*. A soma dos efeitos diretos e indiretos gera os efeitos totais (LESAGE; PEACE; 2009; ELHORST, 2014a). A interpretação dos resultados deve ser realizada com base nos valores destes efeitos, conforme a Tabela 6.

Tabela 6: Efeitos diretos, indiretos e totais do modelo SDM

Variáveis	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
<i>K (trator)</i>	0,0598*** (0,0127)	0,0414*** (0,0096)	0,1012*** (0,0217)
<i>L (EH)</i>	0,3235*** (0,0301)	0,2241*** (0,0305)	0,5476*** (0,0552)
<i>T (terra)</i>	0,3513*** (0,0386)	0,2434*** (0,0365)	0,5947*** (0,0697)
<i>H (escolaridade)</i>	0,1181** (0,0544)	0,0818** (0,0400)	0,1999** (0,0937)
<i>WK (Lag trator)</i>	-0,0214 (0,0168)	-0,0148 (0,0118)	-0,0362 (0,0285)
<i>WL (Lag EH)</i>	0,2312*** (0,0627)	0,1602*** (0,0475)	0,3913*** (0,1085)
<i>WT (Lag terra)</i>	-0,1041 (0,0628)	-0,0721 (0,0425)	-0,1762 (0,1049)
<i>WH (Lag escolaridade)</i>	-0,0932 (0,0568)	-0,0646 (0,0410)	-0,1578 (0,0973)

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%; entre parênteses, encontram-se o desvio- padrão.

Ao comparar os efeitos diretos da Tabela 6 com os efeitos médios da Tabela 5 verifica-se uma diferença entre eles. Esta diferença ocorre devido ao efeito de interação da variável endógena *WVBP* ou *WY* com as demais variáveis. Os efeitos diretos da Tabela 6 incluem os efeitos de *feedback*<sup>12</sup> que surgem como resultado dos impactos que passam pelas microrregiões vizinhas e retornam para a microrregião original.

Vejam os resultados de como os resultados da Tabela 6 podem ser interpretados. O valor do efeito direto da variável *L (EH)* é de 0,3235, isto quer dizer que um aumento de 1% na quantidade de equivalente homem na microrregião *i*, irá aumentar em média 0,3235 a taxa de crescimento do VBP da mesma microrregião *i*. O valor do efeito indireto desta variável foi de 0,2241, isto significa que um aumento de 1% na quantidade de equivalente homem na microrregião vizinha *j*, irá aumentar em média 0,2241 o valor da taxa de crescimento do VBP da microrregião *i* (este é o efeito *spillovers*). Por fim, somando os efeitos diretos e indiretos temos que o aumento de um 1% na quantidade de equivalente homem na microrregião *i* irá aumentar em média 0,5476 a taxa de crescimento do VBP da agropecuária da própria microrregião *i*.

Os efeitos diretos, indiretos e totais, apresentados na Tabela 6 foram significativos e positivos para as variáveis *K (trator)*, *L (EH)*, *T (terra)*, *H (escolaridade)* e *WL (Lag EH)*. Verifica-se também que devido aos efeitos indiretos e *feedback* a magnitude destes parâmetros aumentaram consideravelmente, demonstrando a importância do espaço na estimação econométrica, o qual se manifesta através do *spillovers* (efeito indireto). Ao calcular os efeitos diretos indiretos e totais as variáveis *WT (terra)* e *WH (escolaridade)* deixaram de ser significativas.

Os resultados encontrados nesta pesquisa possuem respaldo na literatura acerca da evolução da agropecuária brasileira. Entre os anos de 1970 e 1990 houve uma forte expansão da terra agrícola na região Centro-Oeste (BACHA; ROCHA; 1998; BACHA, 2012; FREITAS; MACIENTE; 2016) e a partir de segunda metade dos anos de 1980 tem-se a expansão da terra agrícola na região do MATOPIBA<sup>13</sup>. Esta expansão foi acompanhada pelo aumento do pessoal ocupado na agricultura até 1985 (BRAGAGNOLO; BARROS, 2015) e que foi substituída pelo uso mais intensivo do capital no início dos anos de 1990.

