Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

Evolução da produtividade da pecuária bovina leiteira em alguns Estados
brasileiros: distribuição espacial e análise de convergência para o período de 1974
a 2016

Alice Aloísia da Cruz

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2018

Alice Aloísia da Cruz
Bacharel em Ciências Econômicas

Evolução da produtividade da pecuária bovina leiteira em alguns Estados brasileiros:
distribuição espacial e análise de convergência para o período de 1974 a 2016

Orientador:
Prof. Dr. **CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Cruz, Alice Aloisia da

Evolução da produtividade da pecuária bovina leiteira em alguns Estados brasileiros: distribuição espacial e análise de convergência para o período de 1974 a 2016 / Alice Aloisia da Cruz. - - Piracicaba, 2018.

165 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Convergência 2. Efeito transbordamento 3. Áreas mínimas comparáveis 4. Econometria espacial I. Título

Às Marias da Penha da minha vida, minha avó (*in memorian*) e minha mãe

Dedico esta tese

AGRADECIMENTOS

Primeiramente ao meu orientador Prof^o. Carlos José Caetano Bacha por toda paciência, ensinamentos, atenção e apoio. Sua dedicação e comprometimento com a pesquisa e com o ensino são inspiradores.

A toda minha família pelo amor e apoio incondicionais, especialmente à minha mãe Maria da Penha, por ser meu exemplo de vida e por ter feito de tudo para que eu realizasse meus sonhos. Ao meu irmão Ramon por todo carinho e suporte.

Aos professores José Luiz Parré, Lilian Maluf de Lima Cunha e Sérgio De Zen pelas críticas e sugestões feitas no exame de qualificação.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Esalq.

Aos amigos e moradores da Maison: Rodrigo, Nicole, Fran, Leandro, Bruna e Gustavo pelo convívio, risadas, brincadeiras e festas. Aos amigos da turma de doutorado: Mirian, Mari, Angel, Dienice, André, Leandro, Daniel e Daiana pelo companheirismo e ajuda, especialmente durante as disciplinas. Aos amigos do PPGEA-Esalq: Marcos (agradeço pelo carinho, conselhos, leitura e sugestões na tese), Giovanna, Marcelo, Alysson, Samuel, Josimar, Vanclei pelo convívio durante os anos na Esalq. Às amigas que Piracicaba me proporcionou: Larissa e Janiellen pelas risadas, saídas e brincadeiras.

Aos queridos amigos que mesmo distantes sempre torceram por mim e me motivaram, em especial, aos amigos que Viçosa me deu: Dryelli, Vivi, Sam, Goiano e Andressa e aos amigos de infância: Camila, Betânia, Vanusa e Kamilo.

Às queridas amigas de Palmas: Ana Flávia e Leda, pelo carinho, torcida e apoio.

Por fim, agradeço ao apoio financeiro do CNPq e da Capes

SUMÁRIO

RESUMO.....	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	11
1 INTRODUÇÃO.....	13
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	19
2.1 Evolução da produção de leite no Brasil: crescimento regional distinto e heterogeneidade tecnológica dos produtores.....	19
2.2 Políticas voltadas à pecuária leiteira.....	22
2.3 Estudos sobre a distribuição espacial da produtividade da agropecuária e da pecuária bovina leiteira no Brasil.....	27
2.4 Fatores que afetam a produtividade da pecuária bovina leiteira	29
2.5 Estudos sobre convergência.....	32
3 ARCABOUÇO TEÓRICO E METODOLÓGICO	39
3.1 Alguns aspectos da Nova Geografia Econômica.....	39
3.2 Modelos de crescimento e desenvolvimento econômico e a hipótese de convergência	40
3.3 Análise exploratória de dados espaciais	43
3.3.1 Autocorrelação espacial global univariada.....	44
3.3.2 Autocorrelação espacial local univariada	46
3.3.3 Matriz de pesos espaciais	47
3.4 Modelos de dependência espacial e convergência	48
3.4.1 Modelo de Dependência Espacial Global (SAR)	52
3.4.2 Modelo de Erro Autoregressivo Espacial Global (SEM)	53
3.4.3 Modelo Regressivo Cruzado Espacial Local (SLX)	54
3.4.4 Fonte e tratamento de dados	54
3.4.5 Os modelos econométricos espaciais utilizados na tese para a análise da convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira	59
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
4.1 Evolução da produção e da produtividade da pecuária bovina leiteira no Brasil.....	63
4.2 Análise exploratória da relação espacial entre os valores de produtividade mensurados a nível de AMC.....	72
4.2.1 Goiás.....	78
4.2.2 Minas Gerais.....	81
4.2.3 Paraná	84
4.2.4 Rio Grande do Sul	87
4.2.5 Santa Catarina.....	90
4.2.6 São Paulo	92
4.3 Modelos de dependência espacial e análise da convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC dos Estados analisados.....	95
4.3.1 Análise da convergência absoluta	96
4.3.2 Análise da convergência condicional	112
5 CONCLUSÃO.....	133

REFERÊNCIAS.....	139
APÊNDICES.....	151

RESUMO

Evolução da produtividade da pecuária bovina leiteira em alguns Estados brasileiros: distribuição espacial e análise de convergência para o período de 1974 a 2016

Nas últimas décadas, o setor de pecuária bovina leiteira vem passando por diversas modificações influenciadas por redução de número de produtores, mudanças de políticas macroeconômicas e agrícolas e abertura econômica do Brasil. A produção de leite aumentou significativamente ao longo dos anos. Entretanto, mesmo o Brasil sendo um dos maiores produtores do mundo de leite bovino, sua produtividade (medida em litros de leite por vaca) está bem abaixo da dos principais países que operam no mercado. A produtividade da atividade ganha destaque para viabilizar o aumento da produção, suprir a demanda interna e dar maior competitividade ao setor no mercado externo. Diante disso, objetiva-se, através dessa tese, analisar a evolução diferenciada, interestadual e intraestadual, da produtividade da pecuária bovina leiteira nos Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, no período de 1974 a 2016, com base em áreas mínimas comparáveis (AMC). Esses Estados representaram 77,5% da produção de leite no Brasil em 2016. Através da análise exploratória de dados espaciais foi identificada a existência de autocorrelação espacial, sendo que a produtividade da pecuária bovina leiteira de uma AMC sofre influência da produtividade das AMC vizinhas. Foram identificados *clusters* espaciais de produtividade dos tipos Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto em todos os Estados considerados ao longo do período em análise. A configuração e localização geográficas desses *clusters* sofreram alterações nos Estados, refletindo os deslocamentos da produção ocorridos. Posteriormente, passou-se para a análise de convergência no intuito de identificar se está ocorrendo redução na diferença entre as produtividades da pecuária bovina leiteira entre as AMC e se os efeitos espaciais contribuem para as convergências absoluta e condicional. Para tanto, fez-se uso da econometria espacial. Para a análise de convergência condicional foram incorporadas variáveis de primeira e segunda natureza, propostas na Nova Geografia Econômica. Tanto a análise da convergência absoluta quanto a da convergência condicional confirmam a hipótese de existência de convergência e demonstram o efeito de transbordamento, ou seja, os choques ocorridos em uma AMC refletem nas AMC vizinhas. Entretanto, a velocidade de convergência foi baixa nas duas situações, indicando que a redução das diferenças de produtividade está ocorrendo de forma muito lenta. A análise de convergência condicional mostrou que as características iniciais das AMC influenciam para qual ponto estacionário a produtividade da pecuária bovina leiteira irá convergir, sendo que as variáveis distância da capital, pluviosidade, população, Produto Interno Bruto, crédito rural de investimento para pecuária e área com culturas tiveram influência diferenciada nos Estados no processo de convergência da produtividade tanto no período analisado como um todo como nos subperíodos considerados na tese.

Palavras-chave: Nova geografia econômica; Áreas mínimas comparáveis; Efeito transbordamento; Econometria espacial

ABSTRACT

Evolution of dairy cattle productivity in some Brazilian states: spatial distribution and convergence analysis between 1974 and 2016

In recent decades, the dairy cattle sector has undergone changes influenced by decline in the number of producers, changes in government macroeconomic and agricultural policies, and the country's economic opening. Milk production has increased significantly over the years. Brazil is one of the world's largest producers of bovine milk; however, its productivity (measured in liters of milk per cow) is still lower than that found in other major milk producing countries. The productivity of the activity is important to enable the increase of production, supplying domestic demand and giving greater competitiveness in the external market. The objective of this thesis is to analyze the differentiated interstate and intrastate evolution of dairy cattle productivity in the Brazilian states of Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina and São Paulo from 1974 through 2016 based on minimum comparable areas (MCA). These states accounted for 77.5% of Brazil's milk production in 2016. Exploratory spatial data analysis confirmed the existence of spatial autocorrelation indicating that dairy cattle productivity in an MCA is influenced by the productivity in neighboring MCA. Over the analyzed period, High-Low, Low-Low, High-Low, and Low-High productivity spatial clusters were identified in all studied states. The configuration and geographic location of these clusters underwent changes during the study period, reflecting production displacement. Convergence analysis using spatial econometrics was carried out to determine if the differences in dairy cattle productiveness among MCA were reduced over the period and if spatial effects contributed to any absolute or conditional convergence. First and second nature variables were employed for the analysis of conditional convergence, as proposed by the New Economic Geography. Both convergence analyses, absolute and conditional, confirmed the convergence hypothesis and demonstrated the overflow effect, in that shocks occurring in one MCA were reflected in neighboring MCA. However, the speed of convergence was low in both situations, indicating that productivity differences among the MCA were being reduced very slowly. The analysis of conditional convergence showed that the productivity of dairy farming in different MCA will tend to converge at the same stationary point if the MCA show similar initial values for selected variables. The selected variables are average yearly rainfall, population size, gross domestic product, and investment credit for livestock and rangeland acquisitions and are intended to represent conditions in each MCA and state at a specific time. Each variable had a differentiated influence on the process of productivity convergence over the period and subperiods considered in this thesis.

Keywords: New economic geography; Minimum comparable areas; Overflow effect; Spatial econometrics

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Representação do modelo de regressão linear desconsiderando os efeitos espaciais	49
Figura 2 – Representação do modelo de regressão linear considerando efeitos espaciais de defasagem.	52
Figura 3 – Representação do modelo de regressão linear considerando efeitos espaciais de erro.	53
Figura 4 – Representação do modelo de regressão linear considerando efeito espacial regressivo cruzado	54
Figura 5 – Evolução da produção brasileira de leite bovino	63
Figura 6 – Evolução da produção macroregional brasileira de leite bovino	64
Figura 7 – Evolução da produtividade macroregional brasileira da pecuária bovina leiteira ..	65
Figura 8 – Evolução da produção de leite bovino nos Estados analisados.....	68
Figura 9 – Evolução da produtividade da pecuária bovina leiteira nos Estados selecionados.	69
Figura 10 - Produtividade da pecuária bovina leiteira nas AMC para os anos de 1974 e 2016	70
Figura 11 – <i>Clusters</i> de produtividade da pecuária bovina leiteira nas AMC para os anos de 1974 e 2016.....	71
Figura 12 – Evolução dos valores de <i>I</i> de Moran nos Estados analisados entre 1974 e 2016..	77
Figura 13 - Evolução dos <i>clusters</i> de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de Goiás.....	80
Figura 14 - Evolução dos <i>clusters</i> de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de Minas Gerais.....	83
Figura 15 - Evolução dos <i>clusters</i> de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado do Paraná	86
Figura 16 - Evolução dos <i>clusters</i> de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado do Rio Grande do Sul	89
Figura 17 - Evolução dos <i>clusters</i> de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de Santa Catarina.....	91
Figura 18 – Evolução dos <i>clusters</i> de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de São Paulo	94
Figura A1 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de Goiás	160
Figura A2 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de Minas Gerais	161
Figura A3 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado do Paraná	162
Figura A4 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado do Rio Grande do Sul	163

Figura A5 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de Santa Catarina.....	164
Figura A6 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de São Paulo	165

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resumo da conversão do número de municípios existentes no ano de 2016 em AMC existentes em 1970.....	56
Tabela 2 – Variáveis utilizadas na análise de convergência condicional	57
Tabela 3 – Produção de leite bovino, número de vacas ordenhadas e produtividade nos anos de 1995 e 1996.....	66
Tabela 4 – Análise descritiva da produtividade das AMC em litros/vaca ordenhada/ano nos Estados selecionados	73
Tabela 5 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de Goiás	97
Tabela 6 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de Minas Gerais	98
Tabela 7 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado do Paraná	99
Tabela 8 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado do Rio Grande do Sul	100
Tabela 9 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de Santa Catarina	101
Tabela 10 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de São Paulo	102
Tabela 11 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de Goiás	104
Tabela 12 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de Minas Gerais	105
Tabela 13 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado do Paraná.....	106
Tabela 14 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado do Rio Grande do Sul.....	107
Tabela 15 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de Santa Catarina	108
Tabela 16 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de São Paulo.....	109
Tabela 17 – Velocidade de convergência absoluta e meia vida, no período de 1974 a 2016 para cada um dos Estados analisados	112
Tabela 18 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de Goiás.....	114
Tabela 19 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de Minas Gerais.....	115
Tabela 20 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado do Paraná.....	116

Tabela 21 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado do Rio Grande do Sul	117
Tabela 22 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de Santa Catarina	118
Tabela 23 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de São Paulo	119
Tabela 24 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de Goiás	121
Tabela 25 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de Minas Gerais	122
Tabela 26 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado do Paraná	123
Tabela 27 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado do Rio Grande do Sul	124
Tabela 28 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de Santa Catarina	125
Tabela 29 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de São Paulo	126
Tabela 30 – Velocidade de convergência condicional e meia vida, no período de 1974 a 2016 para cada um dos Estados analisados	130
Tabela A1 – <i>I</i> de Moran durante o período para os Estados analisados	151
Tabela A2 – Resultados do <i>I</i> de Moran para diferentes matrizes de pesos espaciais	152
Tabela A3 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Goiás	154
Tabela A4 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Minas Gerais	155
Tabela A5 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado do Paraná	156
Tabela A6 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Rio Grande do Sul	157
Tabela A7 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Santa Catarina	158
Tabela A8 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de São Paulo	159

1 INTRODUÇÃO

A produção de leite, em especial a oriunda da pecuária bovina, tem significativa importância para países em desenvolvimento, uma vez que essa produção fornece um alimento fundamental para os habitantes desses países (ZOCCAL; GOMES, 2005).

O consumo de leite bovino fornece importantes nutrientes para a alimentação humana, tais como: lipídios, proteínas, aminoácidos, vitaminas, minerais, imunoglobulinas, hormônios, fatores de crescimento, citocinas, nucleotídeos, péptidos, poliaminas, enzimas, ácidos graxos e outros péptidos bioativos (HAUG; HØSTMARK; HARSTAD, 2007).

Estima-se que a produção mundial de leite de vaca tenha sido de 501.026 mil toneladas, em 2017, com previsão de produção de 510.094 mil toneladas para 2018. Estados Unidos, Índia, China, Rússia, Brasil e Nova Zelândia foram os seis maiores produtores, sendo responsáveis por aproximadamente 57,3% da produção mundial de leite em 2017. O maior rebanho mundial ordenhado de bovinos foi na Índia, seguido pelo Brasil, EUA, China, Rússia e México. Apesar de ter ampliado sua produtividade e ter, em termos, significativa produção mundial, o Brasil ainda possui uma baixa produtividade na pecuária bovina leiteira quando comparado aos EUA, China, Nova Zelândia e Rússia. Nos Estados Unidos, a produtividade da pecuária bovina leiteira foi de 10,415 toneladas/vaca, enquanto no Brasil essa produtividade foi de 1,33 tonelada/vaca no ano de 2017 (USDA, 2017).

Os maiores exportadores mundiais de leite no ano de 2017 foram Argentina, Austrália, União Européia, Nova Zelândia e Estados Unidos. Com exceção da Argentina, que teve sua produção reduzida devido a severas inundações, no citado ano, os demais países tiveram aumento da produção. A melhora na produtividade da pecuária leiteira teve papel fundamental no aumento da produção de leite desses países, especialmente na Nova Zelândia, em que o tamanho do rebanho reduziu, e na União Européia, em que o tamanho do rebanho não foi alterado (USDA, 2017).

No ano de 2016, a produção brasileira de leite proporcionaria 163,16 litros de leite/habitante/ano, o que representa uma quantidade menor do que o sugerido por organizações de saúde nacional e internacional, que seria de 210 litros de leite/habitante/ano. Estima-se que até 2023 a população brasileira irá alcançar 216 milhões de habitantes, aproximadamente. Assim sendo, a produção nacional de leite deverá ser de 45,36 bilhões de litros/ano para que a quantidade recomendada de leite/habitante/ano seja abastecida plenamente pela oferta interna. Para que isso ocorra, são fundamentais os aumentos na

produção e na produtividade em litros/vaca/ano no Brasil (MAPA, 2014; IBGE, 2017; IBGE, 2018).

No ano de 2017, o valor bruto da produção agropecuária do Brasil foi de R\$ 533,5 bilhões, sendo a pecuária responsável por 32,36% deste valor. Dentre os produtos pecuários, o leite foi o 3º produto com maior destaque, atrás apenas da carne bovina e da carne de frango, sendo responsável pela geração de receita de R\$ 29,833 bilhões (MAPA, 2017). Em 2017, o Brasil reduziu a importação de leite em 32%, comparado à feita em 2016. Mas, ainda assim, importou 1,28 bilhão de litros de leite. A exportação retraiu para 38,6 mil toneladas, voltando ao patamar de valor que não ocorria desde 2011. O saldo da balança comercial de produtos lácteos melhorou, apesar de ter se mantido negativo (MDIC, 2017). Moraes e Bender Filho (2017) sugerem que estímulos à produção, especificamente no sentido de aumentar a produtividade da pecuária bovina leiteira, e programas de pagamento pela qualidade, possibilitariam o crescimento sustentado do setor lácteo brasileiro e, consequentemente, contribuiriam para diminuir a dependência de importações desses produtos.

Como mostrado acima, em âmbito internacional, o Brasil não aparece entre os maiores exportadores de leite (USDA, 2017). Além da produção interna não ser suficiente para atender plenamente a demanda nacional, a baixa qualidade do produto é um dos principais motivadores da baixa exportação brasileira desse produto. O leite brasileiro tem qualidade inferior ao de países como Argentina, Uruguai, Estados Unidos e países europeus. A ausência de conformidade da qualidade brasileira, do produto em apreço, com as exigências dos padrões americanos e europeus é um empecilho à exportação do leite para esses países e limita a exportação brasileira de leite para países que não possuem exigências muito rígidas para esse produto. Tanto a baixa produtividade, quanto a qualidade do leite, que não atende os padrões internacionais, reduzem a competitividade internacional da pecuária bovina leiteira brasileira (MAPA, 2014).

Não obstante a situação ainda abaixo dos padrões internacionais, a pecuária bovina leiteira tem tido melhoria tecnológica no Brasil, ainda que não homogênea, e a indústria de lácteos também tem melhorado. Conforme Vilela et al. (2017), na década de 1970, o setor lácteo passou por dois processos: modernização e inovação. O primeiro foi marcado pela introdução de embalagens descartáveis para a comercialização dos produtos. O segundo processo se deu através da introdução de iogurtes e sobremesas com essas embalagens e pelo início da produção com ultrapasterização (um tipo de tratamento térmico para o leite).

A variação da produção entre safra e entressafra foi uma das principais características da produção da pecuária bovina leiteira no Brasil na década de 1980. Sendo que para os

produtores com baixa especialização, a captação de leite era feita integralmente com latões. Entretanto, houve um expressivo incremento da produção e no consumo de leite nessa década (VILELA et al., 2017).

Na década de 1990 ocorreram mudanças na economia e na política governamental brasileira que afetaram significativamente o setor leiteiro. Até a década anterior, o Brasil tinha sua economia relativamente fechada, vivia um período de grande turbulência econômica e o preço do leite era tabelado tanto para o produtor como para o consumidor (SIQUEIRA et al., 2010).

A abertura comercial, a criação do Mercosul e o fim do tabelamento do preço do leite, a partir da década de 1990, colocaram os produtores nacionais de frente com a concorrência internacional, deixando evidente a baixa competitividade brasileira nessa atividade em termos internacionais. O Brasil passou a importar um grande volume de leite, provocando uma redução do preço do produto. Isso fez com que muitos produtores deixassem a atividade, uma vez que não conseguiram se adaptar ao novo contexto do mercado. Os produtores que permaneceram na atividade tiveram que modernizar sua produção com o intuito de aumentar sua produtividade e qualidade do seu produto para, consequentemente, melhorar sua competitividade (GOMES, 1999).

As mudanças macroeconômicas ocorridas na década de 1990 afetaram significativamente a competitividade do setor em apreço no Brasil. A ausência de políticas de desenvolvimento de longo prazo juntamente com os subsídios que países da União Europeia e os Estados Unidos concediam às principais *commodities* lácteas (leite em pó, leite longa vida, queijos, manteiga, iogurtes, entre outros) geraram uma situação desfavorável e predatória para os produtores brasileiros de leite, em especial quanto a sua competitividade (MARTINS, 2004).

Entre 2006 e 2016, a produção da pecuária bovina leiteira nacional cresceu. Entretanto, esse crescimento não foi uniforme entre as regiões. O acréscimo dessa produção no Brasil foi de 32,39% entre esses anos; na região Norte, foi de 10,39%; na região Nordeste, foi de 17,96%; na região Sudeste, foi de 18,54%; na região Sul, foi de 76,99%; e na região Centro-Oeste, foi de 6,73%. As participações dessas regiões na produção nacional de leite, em 2016, foram de 5,58%; 11,22%; 34,34%; 37,05%; e 11,81% respectivamente (IBGE, 2017).

O Brasil produziu 33,624 bilhões de litros de leite em 2016. A região Sudeste - que desde o início da pesquisa da Produção da Pecuária Municipal, em 1974, liderava a produção nacional - perdeu sua liderança na produção do produto em questão para a região Sul no ano de 2014. Houve crescimento da produtividade (em litros de leite/vaca ordenhada) em todas as

regiões do Brasil (IBGE, 2017), mas não de forma homogênea e sem atingir padrões mundiais.

O Estado de Minas Gerais (MG) foi responsável pela maior parte da produção brasileira de leite em todo o período de 1974 a 2016, apesar de ter tido uma redução na sua participação em termos nacional. Em 1974, esse Estado era responsável por 29,23% e em 2016 por 26,68% da produção total nacional de leite (IBGE, 2017).

O Estado do Paraná (PR), que foi o segundo maior produtor de leite no Brasil, em 2016, também aumentou sua participação, passando de 7,09% em 1974 para 14,07% da produção nacional de leite em 2016. Sendo que o aumento da sua participação ganhou maior destaque a partir do ano de 2003 (IBGE, 2017).

O Estado do Rio Grande do Sul (RS), que em 1974 produziu 10,87% do total nacional, aumentou sua participação ao longo dos anos, passando a ser o terceiro Estado com maior produção de leite no ano de 2016 e produzindo 13,72% do total nacional (IBGE, 2017).

Santa Catarina (SC), que ocupou a quarta posição na produção nacional de leite, em 2016, passou de 4,75% para 9,26% sua participação na produção nacional de leite nos anos de 1974 e 2016, respectivamente. Já o Estado de Goiás (GO), que foi responsável pela quinta maior produção nacional, em 2016, teve sua participação elevada de 6,51% em 1974 para 8,72% do total nacional em 2016 (IBGE, 2017).

Em contrapartida, percebe-se a redução da participação do Estado de São Paulo (SP) na produção nacional de leite, sendo que em 1974 ele era o segundo maior produtor deste produto, sendo responsável por 17,48% da produção nacional. Em 2016, produziu apenas 5,03% do total nacional e ficou em sexto lugar na produção brasileira de leite (IBGE, 2017).

Os seis Estados com maior produção de leite (MG, RS, PR, GO, SC e SP) no Brasil juntos foram responsáveis por 77,48% da produção nacional desse produto em 2016. A produtividade da pecuária leiteira nesses Estados tem apresentado tendência de crescimento. Dos 5.568 municípios existentes no ano de 2016, só não houve registro de produção de leite em 65 deles. A média da produtividade municipal em litros de leite por vaca ordenhada passou de 635,44 litros por ano, em 1974, para 1.470,29 litros, em 2016 (IBGE, 2017). Mas essa produtividade não evoluiu homogeneamente dentro desses Estados.

Bressan e Martins (2004) destacam as restrições existentes – em termos tecnológicos, socioeconômicos e institucionais - que dificultam o desenvolvimento da cadeia produtiva de leite no Brasil, tanto no segmento da produção quanto no segmento da indústria. Com relação ao segmento da produção, os autores destacam que há necessidade de melhorar o manejo tanto dos animais quanto das pastagens, adequação da produção às características da região,

amplificar as pesquisas zootécnicas e de viabilidade técnica e socioeconômica da atividade, melhorar a gestão das propriedades e dar maior estímulo à produção e produtividade.

No segmento da indústria, identificam-se limitações tecnológicas, com o uso de tecnologias defasadas em relação às que são utilizadas em outros países e com pouca adaptação tecnológica às características brasileiras. A subutilização das plantas industriais, alto custo de produção, concorrência internacional desleal (uma vez que muitos dos produtos importados são subsidiados em seu país de origem) também geram entraves para a indústria do setor lácteo. Os estudos sobre os canais de distribuição e do poder de mercado dos segmentos da cadeia láctea, capacitação de trabalhadores e da gestão ainda são poucos para o setor. Também se fazem necessárias normas e padronizações para melhorar a qualidade do leite e aumentar a competitividade do segmento. Além dessas limitações, há necessidade de reforma tributária e supressão de grandes deficiências na infraestrutura (especialmente de transporte e energia elétrica), entre outras restrições que limitam a produção da indústria láctea (BRESSAN; MARTINS, 2004).

Dentre os desafios da cadeia láctea brasileira, tem-se o descompasso entre a oferta e a demanda do leite, o que tem provocado a volatilidade dos seus preços internos. A recessão econômica dos anos 2015 e 2016 no Brasil provocou uma redução do poder de compra dos brasileiros, levando a uma redução na demanda por produtos lácteos, dado que a demanda da maioria dos derivados lácteos é elástica em função da variação da renda. Isso reduziu as margens de lucro dos produtores, dado que os seus custos ficaram estáveis em 2017. Com a menor rentabilidade, há mudança de atividade por parte de alguns produtores, indo para a pecuária de corte, e/ou a redução dos investimentos na produção leiteira, o que pode afetar tanto o volume quanto a qualidade do leite (CEPEA, 2017).

No Brasil, o cenário da produção da pecuária leiteira é caracterizado pela oscilação do lucro do produtor. Isso se deve a variações do custo de produção, causado especialmente por variações nos custos dos concentrados (milho e farelo de soja) e do preço recebido pelo produtor (CEPEA, 2017). Isso acarreta riscos e fragilidades para o produtor. Em contrapartida, os principais *players* mundiais do setor estão reduzindo os custos e melhorando sua competitividade. A melhora da produtividade é um fator chave para que os produtores brasileiros consigam se manter no mercado de leite de forma competitiva, no cenário de grande oscilação de custos de produção.