O período de 1970 a 1996 é marcado pelo grande avanço tecnológico da agropecuária brasileira (HOFFMANN et al; 1985; DIAS; 1998) permitindo a expansão do cerrado brasileiro e o aumento da produtividade agrícola (ALVES; 2010; FERREIRA FILHO; VIAN 2014; CHADDAD; 2017).

Entre o período de 1970 até 1985 a expansão da tratorização na agropecuária brasileira foi muita elevada devido a disponibilidade abundante de crédito público subsidiado (BARICELO; BACHA, 2013; SILVA; BARICELO; VIAN, 2015). Entre 1986 e 1996 ocorre uma sensível diminuição do crédito agrícola

<sup>12</sup> Para LeSage e Fisher (2008) o efeito *feedback* é a diferença entre o efeito médio e o efeito direto.

<sup>13</sup> MATOPIBA é uma região formada pelo estado do Tocantins e partes dos estados do Maranhão, Piauí e Bahia.



o qual voltar a aumentar a partir de 1997 de acordo com Bacha (2012). Segundo Fornazier e Vieira Filho (2013) a partir da segunda metade da década de 90 ocorreu uma nova intensificação do capital na agropecuária brasileira com a criação do MODERFRORA (Programa de Modernização das Frotas e Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras).

Com o avanço da modernização agrícola e a implementação de novas tecnologias passou-se a exigir um maior nível de escolaridade entre os produtores e trabalhadores do meio rural (FREITAS, 2011). No início da década de 1970 o pessoal ocupado em atividades agropecuárias era praticamente analfabeto. Já em 2006 este número passou para um valor médio de 4 anos aproximadamente. Apesar de ser muito baixo o capital humano no meio rural, ele vem evoluindo ao longo dos anos e exercendo um importante papel na explicação do crescimento do produto agropecuário brasileiro, como mostram os resultados desta pesquisa.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desta pesquisa foi verificar a contribuição do capital humano no crescimento da agropecuária para as microrregiões do Brasil no período de 1970 a 2006, controlando a heterogeneidade espacial não observável e a dependência espacial por meio de um painel espacial

Foram encontradas evidências de que o capital humano (*escolaridade*), capital físico (*tratores*), trabalho (*equivalente homem*), terra e progresso tecnológico influenciaram positivamente o crescimento do VBP agropecuária brasileira seguindo a literatura específica da área. A magnitude destas variáveis apresenta o seguinte ordenamento:  $T$  (*terra*) >  $L$  (*EH*) > *progresso tecnológico* >  $H$  (*escolaridade*) >  $K$  (*trator*). Também foram encontrados efeitos *spillovers* positivos e significativos para  $H$  (*escolaridade*),  $K$  (*trator*),  $L$  (*EH*) e  $T$  (*terra*) indicando que as características das microrregiões vizinhas são importantes para explicar o processo de crescimento agropecuário de uma determinada microrregião.

Apesar dos fatores terra, trabalho e progresso tecnológico possuírem magnitudes maiores do que o capital humano, ele contribuiu de maneira efetiva para o crescimento da agropecuária brasileira no período de 1970 a 2006. A estimativa do efeito direto da variável  $H$  (*escolaridade*) é de 0,1181 e que devido ao efeito *spillovers* (efeito indireto igual 0,0818) um ano adicional de educação média deve incrementar a taxa de crescimento do VBP agropecuária em aproximadamente 19%. Autores como Mincer (1958), Shultz (1961, 1962) e Gary Becker (1964) já defendiam a importância do capital humano, uma vez que uma sociedade com um maior estoque deste capital contribuiria para o avanço da economia.