A produtividade por animal pode ser considerada como um indicador do desenvolvimento ou do grau de especialização da produção leiteira e é uma variável de fundamental importância para a atividade leiteira (ZOCCAL; GOMES, 2005). A

produtividade municipal da pecuária bovina de leite não é uniformemente distribuída no Brasil. Existem municípios em que não há produção de leite ou em que ela é muito baixa; há municípios com produtividade na média brasileira; e há municípios em que a produtividade se compara à de países com alta produtividade leiteira (IBGE, 2017; FAOSTAT, 2017). Tem-se, portanto, um quadro não homogêneo da distribuição espacial dessa produtividade. Mas como essa heterogeneidade tem se alterado no tempo e no espaço? Que fatores a explica?

Diante do que foi exposto, o presente trabalho tem por **objetivo geral** analisar a evolução diferenciada, interestadual e intraestadual, da produtividade da pecuária bovina leiteira entre os principais Estados brasileiros produtores de leite. Para tanto, foram considerados os anos de 1974 a 2016, dada a disponibilidade dos dados. Atenção especial é dada aos Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, responsáveis por mais de $\frac{3}{4}$ da produção nacional de leite. É importante ressaltar que os municípios brasileiros tiveram desagregações nos 43 anos analisados na tese e os mesmos, para serem comparados, tiveram de ser agregados em áreas mínimas comparáveis (AMC).

Como **objetivos específicos**, o trabalho buscou: 1) analisar o quanto é diferenciada a evolução da produtividade da pecuária leiteira entre os principais Estados produtores e dentro desses Estados; 2) identificar os *clusters* de produtividade da pecuária leiteira que têm se formado; 3) analisar como esses *clusters* se modificaram ao longo do tempo e dentro dos Estados analisados; 4) identificar quais os fatores que explicam as alterações nos *clusters*; 5) analisar se está ocorrendo ou não convergência da produtividade da pecuária leiteira entre as AMC de cada Estado analisado; e 6) quantificar os determinantes da possível convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Há uma ampla literatura tratando do setor de pecuária leiteira, da qual se pode, diante dos objetivos estabelecidos por esta tese, identificar cinco grupos: 1) trabalhos que analisam a evolução ao longo do tempo da produção de leite no Brasil, destacando diferenças de crescimento regional e heterogeneidade tecnológica dos produtores; 2) trabalhos que tratam das políticas públicas voltadas ao setor em apreço; 3) trabalhos que focam na produtividade da pecuária leiteira; 4) trabalhos que falam sobre os fatores que afetam essa produtividade; e 5) trabalhos que tratam sobre a convergência espacial.

2.1 Evolução da produção de leite no Brasil: crescimento regional distinto e heterogeneidade tecnológica dos produtores

São diversos os trabalhos cujo foco é a análise da produção de leite no Brasil e de sua evolução, ver, por exemplo: Gomes (1991b), Maia *et al.* (2013), Gomes (1995), Gomes (2001), Gomes (2002), Alves (2012), Embrapa Gado de Leite (2015), Vilela *et al.* (2017), Martins (2004) e Vilela e Resende (2014). Também são em quantidade significativa os trabalhos que analisam a heterogeneidade tecnológica entre os produtores de leite no Brasil, como, por exemplo, Zoccal e Gomes (2005) e Jank e Galan (1999).

Essa literatura evidencia que a produção de leite tem aumentado no Brasil desde a década de 1970, bem como sua produtividade. Mas persistem diferenças tecnológicas entre os produtores.

Gomes (1991b) destaca que a produção leiteira brasileira teve crescimento desigual nas décadas de 1960, 1970 e 1980. Enquanto a produção total aumentou em 4,53% ao ano na década de 1960, 4,85% na década de 1970 e 2,44% na década de 1980, a produção *per capita* se elevou em 1,54%, 2,12% e 0% (ficou praticamente estagnada), respectivamente.

Maia *et al.* (2013) destacam que o crescimento da produção leiteira brasileira de 1974 a 2011 sempre foi liderado pela Região Sudeste, destacando que esse crescimento foi possibilitado por dois fatores: o aumento do número de vacas ordenhadas, o que implica o aumento da capacidade produtiva, e o crescimento da produtividade por animal. Dentre esses fatores, o aumento da produtividade foi mais relevante para a sustentação do crescimento da produção de leite no Brasil.

Entre os anos de 1980 e 1994, produção e preço real do leite no Brasil seguiram tendências opostas. O preço real recebido pelo produtor reduziu-se aproximadamente em 40%

(o tabelamento do preço do leite foi iniciado em 1945, mas, a partir de 1974, passou-se a ter pagamento diferenciado de acordo com o seu destino: indústria e consumo), enquanto a produção aumentou 50%. A redução do custo de produção, devido ao aumento da produtividade e redução dos preços dos principais serviços e insumos empregados na produção, pode ser uma explicação possível para os comportamentos opostos de produção e preços de leite no Brasil no citado período. Entretanto, isso não foi um padrão para todos os produtores, sendo que os que não conseguiram melhorar a produtividade tiveram um decréscimo na lucratividade (GOMES, 1995).

Gomes (2001) analisa a evolução da produção de leite no Brasil nos anos de 1990 a 2000. O autor destaca o crescimento da produção, superior ao crescimento percentual da população brasileira, o que implicou no aumento da produção *per capita* nacional. O aumento da produção neste período teve como motivadores o aumento da produção nas regiões do cerrado, como, por exemplo, em Goiás, Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba (as duas em Minas Gerais); inovação tecnológica; e redução dos preços dos fatores de produção, em especial da ração. Entretanto, o aumento da produção foi caracterizado por grande concentração e heterogeneidade da produção no período em questão (1990 a 2000).

As mudanças macroeconômicas ocorridas na década de 1990 (em especial a abertura econômica, a instituição do Plano Real e a Criação do Mercosul) possibilitaram a aquisição de leite de outros países. Isso forçou os produtores nacionais a aumentarem sua eficiência e competitividade para se manterem no mercado. Os produtores que não conseguiram aumentar a produção e reduzir os seus custos de produção acabaram saindo do mercado, fazendo com que o número de produtores reduzisse nesse período. Juntamente com as mudanças macroeconômicas, a evolução tecnológica ocorrida no período foram responsáveis pelo aumento da produtividade da pecuária leiteira brasileira (GOMES, 2002).

Alves (2012) explica o crescimento de 68% da produção de leite, de 1996 até 2006, como resultado da expansão e/ou melhoria de três fatores de produção: trabalho, terra e tecnologia. O estudo indica que o primeiro fator foi responsável por 22,3% do aumento da produção, devido à maior utilização da mecanização. O segundo fator, pouco expressivo, foi responsável por 9,6%, enquanto a adoção de novas tecnologias explicou 68,1% do crescimento da produção de leite de 1996 a 2006.

De acordo com IBGE (2017), até 1995, o número de vacas ordenhadas e a produção de leite tinham uma tendência similar de crescimento. Nos anos posteriores, as taxas de crescimento da produção leiteira têm sido maiores do que as taxas de crescimento do número de vacas ordenhadas. A partir de 2014, essas duas variáveis têm decrescido, sendo que a taxa

de decréscimo do número de vacas ordenhadas é maior. Segundo a Embrapa Gado de Leite (2015), em ambas situações supramencionadas ocorreu aumento da produtividade por animal. O incremento dessa produtividade pode ser devido a vários fatores, tais como: melhoramento genético, inserção de novas tecnologias, qualificação da mão de obra, melhor uso de fatores de produção, entre outros.

Analisando a produção de leite de 1974 a 2015, Vilela *et al.* (2017) ressaltam a significância que a atividade leiteira adquiriu no país. Os autores frisam que, mesmo com a redução do preço real pago ao produtor no período, e o número de produtores ter também reduzido, o aumento da produção foi viabilizado pelo aumento da produtividade. O aumento da produção também foi possibilitado por melhoras no cenário macroeconômico, que deu base para o aumento no consumo, uma vez que no Brasil a expansão do consumo e a expansão da produção de leite estão fortemente atreladas.

Martins (2004) destaca que o mercado de leite no Brasil se caracteriza como próximo a uma concorrência perfeita, no que se refere à oferta de leite pelos produtores, em que não existem barreiras para entrar no setor primário e os consumidores vêm o produto com alto grau de homogeneidade. Entretanto, essa não é a situação dos elos *ex-ante* e *ex-post* aos produtores rurais. Esses elos se caracterizam por acentuada concentração e estão organizados em forma de oligopsônios (ou monopsônios) regionais.

Vilela e Resende (2014) destacam que há desafios na produção de leite no que se refere à necessidade de formação e qualificação do produtor, adequação dos serviços de assistência técnica, controle sanitário do rebanho, melhoria da qualidade do leite, aumento da eficiência dos sistemas e dos fatores de produção. Sendo que para ter crescimento da produção, produtividade e competitividade do leite no mercado nacional e internacional, é fundamental a combinação de todos esses elementos.

Como ressaltado na introdução desta tese, a atividade leiteira está presente em todo o território brasileiro, ainda que concentrada em alguns dos nossos Estados. Isso se deve às condições edafoclimáticas favoráveis do país, as quais possibilitam a adaptação da produção de leite de acordo com as características específicas de cada região. Consequentemente, existem diferentes sistemas de produção de leite no Brasil. A heterogeneidade também é uma característica marcante no tocante à adoção de tecnologias, existindo desde produtores que utilizam técnicas rudimentares para produzir, até produtores com o mais elevado nível tecnológico (ZOCCAL; GOMES, 2005).

Apesar de existir vários tipos de produtores de leite, destacam-se dois principais:

- O primeiro tipo se refere aos produtores especializados, que são aqueles cuja produção leiteira é sua principal atividade. Esses produtores possuem animais selecionados, realizam grandes investimentos em processos e na aquisição de animais para aumentar tanto a quantidade quanto a qualidade do leite, possuem economias de escala, usam alimentos concentrados, equipamentos de ordenha, refrigeração entre outros, e conseguem até alguma diferenciação do produto (JANK; GALAN, 1999).

- O segundo tipo se refere aos produtores não especializados, que são aqueles que trabalham com tecnologias extremamente rudimentares. Para esses produtores, o leite é um subproduto do gado de corte. São produtores que têm no leite um complemento da renda e não a atividade principal da propriedade. Esses produtores não têm qualidade da matéria-prima nem estabilidade na sua produção (JANK; GALAN, 1999).

2.2 Políticas voltadas à pecuária leiteira

Existem diversos estudos que analisam as políticas públicas voltadas à pecuária leiteira, ver, por exemplo: Gomes (1991a), Wilkison (2008), Faveret Filho (2002), Martins (2004), Maia et al., (2013), Santos e Moreira (2009), Vilela e Resende (2014), Mapa (2014), Gomes (1996), Silva Neto, Bacha e Bacchi (2011), Figueiredo e Paulillo (2005), Ramos (2009) e Fornazier, Souza e Ponciano (2014).

O exame dessa literatura evidencia a oscilação do propósito do governo entre estimular o setor e controlar o preço do leite para não penalizar o consumidor.

Gomes (1991a) destaca que as políticas governamentais podem afetar praticamente todos os segmentos do agronegócio do leite. Essas políticas podem interferir no âmbito da oferta de leite e de seus derivados através da quantidade ofertada, que, por sua vez, pode ser afetada por meio do preço do leite e de seus derivados (com políticas de tabelamento de preços, importação, formação e liberação de estoques e impostos sobre a produção e comercialização). O governo também pode atuar na geração e difusão de tecnologias, disponibilidade de crédito, controle dos oligopólios para evitar abusos econômicos e facilitando a importação de fatores de produção que irão afetar o setor. Através do estabelecimento de normas e pela fiscalização de seus cumprimentos, o governo pode influenciar na qualidade dos produtos. Por fim, o governo também pode afetar a demanda de leite e de seus derivados através de programas sociais que façam a distribuição de leite e de seus derivados para a população de baixa renda e através da política macroeconômica que irá afetar o poder de compra do consumidor.

Dentre os programas governamentais vinculados ao setor leiteiro, Wilkinson (2008) destaca que, em 1988, o governo brasileiro era responsável pela distribuição de aproximadamente 30% do leite tipo C, dentro do país, através de programas sociais. A saída do governo dos programas sociais que envolviam o leite, entre os anos 1988 e 1990, o fim do Programa Nacional do Leite para Crianças Carentes, redução significativa de leite nos programas de assistência alimentar, juntamente com o choque econômico do governo Collor, reduziram drasticamente a demanda de leite no país. Isso levou a um excesso de oferta, mesmo no período de entressafra, amplificado por inexistência de políticas governamentais de estoque de leite.

No ano de 1999, instituiu-se o programa Pró-Leite, pelo Governo Federal, com o objetivo de incentivar a modernização da produção de leite. Financiamentos com juros fixos foram disponibilizados para investimentos relacionados ao resfriamento do leite na propriedade e no transporte. Entretanto, a dificuldade de acesso ao financiamento e o alto risco da operação, devido às mudanças estruturais do setor, fizeram com que o referido programa não tivesse muito sucesso no seu início. O número de financiamentos só aumentou quando as cooperativas com situação financeira mais sólida começaram a pegar os empréstimos e repassá-los aos seus cooperados. Outro fator que contribuiu para o aumento do número de financiamentos foi o fato dos fabricantes de equipamentos começarem a realizar a análise de viabilidade e risco de crédito dos clientes e encaminhá-la aos bancos, após seleção (FAVERET FILHO, 2002)

Em 2002, foi estabelecido o Programa de Melhoria de Qualidade do Leite, através da Instrução Normativa nº 51 do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, que estabeleceu critérios para a produção, identidade e qualidade do leite, o que favoreceu significativamente a melhora da qualidade do produto brasileiro (MARTINS, 2004).

Dada a importância do setor leiteiro para a agricultura familiar, devido ao expressivo número de famílias que desenvolvem a atividade bem como o seu potencial de geração de renda e oportunidades de trabalho, o então Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA) - que posteriormente passou a ser a Secretaria Especial de Agricultura Familiar e do Desenvolvimento Agrário (SEAFDA) - criou, em 2006, a Política Setorial do Leite (PSL). Essa última é baseada em ações específicas de crédito, seguro de renda, assistência técnica e extensão rural, capacitação e ações no mercado internacional de acordo com cada região (SAF/MDA, 2016).

As linhas do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) são as bases para o financiamento da PSL e aquelas podem ser obtidas individualmente pelo

produtor ou através de sua cooperativa. O Programa de Garantia de Preços para a Agricultura Familiar (PGPAF) é utilizado para assegurar a renda em momentos de oscilações de preço. Para promover a Assistência Técnica e Extensão Rural (Ater), a SEAFDA tem feito parcerias com instituições de Ater baseado numa rede temática de Ater leite. Além disso, a parceria com a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) tem possibilitado ações de capacitação no setor (SAF/MDA, 2016).

Maia et al. (2013) explicam que para dar assistência técnica e extensão rural, bem como possibilitar a capacitação de produtores na PSL, foi criado o Programa Balde Cheio, cujo objetivo é transferir tecnologia de produção para os produtores familiares e extensionistas, através de parcerias com instituições de extensão rural. Para garantir a demanda pela produção dos agricultores familiares (inclusive para o leite que esses produtores produzem) foram criados o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae).

Santos e Moreira (2009) destacam a importância da criação da Embrapa Gado de Leite para a pecuária leiteira brasileira, especialmente no que tange à redução de desníveis regionais na produtividade. Isso se deve à disponibilização de produtos e tecnologias, além da prestação de serviços importantes para a modernização e melhoria do desempenho da cadeia produtiva do leite no Brasil, que foram feitas pela Embrapa Gado de Leite desde sua criação, em 1976.

Maia et al. (2013) ressaltam a importância do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), que tem adotado iniciativas para a construção e modernização de empresas de beneficiamento de leite e cooperativas. No ano de 2012, o BNDES contratou em torno de R\$ 727 milhões e desembolsou cerca de R\$ 690 milhões para serem usados em preparação do leite, criação de bovinos na pecuária leiteira e fabricação de laticínios por cooperativas. Além disso, o BNDES também tem utilizado os recursos do Fundo Social para atuar com operações não reembolsáveis para as cooperativas. Além do apoio a cooperativas, o BNDES tem participado de programas de apoio em outros segmentos da cadeia da pecuária bovina através da PSL, Pronaf, PGPAF, Projeto Balde Cheio, PAA e Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE). Com isso, o intuito do banco é possibilitar o aumento e a modernização da produção brasileira de leite.

Vilela e Resende (2014) destacam que o ano de 2013 pode ser considerado o ano do leite. Esse produto foi um dos temas mais frequentes na pauta de discussão da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), com o programa de treinamento de produtores “Leite Legal”. Já a SEAFDA criou o “Leite 100” para a agricultura familiar e o Ministério da

Fazenda disponibilizou R\$ 1,5 bilhão para a inovação da agricultura através do Programa de Incentivo a Inovação Tecnológica na Produção Agropecuária (Inovagro), dando prioridade à pecuária de leite.

Ainda no ano de 2013, o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) criou o Plano mais Pecuária para a pecuária bovina de corte e leite. No que tange ao setor leiteiro, criou-se o Programa Mais Leite, cujo intuito é aumentar em 40% a produtividade em litros/vaca/ano até 2023. Para isso, os eixos do programa são: melhoramento genético, ampliação de mercado, incorporação de tecnologia, segurança e qualidade dos produtos (MAPA, 2014).

Entre os instrumentos de políticas públicas destinados a estimular o setor leiteiro, Gomes (1996) ressalta que o crédito rural foi o principal instrumento de política agrícola utilizado no setor na década de 1970, tendo como base a grande quantidade de recursos governamentais alocados ao crédito rural. Na década seguinte, os instrumentos de estabilização de preços, garantia de preço mínimo e estoques reguladores, passaram a ser o carro chefe da política agrícola no setor pecuário. Nos anos de 1990, os instrumentos de política agrícola, referente à pecuária leiteira, voltam-se para o comércio internacional, utilizando-se de impostos de importação e tarifas compensatórias.

Silva Neto, Bacha e Bacchi (2011) destacam que no auge da concessão de crédito rural, entre 1969 a 1979, a região Sudeste recebeu a maior parcela do crédito rural pecuário. Durante os anos de 1980 a 1996 houve declínio seguido de estagnação do montante de crédito rural, sendo que a região Sudeste perdeu participação, enquanto as regiões Sul e Centro-Oeste ganharam maior participação no montante nacional de crédito rural pecuário. De 1996 até 2010 houve a retomada da concessão do crédito rural. Nesses anos, as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste tiveram participação relativa de crédito rural pecuário próximas, somando aproximadamente 80% do montante dessa modalidade de crédito.

Comparando a evolução do crédito rural pecuário e do rebanho bovino, Silva Neto, Bacha e Bacchi (2011) identificam que, para as regiões Sudeste e Sul, essas duas variáveis possuem comportamentos distintos. Enquanto o crédito rural pecuário teve significativa oscilação no Sul e Sudeste, passando por um período de declínio e volta do crescimento do crédito, o rebanho bovino teve pouca alteração. O crédito rural pecuário no Centro-Oeste também passou por período de oscilação, entretanto, o rebanho bovino teve tendência de crescimento ao longo dos anos de 1974 a 2010.

Faveret Filho (2002) ressalta que a maioria dos produtores estrangeiros que entraram no mercado brasileiro, após a abertura comercial, possuíam melhores condições de

financiamento na indústria láctea, comparativamente às condições de financiamento dos produtores nacionais. A região Sul foi a mais afetada pela concorrência internacional, devido à proximidade geográfica com a Argentina e o Uruguai. Para melhorar a sua eficiência e se manter no mercado, muitos produtores investiram na granelização da coleta de leite, possibilitando melhora na qualidade do produto e na sua logística de armazenagem e transporte. A importância desse investimento era tamanha que muitas empresas financiaram os equipamentos para os fornecedores com taxa de juro zero, motivadas pela redução de custos nas etapas de coleta e processamento do leite.

Entre os anos de 1945 e 1991, o Estado regulamentou todo o setor lácteo através do tabelamento de preços que, por muitas vezes, era usado no intuito de controlar a inflação. Como o leite era um produto da cesta básica, o governo controlava o preço pago pelo consumir e promovia a importação de leite e de seus derivados na entressafra, objetivando controlar a inflação. As consequências dessa intervenção foram observadas após o seu fim, com crises cíclicas do preço do leite e evidenciamento do baixo nível de diferenciação do produto (FIGUEIREDO; PAULILLO, 2005 e WILKINSON, 2008).

Ramos (2009) ressalta a importância do seguro rural como política de incentivo à produção agropecuária, uma vez que possibilita a prevenção e a diminuição dos riscos das atividades. Além disso, o seguro rural incentiva a diversificação da produção e estimula o uso de práticas diferenciadas na produção. Entretanto, apesar de sua significância, o seguro rural não é amplamente difundido no Brasil. Ozaki (2008) destaca que dentre as modalidades de seguro rural, o governo pode subvencionar (cujo induito é diminuir o valor do prêmio do seguro pago pelo produtor) quatro: agrícola, pecuário, aquícola e de florestas.

O seguro rural na pecuária pode ser feito para avaliar o pagamento de indenização em situação de morte dos animais, no caso dos animais cuja finalidade é especificamente o consumo, produção, cria, recria, engorda ou tração. Além disso, os animais que são usados para incrementar e/ou melhorar os platéis de produção (através de monta natural, coleta de sêmen ou transferência de embriões) também podem ser incluídos nessa modalidade de seguro (FORNAZIER; SOUZA; PONCIANO, 2014). Apesar da importância do seguro rural para a pecuária, em especial a bovinocultura de leite, ele é pouco utilizado e o montante de recursos financeiros disponibilizado para essa modalidade de seguro é pequeno, comparado à porcentagem destinada à agricultura. Dentre as restrições ao maior uso do seguro rural pela pecuária leiteira, tem-se que ele não engloba animais com menos de seis meses ou com mais de dez anos de idade e não cobre furtos de animais.

Outra política implementada no setor leiteiro foi a introdução do leite dentro dos produtos respaldados pela Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM). O intuito foi dar maior segurança aos seus produtores para a realização de investimentos, uma vez que, em períodos de crise no setor, o governo manteria o preço mínimo do leite como forma de subsídio (CÂMARA DOS DEPUTADOS, 2015).

Para elaboração da proposta dos preços mínimos para o leite são considerados o custo variável de produção (da safra anterior, da atual safra e a variação percentual do custo variável de produção entre a safra anterior e a atual), o preço pago ao produtor (média anual e atual), preço mínimo (em vigor, proposto e variação percentual), preço no atacado na principal praça, preços de paridade (atacado e produtor). Além disso, o preço mínimo é calculado para quatro diferentes regiões (Sul e Sudeste; Distrito Federal, Goiás e Mato Grosso do Sul; Norte e Mato Grosso; e Nordeste), conforme Conab (2017). Entretanto, entidades do setor leiteiro defendem a revisão e atualização do preço mínimo para o leite, por considerarem que ele está defasado (não sendo útil como parâmetro para as relações entre vendedores e compradores) e por considerarem que o preço mínimo não é suficiente para garantir uma remuneração adequada e compensatória dos custos de produção, em especial para os pequenos e médios produtores de leite.

2.3 Estudos sobre a distribuição espacial da produtividade da agropecuária e da pecuária bovina leiteira no Brasil

Há expressiva literatura analisando a distribuição espacial da produção e da produtividade da agropecuária, ver, por exemplo, Perobelli et al. (2007), Pinheiro (2007) e Diniz (2012). Dentro dessa literatura, há os trabalhos que analisam especificamente a distribuição espacial da produção da pecuária leiteira, ver por exemplo Capucho e Parré (2012) e Schumacher (2013).

A análise dessa literatura demonstra que a produtividade das atividades agropecuárias em uma determinada região sofre influência da produtividade das regiões vizinhas, ou seja, há correlação espacial na produtividade agrícola e na produtividade da pecuária bovina leiteira.

Perobelli *et al.* (2007) analisam os efeitos espaciais que influenciam a produtividade agrícola da terra nas microrregiões brasileiras nos anos de 1991, 1997 e 2003. Os autores mostram que a produtividade agrícola cresceu nesses anos e apresentou correlação espacial positiva. Em geral, isso evidencia que microrregiões com alta produtividade são vizinhas de microrregiões com alta produtividade e as microrregiões de baixa produtividade são vizinhas

das regiões de baixa produtividade. Os autores identificaram dois *clusters* alto-alto consistentes, um deles no Estado de São Paulo e parte da Região Centro-Oeste e o outro se encontra no litoral nordestino.

Pinheiro (2007) estimou a função de produção agropecuária do Estado do Paraná em 2002. Para isso, a autora realizou uma análise exploratória de dados espaciais que identifica uma autocorrelação espacial do valor bruto da produção agropecuária entre os municípios paranaenses, ou seja, municípios com alto (baixo) valor bruto da produção tendem a estar próximos de municípios também com alto (baixo) valor da mesma variável. Foram identificados dois *clusters* do tipo alto-alto situados no oeste/sudoeste e outro no norte do Paraná, que representam as regiões com maior desenvolvimento da agropecuária no Estado. Com relação aos *clusters* baixo-baixo, identificaram-se três deles que estão no noroeste, centro e leste do Paraná, que são regiões com valor bruto da produção agropecuária menores, quando comparadas aos valores das regiões na quais obtiveram-se *clusters* alto-alto.

Diniz (2012) analisa o padrão de produção e localização espacial da produção de laranja, no período de 2002 a 2010, no Estado de São Paulo. O trabalho mostra que há correlação espacial da produtividade por hectare da citricultura e que os municípios com alta produtividade por hectare estão cercados por municípios com produtividade alta por hectare na mesma cultura, assim como os municípios com baixa produtividade por hectare estão próximos de municípios com baixa produtividade por hectare. Existe, portanto, associação espacial positiva e presença de *clusters*, tanto do tipo alto-alto como do baixo-baixo na cultura da laranjeira no Estado de São Paulo. Os municípios com maior produtividade estão situados ao norte da mesorregião de São José do Rio Preto, sendo que está ocorrendo um processo de deslocamento da produção de citrus para o sudoeste do Estado de São Paulo.

Capucho e Parré (2012) analisam a distribuição espacial da produção de leite nos municípios do Estado do Paraná. Os autores, através de uma análise exploratória de dados espaciais, confirmam a existência de autocorrelação espacial, tanto global quanto local. Isso implica que os municípios com maior (menor) valor bruto de produção estão próximos de municípios com alto (baixo) valor da mesma produção e há influência entre eles com transbordamento entre os vizinhos. Há evidências da existência de *clusters* de produção do tipo alto-alto nas regiões oeste e sudoeste do Estado do Paraná, que apresentam características edafoclimáticas mais propícias para o desenvolvimento da atividade leiteira. Foram identificados cinco *clusters* do tipo baixo-baixo em regiões em que a produção de leite não é muito representativa e essa atividade não é a principal fonte de renda para os produtores.

Schumacher (2013) analisa a distribuição espacial da produção de leite no Estado do Rio Grande do Sul no ano de 2010. Com base no quociente locacional da produção leiteira nesse Estado, o trabalho identificou os municípios com especialização na produção de leite (foram 140 municípios especializados e que se encontravam nas regiões noroeste-nordeste-centro oriental) e aplicou técnicas de econometria espacial para identificar se ocorreram transbordamentos dessa especialização entre os municípios. O trabalho evidencia a presença de autocorrelação espacial positiva para o valor bruto da produção entre os municípios gaúchos, ou seja, há dependência espacial dessa atividade entre os municípios. São identificados *clusters* do valor bruto da produção de leite do tipo alto-alto (dois na região noroeste, um na região nordeste e outro na região centro-oriental) e *clusters* do tipo baixo-baixo nas regiões metropolitana de Porto Alegre, centro-ocidental, sudeste e sudoeste.