Estes resultados podem contribuir para elaborações de políticas públicas que visem o aumento do capital humano nos trabalhadores e produtores rurais (por exemplos, cursos de capacitação de maquinário, cursos de gestão da propriedade agrícola, curso de comercialização dos produtos rurais, ampliação do número de escolas, melhoramento da infraestrutura das escolas rurais), pois devido aos efeitos *spillovers* este aumento transbordaria para as regiões vizinhas potencializando o crescimento econômico da agropecuária.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Editora Alínea, 2012.
- ALVES, E. R. A. Embrapa: a successful case of institutional innovation. *Revista de Política Agrícola*, edição especial, p. 64-72, 2010.
- AMORIM, A. L.; SCALCO, P. R.; BRAGA, M. J. Crescimento Econômico e Convergência de Renda nos Estados Brasileiros: Uma Análise a partir dos Grandes Setores da Economia. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 39, n. 3, 2008.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association - LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L.; BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an Introduction to spatial econometrics. In: ULLAH, A.; GILES, D.E.A. (Orgs.). *Handbook of Applied Economic Statistics*, NY, p. 237-289, 1998.

- ARRAES, R. A.; TELES, V. H. Endogeneidade versus Exogeneidade do Crescimento Econômico: Uma Análise Comparativa entre Nordeste, Brasil e Países Selecionados. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 31, n. Especial, p.754-776, 2000.
- BACHA, C. J. C. *Economia e política agrícola no Brasil*. São Paulo, Ed. Atlas, 2012.
- BACHA, C. J.C.; ROCHA, M. T. O comportamento da agropecuária brasileira, no período de 1987 A 1996. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol.36, n1, p.35-60, 1998
- BALTAGI, B.H., SONG, S.H. AND KOH, W. Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of Econometrics*, 117, 123–150, 2003.
- BARICELO, L. G.; BACHA, C. J. C. Oferta e demanda de máquinas agrícolas no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, v. 22, n. 4, p. 67-83, 2013.
- BARROS, R.P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. *Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil*. Rio de Janeiro, Ipea, 2002. (Texto para discussão n. 857).
- BECKER, G. *Human capital. A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. National Bureau of Economic Research, New York. 1964.
- BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. M. Human capital and technology diffusion. *Handbook of Economic Growth*, v.1, p. 935-966, 2002.
- BONDEZAN, K. L.; DIAS, J. Economic growth in Brazil: an approach about capital accumulation and institution. *Revista Econômica do Nordeste*, vol. 48, n. 1, p. 47-62, 2016.
- BONDEZAN, K. L.; DIAS, J. Crescimento econômico no Brasil: Uma abordagem sobre o papel da acumulação de capital físico e humano. *Revista de Economia*, vol. 42, n. 3, p. 1-17, 2017.
- BRAGAGNOLO, C.; BARROS, G. S.A. C. Impactos Dinâmicos dos Fatores de Produção e da Produtividade sobre a Função de Produção. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 53, n.1, P. 31-50, 2105.
- BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. *Estatística Básica*, 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2006.
- CANGUSSU, R. C., SALVATO, M. A., & NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos*, vol. 40, n. 1, p. 153–183, 2010.
- CHADDAD, F. *Economia e organização da Agricultura Brasileira*. Rio de Janeiro, Elsevier, 2017.
- CROISSANT, Y.; MILLO, G. *plm: Linear models for panel data*. R package version 0.3-1, URL <http://CRAN.R-project.org>, 2007.
- DIAS, R. S. *Mudança tecnológica e viés de produção na agropecuária brasileira – 1970 a 1985* (Tese de Doutorado) Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1998.
- DIAS, J.; TEBALDI, E. Institutions, human capital, and growth: The institutional mechanism. *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 23, n. 3, p. 300-312, 2012.
- DRISCOLL, J.; KRAAY, A. Spatial correlations in panel data. *The World Bank, Policy Research Working Paper n. 1553*, 1995
- ELHORST, J. P. *Linear spatial dependesse models for cross-section data*. Heidelberg, Springer, 2014a.
- ELHORST, J. P. *Spatial Econometrics. From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Heidelberg, Springer, 2014b.
- ENGLER, J, J, C. O capital humano numa função de produção da agricultura de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 9, n. 3, p. 845–884, 1979.
- FELEMA, J. *Agropecuária brasileira: uma análise dos determinantes do crescimento da produtividade controlando a dependência espacial* (Tese de Doutorado). Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP. 2021.
- FERREIRA FILHO, JOAQUIM BENTO DE SOUZA; VIAN, C. E. F. The Brazilian experience with the occupation of the cerrado: the dynamics of large farms vs small farms. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 9, p. 19, 2014.
- FIRME, V. D. A. C.; SIMÃO FILHO, J. Análise do crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991–2000. *Economia Aplicada*, vol. 18, n. 4, p. 679–716, 2014
- FOSTER, A. D.; ROSENZWEIG, M. R. Technical change and human-capital returns and investments: Evidence from the green revolution. *American Economic Review*, v. 86, n. 4, p. 931-953, 1996.
- FRAGA, G. J. *Estudo da relação entre comércio internacional, capital humano e crescimento econômico no Brasil no período de 1995 a 2006* (Tese de Doutorado). Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP. 2011.
- FREITAS, C. A. *Contribuição do capital humano para o crescimento da agropecuária brasileira – período de 1970 a 1996* (Tese de Doutorado). Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP. 2001.