Esta tese se diferencia da literatura, até então existente, por fazer a análise da distribuição espacial da produtividade (e não da produção ou do valor bruto da produção) da pecuária bovina leiteira com base nas AMC e considerando um período temporal mais longo (de 1974 a 2016). Os trabalhos existentes sobre a temática de produtividade da pecuária bovina leiteira, para os Estados brasileiros em análise, utilizam-se de dados a nível municipal ou microrregional e consideram períodos de tempo menores para suas análises. Além disso, há Estados considerados neste trabalho que não dispõem de tal análise. Outra contribuição do presente trabalho é realizar a análise de convergência, tendo como referência a produtividade da pecuária bovina leiteira, e dos fatores condicionantes dessa convergência, quando a mesma for identificada.

Destaca-se que pesquisas com o enfoque específico na distribuição espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira são escassos e, mesmo a nível internacional, há uma lacuna na análise espacial com enfoque em convergência da produtividade na pecuária e, especificamente, para a produtividade da pecuária bovina leiteira.

2.4 Fatores que afetam a produtividade da pecuária bovina leiteira

A literatura analisando os fatores que afetam a produtividade da pecuária leiteira pode ser decomposta em dois grupos: trabalhos que destacam questões fisiológicas dos animais, ambientais e técnicas da produção, como, por exemplo, Embrapa Gado de Leite (2015), Green *et al.* (2002), Corassin (2004), Lemos *et al.* (2003), West, Mullinis e Bernard (2003) e Tupy (2011). O segundo grupo se refere a trabalhos que analisam questões macroeconômicas e

microeconômicas que afetam a produtividade dessa pecuária, como Gomes (2002), Moreira e Bravo-Ureta (2016) e Ma *et al.* (2012).

O exame dos textos acima citados mostra que tanto questões relacionadas à genética e saúde dos animais, como condições ambientais, técnicas, macroeconômicos e microeconômicos afetaram e/ou podem afetar a produtividade da pecuária leiteira.

A laminite é uma doença que afeta partes sensíveis do casco do animal, podendo levar a sua deformidade permanente. Ela é resultante de um processo inflamatório acentuado e que pode ser ocasionado por consumo excessivo de grãos, bem como pela idade do animal, umidade do ambiente, toxemia e características genéticas do animal (EMBRAPA GADO DE LEITE, 2015). Com base em uma amostra de 900 vacas no Reino Unido, Green *et al.* (2002) analisaram o efeito da laminite sobre a produção de leite. Os resultados mostraram uma perda na produção animal de até 360 kg de leite por período de lactação, em animais com laminite, e destacam a importância do cuidado com a saúde do animal e o diagnóstico precoce da doença.

Corassin (2004) analisa os fatores sanitários e reprodutivos que afetam a produtividade de vacas leiteiras. O autor mostra que, durante os meses de 2001 a 2002, no rebanho de vacas holandesas tomadas como amostra da pesquisa, doenças de periparto e seus fatores de risco afetaram a produção de leite, em especial alterando a quantidade de lactações. Sendo assim, para otimizar a produção de leite é importante o cuidado com o rebanho e a adoção de medidas profiláticas para evitar doenças.

Lemos *et al.* (2003) analisam a especialização, tecnologia e produtividade da pecuária leiteira nas microrregiões mineiras, com base nos dados do Censo Agropecuário de 1995/96. Para explicar a diferença entre a produtividade das regiões estudadas, os autores destacam que têm maior importância a silagem (que se refere à capacidade de armazenamento dos silos para forragens aéreas e de encosta/vacas ordenhadas); o quociente locacional; o percentual de vacas ordenhadas mecanicamente (vacas ordenhadas mecanicamente/total de vacas ordenhadas); o percentual de estabelecimentos com alguma prática de sanidade animal (estabelecimentos informantes de controle de pragas e doenças animal/total de estabelecimentos); e o número de empregados formais na indústria de laticínios. Todas as variáveis analisadas mostraram correlação positiva com a produtividade nas microrregiões estudadas.

Embrapa Gado de Leite (2015) destaca a importância da melhora nas técnicas de produção e melhoramento genético para o aumento de produtividade por vaca leiteira. Também são incluídos o melhoramento de pastagens, nutrição e saúde dos animais como fatores impactantes na produtividade.

West, Mullinis e Bernard (2003) analisam os efeitos das mudanças climáticas sobre a produção de leite para animais de raça holandesa e jersey. Em altas temperaturas, os animais gastam mais energia para manter o metabolismo. No estudo, tanto a alta temperatura climática no dia da ordenha como no dia anterior à ordenha provocaram redução linear da produção devido ao estresse por calor, em ambas as raças.

Tupy (2011) destaca que a predominância da genética zebuína e de seus mestiços, bem como de pastagens com manejo inadequado, são fatores que contribuem para a baixa produtividade da pecuária bovina leiteira brasileira. Na tentativa de aumentar a renda, o produtor insere uma quantidade de animais superior à capacidade de suporte das pastagens. Dessa forma, os animais não conseguem a quantidade necessária de alimento e a complementação de concentrado e a silagem de milho se tornam necessárias. Entretanto, por muitas vezes, essa complementação é feita de forma ineficiente. Isso contribui para a baixa produção e produtividade, além de aumentar os custos de produção e comprometer a situação financeira da produção. O autor elenca uma série de ações que poderiam contribuir para a melhora da produtividade da pecuária bovina leiteira brasileira, destacando-se: adoção de rebanhos com genética mais adequada, como, por exemplo, genótipos holandês, jersey e seus mestiços; criação de piquetes; adubação de pastagens; irrigação; rotação de pastoreiro com as vacas; utilização de inseminação artificial; administração de concentrado de acordo com as necessidades dos animais; utilização de silagem de ureia no lugar da silagem de cana de açúcar.

Segundo Gomes (2002), o aumento na produtividade da pecuária leiteira na década de 1990 reflete as mudanças macroeconômicas ocorridas no país, sendo que as principais que afetaram o setor foram: abertura comercial, desregulamentação do setor leiteiro e a redução da inflação (conforme explicado no item 2.2 desta tese). Outro ponto de grande relevância que induziu ao aumento da produtividade foi a pesquisa agrícola, com consequente geração de inovações tecnológicas.

MAPA (2014) destaca que, dentre as razões da baixa produtividade da pecuária bovina leiteira no Brasil (em relação a outros países), tem-se: adoção de rebanhos cujos animais não possuem aptidão para a produção ou que a genética é desfavorável; alimentação, reprodução e condições sanitárias com manejos inadequados; produtores rurais com baixo nível de instrução, o que dificulta a utilização correta de tecnologias disponíveis no mercado; e falta de assistência técnica.

Moreira e Bravo-Ureta (2016) analisaram a produtividade total dos fatores na produção de leite, com uma amostra de 477 fazendas no Chile entre os anos de 2005 a 2010.

O tamanho da propriedade não apresentou efeito significativo na produtividade. Há indícios de que a melhora no rendimento econômico da atividade se deu, principalmente, pela melhora na produtividade, uma vez que o tamanho da propriedade não ocasionou ganhos suficientes para reduzir os custos de produção. Melhoras na eficiência técnica foram importantes, mas o efeito desta variável foi limitado no que tange à melhora da produtividade e do retorno da atividade. Já os investimentos em pesquisa e a adoção de novas tecnologias, uma decisão microeconômica, trouxeram melhoras mais significativas para a produtividade dos estabelecimentos.

Ma et al. (2012) analisaram a produtividade total dos fatores de produção na pecuária leiteira na China. Os autores decompõem essa produtividade em eficiência técnica e mudanças tecnológicas. Os resultados mostram mudança na produção nos anos 2000 comparados aos anos 1990. Tanto a eficiência técnica quanto as mudanças tecnológicas foram relevantes para a melhora na produtividade, entretanto, o impacto das mesmas foi diferente de acordo com o tamanho da propriedade. Os autores destacam que, para haver maior eficácia das políticas públicas para o setor, as mesmas devem ter caráter regional, ao invés de nacional. Um desafio para a melhora da produção e da produtividade no país é o fornecimento e qualidade do concentrado para alimentação animal, uma vez que o país não produz o suficiente desse insumo para atender a sua demanda nacional.

Dentre as variáveis que afetam a produtividade, identificadas na revisão de literatura, há uma carência de dados sobre as mesmas no Brasil, em nível municipal e até mesmo nacional. Variáveis relacionadas a adoção de tecnologia e melhoramento genético (como ordenha mecânica e inseminação artificial), assistência técnica, práticas de sanidade animal (controle de pragas e doenças animal/total de estabelecimentos) só estão disponíveis em anos do censo agropecuário, sendo que a última coleta dos dados foi para o ano de 2006. Isso impossibilitou a utilização dessas variáveis nos modelos de convergência condicional que serão apresentados na próxima seção para o período em análise.

2.5 Estudos sobre convergência

A literatura sobre análise de convergência é ampla, valendo destacar trabalhos que analisam a convergência do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, como Baumol (1986), Barro e Sala-i-Martin (1992), Armstrong (1995), Evans e Karras (1996), Chatterji e Dewhurst (1996) e Perobelli, Ferreira e Faria (2008), ou da renda *per capita* de Estados dentro de um país, como Rey e Moutouri (1999) e Ferreira e Ellery Jr. (1996).

Além da análise de convergência do PIB e da renda *per capita*, há trabalhos focando na convergência da produtividade do trabalho, tal como Dall’erba (2005). Há grande literatura, internacional e nacional, tratando da convergência da produtividade agrícola e do preço da terra, como Lopes (2004), Paraguas e Dey (2006), Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), Malassise, Parré e Fraga (2015), Teixeira e Bertella (2015), Saith e Kamitani (2016) e Raiher *et al.* (2016).

Baumol (1986) analisa dados de produtividade, PIB *per capita* e exportações de 16 países industrializados no período de 1870 a 1979. Os resultados mostram que as três variáveis (produtividade, PIB *per capita* e exportações) tiveram significativo crescimento no período em análise e que as produtividades dos países industrializados apresentam uma tendência de convergência. O autor também chama a atenção para os indícios da existência de grupos de convergência, sendo que a convergência ocorre de forma diferenciada entre tais grupos.

Barro e Salai-i-Martin (1992) analisam a convergência do PIB *per capita* (desde o ano de 1840 até 1988) e da renda *per capita* (desde o ano de 1963 até 1988) nos 48 Estados norte-americanos, com base no modelo neoclássico de crescimento. Os autores identificam evidências de convergência, o que implica que os Estados mais pobres cresceram mais rápido do que os Estados mais ricos. Os autores também identificam evidências de convergência similar à ocorrida no PIB *per capita* para 98 países analisados no período de 1960 a 1985.

Armstrong (1995) analisa o crescimento do PIB *per capita* entre regiões da União Europeia entre 1950 e 1990. O autor modifica e amplia o conjunto de regiões que normalmente eram usadas nas pesquisas sobre o assunto para a União Europeia. Assim como as pesquisas anteriores, o autor encontra indício de convergência do PIB *per capita*. Entretanto, com as alterações realizadas na amostra, o autor ressalta que as taxas de convergência devem ser revisadas para baixo, sendo que a convergência observada nas décadas de 1970 e 1980 foram reduzidas quando comparadas com a taxa de convergência constata na década de 1960.

Evans e Karras (1996) propõem uma abordagem alternativa para a análise de convergência, com condições menos restritivas. Baseados nessa abordagem alternativa, os autores fazem a análise de convergência do PIB *per capita* para os 48 Estados norte-americanos, entre os anos de 1929 e 1991, e para 54 países, nos anos de 1950 a 1990, concluindo que houve convergência condicional em ambos os casos.

Chatterji e Dewhurst (1996) analisam os movimentos do PIB *per capita* na Grã-Bretanha no período de 1977 a 1991 e em seis subperíodos. Apesar de não encontrarem

indícios de convergência no período como um todo, há evidências de convergência em alguns subperíodos. Os autores evidenciam que os indícios de convergência ocorrem quando a economia não estava indo bem, enquanto em momentos em que a economia estava indo bem, não há indícios de convergência.

No Brasil, Perobelli, Ferreira e Faria (2008) averiguam a possível existência da convergência espacial do PIB *per capita* com a utilização da econometria espacial. Os autores analisam as diferenças econômicas entre os municípios de Minas Gerais no período de 1975 a 2003, com base no Produto Interno Bruto *per capita*. Os autores identificam que não há convergência dessa variável entre os municípios, ou seja, as disparidades entre eles não diminuíram no período analisado como um todo. Quando os autores dividem o período analisado, nota-se que entre 1975 e 1995 não há convergência no PIB *per capita*, não havendo redução das disparidades. Entretanto, no período de 1996 a 2003 foi encontrada uma convergência no PIB *per capita* e, consequentemente, houve uma redução das disparidades.

Rey e Moutouri (1999) analisam a convergência da renda *per capita* nos Estados Unidos para o período de 1929 a 1994. Esses autores realizaram uma análise exploratória de dados espaciais, para todos esses anos e subperíodos do mesmo, e identificaram a presença de correlação espacial da renda *per capita* entre os Estados norte-americanos. Três modelos espaciais foram elaborados para testar a convergência. Houve evidências de convergência da renda *per capita* tanto no período como um todo como em seus subperíodos, sendo o modelo de erro espacial o que melhor se ajustou aos dados.

Ferreira e Ellery Jr. (1996) analisaram a renda *per capita* para os Estados brasileiros no período de 1970 a 1985 com o objetivo de identificar se estava ocorrendo ou não a convergência desta variável. Os Estados brasileiros mais pobres reduziram a diferença de sua renda *per capita* com relação aos Estados mais desenvolvidos, ou seja, houve indícios de convergência. Mesmo assim, a discrepância só poderia ser reduzida à metade em 50 anos no Brasil (considerando tudo o mais constante), enquanto na Europa e nos Estados Unidos a diferença de renda *per capita* entre Estados poderia cair pela metade em 35 anos.

Dall'erba (2005) analisou as diferenças de produtividade do trabalho em 48 regiões da Espanha no período de 1980 a 1996. Os resultados do estudo mostraram que há convergência da produtividade agregada do trabalho entre as regiões espanholas estudadas e que há efeito das regiões vizinhas sobre a produtividade. Entretanto, quando o autor analisa a convergência do trabalho por setores econômicos (agricultura, serviços e indústria), ele identifica que as disparidades entre as regiões não diminuíram durante o período analisado, ou seja, não ocorreu convergência da produtividade do trabalho por setores. A explicação para tal fato é

que a produtividade agregada depende das produtividades setoriais e da estrutura produtiva. Normalmente, a produtividade é maior na indústria ou nos serviços, comparativamente à agricultura, de modo que a transferência de recursos produtivos da agricultura para outros setores pode explicar um processo de convergência na produtividade total que não necessariamente ocorre ao nível de cada setor produtivo individualizado. Essa transferência de recursos produtivos entre os setores proporcionou uma convergência na produtividade agregada do trabalho e não na convergência da produtividade dentro dos setores.

Lopes (2004) analisa a convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira. A autora usou dados, por Estado, da produtividade (kg/ha) das culturas de algodão herbáceo, arroz, batata-inglesa, café, cana de açúcar, feijão, fumo, laranja, mandioca, milho e soja no período de 1960 a 2001. Dessas culturas, apenas café, cana de açúcar, fumo, laranja, mandioca e soja mostram convergência da produtividade da terra. As demais culturas não mostraram convergência dessa produtividade, ou seja, as disparidades na produtividade das citadas culturas entre os Estados não reduziram durante o período em análise, sendo importante a adoção de políticas públicas no intuito de reduzir as diferenças de produtividade da terra entre os Estados.

Paraguas e Dey (2006) analisam a convergência da produtividade do setor de aquicultura na China com base na produtividade total dos fatores, por regiões. Os autores estimaram dois modelos espaciais: modelo de erro autoregressivo espacial e modelo de defasagem espacial que se mostraram capazes de explicar em alta proporção a convergência da produtividade. Há indício de correlação espacial e convergência. Os resultados dos modelos espaciais se mostraram melhores do que os obtidos com o modelo clássico. A taxa de convergência se mostrou ligeiramente menor com a incorporação dos efeitos espaciais.

Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) analisam a convergência da produtividade agrícola da terra para as microrregiões brasileiras, no período de 1991 a 2003, dividindo esses anos em três subperíodos. Através da análise exploratória de dados espaciais, detectou-se a correlação espacial na variável em apreço. Feito isso, os autores elaboraram modelos econométricos espaciais para analisar a convergência. O resultado do trabalho mostra que há convergência da produtividade agrícola no período de 1991-2003, ou seja, a produtividade agrícola das microrregiões analisadas apresentou tendência de aproximação. Entretanto, a convergência está ocorrendo de forma lenta.

Malassise, Parré e Fraga (2015) verificam as variáveis que afetam o preço das terras no Estado do Paraná, com base em um painel de dados espaciais. Os resultados indicam que as variáveis valor bruto da produção agropecuária, a valorização patrimonial, o financiamento

total à agropecuária, a relação investimento-receita municipal, o percentual da área plantada do município com soja e a incorporação da dependência espacial do preço da terra podem ser utilizadas para explicar o preço da terra nos municípios paranaenses. Além disso, os autores verificam que esses preços da terra estão convergindo no período analisado, 1999-2011, com uma taxa menor nos modelos que incorporam o efeito espacial.

Teixeira e Bertella (2015) analisam a produtividade média da cafeicultura com base nas 66 microrregiões do Estado de Minas Gerais entre 1997 e 2006. Foi identificada a correlação espacial dessa produtividade, e, em seguida, estimados os modelos espaciais de erro, para os quais melhor se enquadraram os dados, que foram o modelo de defasagem espacial e o modelo regressivo cruzado espacial. Há indícios de convergência espacial da produtividade da cafeicultura, ou seja, as microrregiões mineiras se tornaram mais homogêneas no que tange à produtividade da cafeicultura no período analisado.

Saith e Kamitani (2016) analisam a agropecuária nas microrregiões brasileiras, entre 1990 e 2013, no intuito de identificar *clusters* espaciais nas microrregiões para concentração das variáveis: pecuária, lavouras temporárias e permanentes. Eles identificaram uma migração da produção das regiões Sul e Sudeste para as regiões Centro-Oeste e Norte. Das variáveis analisadas, a pecuária bovina (número de cabeças) e a lavoura temporária (área plantada em hectares) mostraram-se com forte dependência espacial global e espacial, sendo que os autores argumentam que isso pode ser motivado pelo fato de áreas com lavouras temporárias para produção de alimentos para os bovinos estarem próximas da localização dos animais. Detectou-se que, dentre as variáveis analisadas, a pecuária bovina foi a que apresentou maior migração geográfica no período. Sendo que os modelos estimados, erro espacial e defasagem espacial, indicam convergência espacial do número de cabeças bovinas por microrregião.

Raiher et al. (2016) mensuram a produtividade da agropecuária nas microrregiões da região sul do Brasil, com base nos censos agropecuários de 1995/96 e 2006. Os autores identificam que a produtividade da terra está positivamente correlacionada com sua localização espacial e que há efeito espacial entre as microrregiões vizinhas. Posteriormente, eles estimaram modelos de convergência absoluta e condicional da produtividade da terra. Em ambos os casos, foi identificado que ocorreu redução das diferenças entre as microrregiões.

Na literatura há diversos trabalhos que analisam as mudanças espaciais na produtividade agropecuária, verificando se há ou não convergência desta produtividade tanto a nível nacional, estadual ou microrregional. Entretanto, são poucos os trabalhos que analisam as mudanças espaciais especificamente da produtividade da pecuária leiteira, havendo assim uma lacuna de trabalhos que analisem a possível convergência desta

produtividade. Diante disto, esta tese diferencia-se da bibliografia existente ao analisar a produtividade da pecuária leiteira nos principais Estados produtores, a nível de áreas mínimas comparáveis, e avalia se existe ou não convergência dessa produtividade, dando enfoque às mudanças que propiciaram os deslocamentos locais e a convergência (ou não) da produtividade da pecuária bovina leiteira.

3 ARCABOUÇO TEÓRICO E METODOLÓGICO

Este capítulo divide-se em quadro partes: a primeira seção trata de alguns tópicos da Nova Geografia Econômica e que embasarão a análise apresentada na tese; a segunda parte trata da ideia de convergência, contida nos modelos de crescimento e desenvolvimento econômico; e as duas últimas partes do capítulo versam sobre a metodologia utilizada na tese. A terceira parte consiste na análise exploratória de dados espaciais. A quarta parte versa sobre a elaboração e estimação do modelo de convergência para o período analisado na tese e, posteriormente, a análise em subperíodos.

3.1 Alguns aspectos da Nova Geografia Econômica

Krugman (1998) ressalta que o estudo da geografia econômica não é recente, destacando que os trabalhos de Von Thünen (1826), Weber (1909), Christaller (1933), Lösch (1940), Isard (1956) e Henderson (1974) já continham ideias relacionadas aos efeitos da localização geográfica sobre diferentes variáveis sócio-econômicas.

Silva e Bacha (2014) destacam que a Nova Geografia Econômica (NGE) é um desdobramento da literatura de geografia econômica e foi inicialmente proposta por Krugman (1991) que buscava entender a distribuição da atividade econômica no espaço.

A teoria econômica tradicional explica as diferenças na estrutura de produção principalmente com base em características subjacentes (geográficas e tecnológicas, por exemplo) que fazem com que o próprio espaço se torne desigual. Neste cenário, as regiões vão se especializar de acordo com suas vantagens comparativas. Na ausência de diferenças das características subjacentes, os modelos de comércio com retornos de escala e competição perfeita sugerem que as atividades econômicas vão estar igualmente distribuídas no espaço. Há forças que incentivam as empresas a se localizarem próximas, entre si, enquanto o produto e a concorrência no mercado de fatores geram motivos pelos quais as empresas tendem a se distanciar das concorrentes (OTTAVIANO; PUGA, 1998).

Apesar de ser uma teoria muito importante, a vantagem comparativa não fornece um significativo aporte teórico para explicar a concentração espacial da atividade, uma vez que existem regiões muito parecidas, mas com estruturas de produção completamente diferentes. Adicionalmente, quanto mais itens variáveis existirem, menor o poder da tradicional teoria do comércio em prever corretamente os padrões de especialização e comércio (OTTAVIANO; PUGA, 1998).

Stege (2015) destaca que a NGE explica as aglomerações com base em dois grupos de variáveis. O primeiro grupo se refere às chamadas variáveis de primeira natureza, que levam em consideração as condições de clima, solo, pluviosidade, distância, altitude e longitude que são diferentes entre as regiões. A utilização dessas variáveis pode ser vista em trabalhos de Glaeser, Scheinkman e Shleife (1995), Gallup, Sachs e Mellinger (1999), Krugman (1993) e Silva e Bacha (2014). No segundo grupo, têm-se as variáveis de segunda natureza, que se relacionam com trabalho, potencial de demanda e economias externas puras e que refletem as características socioeconômicas diferentes das regiões. Estudos de Head e Mayer (2004), Redding e Venables (2004), Souza (2007) e Cunha (2008) englobam essas variáveis de segunda natureza em suas análises.

Krugman (1991) incorpora a geografia econômica nos modelos da teoria da organização industrial, buscando entender quando e por que a produção se concentra em determinadas regiões e em outras, não. Para isso, foi elaborado um modelo simples de concentração geográfica da fabricação tendo como base a interação das economias de escala com custos de transporte. Para o autor, há um conjunto de forças que irão afetar a concentração das atividades. Tamanho de mercado, economias externas puras e mercado de trabalho atuam como forças no sentido de incentivar a concentração em algumas regiões, ou seja, promovem a convergência entre essas regiões. Em contrapartida, a impossibilidade da mobilidade de fatores, renda da terra e deseconomias externas puras promovem a dispersão das atividades, ou seja, promovem a divergência entre as regiões.

3.2 Modelos de crescimento e desenvolvimento econômico e a hipótese de convergência

As teorias de crescimento e desenvolvimento econômico têm como principal questionamento o motivo da diferença de renda entre países. Por que existem países muito ricos enquanto há outros países muito pobres? Qual é o motor do crescimento econômico? Como algumas economias conseguiram o “milagre do crescimento”, transformando-se rapidamente de economias pobres em ricas? (JONES, 2015). Responder a essas perguntas são, em parte, a motivação daquelas teorias.

Desde os economistas clássicos, como Adam Smith e Thomas Malthus, a busca das respostas a essas perguntas vem ganhando importância. No entanto, a base para as modernas teorias de crescimento e desenvolvimento econômico foi criada em 1950 com os trabalhos de Robert Solow e posteriormente, na década de 1980, foram acrescidas com os trabalhos de Paul Romer e Robert Lucas (JONES, 2015).

Identificadas as diferenças nos níveis de renda (total e *per capita*) entre as economias, alguns historiadores econômicos sugestionam que a taxa de crescimento da renda dos países mais pobres será maior do que a taxa de crescimento dos países mais ricos, em determinadas circunstâncias. Isso levará à redução das diferenças de renda entre estes países, fenômeno intitulado de convergência. O artigo de Baumol (1986) é um dos primeiros trabalhos a analisar a convergência da renda *per capita* entre países. Abramovitz (1986) destaca que, no longo prazo, a convergência implica uma tendência de aproximação em termos econômicos entre os países.

Rey e Montouri (1999) destacam que o trabalho de Baumol (1986) estimulou muitos outros estudos que testavam a hipótese de convergência a nível internacional. Os estudos foram dos mais diversos, englobando tanto modelos neoclássicos como modelos de crescimento endógeno. As estratégias empíricas adotadas também foram diversas, sendo desenvolvidos trabalhos com base em dados em corte transversal, séries temporais e dados em painel.

Existem três principais conceitos para a convergência: σ -convergência; β -convergência e a convergência em séries temporais (REY; MONTOURI, 1998).

O conceito σ -convergência analisa a dispersão dos valores analisados, sendo que a convergência é identificada quando há redução nesta discrepância (CARLINO; MILLS, 1996b; BERNARD; JONES, 1996). Este conceito de convergência está relacionado ao declínio na dispersão transversal da variável (REY; MONTOURI, 1999). Normalmente, a dispersão é medida através do desvio padrão ou do Coeficiente de Variação (CV) dos dados. A redução do desvio padrão ou do CV indica uma convergência entre as regiões, enquanto o aumento indica divergência quanto a variável analisada (QUAH, 1996a; MAGALHÃES; HEWINGS; AZZONI, 2000).

O conceito β -convergência, introduzida por Baumol (1986) e também conhecida como β -convergência de Barro e Sala-i-Martin (1992), considera que há convergência quando o valor da variável em análise nas regiões com o menor valor da mesma cresceu mais do que nas regiões com o maior valor da variável, indicando, portanto, que a diferença entre as regiões, para a variável em apreço, está reduzindo (CARLINO; MILLS, 1996a).

Rey e Montouri (1999) destacam que a análise da convergência com base no conceito β -convergência tem grande destaque entre os macroeconomistas. Inicialmente foi feita para análise da convergência da renda conforme a equação (1).

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

sendo que $y_{i,t}$ representa a renda *per capita* na unidade espacial (país, Estado ou município) i no ano t ; α e β são os parâmetros a serem estimados; e ε_{it} é o termo do erro estocástico.

Haverá convergência quando o valor de β for negativo (QUAH, 1996b). Segundo Dall'erba (2005), este conceito está ligado ao modelo de crescimento neoclássico, que sugere que a taxa de crescimento de uma região tem uma relação positiva com a distância do seu estado estacionário.

No modelo de β de convergência há duas hipóteses: convergência absoluta e convergência condicional. A primeira, considera que se todas as economias possuírem estruturas idênticas e tiverem acesso à mesma tecnologia, serão caracterizadas pelo mesmo estado estacionário, e a diferença entre elas se dará por suas condições iniciais. A segunda hipótese, relaxa os pressupostos anteriores sobre o mesmo estado estacionário para todas as economias. Sendo esta hipótese compatível com alto nível de desigualdade entre as economias (DALL'ERBA, 2005).

Por último, o conceito de convergência em séries temporais, também conhecido como convergência estocástica, é baseado na convergência estocástica com uso dos conceitos de raiz unitária e cointegração em séries temporais (CARLINO; MILLS, 1996a; BERNARD; DURLAUF, 1995). Esse modelo exige que a diferença na previsão da variável entre as regiões se aproxime de zero no longo prazo. No caso de choques individuais persistindo por prazo indefinido, essa condição não será satisfeita. Ocorrendo esses choques, a série tem raiz unitária, dado o requisito de estacionariedade (REY; MONTOURI, 1999).

Conforme Carlino e Mills (1996a), a maioria dos estudos que utiliza série temporais encontra pouca evidência de convergência. Além disso, Carlino e Mills (1993) destacam que mesmo quando observadas evidências de tendência de aproximação do valor da variável analisada, entre as regiões ao longo do tempo, com a utilização de séries temporais, essas evidências são insuficientes para resolver a questão da convergência.

Diferentemente da literatura até então existente, que analisa, principalmente, a convergência de renda, da produtividade da terra e da produtividade dos fatores de produção, a presente tese usa os conceitos de σ -convergência e β -convergência para analisar a produtividade da pecuária da bovinocultura leiteira em termos de litros de leite por vaca ordenhada, no intuito de identificar se está ocorrendo aproximação, entre as áreas analisadas,

da variável em apreço. Uma vez que na literatura até então existente, não foi encontrado nenhum trabalho que analise a convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira.

3.3 Análise exploratória de dados espaciais

Almeida (2012) destaca que, nas últimas décadas, com o desenvolvimento de tecnologias de armazenamento e transmissão de dados, houve um significativo aumento da quantidade disponível de dados espaciais. Esses últimos apresentam duas características: variação do atributo analisado (que também é uma característica de dados não espaciais), e possuem referência clara no que tange à localização deste atributo (esta característica que os diferem dos dados não espaciais). Fotheringham et al. (2000) ressaltam que esse tipo de dado mostra não só a variação de um fenômeno, como também a localização dessa variação.

Anselin (1989) destaca que há necessidade de tratar este tipo de dado de uma forma diferente, uma vez que os efeitos espaciais afetam a sua interpretação. Para compreender os dados espaciais, é importante considerar a Primeira Lei da Geografia, também chamada de lei de Tobler, que é conhecer o tamanho e configuração das unidades espaciais.

De acordo com a Primeira Lei da Geografia, tudo está relacionado com todo o restante, entretanto o que está mais próximo tem maior relação do que está distante. Sendo assim, a dependência espacial é determinada por uma noção de espaço relativo ou localização relativa, destacando o efeito distância (ANSELIN, 1988). Analisando o tamanho e configuração das unidades espaciais é possível identificar as relações dentro e entre as regiões estudadas, sendo que as características das variáveis analisadas podem afetar essas relações (ANSELIN, 1989).

Para conhecer melhor as características dos dados espaciais, é de suma importância a realização de uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Ela compreende um conjunto de técnicas estatísticas para detalhar e visualizar distribuições espaciais, destacar localidades fora do padrão, identificar padrões de associação espacial, indicar regimes espaciais distintos e demais configurações de instabilidade espacial. O ponto central da AEDE é a autocorrelação espacial dos valores de uma variável, isto é, observações num espaço próximo coincidem com valores similares para a variável em apreço (ANSELIN, 1999).

Um ponto fundamental a ser considerado para o entendimento dos dados é a análise dos efeitos espaciais, que se manifestam através da dependência espacial e heterogeneidade (ANSELIN; GETIS, 1992). A análise exploratória de dados espaciais fundamenta-se nas

características espaciais da base de dados, abordando diretamente a dependência espacial e a heterogeneidade (PEROBELLI *et al.*, 2007).

A dependência espacial refere-se a uma situação em que valores em uma variável de interesse estão sistematicamente relacionados à sua localização geográfica (BALLER *et al.*, 2001). A dependência em dados espaciais também é chamada de correlação espacial (LEGENDRE, 1993). Quando valores de uma variável em uma determinada região são independentes dos valores dessa variável nas regiões vizinhas há indicação de aleatoriedade espacial (ALMEIDA, 2012).

A heterogeneidade está relacionada com a ausência de estabilidade estrutural no espaço, o que pode ocasionar coeficientes variáveis, inconstância da variância não constante e até mesmo diferença nas formas funcionais diferentes para subconjuntos específicos de dados. Tal situação, além de atrapalhar o ajustamento do modelo teórico, provoca a redução da eficiência das estimativas ou gera estimativas viesadas (ALMEIDA, 2012).

Os dados espaciais também podem ter a presença de pontos de alavancagem e *outliners* espaciais. Observações que possuem uma dependência espacial diferente das demais observações vizinhas são chamadas *outliners*. A presença de *outliners* e pontos de alavancagem podem ser um indicativo de erro durante o processo de obtenção e/ou armazenamento da amostragem. Entretanto, eles também podem representar valores extremos que merecem destaque e uma maior investigação sobre os mesmos (ALMEIDA, 2012).

3.3.1 Autocorrelação espacial global univariada

O coeficiente de autocorrelação espacial analisa o grau de associação espacial de um conjunto de dados que está disposto de acordo com uma sequência espacial. Esse coeficiente é calculado com base na razão de uma medida de autocovariância e uma medida de variação total dos dados. Sendo assim, há diferentes tipos de coeficientes de autocorrelação, de acordo com a medida de autocovariância usada. Consequentemente, a interpretação do resultado depende da medida de autocorrelação usada. Os coeficientes mais utilizados na literatura são: Estatística *I* de Moran, Diagrama de dispersão de Moran, *c* de Geary, *G* de Getis-Ord e *Join Count* (ALMEIDA, 2012). Os dois primeiros são empregados nesta tese.

O *c* de Gery é baseado em uma medida diferente de covariância (quadrado da diferença entre pares dos valores da variável em análise) e sua interpretação não é tão óbvia (podendo induzir a erros de inferência) como a da estatística *I* de Moran. O *G* de Gets-Ord, em sua primeira versão, só detectava autocorrelação espacial positiva, não havia possibilidade

de cálculo da estatística no caso de algum valor da variável em apreço ser negativo e necessitava de uma matriz binária para seu cálculo. Na sua segunda versão, algumas condições são flexibilizadas a fim de corrigir os problemas na primeira versão. O *Join Count* (ou contagem de junções) analisa a autocorrelação para variáveis binárias, com mapeamento dos dados em duas cores. (ALMEIDA, 2012; ANSELIN; REYS, 2010).

A estatística I de Moran e o diagrama de dispersão de Moran são mais usados, uma vez que as suas interpretações são mais claras, o que minimiza os erros de inferência. Segundo Almeida (2012), o I de Moran fornece três tipos de informação: a aleatoriedade ou não dos dados (por meio do nível de significância); se os dados estão concentrados (sinal de I de Moran positivo) ou se estão dispersos (sinal de I de Moran negativo); e a força da autocorrelação (quanto mais próximo de um, maior a força da concentração, e quanto mais próximo de -1, mais dispersos são os dados).

No presente trabalho, utiliza-se a autocovariância do tipo produto-cruzado, que é base para o coeficiente de autocorrelação espacial conhecido como Estatística I de Moran. Le Gallo e Erthur (2003) descrevem matricialmente o I de Moran conforme a equação (2):

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z_t' W_{ij} z_t}{z_t' z_t} \quad (2)$$

Sendo que z_t é o vetor das n observações da variável em estudo para o ano t em desvio da média; W é a matriz de peso espacial, sendo w_{ii} os elementos da diagonal ajustados para zero, enquanto os elementos w_{ij} demonstram a conexão espacial da região i com a região j ; S_0 é um fator de escala igual ao somatório de todos os elementos de W .

A estatística I de Moran possibilita uma referência formal do grau de associação linear entre o vetor z_t dos valores observados e a matriz Wz_t de peso espacial das médias de valores vizinhos. Valores do I de Moran maior do que o valor esperado [$E(I) = -1/(n-1)$] indicam a existência de uma autocorrelação espacial positiva (LE GALLO; ERTHUR, 2003). Diversas matrizes de peso espacial podem ser utilizadas, sendo que essa temática é explorada na seção 3.3.3.

Em geral, quando regiões com um alto (baixo) valor da variável analisada tendem a se agrupar próximas a outras regiões com alto (baixo) valor da mesma variável, há indício de correlação espacial positiva. Em contrapartida, quando regiões com um alto (baixo) valor da variável analisada tendem a se agrupar próximas a outras regiões com baixo (alto) valor da mesma variável, há indício de correlação espacial negativa (FOTHERINGHAM *et al.*, 2002).

Outra medida de autocorrelação espacial global univariada usada nessa tese é o diagrama de dispersão de Moran, que é uma alternativa para identificação da autocorrelação espacial e mostra a variável analisada no eixo horizontal contra sua defasagem espacial no eixo vertical. A estatística I de Moran pode ser interpretada como sendo a inclinação angular da reta de regressão obtida a partir do diagrama de Moran. Esse diagrama possibilita a visualização dos quatro tipos de associação linear espacial: alto-alto (AA); baixo-baixo (BB); alto-baixo (AB); e baixo-alto (BA), além da identificação de *outliers* (ALMEIDA, 2012).

3.3.2 Autocorrelação espacial local univariada

Segundo Le Gallo e Erthur (2003), o I de Moran é uma estatística global que não possibilita a análise da estrutura regional da autocorrelação espacial e não possibilita a identificação de *clusters* espaciais locais. A análise apenas a nível global também pode omitir autocorrelação espacial. Para eliminar esse problema, pode-se usar as estatísticas de autocorrelação espacial local. Dentre as ferramentas locais, destacam-se: o G_i local (mostra em que medida a observação i está rodeada por altos valores ou baixos valores) e o I de Moran local.

O *Local Indicator of Spatial Association (LISA)* permite analisar a contribuição de cada observação individual através da decomposição de indicadores globais. Um *LISA* é qualquer indicador que atende a duas condições: 1) o *LISA* para cada observação dá uma indicação da extensão da significância da aglomeração espacial de valores similares ao redor da observação; 2) a soma do *LISA* de todas as observações é proporcional ao indicador global de associação espacial (ANSELIN, 1995).

De acordo com Anselin (1995), o I de Moran local é um *LISA* e muito similar ao I de Moran Global. Ele permite a decomposição do indicador global de autocorrelação na participação local de cada observação. Sua interpretação é similar à do I de Moran Global. Pode-se calcular o I de Moran local para uma variável y padronizada, observada na região i , z_i de acordo com equação (3):

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

sendo que o cálculo de I_i incorpora apenas os vizinhos da observação i , definidos de acordo com a matriz de pesos espaciais.

O I de Moran local permite identificar quatro categorias de associação espacial (AA, BB, AB e BA) e, por isso, é preferível ao G_i local que identifica apenas duas categorias (AA e BB). Com base no diagrama de dispersão de Moran e com a informação do mapa de significância das medidas de associação local I_i é possível elaborar o mapa de *clusters LISA*. Esse mapa mostrará os quatro grupos de associação espacial, estatisticamente significantes (ALMEIDA, 2012).

3.3.3 Matriz de pesos espaciais

A matriz de pesos espaciais é uma matriz quadrada com dimensão n por n . O grau de conexão entre as regiões, de acordo com algum critério de proximidade, é o peso espacial w_{ij} que representa o efeito da região j na região i . Dessa forma, a matriz W é utilizada para ponderar a influência que as regiões exercem entre si. A proximidade pode ser definida de acordo com diversos critérios, destacando-se: contiguidade e distância geográfica (ALMEIDA, 2012).

A matriz de pesos espaciais baseada no critério de contiguidade é binária e baseada na ideia de que existe vizinhança se as regiões dividem fronteira territorial, ou seja, se possuem uma borda comum. Baseado nesse conceito, a matriz é composta por valor 1 se as duas regiões são vizinhas e valor 0 se não são vizinhas (ANSELIN, 1988).

A vantagem deste tipo de matriz com base em contiguidade é que possibilita a definição de ordens superiores, ou seja, é possível ter vizinhos indiretos (vizinhos de vizinhos). A desvantagem é que não se garante a conectividade balanceada, ou seja, o número de vizinhos de cada região pode ser diferente (ALMEIDA, 2012). LeSage (1999) elenca as seguintes matrizes de pesos espaciais com base em contiguidade: linear, torre, bispo, linear dupla, torre dupla e rainha¹.

A matriz de distância geográfica se baseia na ideia de que regiões mais próximas têm maior interação espacial. A matriz de k vizinhos mais próximos é uma matriz binária que tem sua convenção de proximidade baseada na distância geográfica. Com o uso dessa matriz, todas as unidades espaciais terão o mesmo número predeterminado de vizinhos. A vantagem da matriz com base neste critério é garantir que todas as regiões terão o mesmo número de vizinhos, além de garantir que nenhuma região ficará sem vizinhos (ALMEIDA, 2012). Baumont (2004) destaca que o número de vizinhos deve estar entre um e vinte.

¹ Para maior detalhamento sobre as características e diferenças entre esses tipos de matriz de pesos espaciais com base no critério de contiguidade ver LeSage (1999).

Baumont (2004) sugere que a especificação da matriz seja feita com base em três passos: (i) estimar o modelo clássico de regressão linear através dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); (ii) utilização do I de Moran com diversas matrizes W para testar a autocorrelação espacial dos resíduos para esse modelo (no caso da matriz de k vizinhos, deve-se utilizar diferentes valores para k); (iii) dados os valores do I de Moran obtidos anteriormente, elege-se a matriz de pesos espaciais com o maior valor e que seja estatisticamente significativa.

O presente trabalho testou as matrizes de contiguidade, denominadas rainha e torre e as matrizes de distância geográfica para 5, 7 e 10 vizinhos mais próximos². Para a *AEDE*, as matrizes do tipo torre e 5 vizinhos foram as que geraram os maiores valores de I de Moran significativos para a *AEDE* da variável. Sendo assim, optou-se pela utilização da matriz de 5 vizinhos. Tyszler (2006) destaca que, com a utilização de matrizes de contiguidade, é possível ter um desequilíbrio de conectividade da matriz, uma vez que cada unidade espacial pode ter um número diferente de vizinhos. Além disso, a utilização da matriz de contiguidade abre espaço para a existência de uma região sem nenhum vizinho.

Como ressaltado por Le Gallo e Erthur (2003), apesar da definição do tipo de matriz de pesos espaciais ser um dos pontos mais discutidos na literatura, a utilização de um número fixo de vizinhos mais próximos é preferível à utilização de uma matriz simples de contiguidade, para evitar os problemas metodológicos mencionados anteriormente. Sendo assim, a presente tese utilizou a matriz de 5 vizinhos mais próximos para a *AEDE* e para a estimação de todos os modelos econométricos espaciais.

3.4 Modelos de dependência espacial e convergência

Na ausência de efeitos espaciais, os modelos de regressão linear ditos tradicionais possibilitam uma estimação consistente e eficiente do processo de convergência pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Entretanto, na presença de tais efeitos, os modelos tradicionais tornam-se inadequados e não devem ser usados para estimação.

Identificada a dependência espacial, é necessário especificar um modelo alternativo apropriado. Na literatura há diversos modelos econométricos espaciais (BALLER et al., 2001)

³. Conforme destaca Almeida (2012, p. 150) “o modelo ecométrico-espacial a ser especificado

² Os resultados do I de Moran da *AEDE* de cada Estado para as matrizes rainha, torre, 7 vizinhos e 10 vizinhos podem ser consultados na Tabela A2 do Apêndice.

³ Para mais detalhes sobre outros modelos para modelagem da dependência espacial, ver Almeida (2012).

pelo pesquisador depende dos aspectos teóricos e empíricos que envolvem o processo espacial subjacente ao fenômeno de estudo”. Diante disso e com base nos objetivos dessa tese, serão usados três modelos econométricos espaciais: o modelo de defasagem espacial (SAR), o modelo de erro autoregressivo espacial (SEM) e o modelo regressivo cruzado espacial (SLX), que serão detalhados nos próximos tópicos.

Os modelos SAR e SEM possibilitam a análise da dependência espacial com alcance global, além de serem os mais usuais em análise econométrica espacial. O modelo SLX está sendo apontando por muitos autores, como, por exemplo, Gibbons e Overman's (2012), Vega e Elhorst (2015), Campos e Almeida (2018), o modelo que deve ser o ponto de partida da modelagem econométrica espacial, uma vez que esse modelo é mais flexível entre todas as especificações espaciais, além de possibilitar a parametrização e a aplicação de técnicas econométricas padrão para testar variáveis explicativas endógenas.

Almeida (2012) inicia o processo de modelagem econométrico-espacial pela elaboração do modelo clássico de regressão linear, o modelo espacial, em que não são considerados os efeitos espaciais, de acordo com a equação (4):

$$y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

sendo que y é um vetor n por 1 de observações sobre a variável dependente, X é uma matriz de n por k de observações sobre as variáveis explicativas exógenas com um vetor associado k por 1 de coeficiente de regressão β ; e ε é um vetor n por 1 de termos de erro aleatório, com média zero e variância constante.

A Figura 1 representa o processo do modelo de regressão linear sem a inclusão dos efeitos espacial (processo a-espacial)

Figura 1 – Representação do modelo de regressão linear desconsiderando os efeitos espaciais

Fonte: Baller et al (2001).

Há dois tipos de testes para detecção de autocorrelação: difusos e focados. Os testes difusos (Teste de I de Moran e Teste de Kelejan-Robison) possibilitam a identificação de autocorrelação, mas sem fornecer nenhuma indicação do processo estocástico gerador da autocorrelação. Isso não reduz a importância dos mesmos, mas implica a necessidade de realizar os testes focados. Os testes focados - Multiplicador de Lagrange para detecção de erro espacial (ML_λ) e Multiplicador de Lagrange para detecção de defasagem espacial (ML_ρ) - indicam o processo estocástico gerador da autocorrelação (FLORAX; GRAFF, 2004).

Florax e Graff (2004) utilizam os testes estatísticos conforme descritos nas equações (5) e (6) para detecção do erro espacial e da defasagem espacial, respectivamente, utilizando o Multiplicador do Lagrange.

$$ML_\lambda = \frac{(\hat{\varepsilon}'\mathbf{W}\hat{\varepsilon}/\hat{\sigma}^2)^2}{T_1} \quad (5)$$

Sendo que T_1 é a expressão do traço da matriz $tr[(\mathbf{W}'\mathbf{W} + \mathbf{W})\mathbf{W}]$.

$$ML_\rho = \frac{(\hat{\varepsilon}'\mathbf{W}_Y/\hat{\sigma}^2)^2}{n\hat{J}_{\rho\beta}} \quad (6)$$

Sendo que $\hat{J}_{\rho\beta} = \frac{1}{n\hat{\sigma}^2}\hat{J}_{\rho\beta} = \frac{1}{n\hat{\sigma}^2}[(\mathbf{M}\mathbf{X}\hat{\beta})\mathbf{M}(\mathbf{M}\mathbf{X}\hat{\beta}) + T_1\hat{\sigma}^2]$ e $\mathbf{M} = \mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$. Sendo que o teste segue distribuição χ^2 .

O teste ML_λ tem distribuição χ^2 com um grau de liberdade e testa a hipótese nula de H_0 : o parâmetro do erro autoregressivo espacial é nulo; sendo a hipótese alternativa H_1 : o parâmetro do erro autoregressivo espacial não é nulo. Caso a hipótese nula seja rejeitada, deve-se incluir o erro autoregressivo da variável dependente no modelo.

O teste ML_ρ tem distribuição χ^2 com um grau de liberdade e testa a hipótese nula de H_0 : o parâmetro da defasagem espacial é nulo; sendo a hipótese alternativa H_1 : o parâmetro da defasagem espacial é não nulo. Caso a hipótese nula seja rejeitada, deve-se incluir a defasagem espacial da variável dependente no modelo.

Florax, Folmer e Rey (2003) destacam que há a possibilidade de se rejeitar a hipótese nula mesmo quando esta for verdadeira. Para evitar tal situação, foram desenvolvidas extensões robustas desses testes: Multiplicador de Lagrange Robusto para detecção de erro espacial (ML_λ^*), e Multiplicador de Lagrange Robusto para detecção de defasagem espacial (ML_ρ^*), que podem ser obtidos de acordo com as equações (7) e (8), respectivamente.

$$ML_{\lambda}^* = \frac{[\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}/\hat{\sigma}^2 - T_1(n\hat{J}_{\rho\beta})^{-1}\hat{\varepsilon}'Wy/\hat{\sigma}^2]^2}{T_1[1 - T_1(n\hat{J}_{\rho\beta})]^{-1}} \quad (7)$$

$$ML_{\rho}^* = \frac{[\hat{\varepsilon}'Wy/\hat{\sigma}^2 - \hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}/\hat{\sigma}^2]^2}{n\hat{J}_{\rho\beta} - T_1} \quad (8)$$

Os testes robustos buscam analisar o efeito da autocorrelação na variável dependente e têm poder para detectar autocorrelação espacial mesmo em pequenas amostras. Eles também diferem das versões anteriores ao testarem a hipótese nula como sendo um modelo econométrico-espacial específico (ALMEIDA, 2012).

Florax, Folmer e Rey (2003) elencam quatro passos para determinar o modelo espacial, partindo da situação em que há autocorrelação espacial:

- 1) Estimação do modelo clássico de análise de regressão linear por MQO;
- 2) Testa-se a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro com base nos valores do Multiplicador de Lagrange para defasagem espacial (ML_{ρ}) e Multiplicador de Lagrange para o erro espacial (ML_{λ});

3) Estatisticamente, se os dois testes não forem significativos, o modo mais apropriado de estimar o modelo é com base no modelo clássico. Caso contrário, inicia-se o passo seguinte;

4) Se apenas um dos testes for significativo, o modelo espacial deve ser estimado através da hipótese alternativa do teste. Se os dois testes forem estatisticamente significativos, deve-se analisar a versão robusta do multiplicador de Lagrange para defasagem espacial e Multiplicador de Lagrange para o erro espacial, ML_{ρ}^* e ML_{λ}^* , respectivamente. Deve-se escolher o modelo que tenha sua versão do Multiplicador Lagrange robusto estatisticamente significativa e de maior valor.

Almeida (2012) complementa a proposta de Florax, Folmer e Rey (2003) alterando o passo quatro e incluindo um passo cinco:

- 4) Estimar os diversos modelos espaciais.
- 5) O melhor modelo especificado deve respeitar duas condições: não deve apresentar autocorrelação espacial em seus resíduos e deve apresentar os menores valores para os critérios de informação de Akaike (AIK) e de Schwartz (SIC).

Esse último procedimento possibilita a inclusão de outros modelos espaciais na escolha (além dos modelos de defasagem e de erro espacial), o que possibilita um modelo mais real do processo estocástico gerador dos dados (Almeida, 2012).

3.4.1 Modelo de Dependência Espacial Global (SAR)

O modelo de dependência espacial global assume que uma variável dependente y de uma dada região pode impactar em outra região, gerando o efeito transbordamento. Uma opção para identificar se há correlação espacial global é através da utilização do modelo *Spatial Auto Regressive (SAR)* que mostra se uma variável dependente y é influenciada por essa mesma variável nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012), esse modelo é expresso pela equação (9):

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

sendo que W_y é um vetor $nx1$ de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é um coeficiente autorregressivo espacial, com restrição de que o módulo de ρ seja menor que 1 e X é a matriz de variáveis explicativas exógenas.

A dependência espacial é inserida como uma variável adicional no modelo, ou uma média ponderada dos valores da variável dependente nas regiões vizinhas. Sendo que a dependência espacial, no formato de efeito espacial, pode ser um indicativo de um possível processo de difusão. Ou seja, dado um determinado evento, há maior probabilidade de eventos similares em regiões vizinhas (BALLER et al., 2001).

A Figura 2 representa o modelo com efeitos espaciais de defasagem.

Figura 2 – Representação do modelo de regressão linear considerando efeitos espaciais de defasagem.

Fonte: Almeida (2012).

Nesse modelo da equação (11), o valor da variável dependente em uma região específica é determinado pela média dos valores obtidos da variável dependente nas regiões

vizinhas, pelos valores das variáveis explicativas exógenas ($\mathbf{X}$) e pelo termo de erro aleatório (ε). Para análise, um valor de ρ maior que zero implica que há correlação global espacial positiva, ou seja, um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas aumenta (reduz) o valor de y na região i . Já um valor de ρ menor que zero implica que há correlação global espacial negativa, ou seja, um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas reduz (aumenta) o valor de y na região i .

Um problema que pode surgir durante a estimação do modelo *SAR* é os erros não seguirem uma distribuição normal. Sendo assim, quando houver normalidade na distribuição dos erros, o modelo *SAR* deve ser estimado com base no princípio da Máxima Verossimilhança (*MV*). Quando os erros não seguirem distribuição normal, o modelo *SAR* deve ser estimado pelo Método das Variáveis Instrumentais (*VI*) ou Quase Máxima Verossimilhança (*QMV*).

3.4.2 Modelo de Erro Autoregressivo Espacial Global (SEM)

Outra opção para detecção da dependência espacial global é o modelo *Spatial Error Model* (SEM). Este modelo considera que a dependência espacial é residual, determinada pela estrutura autoregressiva de primeira ordem do erro. Isso implica que o padrão espacial manifestado no termo de erro é dado por efeitos não modelados e que possuem correlação espacial. Esse modelo pode ser representado de acordo com equação (10).

$$y = \mathbf{X}\beta + (I_n - \lambda\mathbf{W})^{-1}\varepsilon \quad (10)$$

sendo que λ é o parâmetro do erro autoregressivo espacial que acompanha a defasagem.

A Figura 3 representa o modelo com efeitos espaciais de erro.

Figura 3 – Representação do modelo de regressão linear considerando efeitos espaciais de erro.

Fonte: Baller et al (2001).

Assim como no modelo *SAR*, no modelo *SEM* também é possível a não normalidade na distribuição dos erros. Em tal situação, o modelo deve ser estimado pelo Método Generalizado dos Momentos (*MGM*) de Kelejian e Pruscha (1999) ou *QMV*. Caso os erros tenham distribuição normal, o modelo deve ser estimado pelo princípio da Máxima Verossimilhança.