- FREITAS, C. A.; BACHA, C. J. C. Contribuição do Capital Humano para o Crescimento da Agropecuária Brasileira – Período de 1970 a 1996. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 58, n. 4, p. 533-557, 2004.
- FREITAS, C. A.; BACHA, C. J. C.; FOSSATTI, D. M. Avaliação do desenvolvimento do setor Agropecuário no Brasil: período de 1970 a 2000. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 1 (29), p. 111-124, 2007.
- FREITAS, H. C. A. Rumos da educação do campo. *Em Aberto*, Brasília, v. 24, n. 85, p. 35-49, 2011.
- FREITAS, R. E.; MACIENTE, A. N. Culturas agrícolas líderes nas mesorregiões mais dinâmicas. *Radar da Tecnologia, Produção e Comércio Exterior*, n. 43, p. 63-74, 2016.
- GAMA, V. A. *Os efeitos da qualidade da educação sobre a acumulação de capital humano e o crescimento econômico no Brasil* (Tese de Doutorado). Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP. 2014.
- GUIDOTTI-GONZALEZ, C. A.; AIDAR, T. *Análise de pseudo-coortes a partir dos Censos Demográficos no Brasil: uma aproximação metodológica*. Campinas, Ed. UNICAMP, 2015.
- HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. A.; QUEDA, O. *Inovações tecnológicas e transformações recentes na agricultura brasileira*. Piracicaba: ESALQ. p.520-778. 1985. Relatório de pesquisa, 3.
- HANUSHERK, E. A.; KIMKO, D.D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *The American Economic Review*, v.90, n.05, p. 1184-1208, 2000.
- IBGE. *Evolução da divisão territorial do Brasil: 1872-2010*. Rio de Janeiro, Ed. IBGE. 2011.
- ILHA, A. S.; LIMA, J. E. Impacto da educação na pequena produção agrícola em Minas Gerais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 19, n. 1, p. 83–202, 1989.
- KAGEYAMA, A.; SILVA, J. G. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. *Estudos Econômicos*, v.13 n.03, p 537-559, 1983.
- KRUEGER, A. B.; LINDAHL, M. Education for Growth: Why and for Whom? *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n. 4, p. 1101-1136, 2001.
- LESAGE, J., FISCHER, M. Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, n.3, p. 275-304, 2008.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to spatial econometrics*. Boca Ranton, Taylor & Francis Group, 2009.
- LAU, L. J.; JAMISON, D. T.; LIU, S.; RIVKIN, S. Education and economic growth: Some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, n. 41, p. 45–70, 1993.
- LUCAS, R.E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.
- MANKIW, N.G; ROMER, D.; WEIL, D.N. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly journal of economics*, v.107, n.2, p.407-437, 1992.
- MILLER, H. J. Tobler’s first law and spatial analysis. *Annals of the Association of American Geographers*, v.94, n. 2, p. 284–289, 2004
- MILLO, G.; PIRAS, G. splm: Spatial Panel Data Models in R. *Journal of Statistical Software*, vol. 47, n. 1, p. 1-38, 2012.
- MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 1958, vol. 66, p. 281-302, 1958
- MUTL J.; PFAFFERMAYR, M. The Hausman Test in a Cliff and Ord Panel Model. *Econometrics Journal*, 14, p.48-76, 2011.
- NELSON, R.; PHELPS, E. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*, v.56, p. 69-75, 1966.
- OLIVEIRA JUNIOR, J. N.; CASTELAR, I; FERREIRA, R. T. Convergência microrregional no setor agrícola usando um modelo com efeito threshold. *Revista EconomiA*, vol. 10, n., 3, 2009.
- PATRICK, G, F.; KEHRBERG, E, W. Custos e retornos da educação em cinco áreas agrícolas da Região Leste do Brasil. In Araújo, P, F, C.; Schuh, G, E.. (Eds). *Desenvolvimento da Agricultura*. São Paulo: Pioneira, 1975. p. 17–34.
- PESARAN, M.H. *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. CESifo Working Paper Series, 1229, 2004.
- RAIHER, A. P. *Evolução do capital humano e sua importância no crescimento econômico das microrregiões paranaenses no período de 1999 a 2006*. (Tese de Doutorado) Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS. 2009.