3.4.3 Modelo Regressivo Cruzado Espacial Local (SLX)

Para análise da dependência espacial local têm-se o modelo *Spatial Lag of X Model* (*SLX*). Ele incorpora os efeitos de transbordamento espacial e pode ser estimado conforme equação (11).

$$y = X\beta + \tau WX + \varepsilon \quad (11)$$

A Figura 4 representa o modelo com efeito espacial regressivo cruzado.

Figura 4 – Representação do modelo de regressão linear considerando efeito espacial regressivo cruzado

Fonte: Almeida (2012).

sendo que τ é o vetor de coeficientes de transbordamento espacial das variáveis explicativas no período inicial.

O modelo *SLX*, quando há normalidade na distribuição dos erros, pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou Máxima Verossimilhança (MV). Na ausência de normalidade, ele deve ser estimado por intermédio do método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E).

3.4.4 Fonte e tratamento de dados

Para o presente estudo, foram utilizados dados sobre o número de vacas ordenhadas e a quantidade produzida de leite, por município, para calcular a produtividade por animal para os Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo nos anos de 1974 a 2016. Esse período foi escolhido diante da disponibilidade dos dados na pesquisa de Produção Pecuária Municipal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Ao longo dos anos, o Brasil teve mudanças significativas das unidades político-administrativas, tanto em relação ao número quanto a suas delimitações geográficas, o que pode afetar as comparações de dados temporais a nível municipal. Sendo assim, conformizar as divisões político-administrativas entre os anos se torna importante. As Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) correspondem ao menor número de municípios necessários para dar base a comparações intertemporais consistentes geograficamente. Tanto o número de AMC quanto dos municípios que as compõem muda de acordo com o período temporal analisado (Reis *et al*, 2008).

Como os censos demográficos feitos pelo IBGE são decenais, a agregação dos municípios para definição das AMC foi feita com base nos municípios existentes em 1970.

Para elaboração da AEDE e estimação dos modelos econométricos espaciais tem-se que utilizar malhas digitais das AMC, que não estão disponíveis, sendo necessária a criação das mesmas. Para isso, foi identificada a AMC a qual cada um dos municípios brasileiros existentes em 2016 fazia parte em 1970. Após essa compatibilização em AMC de 1970, utilizou-se a malha digital municipal brasileira de 2016 e o *software* QGis para criar a malha digital nacional das AMC e as malhas estaduais de AMC dos Estados estudados na tese para o ano de 1970.

A Tabela 1 mostra o número de AMC formadas, tendo como base o ano de 1970, uma vez que o censo demográfico é decenal e serviu de base para definir as AMC.

Tabela 1 – Resumo da conversão do número de municípios existentes no ano de 2016 em AMC existentes em 1970

Estado	Número de municípios em 2016	Número de municípios em 1970	Número de AMC em 1970	Taxa de conversão*
Goiás	246	172	160	65,04%
Minas Gerais	853	722	720	84,41%
Paraná	399	288	277	69,42%
Rio Grande do Sul	497	232	137	27,57%
Santa Catarina	295	197	180	61,02%
São Paulo	645	571	567	87,91%

Fonte: Elaborada pela autora com base em IBGE (2016) e Reis *et al.* (2008).

Nota: * A taxa de conversão foi obtida com base na razão entre o número de AMC em 1970 e o número de municípios em 2016.

O número de municípios do Estado do Rio Grande do Sul cresceu 114,22% de 1970 a 2016. Isso explica a baixa taxa de conversão em número de AMC do referido Estado. Conforme os dados da Tabela 1, para o Rio Grande do Sul serão consideradas 137 AMC, que equivalem a 27,57% do número de municípios gaúchos existentes em 2016. Em contrapartida, o Estado de Minas Gerais teve o menor crescimento de número de municípios (18,14%) entre os anos analisados, por isso, a sua taxa de conversão em AMC foi maior. Para Minas Gerais serão consideradas 720 AMC, ou seja, 84,41% do número de municípios existentes em 2016.

Com base na equivalência de municípios em AMC, o valor das variáveis para cada AMC em cada ano foi obtido através da soma dos valores que compõem a respectiva AMC. A variável produtividade foi obtida através da divisão simples da quantidade produzida de leite (em litros) pelo número de vacas ordenhadas.

Para a análise da convergência condicional foram utilizadas variáveis de primeira e segunda natureza. A Tabela 2 apresenta as variáveis, sua descrição e fonte dos dados. A escolha dessas variáveis toma como base os trabalhos de Krugman (1993), Souza (2007), Cunha (2008), Barreto e Almeida (2009), Silva e Bacha (2014) e Stege (2015) e a disponibilidade de dados em nível municipal e por anos existentes no Brasil.

Conforme apontado pelos autores citados na seção 2.4 dessa tese, são diversas as variáveis que podem afetar a produtividade da pecuária bovina leiteira. Entretanto, a nível municipal e até mesmo nacional, há uma carência de dados sobre tais variáveis, em especial das variáveis que envolvem adoção de tecnologia na produção, de práticas de manejo, da assistência técnica e de melhoramento genético dos animais. Sendo que as únicas informações

sobre tais variáveis, para todos os municípios brasileiros, estão restritas aos anos do censo agropecuário, cujo último levantamento foi no ano de 2006. Isso impossibilitou a utilização dessas variáveis nos modelos de convergência condicional que serão apresentados no próximo item.

Tabela 2 – Variáveis utilizadas na análise de convergência condicional

Variável	Descrição	Natureza	Sinal esperado sobre a produtividade por animal	Fonte
Distância da capital (<i>discap</i>)	Distância em Km do centro da AMC até a capital do Estado	Primeira natureza	(-)	IPEADATA
Pluviosidade (<i>pluv</i>)	Esta relacionada à precipitação anual de chuvas	Primeira natureza	(+)	INPE
População (<i>pop</i>)	Variável relacionada ao número de habitantes das AMC	Segunda natureza	(+)	IBGE e IPEADATA
Produto Interno Bruto (PIB) (<i>pib</i>)	Variável relacionada ao PIB das AMC	Segunda natureza	(+)	IBGE e IPEADATA
Crédito rural para pecuária (<i>credp</i>)	Valor de crédito agrícola destinado à pecuária	Segunda natureza	(+)	BACEN
Área com culturas (<i>areac</i>)	Proporção de área com culturas	Segunda natureza	(-)	IBGE

Fonte: Elaborada pela autora.

A variável distância da capital foi obtida com base na distância da AMC até a capital do Estado analisado. Para o coeficiente associado à variável distância da capital na regressão de β -convergência condicional, espera-se um sinal negativo, pois, quanto mais próxima a AMC for da capital, maiores devem ser os insumos de produção disponíveis (instituições de pesquisa, cursos de capacitação, clínicas de inseminação e melhoramento genético, etc.) para incrementar a produtividade e gerar sua convergência.

A variável pluviosidade é medida em milímetros (*mm*). Essa variável foi classificada em categorias, como nos trabalhos de Parré (2013), Pavan (2013), Pinheiro (2007) e Stege (2015). Um total de seis categorias de intensidade pluviométrica foram definidas, sendo que:

para precipitações anuais menores que 1.399mm foi atribuído o valor 1; para precipitações anuais entre 1.400 e 1.599mm foi atribuído o valor 2; para precipitações anuais entre 1.600 e 1.799mm foi atribuído o valor 3; para precipitações anuais entre 1.800 e 1.999mm foi atribuído o valor 4; para precipitações anuais entre 2.000 e 2.499mm foi atribuído o valor 5; e para precipitações anuais acima de 2.500mm foi atribuído o valor 6. Para o coeficiente da variável pluviosidade, espera-se um sinal positivo, uma vez que maiores índices de chuva possibilitam uma pastagem mais abundante para os animais e reduzem os picos de calor, que podem provocar estresse nos animais. Souza et al. (2010), em um estudo sobre a produção de leite em função da estação do ano, destacam que o estresse provocado pelo calor reduz a produtividade de leite por animal ordenhado.

A variável população foi obtida com base nos censos demográficos e se refere à população residente. Essa última foi aglutinada em AMC e interpolada, entre os anos censitários, com base na Taxa de Crescimento Geométrica Anual (TGCA) da população para os anos que não possuem censo censos demográfico. Para o coeficiente dessa variável, espera-se um sinal positivo, uma vez que, quanto maior o número de habitantes na AMC, maior será a demanda por leite, influenciando o preço e isso deve incentivar o aumento da produção e da produtividade. Como visto na Introdução, o aumento da produtividade é o caminho adotado para aumentar a produção de leite.

A variável PIB para os anos anteriores à 2002 foram obtidos de dados quinquenais, aglutinados em AMC e obtida por interpolação, com base na TGCA, para os anos que não possuem as informações. A partir de 2002, estão disponíveis os valores anuais. Essa variável foi deflacionada pelo IGP-DI geral (base 2010). Para o coeficiente dessa variável, na regressão de β -condicional, espera-se um sinal positivo, uma vez que quanto maior o produto interno da AMC, maior a renda gerada na AMC, consequentemente maior é a demanda por leite (visto que a demanda de leite é elástica em função de variações da renda) e isso deve incentivar a produção e a produtividade.

A variável de crédito rural para pecuária, em reais, é o volume de crédito disponibilizado para investimento na pecuária e foi deflacionada pelo IGP-DI geral (base 2010). Essas informações foram obtidas através do Anuário Estatístico do Crédito Rural versão online a partir de 1999. Para os anos anteriores, os dados de crédito por finalidade e por município não se encontram na versão impressa do Anuário Estatístico do Crédito Rural e o Bacen inativou a base na qual os dados se encontram, de modo que mesmo diante de solicitação, não foi possível obter os dados. Espera-se que quando maior o montante de

crédito disponibilizado, haverá mais investimentos na produção pecuária, consequentemente, aumento da produtividade.

A variável área com culturas refere-se à área destinada para todas as culturas permanente e temporária. Ela foi obtida através da Pesquisa de Pecuária Municipal que apresenta os dados a partir de 1988. Para essa variável, espera-se um sinal negativo, uma vez que quanto maior a área usada para agricultura, menor a área para a pecuária, como tem ocorrido com o Estado de São Paulo.

A não disponibilidade de dados, em nível de AMC, para as variáveis crédito rural e área com culturas faz com que essas duas variáveis não apareçam em todas as regressões β -condicional a serem apresentadas no capítulo 4.

3.4.5 Os modelos econométricos espaciais utilizados na tese para a análise da convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira

O primeiro passo para a estimação do modelo β -convergência absoluta foi através do método de MQO de acordo com Rey e Montouri (1998), conforme equação (12):

$$\ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + u_i \quad (12)$$

sendo que $Prod_t$ é a produtividade do último ano do período analisado; n o número de anos do período analisado; $\ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right)$ o logaritmo natural da razão entre a produtividade do ano final e o ano inicial; α é a constante; β é o coeficiente de convergência; $\ln(Prod_{t-n})$ é o logaritmo natural da produtividade no ano inicial do período analisado e u_i é o termo de erro.

Conforme destacado por Ramajo et al. (2008), as condições iniciais de uma região podem ser relevantes para explicar as diferenças entre as regiões e as taxas de crescimento das regiões. Sendo assim, é possível inserir um conjunto de variáveis relacionadas ao estado estacionário de cada região. Dessa forma, obtém-se o modelo β de convergência condicional para estimação pelo método de MQO, como mostrado na equação 13.

$$\ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + \beta_m \ln(X) + u_i \quad (13)$$

sendo que X é o vetor das variáveis condicionais no estado estacionário e m representa o número de variáveis condicionais da convergência.

Utilizando as variáveis condicionais da convergência mostradas na Tabela 2, pode-se escrever o modelo com base no método de MQO, conforme a equação (14).

$$\ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + \theta_1 \ln[discap_{(t-n)}] + \theta_2 \ln[pluv_{(t-n)}] + \theta_3 \ln[pop_{(t-n)}] + \theta_4 \ln[pib_{(t-n)}] + \theta_5 \ln[credp_{(t-n)}] + \theta_6 \ln[areac_{(t-n)}] + u_i \quad (14)$$

Com base nos resultados encontrados do modelo de MQO, nos valores de ML_λ , ML_ρ , ML_ρ^* e ML_λ^* , nos testes para identificação de normalidade dos erros (Teste de Jarque-Bera⁴) e homocedasticidade (Teste de Breush-Pagan⁵), identifica-se o modelo mais adequado para cada período e subperíodo e o método de estimação.

Os modelos *SAR* para análise β -convergência absoluta e β -convergência condicional podem ser estimados de acordo com as equações (15) e (16), respectivamente.

$$\ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + \rho W \ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) + \varepsilon_{t-n} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = & \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + \rho W \ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) + \psi_1 \ln[discap_{(t-n)}] + \\ & \psi_2 \ln[pluv_{(t-n)}] + \psi_3 \ln[pop_{(t-n)}] + \psi_4 \ln[pib_{(t-n)}] + \psi_5 \ln[credp_{(t-n)}] + \\ & \psi_6 \ln[areac_{(t-n)}] + \varepsilon_{t-n} \end{aligned} \quad (16)$$

Um sinal positivo e significativo para ρ indica que há correlação espacial global positiva entre regiões vizinhas. Ou seja, um alto (baixo) valor da variável nas regiões vizinhas eleva (reduz) a variável na região i . No caso de ρ ser negativo e estatisticamente significativo, isso indica que há correlação espacial global negativa entre regiões vizinhas. Ou seja, um baixo (alto) valor da variável nas regiões vizinhas eleva (reduz) a variável na região i . Quando ρ não for estatisticamente significativo, não há evidência de autocorrelação espacial (DARMOFAL, 2006).

⁴ Se o teste de Jarque-Bera for estatisticamente significativo, rejeita-se a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos (GUJARATI, 2006).

⁵ Se o teste de Breush-Pagan for estatisticamente significativo, rejeita-se a hipótese nula de homocedasticidade (GUJARATI, 2006).

Para a análise da β -convergência absoluta e da β -convergência condicional usando o modelo *SEM* foram estimadas as equações (17) e (18), respectivamente.

$$\ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + (I_n - \lambda W)^{-1} u_{t-n} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = & \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + (I_n - \lambda W)^{-1} u_{t-n} + \alpha_1 \ln[discap_{(t-n)}] + \\ & \alpha_2 \ln[pluv_{(t-n)}] + \alpha_3 \ln[pop_{(t-n)}] + \alpha_4 \ln[pib_{(t-n)}] + \alpha_5 \ln[credp_{(t-n)}] + \\ & \alpha_6 \ln[areac_{(t-n)}] \end{aligned} \quad (18)$$

Um sinal positivo e estatisticamente significativo para λ indica que há correlação espacial global positiva entre regiões vizinhas, de modo que um choque positivo (negativo) ocorrido na região i tem seu efeito transbordado positivamente (negativamente) para as demais regiões, sendo que o efeito do choque vai reduzindo a intensidade à medida que se afasta da região i e eventualmente voltará para a região i com efeito amortecido. Um sinal negativo e estatisticamente significativo para λ indica que há correlação espacial global negativa entre as regiões, sendo que o efeito será transbordado para as demais regiões com sinal inverso ao ocorrido na região i . Quando λ não for estatisticamente significativo, não há evidência de autocorrelação espacial (Almeida, 2012).

Para análise β -convergência absoluta e β -convergência condicional usando o modelo *SLX*, estimam-se as equações (19) e (20), a seguir:

$$\ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + \tau W \ln(Prod_{t-n}) + \varepsilon_{t-n} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Prod_t}{Prod_{t-n}}\right) = & \alpha + \beta \ln(Prod_{t-n}) + \tau W \ln(Prod_{t-n}) + \Omega_1 \ln[discap_{(t-n)}] + \\ & \Omega_2 \ln[pluv_{(t-n)}] + \Omega_3 \ln[pop_{(t-n)}] + \Omega_4 \ln[pib_{(t-n)}] + \Omega_5 \ln[credp_{(t-n)}] + \\ & \Omega_6 \ln[areac_{(t-n)}] + \tau_1 W \ln[discap_{(t-n)}] + \tau_2 W \ln[pluv_{(t-n)}] + \tau_3 W \ln[pop_{(t-n)}] + \\ & \tau_4 W \ln[pib_{(t-n)}] + \tau_5 W \ln[credp_{(t-n)}] + \tau_6 W \ln[areac_{(t-n)}] + \varepsilon_{t-n} \end{aligned} \quad (20)$$

sendo que τ é o coeficiente de transbordamento espacial que representa a defasagem da produtividade da pecuária leiteira no período inicial.

Chatterji (1992) destaca que há evidência de convergência quando $\beta < 0$, mas que só há indícios de convergência forte se $-2 < \beta < 0$.

Os dados foram organizados em corte seccional para a estimação das equações (12) a (20), sendo que as variáveis explicativas foram inseridas em seus valores no período inicial, justificando o uso de subperíodos para uma análise mais detalhada da convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira.

Os trabalhos de análise espacial existentes na literatura sobre produção da pecuária bovina leiteira no Brasil, em geral, baseiam-se em período de tempo menor e mais recente, não havendo trabalhos que englobem as décadas de 1970 e 1980. Essa tese, busca preencher tal lacuna, analisando espacialmente a produtividade da pecuária bovina leiteira. Entretanto, a análise da produtividade da pecuária bovina leiteira por um período temporal mais extenso e a ausência dos dados anuais das variáveis condicionais da variável em apreço impossibilitou a utilização de dados em painel para estimação dos modelos espaciais de convergência, sendo estes estimados por dados de corte seccional. O uso de dados em painel permitiria o controle de fatores não observáveis e que não se alteram no tempo (WOOLDRIDGE, 2010; GRENEE, 2012). Uma alternativa seria utilizar projeções para os valores das variáveis faltantes, todavia, isso poderia causar viés de estimação oriundo da não uniformidade dos acontecimentos, em especial quando se estuda fenômenos agropecuários. Ressalta-se também que não foi encontrado nenhum trabalho na revisão de literatura, tanto a nível nacional quanto internacional, que faça a análise específica da convergência da produtividade da pecuária, especialmente da pecuária bovina leiteira.

Para estimação de todos os modelos econométricos espaciais utilizou-se o *software* R com o uso dos pacotes *spdep* e *rgdal*.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo está dividido em três partes: a primeira parte apresenta a evolução da produção e da produtividade da pecuária bovina leiteira a nível nacional, regional e nos Estados analisados no estudo. A segunda seção apresenta os resultados da análise exploratória de dados espaciais para a produtividade nas AMC dos Estados analisados e a discussão sobre as mudanças nos *clusters* existentes. A terceira seção apresenta os resultados dos modelos econométricos espaciais estimados para avaliar a convergência da produtividade da pecuária leiteira entre as AMC dos Estados analisados.

4.1 Evolução da produção e da produtividade da pecuária bovina leiteira no Brasil

A Figura 5 mostra a evolução da produção brasileira de leite no período de 1974 a 2016. Há uma tendência de crescimento da produção até 2014. Posteriormente a esse ano, há pequena redução da produção.

Figura 5 – Evolução da produção brasileira de leite bovino

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da Produção da Pecuária Municipal (IBGE, 2017).

Embrapa Gado de Leite (2017) destaca três fatores que contribuíram para a redução da produção de leite no Brasil em 2015 e 2016: redução do preço internacional do leite; quebra da safra 2015/2016 de milho, que aumentou o preço do concentrado utilizado para complementação alimentar dos animais; e os cenários político e econômico, com inflação

ascendente, taxa de juros real elevada e redução do PIB desestimulando o consumo. Entretanto a expectativa, a partir de 2017, é de que a produção de leite volte a crescer devido a gestão nas propriedades que está melhorando; maior especialização do rebanho bovino brasileiro, aumento da velocidade de incorporação de tecnologias, que resultam em aumento de produtividade; e menor custo de produção de milho e soja no mundo.

A Figura 6 mostra a evolução da produção macroregional brasileira de leite no período de 1974 a 2016. Destaca-se o crescimento da produção da região Sul a partir dos anos 2000, sendo que ela ultrapassou a região Sudeste em 2014 como a maior produtora de leite no Brasil.

Figura 6 – Evolução da produção macroregional brasileira de leite bovino

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da Produção da Pecuária Municipal (IBGE, 2017).

Carvalho, Oliveira e Beskow (2017) elecam os fatores que determinaram a expansão da produção de leite da região Sul e destacam: alta produtividade da região, superior à das demais macrorregiões (como pode ser observado na Figura 7); gestão do negócio pautada na inovação tecnológica; maiores índices de escolaridade na região; e os proprietários das fazendas e seus familiares constituem a principal mão de obra da atividade. Segundo Jochims, Dorigon e Portes (2016), a produção familiar no sul do Brasil, em especial no oeste catarinense, apresenta dinamismo e capacidade de incorporação tecnológica e isso tem contribuído significativamente com o aumento da produtividade da atividade em apreço.

A Figura 7 mostra a evolução da produtividade da pecuária leiteira por macrorregiões brasileiras, no período de 1974 a 2016. Observa-se que há uma tendência de crescimento

dessa produtividade em todas as regiões. A Região Sul teve o maior aumento da produtividade ao longo desses anos, o que levou a uma diferença significativa de sua produtividade em relação às das demais regiões.

Figura 7 – Evolução da produtividade macrorregional brasileira da pecuária bovina leiteira

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da Produção da Pecuária Municipal (IBGE, 2017).

Chama a atenção o aumento da produtividade ocorrido do ano de 1995 para 1996 nos dados coletados. Esses “saltos” nas linhas mostrados na Figura 7 não se deveram a mudanças metodológicas, mas sim ao aumento da produção de leite com simultânea redução do número de vacas ordenhadas.

A Tabela 3 mostra a produção de leite bovino, o número de vacas ordenhas e a produtividade para os anos de 1995 e 1996. Observa-se que o aumento na produtividade reflete o aumento da produção de leite bovino tanto a nível nacional, regional e nos Estados analisados (com exceção do Paraná que reduziu a produção de 1995 para 1996, mas ainda assim aumentou a produtividade). O aumento na produção ocorre conjuntamente com a redução de vacas ordenhadas em todos os níveis, inclusive no Paraná. As variações nessas duas variáveis em sentido contrário possibilitaram o salto de produtividade entre os referidos anos.

Tabela 3 – Produção de leite bovino, número de vacas ordenhadas e produtividade nos anos de 1995 e 1996

	Produção em mil litros de leite		Variação percentual da produção	Número de vacas ordenhas		Variação percentual do número de vacas ordenhadas	Produtividade em litros de leite/vaca ordenhada		Variação percentual da produtividade
	1995	1996		1995	1996		1995	1996	
Brasil	16.474.365	18.515.391	12,39%	20.579.211	16.273.667	-20,92%	801	1.138	42,12%
Norte	706.696	770.788	9,07%	1.776.445	1.236.312	-30,41%	398	623	56,72%
Nordeste	1.886.614	2.355.009	24,83%	3.453.373	3.556.179	2,98%	546	662	21,22%
Sudeste	7.539.464	8.338.198	10,59%	8.289.971	6.356.414	-23,32%	909	1.312	44,24%
Sul	4.102.597	4.241.531	3,39%	3.209.963	2.588.617	-19,36%	1.278	1.639	28,20%
Centro-Oeste	2.238.994	2.809.865	25,50%	3.849.459	2.536.145	-34,12%	582	1.108	90,48%
Minas Gerais	4.762.543	5.601.112	17,61%	5.121.902	3.767.929	-26,43%	930	1.487	59,87%
São Paulo	1.981.844	1.985.388	0,18%	2.262.237	1.943.536	-14,09%	876	1.022	16,61%
Paraná	1.576.541	1.514.482	-3,94%	1.285.835	1.044.123	-18,80%	1.226	1.450	18,30%
Santa Catarina	815.379	866.065	6,22%	672.641	513.668	-23,63%	1.212	1.686	39,09%
Rio Grande do Sul	1.710.677	1.860.984	8,79%	1.251.487	1.030.826	-17,63%	1.367	1.805	32,07%
Goiás	1.450.158	1.999.398	37,87%	2.680.338	1.726.793	-35,58%	541	1.158	114,01%

Fonte: Elaborado pela autora com base em IBGE (2017).

Gomes (1999) destaca o crescimento na produção de leite na década de 1990, sendo que ela ficou em terceiro lugar entre as atividades agropecuárias que mais cresceram nessa década, perdendo apenas para a expansão da avicultura de corte e da sojicultura. O autor ressalta que, de 1990 a 1994, a produção de leite bovino cresceu em média 2,17% por ano, ao passo que de 1994 até 1999 o crescimento médio foi de 5,46% ao ano. Destaca-se que, de 1994 a 1999, o preço do litro de leite recebido pelo produtor, em valores corrigidos, decresceu em média 11% ao ano. O autor argumenta que a aparente contradição econômica (crescimento da produção com preços reais caindo) foi possível devido a mudanças estruturais no segmento da produção que possibilitaram redução dos custos de produção, que compensou a redução no preço do leite.

Ainda de acordo com Gomes (1999), a redução de custos de produção teve três elementos fundamentais: redução do preço dos principais produtos usados na fabricação dos concentrados animais no período de 1990 a 1997 (o preço do milho reduziu em média 7,51% ao ano e o preço da soja reduziu em média 6,86% ano, em valores corrigidos); aumento da

produtividade; e aumento da produção de leite por empresa rural, o que possibilitou ganhos de escala. O autor frisa que 50% dos produtores de leite do Brasil produziam até 50 litros por dia, sendo responsáveis por apenas 10% do total da produção nacional. Já os produtores que produziam mais de 250 litros por dia, correspondiam a 10% do total de produtores e eram responsáveis por 50% do volume total da produção. Esse quadro explica o fato do aumento da produtividade ter sido possibilitado pela minoria dos produtores, que aumentaram a produção para obter ganhos de escala e garantir o ganho total da atividade em questão.

Segundo Gomes (2002), o aumento na produtividade da pecuária leiteira na década de 1990 reflete as mudanças macroeconômicas ocorridas no país, sendo que as principais que afetaram o setor foram: abertura comercial, desregulamentação do setor leiteiro e a redução da inflação. A abertura comercial colocou os produtores nacionais de frente com os produtores estrangeiros que apresentavam uma maior produtividade e competitividade, com menores custos de produção. Isso fez com que os produtores brasileiros buscassem melhorar sua produção e produtividade para se manter no mercado. O fim da proteção governamental, com o término do tabelamento do preço, também incentivou melhorias no sistema de produção para reduzir os custos de produção, uma vez que os preços internacionais do leite eram, naquele momento, menores do que os preços que eram tabelados. A redução da inflação possibilitou o aumento do poder de compra dos brasileiros, o que levou ao aumento da demanda de leite, incentivando o aumento da produção e da produtividade da pecuária bovina leiteira.

Outro ponto de grande relevância que permitiu o aumento da produtividade da pecuária bovina leiteira foi a pesquisa agropecuária, a qual gerou importantes inovações tecnológicas. Vilela et al. (2017) explicam o salto de produtividade ocorrido de 1995 para 1996 (ver Figura 7) como um reflexo do Plano Real, introduzido em 1994. Esse Plano possibilitou o controle da inflação e a melhor distribuição da renda. A estabilidade econômica possibilitou um salto no consumo de leite em 20%, de 1994 a 1996, e o aumento da produção e produtividade brasileira. Entretanto, mesmo com esse aumento, a produção não foi suficiente para suprir o aumento no consumo e a importação brasileira de produtos lácteos bateu recorde histórico em 1996.

A Figura 8 mostra a evolução da produção de leite nos Estados selecionados para análise nesta tese no período de 1974 a 2016.

Figura 8 – Evolução da produção de leite bovino nos Estados analisados

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da Produção da Pecuária Municipal (IBGE, 2017).

Com exceção de São Paulo, os Estados aumentaram significativamente sua produção de leite de 1974 a 2016. O Estado de Minas Gerais manteve a liderança na produção em todo o período analisado, apesar de não ter a maior produtividade (como pode ser visto na Figura 9).

No que tange aos anos de 1995 e 1996, somente o Paraná reduziu a produção de leite (ver Tabela 3). O Estado de São Paulo teve um aumento de 0,18% na produção e os demais Estados analisados aumentaram significativamente sua produção de leite. Destacando-se Goiás e Minas Gerais que aumentaram a produção de leite em 37,87% e 17,61%, respectivamente, entre os dois anos em questão.

A Figura 9 mostra a evolução, no período de 1974 a 2016, da produtividade de pecuária bovina leiteira no Brasil e nos seis Estados estudados nesta tese. Como pode-se observar, tanto o Brasil quanto os Estados analisados nesta tese aumentaram a produtividade da pecuária bovina leiteira ao longo dos anos, com destaque para o ano de 1995 quando há um salto significativo dessa produtividade. As explicações encontradas na literatura para esse salto foram apresentadas anteriormente, sendo que o principal fator citado é a implementação do Plano Real.

Figura 9 – Evolução da produtividade da pecuária bovina leiteira nos Estados selecionados

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da Produção da Pecuária Municipal (IBGE, 2017).

Lemos *et al.* (2003) destacam que o tradicionalismo na produção de leite no Estado de Minas Gerais pode ser visto como um fator desfavorável para essa produção, uma vez que esse tradicionalismo pode ser refletido como aversão à adoção de inovações tecnológicas e administrativas por parte expressiva das propriedades rurais do Estado. Isso pode ser um dos possíveis motivos (ou razão) da produtividade da pecuária bovina leiteira do Estado ser menor do que a presente nos Estados da região Sul. Os produtores especializados têm sido a base para o aumento da produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de Minas Gerais, introduzindo novos métodos e técnicas na produção, ainda que esses produtores especializados não são a maioria no total de produtores de leite em Minas Gerais.

A Figura 10 mostra a produtividade das AMC brasileiras nos anos de 1974 e 2016.

Figura 10 - Produtividade da pecuária bovina leiteira nas AMC para os anos de 1974 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da Produção da Pecuária Municipal (IBGE, 2017).

Em 1974, a média da produtividade das AMC foi de 635,92 litros/vaca ordenhada, sendo que 75% das AMC estavam abaixo da média nesse ano. No ano de 2016, a média da produtividade das AMC foi 1.423,97 litros/vaca ordenhada e 80,64% das AMC estavam abaixo da média nesse ano. Apesar dessa produtividade ter aumentado de 1974 a 2016 ainda há, nesse último ano, grande heterogeneidade entre e dentro dos Estados. Mas claramente surgiram *clusters* de alta produtividade da pecuária bovina leiteira em 2016.

A maioria das AMC do Norte, Nordeste e Centro-Oeste estava abaixo da média nacional da produtividade para a pecuária bovina leiteira, em 1974. As AMC do Norte e Centro-Oeste se mantiveram abaixo da média nacional em 2016, enquanto algumas AMC da região Nordeste aumentaram a produtividade comparativamente à média nacional da pecuária leiteira. As AMC nordestinas que melhoraram a produtividade da pecuária bovina leiteira (em sua maioria, localizadas nas zonas semi-áridas do interior dos Estados de Alagoas, Sergipe e Pernambuco) estão se consolidando como importantes bacias leiteiras na região Nordeste. As macrorregiões Sul e Sudeste apresentaram, na maioria das AMC, produtividade da pecuária bovina leiteira acima da média nacional nos dois anos em análise, sendo isso mais notável em 2016.

Carvalho e Hoti (2007) ao analisarem a concentração da produção leiteira entre 1990 e 2004, ressaltam a heterogeneidade existente na produção e a difusão da atividade rumo a região Norte do país. Os autores destacam que o aumento da produtividade ocorrido no período analisado reforçou a concentração da produção leiteira, sendo que a maior densidade

de produção foi identificada nas bacias leiteiras do Sul Goiano, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Sul/Sudoeste de Minas Gerais, Noroeste Rio-Grandense, Sul goiano e Oeste catarinense.

A Figura 11 mostra os mapas de *clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira existentes entre as AMC em 1974 e 2016.

Figura 11 – *Clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira nas AMC para os anos de 1974 e 2016⁶

Nota: Os mapas de *clusters* são obtidos a partir da junção de informações do diagrama de dispersão de Moran e dos mapas de significância do I de Moran local (ALMEIDA, 2012).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em ambos os anos, há predomínio de *cluster* de baixa produtividade, apesar de terem diminuído em 2016 frente à situação existente em 1974. Destaca-se a ampliação de *cluster* de alta produtividade na região Sul; o deslocamento do *cluster* de alta produtividade em Minas Gerais; e a redução de *cluster* de alta produtividade nos Estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Esses resultados justificam uma análise da evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária leiteira dentro dos Estados, como se faz no próximo item.

⁶ Para elaboração do mapa de *cluster*, utilizou-se a matriz de pesos espaciais de 5 vizinhos mais próximos, conforme explicado no item 3.3.3.

4.2 Análise exploratória da relação espacial entre os valores de produtividade mensurados a nível de AMC

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas dos valores da produtividade para a pecuária bovina leiteira por AMC nos Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Observa-se que, no período analisado, houve um significativo aumento na média da produtividade em todos os Estados. A diferença entre os valores máximo e mínimo também aumentou. Isso indica a manutenção da discrepância na produtividade média ao longo dos anos, uma vez que, dentro de um mesmo Estado, há áreas com grande produtividade e outras áreas com relativa baixa produtividade. O exame conjunto do desvio padrão e do coeficiente de variação (CV) da produtividade permitirá avaliar a tendência da desigualdade da produtividade da pecuária bovina leiteira dentro de cada Estado analisado.

Tabela 4 – Análise descritiva da produtividade das AMC em litros/vaca ordenhada/ano nos Estados selecionados (continua)

Ano	Goiás					Minas Gerais				
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação*	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação*
1974	379,96	115,73	131,90	930,00	0,305	753,18	295,08	0,00	2.012,96	0,392
1975	378,10	115,51	132,01	929,96	0,306	751,36	291,48	0,00	1.832,01	0,388
1976	376,10	118,63	31,60	930,09	0,315	751,51	290,06	0,00	1.611,00	0,386
1977	423,02	129,20	141,18	1.000,00	0,305	810,21	373,23	0,00	2.777,69	0,461
1978	385,28	124,95	140,00	716,91	0,324	830,46	361,85	0,00	2.604,48	0,436
1979	379,11	139,35	89,87	900,00	0,368	839,30	459,29	0,00	8.400,38	0,547
1980	372,55	132,20	120,00	800,00	0,355	855,33	352,65	0,00	2.190,48	0,412
1981	393,40	147,08	100,00	900,00	0,374	874,49	372,27	0,00	2.405,69	0,426
1982	421,60	155,06	118,18	909,86	0,368	880,74	380,93	0,00	2.299,80	0,433
1983	422,38	170,92	90,00	1.046,15	0,405	895,33	372,67	0,00	2.290,00	0,416
1984	431,19	159,06	90,00	960,00	0,369	915,80	385,53	0,00	2.175,00	0,421
1985	434,79	163,11	4,00	995,49	0,375	932,69	409,27	0,00	2.500,17	0,439
1986	431,96	144,82	100,00	786,61	0,335	948,06	430,32	0,00	3.199,89	0,454
1987	432,75	143,65	100,00	773,08	0,332	957,57	422,22	0,00	3.199,83	0,441
1988	437,07	152,50	109,79	883,22	0,349	985,77	454,39	0,00	3.199,94	0,461
1989	439,87	149,44	120,00	760,00	0,340	977,61	446,08	0,00	2.992,00	0,456
1990	440,77	148,49	125,00	720,00	0,337	982,76	445,76	0,00	2.992,87	0,454
1991	456,49	157,73	135,00	965,74	0,346	971,70	431,15	0,00	2.991,27	0,444
1992	469,99	161,88	140,00	990,00	0,344	978,48	422,59	0,00	2.920,02	0,432
1993	486,24	167,60	143,75	867,60	0,345	966,61	381,83	0,00	2.185,60	0,395
1994	497,54	171,48	143,33	872,82	0,345	991,00	407,97	0,00	2.164,07	0,412
1995	509,74	173,73	138,46	833,97	0,341	1.007,93	418,11	0,00	2.503,25	0,415
1996	1.109,56	887,46	190,18	11.544,83	0,800	1.452,67	648,14	0,00	11.000,00	0,446
1997	993,83	334,94	180,00	1.830,30	0,337	1.403,88	631,49	0,00	11.122,45	0,450
1998	987,53	329,98	175,00	1.809,38	0,334	1.380,69	532,92	0,00	4.666,67	0,386
1999	998,59	328,43	181,82	1.812,50	0,329	1.379,52	525,51	0,00	3.412,50	0,381
2000	1.015,37	326,93	181,82	1.821,88	0,322	1.403,08	770,21	0,00	16.199,88	0,549
2001	1.018,85	313,26	181,82	1.800,00	0,307	1.401,00	532,49	0,00	4.309,22	0,380
2002	1.045,96	325,00	181,82	1.800,00	0,311	1.409,85	531,81	0,00	4.060,77	0,377
2003	1.038,56	321,87	192,00	1.800,00	0,310	1.424,16	571,25	0,00	4.775,33	0,401
2004	1.049,18	322,68	200,00	1.800,00	0,308	1.435,04	573,30	0,00	5.096,54	0,400
2005	1.059,83	324,24	202,86	1.783,91	0,306	1.464,13	607,85	0,00	5.833,61	0,415
2006	1.060,54	324,68	202,90	1.757,53	0,306	1.462,61	610,81	0,00	5.729,96	0,418
2007	1.080,31	342,75	205,71	2.353,25	0,317	1.456,68	612,82	0,00	5.766,72	0,421
2008	1.127,67	375,62	200,00	2.173,33	0,333	1.472,08	612,51	0,00	6.449,37	0,416
2009	1.164,69	344,55	264,71	2.185,57	0,296	1.471,92	592,82	0,00	5.759,93	0,403
2010	1.196,73	388,03	358,57	2.908,52	0,324	1.500,88	595,87	0,00	5.818,91	0,397
2011	1.221,08	393,45	365,71	2.724,44	0,322	1.507,95	587,90	0,00	4.906,63	0,390
2012	1.209,03	378,68	352,94	2.725,22	0,313	1.529,58	592,16	0,00	4.802,37	0,387
2013	1.266,83	412,77	380,00	2.702,66	0,326	1.555,79	594,54	0,00	4.377,50	0,382
2014	1.265,49	413,68	387,10	2.597,35	0,327	1.575,42	607,39	409,70	4.648,29	0,386
2015	1.268,43	422,74	406,25	2.451,61	0,333	1.652,12	614,76	525,66	4.307,08	0,372
2016	1.232,51	371,94	400,00	2.190,48	0,302	1.786,68	686,82	528,78	4.344,66	0,384
TCGA**	3,74%	-	-	-	-0,22%	2,05%	-	-	-	-0,28%

Tabela 4- Análise descritiva da produtividade das AMC em litros/vaca ordenhada/ano nos Estados selecionados (continua)

Ano	Paraná					Rio Grande do Sul				
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação*	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação*
1974	721,09	406,93	298,88	4.408,45	0,564	973,51	295,55	307,01	1.895,91	0,304
1975	705,64	339,38	298,80	2.703,79	0,481	975,25	292,88	307,03	1.893,94	0,300
1976	707,06	338,76	298,84	2.704,11	0,479	973,70	296,58	306,98	1.894,74	0,305
1977	846,60	420,14	298,03	2.910,03	0,496	991,34	339,45	306,96	2.828,40	0,342
1978	830,17	408,29	446,15	2.851,38	0,492	999,81	346,64	314,96	2.827,84	0,347
1979	834,36	386,14	250,00	3.187,33	0,463	980,06	353,89	315,38	2.499,74	0,361
1980	866,34	347,84	250,19	2.867,99	0,402	1.024,89	400,32	325,11	2.237,93	0,391
1981	909,53	358,86	380,17	2.866,97	0,395	1.016,69	389,30	337,57	2.274,09	0,383
1982	904,17	336,52	318,18	2.845,91	0,372	1.032,20	398,27	325,03	2.237,83	0,386
1983	927,36	318,55	380,00	2.844,39	0,344	1.075,05	383,93	377,63	2.454,55	0,357
1984	957,42	333,07	299,97	2.851,98	0,348	1.066,21	371,24	376,97	2.092,05	0,348
1985	957,71	339,44	420,83	2.920,00	0,354	1.068,02	370,37	376,98	2.091,90	0,347
1986	972,73	350,13	422,58	2.859,58	0,360	1.071,73	368,49	394,02	2.091,93	0,344
1987	958,81	333,77	428,57	2.856,57	0,348	1.085,68	380,43	394,03	2.272,30	0,350
1988	966,76	358,99	75,24	3.534,83	0,371	1.211,08	324,42	386,82	2.104,22	0,268
1989	966,47	346,93	506,89	3.504,00	0,359	1.212,97	336,88	392,13	2.374,02	0,278
1990	971,73	359,98	507,13	3.503,92	0,370	1.211,34	350,17	228,57	2.360,57	0,289
1991	1.022,59	518,58	511,90	6.799,27	0,507	1.204,95	352,86	230,66	2.361,23	0,293
1992	1.001,13	372,33	540,00	3.515,06	0,372	1.220,78	399,24	229,41	2.565,63	0,327
1993	1.002,16	390,84	539,82	3.515,11	0,390	1.228,83	427,02	230,43	2.700,00	0,348
1994	1.008,88	441,78	503,42	3.504,99	0,438	1.255,42	446,50	363,54	3.212,07	0,356
1995	1.059,09	461,66	503,70	3.657,41	0,436	1.300,77	432,26	362,61	2.714,29	0,332
1996	1.287,57	523,04	70,00	3.656,25	0,406	1.704,27	688,56	444,35	5.007,94	0,404
1997	1.298,19	528,83	569,44	3.780,04	0,407	1.652,59	665,50	119,21	4.651,78	0,403
1998	1.306,50	517,29	576,19	3.980,00	0,396	1.620,86	626,54	0,00	3.906,64	0,387
1999	1.292,25	520,56	513,16	4.784,85	0,403	1.625,64	615,68	0,00	3.910,61	0,379
2000	1.332,29	547,86	450,98	4.745,05	0,411	1.653,67	612,81	439,08	4.010,75	0,371
2001	1.362,36	551,42	0,00	4.814,92	0,405	1.681,79	650,03	438,08	4.057,97	0,387
2002	1.398,69	577,48	300,00	4.781,48	0,413	1.882,41	824,92	402,44	4.683,85	0,438
2003	1.406,03	590,71	300,00	4.781,56	0,420	1.868,54	791,61	527,33	4.320,00	0,424
2004	1.469,59	640,45	0,00	4.793,02	0,436	1.873,63	833,85	527,57	4.320,00	0,445
2005	1.507,32	663,25	325,00	4.805,45	0,440	1.877,79	857,44	0,00	4.437,87	0,457
2006	1.527,96	693,58	320,00	4.911,07	0,454	1.925,16	895,26	523,30	4.941,18	0,465
2007	1.548,63	730,80	275,00	4.967,87	0,472	1.978,62	909,19	523,03	4.651,16	0,460
2008	1.622,64	810,13	279,07	6.189,42	0,499	2.090,53	946,37	525,93	4.644,11	0,453
2009	1.717,73	948,23	341,40	6.147,62	0,552	2.053,92	925,57	523,99	4.570,45	0,451
2010	1.800,76	1.000,68	360,00	6.147,64	0,556	2.124,89	1.004,21	547,73	5.362,58	0,473
2011	1.839,11	1.044,09	450,00	6.438,96	0,568	2.180,11	1.039,47	559,45	5.299,63	0,477
2012	1.899,99	1.044,01	364,83	6.343,76	0,549	2.317,73	1.055,79	571,39	5.299,54	0,456
2013	1.936,55	1.027,62	370,37	6.343,09	0,531	2.499,11	1.082,76	621,12	5.311,11	0,433
2014	2.031,93	1.043,19	389,52	6.261,19	0,513	2.622,65	1.096,09	750,00	5.769,23	0,418
2015	2.109,33	1.131,38	384,62	6.464,57	0,536	2.652,00	1.088,12	786,73	5.312,60	0,410
2016	2.204,12	1.163,75	236,92	7.052,32	0,528	2.718,57	1.124,92	785,71	5.655,34	0,414
TCGA**	2,54%	-	-	-	0,53%	2,64%	-	-	-	0,92%

Tabela 4- Análise descritiva da produtividade das AMC em litros/vaca ordenhada/ano nos Estados selecionados (conclusão)

Ano	Santa Catarina					São Paulo				
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação*	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação*
1974	988,62	655,68	0,00	7.491,53	0,663	817,58	356,75	0,00	3.000,00	0,436
1975	1.000,38	286,09	0,00	1.647,36	0,286	807,75	356,09	0,00	2.049,78	0,441
1976	1.005,96	290,89	0,00	1.646,93	0,289	804,24	350,26	0,00	2.049,04	0,436
1977	1.065,89	327,97	0,00	3.030,77	0,308	820,55	380,92	0,00	3.047,78	0,464
1978	1.032,14	275,38	0,00	2.008,47	0,267	867,05	400,38	0,00	2.458,54	0,462
1979	990,08	302,63	0,00	1.824,79	0,306	828,32	386,21	0,00	3.277,23	0,466
1980	1.003,73	300,28	0,00	1.936,00	0,299	841,68	385,53	0,00	2.545,02	0,458
1981	1.012,54	293,16	0,00	1.980,00	0,290	824,11	373,56	0,00	2.161,46	0,453
1982	1.011,99	288,32	0,00	1.923,53	0,285	843,96	400,42	0,00	2.941,18	0,474
1983	1.081,69	281,09	0,00	1.888,89	0,260	877,14	448,88	0,00	3.300,00	0,512
1984	1.118,99	356,09	0,00	2.560,00	0,318	913,27	572,55	0,00	7.391,55	0,627
1985	1.144,58	352,59	0,00	2.591,84	0,308	891,70	472,14	0,00	4.344,83	0,529
1986	1.151,40	359,11	0,00	2.591,84	0,312	910,38	482,15	0,00	4.340,43	0,530
1987	1.150,87	390,44	0,00	2.592,98	0,339	943,63	497,71	0,00	3.565,95	0,527
1988	1.142,75	381,50	0,00	2.597,33	0,334	950,70	480,32	0,00	4.062,97	0,505
1989	1.168,06	348,05	0,00	2.070,31	0,298	981,75	486,38	0,00	3.800,00	0,495
1990	1.135,73	347,27	0,00	2.037,50	0,306	954,06	451,37	0,00	3.615,56	0,473
1991	1.086,56	335,72	0,00	2.025,93	0,309	910,48	460,40	0,00	4.035,59	0,506
1992	1.119,92	361,80	0,00	2.117,65	0,323	917,09	480,15	0,00	4.964,95	0,524
1993	1.126,09	321,19	0,00	2.000,00	0,285	934,92	605,66	0,00	8.000,00	0,648
1994	1.157,67	327,67	0,00	2.581,20	0,283	908,37	482,66	0,00	5.340,00	0,531
1995	1.185,45	334,48	0,00	2.581,31	0,282	910,98	461,10	0,00	5.094,63	0,506
1996	1.648,83	461,64	0,00	3.227,07	0,280	1.106,07	626,37	0,00	5.535,64	0,566
1997	1.624,80	447,76	507,83	3.211,94	0,276	1.048,06	620,61	0,00	5.347,41	0,592
1998	1.608,99	435,98	506,10	3.197,04	0,271	1.053,15	604,47	0,00	5.508,46	0,574
1999	1.619,30	435,99	505,82	3.176,47	0,269	1.072,42	674,51	0,00	6.019,38	0,629
2000	1.663,83	448,87	506,27	3.190,27	0,270	1.057,80	632,24	0,00	5.853,39	0,598
2001	1.690,75	459,88	505,78	3.140,58	0,272	1.043,07	654,72	0,00	6.436,04	0,628
2002	1.753,42	579,16	506,28	3.478,10	0,330	1.033,40	654,95	0,00	6.522,66	0,634
2003	1.828,46	695,54	506,03	4.898,23	0,380	1.057,87	708,22	0,00	7.433,33	0,669
2004	1.806,60	646,59	506,07	4.483,87	0,358	1.083,50	768,36	0,00	10.228,57	0,709
2005	1.817,20	677,82	506,22	4.412,70	0,373	1.113,82	794,86	0,00	10.600,00	0,714
2006	1.809,48	695,60	554,58	4.412,70	0,384	1.133,08	832,92	0,00	10.392,73	0,735
2007	2.008,67	837,27	554,23	4.836,29	0,417	1.124,93	742,25	0,00	8.620,69	0,660
2008	1.994,72	840,98	96,30	4.729,73	0,422	1.132,68	671,79	0,00	6.497,14	0,593
2009	2.016,62	812,77	155,00	4.697,54	0,403	1.150,62	726,68	0,00	5.962,86	0,632
2010	2.074,57	827,21	155,00	4.697,50	0,399	1.147,98	741,71	0,00	6.023,26	0,646
2011	2.094,02	821,06	155,00	4.666,67	0,392	1.188,28	781,63	0,00	8.212,50	0,658
2012	2.103,40	800,57	155,00	4.171,43	0,381	1.232,29	800,87	0,00	9.000,00	0,650
2013	2.133,28	778,48	175,00	4.000,00	0,365	1.240,28	857,68	0,00	10.800,00	0,692
2014	2.252,36	881,36	175,00	5.189,02	0,391	1.357,06	867,24	0,00	11.363,64	0,639
2015	2.367,76	908,18	400,00	5.163,93	0,384	1.422,55	987,28	0,00	13.955,88	0,694
2016	2.359,30	907,28	400,00	5.163,93	0,385	1.464,11	1.032,06	0,00	13.737,65	0,705
TCGA**	2,33%	-	-	-	0,57%	1,20%	-	-	-	1,14%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *O Coeficiente de Variação (CV) é obtido pela razão entre o desvio padrão pela média.

** TCGA é a Taxa de Crescimento Geométrica Anual

Apesar da pecuária leiteira estar presente em todos os Estados brasileiros, há algumas cidades em que não houve produção de leite (IBGE, 2017), consequentemente a produção das

AMC correspondentes foi nula. Isto justifica a presença de zeros na Tabela 4, em especial para o valor mínimo da produtividade.

Como pode ser observado na Tabela 4, a média da produtividade da pecuária bovina leiteira aumentou significativamente em todos os Estados. Observando os parâmetros usados para analisar o σ convergência (desvio-padrão e CV) no período de 1974 a 2016, tem-se que o desvio padrão apresentou tendência de aumento em todos os Estados. Com relação ao CV ao longo do período, observa-se que o mesmo teve uma TGCA negativa nos Estados de Goiás e Minas Gerais, o que indica uma redução da discrepância da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC. Enquanto os demais Estados apresentaram TGCA do CV positivo, indicando um aumento da discrepância da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC. Entretanto, quando analisados subperíodos, em todos os Estados, tanto o desvio padrão quanto o CV apresentam tendências diferenciadas.

O desvio padrão não apresenta uma tendência uniforme ao longo do período, existindo subperíodos em que o desvio padrão aumenta (indicando um aumento na discrepância entre as AMC) e também existem subperíodos em que o desvio padrão reduz (indicando uma redução na discrepância entre as AMC) em todos os Estados.

O coeficiente de variação (CV) teve uma pequena tendência de crescimento no Estado de Goiás até 1983, a partir de 1985 o CV teve tendência de redução, apesar do pico em 1996, aproximando-se do valor inicial. Isso pode ser um indicativo de aumento da discrepância da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC de 1974 a 1984 e convergência dessa produtividade de 1985 até 2016.

O coeficiente de variação (CV) no Estado de Minas Gerais teve dois picos, em 1979 e 2000, e apresentou tendências diferentes ao longo do período. Entre 1974 a 1979 a tendência foi de crescimento do CV, assim como nos períodos de 1980 a 1988, 1993 a 1997 e 2002 a 2006. Nos demais períodos, a tendência foi de redução do CV, o que poderia indicar períodos de convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC.

O coeficiente de variação (CV) no Estado do Paraná teve dois picos, em 1974 e em 1991, e durante o período apresentou diferentes tendências. Entre 1974 a 1983 a tendência foi de redução desse coeficiente, o que também é observado nos períodos de 1994 até 1998 e de 2011 a 2014. Nos outros períodos, houve tendência de aumento do CV, o que poderia indicar aumento na discrepância da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC.

No Estado do Rio Grande do Sul, o coeficiente de variação (CV) também apresentou tendências distintas ao longo do período analisado. Há indício de redução da discrepância da produtividade da pecuária bovina leiteira nos períodos de 1979 a 1989, 1996 a 2001, 2007 a

2009 e de 2011 a 2015, uma vez que há tendência de redução do CV. Nos demais anos, houve tendência de aumento do coeficiente.

O coeficiente de variação (CV) da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC do Estado de Santa Catarina teve um pico em 1974, e apresentou tendências diferentes ao longo do período. Entre 1975 e 1987 houve uma suave tendência de crescimento do CV; já no período de 2001 a 2008, a tendência de aumento desse coeficiente foi mais acentuada, o que poderia ser um indício de aumento da discrepância da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC. Nos demais períodos, a tendência foi de redução do CV, o que poderia indicar discrepância entre as AMC.

Em relação aos seis Estados analisados, São Paulo apresentou os maiores valores de coeficiente de variação (CV) da produtividade da pecuária bovina leiteira nas AMC em quase todos os anos do período de 1974 a 2016. Nos períodos de 1984 a 1990, de 1993 a 1995 e de 2006 a 2008, esse coeficiente apresentou tendência de redução. Nos demais anos, houve tendência de crescimento desse CV, o que pode indicar aumento da discrepância entre as AMC.

A autocorrelação espacial é identificada por intermédio dos valores do *I* de Moran, que podem ser observados na Tabela A1 no apêndice. A Figura 12 mostra a evolução dos valores do *I* de Moran.

Figura 12 – Evolução dos valores de *I* de Moran nos Estados analisados entre 1974 e 2016

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com exceção do Estado de Santa Catarina, no ano de 1974, todos os valores do *I* de Moran são positivos. Isso indica a existência de uma autocorrelação espacial global positiva da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC. Ou seja, as regiões com alto valores de produtividade da pecuária bovina leiteira tendem a estar cercadas por regiões com alto valor para a mesma produtividade, assim como regiões com baixo valor dessa produtividade tendem a estar próximas de regiões que têm um valor baixo da mesma produtividade.