- RIGOTTI, J. I. Variáveis de educação dos censos demográficos brasileiros de 1960 a 2000. In: RIOS NETO, E. G.; RIANI, J. L. R. (Org.). *Introdução à demografia da educação*. Campinas, SP: ABEP, 2004
- ROMER, P.M. Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n.5, p.71-99,1990.
- SALGUEIRO, A. D. S. *O papel do capital humano, spillovers e difusão tecnológica no crescimento: Uma análise espacial para Brasil* (Dissertação de Mestrado). Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR. (2012).
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. *American Economic Review*, n. 51, vol 1, p.1–17. 1961
- SCHULTZ, T. W. Reflections on Investment in Man. *Journal of Political Economy*, n. 70, vol. 5, p. 1-8. 1962.
- SILVA, R. P.; BARICELO, L. G.; VIAN, C. E. F. Estoque brasileiro de tratores agrícolas: evolução e estimativas de 1960 a 20161. *Revista de Economia Agrícola*, v. 62, n. 2, p. 21-35, 2015.
- SILVA, J. G.; KAGEYAMA, A. Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970, e 1975. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 1, p. 235-266, 1983.
- SPOHR, G.; FREITAS, C. A. Teste da Convergência do PIB Per Capita da Agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 49, n. 2, p. 341-368, 2011.
- TEAM, R. C. R: *A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org>, 2017.
- VIEIRA FILHO, J. E. R. Grupos de eficiência tecnológica e desigualdade produtiva na agricultura brasileira. In: ALVES, E. R. A.; SOUZA, G. S.; GOMES, E. G. (org.) *Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento a agricultura no Brasil*. Brasília, DF: Embrapa. 2013.
- VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G.; RONSOM, S. Inovação e expansão agropecuária brasileira. In: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G (org.). *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário*. Brasília: Ipea, 2020.
- UHR, D. A. P.; PAULA, S. R.; FERREIRA, M. F., PASSOS, M. O.; UHR, J. G. Z. Economic Growth Channels From Human Capital: A Dynamic Panel Analysis for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 74, n. 1, p. 95–118, 2020.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2ª Ed. Cambridge, Mit Press, 2010.

## ANEXO

Tabela A1: Valor do I de Moran dos resíduos dos modelos de painel de dados espacial

Períodos	SAR	SEM	SDM	SDEM
1975-1970	-0.1192	0.0368*	-0.1116	-0.1643***
1980-1970	-0.1268	0.0152	-0.1240	0.0114
1985-1970	-0.1257	-0.0150	-0.1226	-0.0144
1996-1970	-0.0925	0.0892***	-0.0816	0.0893***
2007-1970	-0.1633	0.0139	-0.1643	0.0036

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 1%, \* significativo a 10% após 9.999 permutações.