Com o intuito de analisar a autocorrelação espacial local, foi feito o Diagrama de dispersão de Moran para cada um dos anos separadamente para os seis Estados analisados⁷. Em todas as análises, a maioria das observações se concentrou no primeiro quadrante (AA) e no terceiro quadrante (BB). Todos os resultados do diagrama mostram inclinação positiva, confirmando a presença de autocorrelação positiva das produtividades da pecuária leiteira nas AMC. Para facilitar a análise de *clusters*, os resultados são apresentados individualmente para cada um dos Estados analisados.

4.2.1 Goiás

Como observado na Tabela 4, a média da produtividade da pecuária leiteira nas AMC em termos de litros de leite/vaca ordenhada/ano do Estado de Goiás cresceu 224,38% de 1974 a 2016. Esse foi o Estado, dentre os analisados, com o maior aumento da produtividade da pecuária leiteira nas suas AMC, uma vez que sua TCGA foi a maior (3,74%), como mostrado na Tabela 4. Como destacado anteriormente, como todos os valores do *I* de Moran são positivos para o período analisado, há autocorrelação espacial positiva da produtividade em apreço entre as AMC goianas.

A Figura 13 mostra a evolução dos *clusters* da produtividade da pecuária leiteira no Estado de Goiás para todos os anos selecionados. Percebe-se o aumento dos *clusters* do tipo AA e BB no Estado, a redução dos *clusters* tipos AB (que desaparecem a partir de 2005) e aumento do *clusters* BA. Os *clusters* BB estão concentrando-se na região Norte e Leste Goiano ao longo dos anos de 1974 a 2016. Os *clusters* AA, que em 1974 estavam no Centro e na borda superior do Noroeste e Norte do Estado, ao final na década de 1970 desaparecem da borda superior do Noroeste e Norte Goiano. Nas décadas de 1980 e 1990, os *clusters* AA

⁷ Os resultados dos diagramas de dispersão de Moran para Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo podem ser vistos nas Figuras A1, A2, A3, A4, A5 e A6, respectivamente, no Apêndice.

aumentam no Centro Goiano e surgem no Sul Goiano. Dos anos 2000 para frente, os *clusters* AA permanecem polarizados nas mesorregiões Leste e Sul Goiano. Os *clusters* BA surgem como vizinhos dos *clusters* AA e, como esses se deslocaram, os *clusters* BA também se deslocaram entre os anos de 1974 e 2016 no Estado de Goiás.

Figura 13 - Evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de Goiás.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O setor leiteiro em Goiás começou a ganhar destaque a partir de 1996 quando ocorreram investimentos significativos no melhoramento do seu rebanho e do seu parque industrial lácteo. Esses investimentos foram feitos pelos produtores, indústrias e pelo governo, que têm montado parcerias que incentivam a cadeia láctea do Estado (AGREX, 2014).

No período de 1993 a 2003, o aumento na produção de leite na região de cerrado, em especial no Estado de Goiás e nas regiões do Triângulo Mineiro e do Alto Paranaíba em Minas Gerais, foi possibilitado pelos menores custos de produção advindos de menores preços de alguns insumos e da importância dada ao pasto como principal alimento do rebanho (ZOCCAL; GOMES, 2005).

Analisando a evolução da produção e produtividade do rebanho bovino de leite no Estado de Goiás, Silva e Silva (2014) destacam o crescimento anual da produtividade em 1,9% no período analisado, sendo que todas as mesorregiões aumentaram a produtividade da pecuária bovina leiteira. Sendo que os municípios que apresentaram a maior produtividade se encontravam nas mesorregiões Centro e Sul Goiano. As autoras ressaltam que mesmo com o aumento da produtividade, os sistemas de produção do Estado ainda necessitam de especialização.

4.2.2 Minas Gerais

Como observado na Tabela 4, a média da produtividade anual nas AMC em termos de litros de leite/vaca ordenhada do Estado de Minas Gerais aumentou 137,22% de 1974 a 2016. De 1974 a 2013 houve ao menos uma AMC que não produziu leite no Estado (valor mínimo igual a zero). Todos os valores do *I* de Moran são positivos para o período analisado (ver Figura 12), indicando que há autocorrelação espacial positiva entre a produtividade da pecuária leiteira nas AMC de Minas Gerais.

A Figura 14 mostra a evolução dos *clusters* da produtividade da pecuária leiteira no Estado de Minas Gerais para todos os anos do período de 1974 a 2016. Os *clusters* BB se concentravam, na década de 1970, nas mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha e Vale do Mucuri. A partir da década de 1980, esse *cluster* reduz-se, sendo que nos anos 2000 ele não mais ocorre no Triângulo Mineiro e Noroeste do Estado. Houve aumento e deslocamento do *cluster* AA, que no início do período analisado se encontrava nas mesorregiões Campo das Vertentes, Zona da Mata, Sul/Sudoeste de Minas e ao final do período analisado passou para as mesorregiões Central

Mineira, Metropolitana de Belo Horizonte, Noroeste de Minas, Oeste de Minas, parte do Triângulo Mineiro e parte do Alto Paranaíba, mantendo-se no Campo das Vertentes.

É importante ressaltar que Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba detinham *clusters* tipo BB de produtividade na pecuária leiteira na década de 1970 e que passaram a ter *clusters* AA nos anos 2000.

Figura 14 - Evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de Minas Gerais

Fonte: Resultados da pesquisa.

Lemos et al. (2003) ressaltam que algumas microrregiões que eram consideradas regiões tradicionais de produção de leite em Minas Gerais (tais como Juiz de Fora, Araxá, Poços de Caldas, Pouso Alegre e Andrelândia) podem ter atingido a maturidade nessa produção e, por isso, estacionado o crescimento dessa atividade. Tal situação pode ter permitido o aumento da produção e produtividade da pecuária bovina leiteira em outras microrregiões (tais como: Bom Despacho, Piuí, Passos, Patrocínio, Patos de Minas e Paracatu, situadas no Alto Paranaíba).

Os mesmos autores, Lemos et al. (2003), destacam a heterogeneidade da produção de leite em Minas Gerais, sendo que dentro de uma mesma microrregião há desde pequenos produtores até grandes produtores fortemente especializados. Os autores frizam que têm sido os grandes produtores e com alto grau de especialização os responsáveis pelo aumento da produtividade da pecuária leiteira no Estado de Minas Gerais, pois eles investiram em tecnologia visando ampliação da produção através de ganhos de escala.

Pinto e Perobelli (2016) destacam que apesar de Minas Gerais ser historicamente o maior produtor de leite do Brasil, o Estado reduziu sua participação na produção nacional de leite. Analisando o período de 2005 a 2014, os autores destacam que o crescimento da produção foi diferenciada entre as mesorregiões mineiras, com redução da participação da tradicional mesorregião produtora de leite, a Zona da Mata. A mesorregião Sul/Sudoeste de Minas apresentou tendência de aumento produção de leite, baseado na ampliação do rebanho. Os autores frizam que para Minas Gerais se manter como maior produtor nacional de leite bovino é fundamental a melhora da produtividade e da qualidade do leite.

4.2.3 Paraná

Como observado na Tabela 4, a média da produtividade em litros de leite/vaca ordenhada/ano no Estado de Paraná aumentou 206% nas suas AMC de 1974 a 2016. Houve anos em que ao menos uma AMC paranaense não teve produção de leite, mas a partir de 2005 todas as AMC paranaenses produziram leite. Todos os valores do *I* de Moran foram positivos para o período analisado (ver Figura 12), indicando que há autocorrelação espacial positiva entre as produtividades da pecuária bovina leiteira das distintas AMC paranaenses.

A Figura 15 mostra a evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária leiteira para todos os anos de 1974 a 2016. Percebe-se o aumento dos *clusters* do tipo AA nas mesorregiões Oeste, Sudoeste e Centro-Oriental, reduzindo esse tipo de *cluster* na mesorregião Metropolitana de Curitiba. O *cluster* tipo BB aumentou na mesorregião

Metropolitana de Curitiba, no Norte Pioneiro Paranaense, no Norte Central e Centro-Oriental paranaenses, reduzindo nas mesorregiões Noroeste e Centro Oriental do Estado.

Figura 15 - Evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado do Paraná

Fonte: Resultados da pesquisa.

Capucho e Parré (2012) destacam a existência de uma grande disparidade entre o nível tecnológico da pecuária leiteira entre os municípios paranaenses, sendo que as regiões do Oeste, Sudoeste e Centro-Oriental se destacam por terem municípios com significativo desenvolvimento da pecuária leiteira.

As microrregiões de Toledo e Cascavel, pertencentes a mesorregião do Oeste Catarinense, e as microrregiões de Capanema, Francisco Beltrão e Pato Branco, pertencentes a mesorregião do Sudoeste Catarinense, possuem condições edafoclimáticas favoráveis à produção de leite. Tais microrregiões apresentam uma moderna base produtiva da atividade em questão, com base na mão-de-obra familiar e que possibilita um elevado desempenho produtivo. Os municípios que compõem essas microrregiões têm condições para compartilhar e internalizar transbordamentos tecnológicos. Além disso, a área formada por essas microrregiões concentra muitas cooperativas e empresas do setor leiteiro (IPARDES, 2009; CAPUCHO; PARRÉ, 2012).

Destaca-se o suporte governamental e privado no Estado com no intuito de melhorar a genética do rebanho, realizar um controle sanitário adequado, assim como um manejo e alimentação dos animais. Esse suporte tem sido fundamental para o desenvolvimento da produção bovina leiteira no Estado (CAPUCHO; PARRÉ, 2012).

De acordo com SEAB-DERAL (2014), o aumento na produção de leite no Estado do Paraná entre 2008 e 2014 foi baseado no aumento do rebanho e na tecnificação da produção. Houve melhoras na genética e na alimentação dos animais e esses se tornaram mais produtivos. A região Sudoeste foi a que apresentou maior crescimento do rebanho e da produção de leite nesse período, sendo que muitos produtores entraram nesse mercado e os que já estavam inseridos, intensificaram sua produção e a modernizaram. A região Centro-Oriental vêm se destacando pela qualidade genética dos seus animais e pela utilização de tecnologia de ponta nas propriedades leiteiras, relacionadas à manejo adequado, produção de forrageiras e qualidade nutricional. Isso explica o surgimento do cluster BA na mesorregião Centro-Oriental nos anos 2000 e a expansão dos *clusters* AA nessa mesma mesorregião.

4.2.4 Rio Grande do Sul

Como observado na Tabela 4, a média anual da produtividade da pecuária leiteira multiplicou por 2,79 vezes de 1974 a 2016 nas AMC do Rio Grande do Sul. Todos os valores do *I* de Moran são positivos para o período analisado (ver Figura 12), indicando que há

autocorrelação espacial positiva para a produtividade da pecuária leiteira entre as AMC gaúchas.

A Figura 16 mostra a evolução dos *clusters* da produtividade em número de litros de leite/vaca ordenhada por ano nas AMC do Estado de Rio Grande do Sul ao longo do período analisado. Percebe-se a alteração da dimensão e o deslocamento dos *clusters* do tipo AA, BB e AB. O *cluster* BB, que se concentrava em praticamente todas as AMC das mesorregiões Sudoeste e Sudeste Rio-Grandense e em partes das mesorregiões Centro Oriental e Centro Ocidental Rio-Grandense nos anos de 1970 foi reduzindo e criou-se um *cluster* desse tipo (BB) na mesorregião Metropolitana de Porto Alegre. Já o *cluster* AA concentrava-se nas mesorregiões Metropolitana de Porto Alegre e Nordeste Rio-Grandense, em 1974, e desapareceu na mesorregião Metropolitana a partir de 1994.

Figura 16 - Evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado do Rio Grande do Sul

Fonte: Resultados da pesquisa.

A produção de leite em pequenas propriedades é predominante no Rio Grande do Sul, predominando estabelecimentos com área total em torno de 20 hectares. Um dos fatores que tem contribuído com a mudança espacial da produção leiteira no Estado é a pressão imobiliária, a qual está fazendo com que a produção de leite se afaste das regiões metropolitanas, indo em direção às regiões mais afastadas das mesmas. Isso tem provocado a perda da importância de bacias leiteiras antes tradicionais como Lajeado/Estrela, Serra e Metropolitana de Porto Alegre (CASTRO et al., 1998).

A partir dos anos de 1990, a preocupação com a especialização na produção de leite do Estado do Rio Grande do Sul passou a ser constante, o que incentivou a modernização do setor, provocando reflexos significativos a partir dos anos 2000. Sendo assim, a especialização na produção leiteira favoreceu a sua concentração (MARION FILHO et al., 2016).

4.2.5 Santa Catarina

Como observado na Tabela 4, a média da produtividade anual da pecuária leiteira das AMC no Estado de Santa Catarina aumentou em 139% de 1974 a 2016. Todos os valores do *I* de Moran são positivos para o período analisado, indicando que há autocorrelação espacial positiva entre as AMC quanto a produtividade de sua pecuária leiteira.

A Figura 17 mostra a evolução dos *clusters* de produtividade nas AMC em todos os anos analisados. Percebe-se o aumento nos *clusters* do tipo AA e o deslocamento do *cluster* tipo BB. O *cluster* AA que, no início do período, estava presente nas mesorregiões Norte Catarinense, Oeste Catarinense e Vale do Itajaí expandiu-se fortemente na região Oeste Catarinense, desaparecendo nas demais. Já o *cluster* BB, muda sua configuração nas mesorregiões Serrana, Grande Florianópolis e Sul Catarinense, reduzindo-se fortemente no Sul Catarinense. Além disso, o *cluster* BB expandiu em parte do Vale do Itajaí.

Figura 17 - Evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de Santa Catarina

Fonte: Resultados da pesquisa.

Santos et al. (2006) ressaltam que a diminuição de alternativas de renda, que muitos produtores catarinenses sofreram, fez com eles buscassem melhorar os seus sistemas de produção de leite, possibilitando uma melhora na produtividade da pecuária leiteira e redução nos seus custos de produção, especialmente na região Oeste do Estado.

Mello e Schimidt (2003) afirmam que, na região Oeste de Santa Catarina, muitos produtores de suínos foram excluídos do mercado, devido à reestruturação da cadeia de suínos em meados da década de 1980 e início da década de 1990. A solução encontrada por eles para manter o uso dos recursos da propriedade, manter ocupada a mão de obra, e manter a renda que antes era provida pela produção de suínos, foi implementar a atividade leiteira. Dessa forma, a atividade leiteira se tornou a base de sustento para grande parte das propriedades familiares dessa região.

Jochims, Dorigon e Portes (2016) destacam que as características de colonização da mesorregião Oeste de Santa Catarina afetaram diretamente no tamanho das propriedades agropecuárias, prevalecendo as pequenas e de caráter familiar. Isso favorece a aproximação das propriedades e comunidades rurais, aumentando a capacidade dos produtores em realizar mudanças produtivas e organizacionais. Nesse contexto, a pecuária bovina leiteira tem se consolidado como uma atividade econômica viável para os produtores dessa região. Os autores também destacam o potencial dessa região em organizar e planejar sistemas produtivos baseados na sustentabilidade ambiental, econômica e social. Isso tem propiciado a redução de custos de produção da pecuária leiteira nessa mesorregião.

4.2.6 São Paulo

Como observado na Tabela 4, a média da produtividade em litros de leite/vaca ordenhada por ano na pecuária leiteira nas AMC do Estado de São Paulo aumentou 79% de 1974 a 2016. Esse foi o Estado, dentre os analisados nesta tese, com o menor aumento na produtividade da pecuária leiteira por AMC no período analisado. Isso está associado à redução da participação desse Estado na produção nacional de leite. Há autocorrelação espacial positiva entre as AMC quanto à produtividade da pecuária leiteira, uma vez que todos os valores anuais do *I* de Moran do Estado são positivos (ver Figura 12).

A Figura 18 mostra a evolução dos *clusters* da produtividade da pecuária bovina leiteira nas AMC do Estado de São Paulo ao longo do período analisado. Houve diminuição do *cluster* do tipo AA e o deslocamento espacial dos *clusters* tipo BB. Na mesorregião de Ribeirão Preto houve um aumento do *cluster* AA, enquanto nas mesorregiões de Campinas e

Vale do Paraíba Paulista houve significativa redução desse tipo de *cluster*. O *cluster* AA que existia no Vale do Paraíba paulista de 1970 a meados da década de 1990 foi se dissipando nos anos 2000. Já os *clusters* do tipo BB, que inicialmente estavam dispersos no Estado, passaram a se concentrar nas mesorregiões Metropolitana de São Paulo, Litoral Sul Paulista e São José do Rio Preto.

Figura 18 – Evolução dos *clusters* de produtividade da pecuária bovina leiteira no Estado de São Paulo

Fonte: Resultados da pesquisa.

Chabaribery (2003) destaca que a queda nos preços pagos aos produtores de leite, após a década de 1990, fez com que muitos pecuaristas paulistas vendessem seus animais de raça para produtores de outros Estados. Isso também motivou a mudança nas bacias leiteiras para regiões onde não havia muito especialização na produção, mas nas quais se conseguia obter um custo de produção menor e se manter essa atividade em períodos nos quais o pagamento pelo leite era menor (devido a sua infraestrutura de captação, transporte e industrialização mais reduzida que nas tradicionais bacias leiteiras).

Zoccal e Gomes (2005) destacam que, no período de 1993 a 2003, a produção de leite perdeu espaço no Estado de São Paulo, principalmente para as culturas de cana-de-açúcar e laranja.

Tanto o número de vacas leiteiras quanto a produção de leite reduziram-se no Estado de São Paulo entre 2005 e 2014. A pastagem, insumo de grande relevância para a criação extensiva para a maioria dos produtores paulistas, teve redução constante em hectares nesse período. As reduções foram tanto do pasto natural quanto do cultivado. A demanda de terra para outras atividades que possibilitam maior rentabilidade por hectare tem sido o principal motivo da redução da área de pastagem. Nesse período, as culturas de cana-de-açúcar e eucalipto foram as que mais demandaram espaço. Isso implicou a perda de espaço no Estado para a pecuária conduzida de forma extensiva. Além disso, os custos crescentes e o rendimento decrescente estão favorecendo a mudança de produtores para outras atividades mais rentáveis. Sendo assim, a tendência é de que permaneçam na atividade leiteira apenas os produtores com maior eficiência técnica e que consigam alcançar economia de escala para obter maior rendimento (SNA, 2015).

4.3 Modelos de dependência espacial e análise da convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC dos Estados analisados

Inicialmente foi realizada a análise de convergência absoluta e a estimação de seus modelos entre os anos de 1974 e 2016. Como observado na Tabela 4, tanto o desvio padrão quanto o CV, que são os valores de dispersão da variável normalmente utilizados para análise do σ convergência, apresentam tendências diferentes ao longo do período analisado. Há subperíodos em que esses parâmetros tendem a aumentar, indicando que não há convergência e subperíodos que eles decrescem, indicando que há convergência. Por isso, dividiu-se o período de 1974 a 2016 em subperíodos com menor quantidade de anos para analisar a possibilidade de convergência da produtividade da pecuária leiteira das AMC nesses

subperíodos específicos. Posteriormente, acrescentaram-se variáveis condicionais nos modelos para analisar a possibilidade de convergência.

O período de 1974 a 2016 contempla 43 anos. Visando observar mudanças no processo de convergência, dividiu-se esse período em sete outros, os quais, com exceção do último subperíodo, contam com seis anos cada um. Esses subperíodos são: 1974 a 1979, 1980 a 1985, 1986 a 1991, 1992 a 1997, 1998 a 2003, 2004 a 2009 e 2010 a 2016. Esses subperíodos contemplam os diferentes cenários macroeconômicos e agrícolas que afetaram a pecuária bovina leiteira, como o *boom* de crédito rural de 1974 a 1979 e sua forte redução de 1980 a 1985 (Bacha, 2012). Os cinco planos de congelamento de preços de 1986 a 1991 e a passagem da hiperinflação a sua queda (1992-1997). O período de baixo crescimento econômico de 1998 a 2003 ao elevado crescimento de 2004 a 2008. E o cenário pós crise financeira de 2009, marcado pelos anos de 2010 a 2016.

4.3.1 Análise da convergência absoluta

Para analisar a dependência espacial, estimou-se o modelo de Mínimos Quadrados ordinários (conforme equação 12 do capítulo 3). Os resultados do modelo de MQO são apresentados nas Tabelas 5, 6, 7, 8, 9 e 10 para os Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, respectivamente, para o período e os subperíodos definidos no final do parágrafo anterior. O número de observações em todas as estimativas é idêntico ao número de AMC de cada Estado analisado.

Tabela 5 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de Goiás

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
contante	4,9394*** (0,4734)	2,0514*** (0,5878)	2,5557*** (0,5662)	0,6569** (0,2832)	1,8708*** (0,3445)	1,2511*** (0,2498)	2,2031*** (0,2366)	1,5806*** (0,2957)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,6391*** (0,0802)	-0,3543*** (0,0996)	-0,4144*** (0,0966)	-0,1017** (0,0471)	-0,1856*** (0,0565)	-0,1747*** (0,0366)	-0,3023*** (0,0343)	-0,2197*** (0,0420)
AIC	83,9269	153,1600	228,0684	-10,5564	69,4061	-45,0442	-83,3764	-82,0828
SIC	93,1524	162,3855	237,2939	-1,3310	78,6316	-35,8187	-74,1509	-72,8572
R^2	0,2867	0,0742	0,1044	0,0287	0,0638	0,1262	0,3297	0,1477
I de Moran	10,6780***	8,8541***	1,9523**	7,1706***	10,1350***	11,5580***	3,5678***	6,0822***
ML_ρ	35,9560***	42,9570***	0,9602	32,4890***	76,0590***	83,1190***	7,2676***	19,8460**
ML_ρ^*	27,8990***	36,9840***	4,0383**	43,8680***	16,0530***	27,3620***	0,3569	5,4361**
ML_λ	104,2300***	71,1380***	2,7840*	45,3370***	91,5800***	120,0000***	10,2480***	32,1690***
ML_λ^*	96,1760***	65,1650***	5,7840**	56,7160***	31,5730***	64,2470***	3,3370*	17,7590***
Teste Breush-Pagan	1,8943	0,4311	14,9477***	19,3308***	28,5643***	50,3410***	70,3001***	4,2955**
Teste de Jarque-Bera	7,4005**	62,6299***	13.732,4559***	111,5944***	2,5308	170,0997***	37,9917***	34,8144***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 6 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de Minas Gerais

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
contante	3,3461*** (0,2004)	1,0855*** (0,1808)	1,0968*** (0,1405)	0,8136*** (0,1165)	2,7194*** (0,1819)	1,3122*** (0,1342)	0,3914*** (0,0989)	1,5294*** (0,1295)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,3797*** (0,0306)	-0,1541*** (0,0276)	-0,1528*** (0,0211)	-0,1165*** (0,0172)	-0,3462*** (0,0267)	-0,1779*** (0,0187)	-0,0517*** (0,0138)	-0,1870*** (0,0179)
AIC	717,6846	569,7454	261,4486	31,0781	660,0636	65,7021	-53,8337	264,8044
SIC	731,4224	583,4832	275,1863	44,8159	673,8013	79,4398	-40,0960	278,5421
R^2	0,1767	0,0416	0,0683	0,0599	0,1892	0,1115	0,0193	0,1317
I de Moran	20,0460***	9,7609***	14,9190***	12,9900***	12,9510***	10,5220***	7,0386***	9,4028***
ML_ρ	367,3500***	75,3360***	190,9100***	136,4400***	130,0300***	59,2640***	43,1970**	86,4630***
ML_ρ^*	6,5076**	14,4630***	3,9894**	13,4510***	0,4227	48,0980***	6,6208**	3,2822*
ML_λ	393,0500***	92,2410***	217,0200***	164,2700***	163,3300***	107,7400***	47,7770***	85,7530***
ML_λ^*	32,2070***	31,3680***	30,1090***	41,2810***	33,7210***	96,5730***	11,2010***	2,5722
Teste Breush-Pagan	365,4642***	16,6530***	75,7078***	45,6326***	394,2562***	651,6329***	248,5376***	1.195,5312***
Teste de Jarque-Bera	1.398,4840***	2.215,3775***	362,5613***	648,4357***	2.304,6274***	4.907,3114***	6.499,8778***	6.084,5502***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 7 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado do Paraná

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
contante	5,0007*** (0,4927)	4,2555*** (0,3243)	4,0239*** (0,3099)	1,3886*** (0,2847)	4,5305*** (0,4470)	2,4186*** (0,4182)	0,1964 (0,2217)	3,2644*** (0,3821)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,6051*** (0,0758)	-0,6307*** (0,0499)	-0,5834*** (0,0462)	-0,1982*** (0,0447)	-0,62473*** (0,0651)	-0,3321*** (0,0587)	-0,0122 (0,0307)	-0,4163*** (0,0518)
AIC	420,5747	188,8284	52,6454	-61,8756	170,2601	173,4536	135,3482	341,4111
SIC	431,4468	199,7004	63,5174	-51,0036	181,1322	184,3257	146,2202	352,2832
R^2	0,1880	0,3673	0,3672	0,0760	0,2508	0,1042	0,0006	0,1902
I de Moran	12,7830***	13,0440***	8,7951***	7,3172***	9,3412***	13,3860***	4,5042***	10,5380***
ML_ρ	93,1570***	68,5730***	46,0090***	37,6840***	60,8730***	142,8500***	17,8900***	62,0260***
ML_ρ^*	13,8650***	9,7826***	0,0717	9,7469***	0,4257	4,4707**	13,4550***	13,7800***
ML_λ	154,9700***	161,4500***	72,6900***	50,1410***	82,0820***	170,9600***	18,6610***	104,4800***
ML_λ^*	75,6820***	102,6600***	26,7530***	22,2040***	21,6350***	32,5780***	14,2270***	56,2360***
Teste Breush-Pagan	3,5200*	14,0955***	4,7817**	25,7456***	0,0419	57,6186***	7,7946***	8,3420***
Teste de Jarque-Bera	13,4341***	33,4021***	56,7977***	2.668,9088***	37,8548***	482,5329***	389,8023***	19,1468***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 8 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado do Rio Grande do Sul

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
contante	3,7309*** (0,7676)	0,7402* (0,4072)	1,5343*** (0,2987)	3,4135*** (0,4531)	2,7344*** (0,6419)	0,7660*** (0,2869)	0,4346 (0,3298)	2,4564*** (0,4209)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,4032*** (0,1122)	-0,1097* (0,0595)	-0,2161*** (0,0435)	-0,4749*** (0,0654)	-0,3491*** (0,0910)	-0,0886** (0,0393)	-0,0477 (0,0443)	-0,2909*** (0,0557)
AIC	163,3886	-10,3568	-40,7719	47,5605	143,7331	100,9266	-11,5736	81,2778
SIC	172,1486	-1,5969	-32,0119	56,3205	152,4930	109,6866	-2,8136	90,0377
R^2	0,0872	0,0245	0,1544	0,2806	0,0983	0,0363	0,0085	0,1683
I de Moran	8,3359***	3,5721***	2,7875***	5,6916***	2,4545***	5,7098***	5,4145***	4,5702***
ML_ρ	51,9490***	7,9269***	1,2027	22,8550***	1,5879	27,9270***	22,7640***	13,2250***
ML_ρ^*	1,0070	5,9665**	10,6210***	0,2061	8,0310***	0,2182	5,2937**	0,5050
ML_λ	60,9590***	10,3400***	6,0156**	27,6220***	4,7405**	29,2290***	24,8860***	17,3810***
ML_λ^*	10,0170***	8,3800***	15,4340***	4,9733**	11,1840***	1,5908	7,4153***	4,6613**
Teste Breush-Pagan	1,4995	22,4633***	0,0559	14,1978***	693,3529***	80,4936***	0,0468	28,4319***
Teste de Jarque-Bera	3,031	119,5716***	29,2262***	185,1947***	33,1854***	228,3474***	47,3180***	9,8015***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 9 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de Santa Catarina

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	1,5588*** (0,3281)	1,2723*** (0,2374)	0,4593** (0,1893)	0,4034** (0,1770)	1,2494*** (0,2484)	0,6578 (0,5269)	1,8386*** (0,5034)	1,9410*** (0,3686)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,1034** (0,0484)	-0,1805*** (0,0350)	-0,0487* (0,0276)	-0,0665*** (0,0253)	-0,1260*** (0,0358)	-0,0763 (0,0717)	-0,2352*** (0,0676)	-0,2398*** (0,0487)
AIC	290,4254	173,9464	68,6271	45,7441	180,7730	41,4317	116,8357	59,1755
SIC	300,0042	183,5253	78,2060	55,3229	190,3519	51,0106	126,4146	68,7544
R^2	0,0251	0,1301	0,0171	0,0372	0,0652	0,0063	0,0636	0,1198
I de Moran	3,7743***	0,5296	3,5983***	5,6549***	6,5796***	7,1969***	4,0108***	0,8011
ML_ρ	12,2640***	0,0640	11,9790***	29,9110***	44,8670***	45,7610***	7,7062***	0,0151
ML_ρ^*	0,1901	0,2052	0,6874	0,4459	6,7491***	0,9868	13,5200***	4,6444**
ML_λ	12,7580***	0,1466	11,5590***	29,4660***	40,1610***	47,0390***	13,8710***	0,3540
ML_λ^*	0,6839	0,2878	0,26745	0,0016	2,0427	2,2646	19,6850***	4,9833**
Teste Breush-Pagan	19,1563***	3,5871*	11,1719***	6,0079**	349,4340***	0,0912	2,8032*	49,6311***
Teste de Jarque-Bera	33,1480***	431,7261***	2,5521	45,0783***	1.156,6747***	103,3062***	2.625,1763***	59,0265***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 10 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência absoluta para o Estado de São Paulo

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2009-2016
contante	0,6127*** (0,1520)	0,2529** (0,0994)	0,3348*** (0,1063)	1,0224*** (0,1285)	0,5447*** (0,1179)	0,1491** (0,0727)	0,1934*** (0,0731)	0,2728*** (0,0778)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,0131 (0,0230)	-0,0385** (0,0151)	-0,0488*** (0,0161)	-0,1509*** (0,0192)	-0,0647*** (0,0176)	-0,0207* (0,0107)	-0,0197* (0,0109)	-0,0080 (0,0115)
AIC	956,5363	474,7879	534,7697	607,6316	738,3161	379,7913	658,3988	822,1095
SIC	969,5573	487,8090	547,7908	620,6527	751,3372	392,8124	671,4199	835,1306
R^2	0,0006	0,0114	0,0161	0,0982	0,0233	0,0065	0,0058	0,0009
I de Moran	14,7190***	7,3734***	5,6544***	9,1953***	5,0325***	7,2843***	1,6019*	8,2750***
ML_ρ	208,8600***	47,4930***	32,6430***	75,8000***	20,3270**	49,5740***	1,5197	64,3660***
ML_ρ^*	7,1609***	7,5169***	3,6735*	0,0017	7,6956***	0,7519	15,1400***	9,1327***
ML_λ	210,8500***	52,2460***	30,3800***	82,0870***	23,9880***	50,7880***	2,1468	65,5680***
ML_λ^*	9,1539***	12,2700***	1,4108	6,2882**	11,3560**	1,9664	15,7670***	10,3350***
Teste Breush-Pagan	2,2338	3,2205*	18,9746***	353,7852***	47,4541***	47,9933***	56,1262***	1,4666
Teste de Jarque-Bera	15,4830***	278,7190***	911,9949***	1.528,2781***	1.433,5700***	3.096,1271***	8.985,4064***	250,9059***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Com base na significância estatística do *I* de Moram das Tabelas 5 a 10, observa-se que há indícios de autocorrelação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira no período de 1974 a 2016 em todos os Estados analisados, como já indicado pela AEDE. Nos subperíodos definidos, somente para as AMC de Santa Catarina, nos anos de 1974-1979 e 2010-2016, não há evidências de autocorrelação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira.

Analisaram-se os resultados do Teste de Jarque Bera e do Teste de Breush-Pagan contidos nas Tabelas 5 a 10 para identificar se os erros seguem distribuição normal e se há presença de heterocedasticidade. Com base na significância estatística dos referidos testes, em quase todos os períodos e subperíodos dos Estados analisados há heterocedasticidade e os erros não seguem distribuição normal.

Diante disso, estimou-se os modelos SAR, SEM e SLX com base nas equações 15, 17 e 19, respectivamente, para o período como um todo e para todos os subperíodos que apresentaram autocorrelação espacial. As Tabelas 11 a 16 apresentam os resultados dos modelos econométricos espaciais de β -convergência absoluta estimados para os Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, respectivamente, para o período de 1974 a 2016 e seus subperíodos.

Tabela 11 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de Goiás

Período	Modelo	contante	$\ln(Prod_{t-n})$	ρ	λ	$W\ln(Prod_{t-n})$	AIC	SIC
1974-2016	SAR	4,5004*** (0,5004)	-0,6586*** (0,0790)	0,4752*** (0,0721)	-	-	57,8260	70,1266
	SEM	7,1243*** (0,3990)	-1,0098*** (0,0669)	-	0,7436*** (0,0586)	-	-0,6236	11,6771
	SLX	2,1023*** (0,6550)	-0,8392*** (0,0859)	-	-	0,7406*** (0,1286)	55,2692	67,5699
1974-1979	SAR	3,1529*** (0,5364)	-0,5364*** (0,0910)	0,6109*** (0,0651)	-	-	118,0500	130,3468
	SEM	5,1059*** (0,5205)	-0,8709*** (0,0875)	-	0,7193*** (0,0597)	-	227,5400	239,8453
	SLX	-2,0041** (0,7847)	-0,7261*** (0,1030)	-	-	1,0586*** (0,1541)	113,1028	125,4035
1980-1985	SAR	2,4213*** (0,6023)	-0,3941*** (0,1018)	0,1083 (0,1201)	-	-	229,2200	241,5231
	SEM	2,8197*** (0,6343)	-0,4600*** (0,1082)	-	0,1973 (0,1194)	-	227,5400	239,8453
	SLX	1,8546*** (0,6599)	-0,6418*** (0,1479)	-	-	0,3474** (0,1723)	225,9783	238,2790
1986-1991	SAR	0,92701*** (0,2733)	-0,1504*** (0,0452)	0,5091*** (0,0847)	-	-	-33,4040	-21,1033
	SEM	2,9595*** (0,3413)	-0,4875*** (0,0564)	-	0,7537*** (0,0541)	-	-69,2240	-56,9235
	SLX	-0,6478** (0,2955)	-0,4958*** (0,0651)	-	-	0,6100*** (0,0792)	-59,8281	-47,5274
1992-1997	SAR	1,0781*** (0,3266)	-0,1369*** (0,0498)	0,6643*** (0,0658)	-	-	16,0250	28,3259
	SEM	4,0871*** (0,5350)	-0,5566*** (0,0859)	-	0,7898*** (0,0480)	-	-9,5216	2,7791
	SLX	1,2920*** (0,3558)	-0,6472*** (0,1227)	-	-	0,5560*** (0,1329)	54,4898	66,7905
1998-2003	SAR	0,9404*** (0,2361)	-0,1337*** (0,0342)	0,6858*** (0,0594)	-	-	-105,5500	-93,2498
	SEM	3,3250*** (0,3109)	-0,4707*** (0,0450)	-	0,8430*** (0,0383)	-	-163,4300	-151,1261
	SLX	0,6176** (0,2539)	-0,5117*** (0,0680)	-	-	0,4293*** (0,0754)	-73,0517	-60,7510
2004-2009	SAR	1,6735*** (0,3119)	-0,2302*** (0,0440)	0,2656** (0,1059)	-	-	-87,4670	-75,1662
	SEM	2,2122*** (0,3143)	-0,3037*** (0,0455)	-	0,3305*** (0,1078)	-	-89,7580	-77,4573
	SLX	2,1549*** (0,2507)	-0,3503*** (0,0880)	-	-	0,0551 (0,0930)	-81,7337	-69,4330
2010-2016	SAR	1,3421*** (0,3072)	-0,1880*** (0,0434)	0,4071*** (0,0927)	-	-	-95,8820	-83,5815
	SEM	2,2332*** (0,3666)	-0,3128*** (0,0520)	-	0,5439*** (0,0844)	-	-106,7600	-94,4574
	SLX	1,1328*** (0,3483)	-0,3327*** (0,0634)	-	-	0,1768** (0,0752)	-85,6133	-73,3126

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 12 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de Minas Gerais

Período	Modelo	constante	$\ln(Prod_{t-n})$	ρ	λ	$W\ln(Prod_{t-n})$	AIC	SIC
1974-2016	SAR	1,7682*** (0,1892)	-0,2208*** (0,0268)	0,6273*** (0,0332)	-	-	455,5700	473,8898
	SEM	2,7535*** (0,2163)	-0,2879*** (0,0328)	-	0,6556*** (0,0344)	-	456,6300	474,9432
	SLX	3,7396*** (0,2521)	-0,3049*** (0,0422)	-	-	-0,1349** (0,0528)	713,1475	731,4645
1974-1979	SAR	0,9844*** (0,1765)	-0,1432*** (0,0268)	0,3933*** (0,0473)	-	-	511,1800	529,4984
	SEM	1,5261*** (0,2116)	-0,2214*** (0,0322)	-	0,4448*** (0,0462)	-	495,9400	514,2555
	SLX	0,5562** (0,2262)	-0,2547*** (0,0379)	-	-	0,1815*** (0,0473)	557,1353	575,4523
1980-1985	SAR	0,8328*** (0,1304)	-0,1198*** (0,0194)	0,5341*** (0,0400)	-	-	122,5300	140,8454
	SEM	1,3488*** (0,1634)	-0,1913*** (0,0243)	-	0,5735*** (0,0394)	-	103,7300	122,0491
	SLX	0,8783*** (0,1778)	-0,1956*** (0,0300)	-	-	0,0757** (0,0378)	259,4481	277,7651
1986-1991	SAR	0,7089*** (0,1098)	-0,1030*** (0,0162)	0,5199*** (0,0408)	-	-	-80,8080	-62,4913
	SEM	1,1494*** (0,1363)	-0,1661*** (0,0200)	-	0,5625*** (0,0400)	-	-102,7900	-84,4777
	SLX	0,4645*** (0,1492)	-0,1801*** (0,0242)	-	-	0,1153*** (0,0312)	19,4996	37,8166
1992-1997	SAR	2,0217*** (0,1876)	-0,2677*** (0,0266)	0,4469*** (0,0419)	-	-	562,4500	580,7649
	SEM	2,7718*** (0,2068)	-0,3538*** (0,0303)	-	0,5084*** (0,0430)	-	543,4800	561,7939
	SLX	2,6174*** (0,2405)	-0,3622*** (0,0363)	-	-	0,0310 (0,0478)	661,6408	679,9578
1998-2003	SAR	1,3317*** (0,1335)	-0,1826*** (0,0186)	0,3560*** (0,0466)	-	-	18,0740	36,3907
	SEM	1,8855*** (0,1425)	-0,2579*** (0,0198)	-	0,4874*** (0,0441)	-	-25,4980	-7,1806
	SLX	0,2728 (0,1946)	-0,2637*** (0,0217)	-	-	0,2311*** (0,0323)	17,9218	36,2388
2004-2009	SAR	0,3728*** (0,0965)	-0,0500*** (0,0134)	0,3048*** (0,0518)	-	-	-86,0450	-67,7279
	SEM	0,4763*** (0,1096)	-0,0635*** (0,0152)	-	0,3176*** (0,0517)	-	-89,2590	-70,2590
	SLX	0,1102 (0,1469)	-0,0836*** (0,0184)	-	-	0,0711** (0,0276)	-58,4852	-40,1682
2010-2016	SAR	1,1804*** (0,1278)	-0,1501*** (0,0173)	0,4577*** (0,0426)	-	-	185,7900	204,1103
	SEM	1,3864*** (0,1416)	-0,1671*** (0,0195)	-	0,4444*** (0,0462)	-	194,4400	212,7567
	SLX	1,7593*** (0,1812)	-0,1642*** (0,0219)	-	-	0,0547* (0,0302)	263,5147	281,8317

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 13 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado do Paraná

Período	Modelo	constante	$\ln(Prod_{t-n})$	ρ	λ	$Wln(Prod_{t-n})$	AIC	SIC
1974-2016	SAR	4,0665*** (0,4770)	-0,5557*** (0,0696)	0,5715*** (0,0524)	-	-	351,1700	365,6697
	SEM	6,3111*** (0,4545)	-0,8065*** (0,0691)	-	0,6907*** (0,0510)	-	310,3600	324,8589
	SLX	3,0619*** (0,7013)	-0,7832*** (0,0876)	-	-	0,4770*** (0,1255)	408,3511	422,8472
1974-1979	SAR	3,7282*** (0,3246)	-0,5610*** (0,0493)	0,4699*** (0,0529)	-	-	136,3100	150,8092
	SEM	5,0671*** (0,2979)	-0,7543*** (0,0453)	-	0,6924*** (0,0508)	-	76,4350	90,9309
	SLX	3,1835*** (0,4651)	-0,7291*** (0,0581)	-	-	0,2637*** (0,0833)	180,8689	195,3649
1980-1985	SAR	3,2962*** (0,3160)	-0,4824*** (0,0467)	0,4185*** (0,0613)	-	-	16,7300	31,2257
	SEM	4,0302*** (0,3230)	-0,5854*** (0,0479)	-	0,5775*** (0,0628)	-	2,1970	12,2990
	SLX	3,9347*** (0,4566)	-0,5920*** (0,0565)	-	-	0,0220 (0,0825)	54,5737	69,0697
1986-1991	SAR	1,3899*** (0,2719)	-0,2009*** (0,0397)	0,4224*** (0,0731)	-	-	-88,6420	-74,1464
	SEM	1,9042*** (0,3012)	-0,2745*** (0,0440)	-	0,4866*** (0,0710)	-	-98,2970	-83,8007
	SLX	0,2785 (0,4493)	-0,2902*** (0,0503)	-	-	0,2546*** (0,0805)	-69,7982	-55,3021
1992-1997	SAR	3,5919*** (0,4420)	-0,5043*** (0,0635)	0,4816*** (0,0630)	-	-	125,4900	139,9848
	SEM	4,7706*** (0,4773)	-0,6582*** (0,0694)	-	0,5785*** (0,0627)	-	111,5400	126,0353
	SLX	4,2115*** (0,6645)	-0,6597*** (0,0846)	-	-	0,0814 (0,1254)	171,8341	186,3302
1998-2003	SAR	2,1529*** (0,3486)	-0,2997*** (0,0488)	0,6208*** (0,0546)	-	-	81,2700	95,7662
	SEM	2,9190*** (0,3756)	-0,4023*** (0,0524)	-	0,6648*** (0,0539)	-	65,7000	80,1961
	SLX	1,2130* (0,7043)	-0,4030*** (0,0673)	-	-	0,2405** (0,1134)	170,9465	185,4425
2004-2009	SAR	0,3145 (0,2134)	-0,0340 (0,0295)	0,3366*** (0,0823)	-	-	122,4300	136,9243
	SEM	0,5533** (0,2205)	-0,0624** (0,0304)	-	0,3747*** (0,0798)	-	120,0000	134,5010
	SLX	-0,9094** (0,3665)	-0,0437 (0,0312)	-	-	0,1856*** (0,0496)	123,5551	138,0511
2010-2016	SAR	2,7532** (0,3824)	-0,3599*** (0,0511)	0,4814*** (0,0637)	-	-	297,4300	311,9215
	SEM	4,3684*** (0,4157)	-0,5659*** (0,0559)	-	0,6235*** (0,0583)	-	266,1600	280,6339
	SLX	1,9391*** (0,5116)	-0,5907*** (0,0684)	-	-	0,3545*** (0,0936)	329,2769	343,7730

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 14 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado do Rio Grande do Sul

Período	Modelo	contante	$\ln(Prod_{t-n})$	ρ	λ	$W\ln(Prod_{t-n})$	AIC	SIC
1974-2016	SAR	2,7281*** (0,7195)	-0,3352*** (0,1009)	0,5609*** (0,0813)	-	-	131,1600	142,8407
	SEM	5,0025*** (0,8391)	-0,5887*** (0,1231)	-	0,6470*** (0,0732)	-	122,5100	134,1858
	SLX	3,1104*** (0,9886)	-0,5125*** (0,1570)	-	-	0,1994 (0,2002)	164,3779	176,0579
1974-1979	SAR	0,6322 (0,3965)	-0,0932 (0,0580)	0,2967** (0,1176)	-	-	-14,4540	-2,7740
	SEM	1,0266** (0,4663)	-0,1513** (0,0683)	-	0,3514*** (0,1129)	-	-16,5930	-4,9127
	SLX	-0,0610 (0,5147)	-0,2508*** (0,0817)	-	-	0,2574** (0,1042)	-14,4572	-2,7772
1980-1985	SAR	1,4557*** (0,3208)	-0,2057*** (0,0464)	0,1344 (0,2928)	-	-	-39,8790	-28,19876
	SEM	1,8947*** (0,3483)	-0,2692*** (0,0508)	-	0,3288** (0,1154)	-	-44,6140	-32,9338
	SLX	0,7857** (0,3625)	-0,3702*** (0,0622)	-	-	0,2608*** (0,0777)	-49,8275	-38,1476
1986-1991	SAR	2,7593*** (0,4836)	-0,3862*** (0,0690)	0,3761*** (0,0952)	-	-	34,1120	45,7920
	SEM	3,5252*** (0,5240)	-0,4903*** (0,0759)	-	0,4590*** (0,0999)	-	31,1540	42,8343
	SLX	3,5815*** (0,5884)	-0,4448*** (0,0939)	-	-	-0,0542 (0,1207)	49,3543	61,0342
1992-1997	SAR	2,6967*** (0,6546)	-0,3492*** (0,0917)	0,1376 (0,1281)	-	-	144,4700	156,1453
	SEM	3,2337*** (0,6786)	-0,4203*** (0,0962)	-	0,2501** (0,1236)	-	141,8400	153,5169
	SLX	0,5845 (0,9720)	-0,5168*** (0,1059)	-	-	0,4722*** (0,1635)	137,4570	149,1369
1998-2003	SAR	0,7594*** (0,2617)	-0,0964*** (0,0357)	0,4621*** (0,0979)	-	-	84,0320	95,7117
	SEM	0,8558*** (0,2660)	-0,1031*** (0,0361)	-	0,4725*** (0,0982)	-	83,2550	94,9350
	SLX	0,4966 (0,6499)	-0,0918** (0,0400)	-	-	0,0402 (0,0869)	102,7083	114,3882
2004-2009	SAR	0,5086* (0,3087)	-0,0622 (0,0412)	0,4340*** (0,1021)	-	-	-25,2760	-13,5959
	SEM	1,0709** (0,3853)	-0,1334** (0,0517)	-	0,5016*** (0,0944)	-	-28,8010	-17,1213
	SLX	-0,1767 (0,4180)	-0,1494** (0,0618)	-	-	0,1833** (0,0790)	-14,9723	-3,2924
2010-2016	SAR	2,0058*** (0,4495)	-0,2419*** (0,0579)	0,3319*** (0,1078)	-	-	73,8440	85,5240
	SEM	2,7432*** (0,5069)	-0,3281*** (0,0671)	-	0,4197*** (0,1048)	-	70,2410	81,9212
	SLX	2,2255*** (0,5341)	-0,3385*** (0,0876)	-	-	0,0779 (0,1109)	82,7719	94,4518

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Tabela 15 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de Santa Catarina⁸

Período	Modelo	constante	$\ln(Prod_{t-n})$	ρ	λ	$W\ln(Prod_{t-n})$	AIC	SIC
1974-2016	SAR	1,2337*** (0,3305)	-0,0951** (0,0465)	0,3114*** (0,1037)	-	-	283,2500	296,0197
	SEM	1,5408*** (0,3226)	-0,1012** (0,0473)	-	0,3195*** (0,1036)	-	282,8600	295,6323
	SLX	1,2436 (0,7994)	-0,1079** (0,0496)	-	-	0,0509 (0,1108)	292,2351	305,0070
1974-1979	SAR	-	-	-	-	-	-	-
	SEM	-	-	-	-	-	-	-
	SLX	-	-	-	-	-	-	-
1980-1985	SAR	0,3314* (0,1822)	-0,0364 (0,0265)	0,3290*** (0,1026)	-	-	61,0220	73,7935
	SEM	0,3704** (0,1855)	-0,0362 (0,0270)	-	0,3323*** (0,1025)	-	61,0940	73,8663
	SLX	0,8082* (0,4641)	-0,0441 (0,0282)	-	-	-0,0554 (0,0673)	69,9385	82,7103
1986-1991	SAR	0,3842** (0,1614)	-0,0591** (0,0231)	0,4779*** (0,0880)	-	-	24,4470	37,2190
	SEM	0,3551** (0,1652)	-0,0587** (0,0234)	-	0,4800*** (0,0884)	-	24,6910	37,4632
	SLX	0,6816 (0,4555)	-0,0637** (0,0257)	-	-	-0,0426 (0,0642)	47,2976	6,,0695
1992-1997	SAR	0,9101*** (0,2239)	-0,1052*** (0,0317)	0,5195*** (0,0830)	-	-	150,7800	163,5503
	SEM	1,0460*** (0,2260)	-0,0968*** (0,0321)	-	0,5239*** (0,0836)	-	152,5400	165,3166
	SLX	2,7350*** (0,6163)	-0,1131*** (0,0355)	-	-	-0,2265** (0,0863)	175,8941	188,6659
1998-2003	SAR	0,7412 (0,4667)	-0,0949 (0,0634)	0,5406*** (0,0810)	-	-	9,9742	22,7460
	SEM	1,1773** (0,5398)	-0,1478** (0,0735)	-	0,5570*** (0,0798)	-	8,3041	21,0759
	SLX	0,0731 (0,7925)	-0,1231 (0,0859)	-	-	0,1261 (0,1276)	42,4422	55,2140
2004-2009	SAR	1,8555*** (0,5039)	-0,2414*** (0,0674)	0,3199*** (0,0998)	-	-	111,1900	123,9578
	SEM	2,9073*** (0,5737)	-0,3799*** (0,0771)	-	0,4565*** (0,0908)	-	103,6800	116,4483
	SLX	0,0583 (0,6754)	-0,4533*** (0,0870)	-	-	0,4565*** (0,1204)	104,7808	117,5526
2010-2016	SAR	-	-	-	-	-	-	-
	SEM	-	-	-	-	-	-	-
	SLX	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

⁸ Como não foi detectada correlação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira nos subperíodos de 1974-1979 e 2010-2016 para o Estado de Santa Catarina, o modelo de MQO é o mais indicado para a análise de β -convergência absoluta para esses subperíodos. Por isso não foram estimados os modelos espaciais para esses subperíodos.

Tabela 16 - Resultados econométricos dos modelos espaciais de β -convergência absoluta para o Estado de São Paulo

Período	Modelo	contante	$\ln(Prod_{t-n})$	ρ	λ	$W\ln(Prod_{t-n})$	AIC	SIC
1974-2016	SAR	0,4381*** (0,1321)	-0,0341* (0,0195)	0,5941*** (0,0424)	-	-	812,6300	829,9894
	SEM	0,8827*** (0,1513)	-0,0537** (0,0219)	-	0,5970*** (0,0424)	-	809,7400	827,1004
	SLX	0,1644 (0,2252)	-0,0457* (0,0259)	-	-	0,1014*** (0,0377)	951,3298	968,6912
1974-1979	SAR	0,2837*** (0,0952)	-0,0431** (0,0144)	0,3615*** (0,0555)	-	-	438,6300	455,9892
	SEM	0,3833*** (0,1053)	-0,0580*** (0,0157)	-	0,3813*** (0,0551)	-	434,3900	451,7481
	SLX	-0,0474 (0,1472)	-0,0603*** (0,0169)	-	-	0,0679*** (0,0247)	469,2207	486,5821
1980-1985	SAR	0,2284** (0,1032)	-0,0334** (0,0156)	0,3049*** (0,0584)	-	-	510,4200	527,7803
	SEM	0,2282** (0,1157)	-0,0326* (0,0173)	-	0,3051*** (0,0587)	-	511,4900	528,8486
	SLX	0,5286*** (0,1465)	-0,0286 (0,0192)	-	-	-0,0499* (0,0260)	533,0843	550,4458
1986-1991	SAR	0,9788*** (0,1212)	-0,1454*** (0,0181)	0,4008*** (0,0515)	-	-	553,5700	570,9347
	SEM	1,0450*** (0,1253)	-0,1541*** (0,0185)	-	0,4226*** (0,0529)	-	550,0500	567,4110
	SLX	1,0135*** (0,2497)	-0,1511*** (0,0199)	-	-	0,0015 (0,0372)	609,6299	626,9913
1992-1997	SAR	0,4995*** (0,1173)	-0,0620*** (0,0174)	0,2515*** (0,0605)	-	-	723,3800	740,7425
	SEM	0,6407*** (0,1305)	-0,0788*** (0,0194)	-	0,2781*** (0,0599)	-	720,0300	737,3954
	SLX	0,1888 (0,1734)	-0,1093*** (0,0237)	-	-	0,0983*** (0,0353)	732,5677	749,9292
1998-2003	SAR	0,1268* (0,0692)	-0,0180* (0,0102)	0,3848*** (0,0547)	-	-	340,1300	357,4957
	SEM	0,1749** (0,0836)	-0,0246** (0,0121)	-	0,3895*** (0,0547)	-	339,1600	356,5254
	SLX	0,0932 (0,0973)	-0,0288** (0,0142)	-	-	0,0165 (0,0191)	381,0389	398,4003
2004-2009	SAR	0,1889** (0,0737)	-0,0198* (0,0109)	0,0748 (0,0673)	-	-	659,0600	676,4255
	SEM	0,2173*** (0,0784)	-0,0235** (0,0116)	-	0,0926 (0,0669)	-	658,4400	675,8015
	SLX	0,0565 (0,0801)	-0,0888*** (0,0230)	-	-	0,0903*** (0,0230)	645,0529	662,4144
2010-2016	SAR	0,2076*** (0,0748)	-0,0120 (0,0108)	0,4123*** (0,0534)	-	-	772,8900	790,2550
	SEM	0,4030*** (0,0980)	-0,0281** (0,0141)	-	0,4285*** (0,0526)	-	770,3200	787,6767
	SLX	0,0992 (0,0961)	-0,0523*** (0,0185)	-	-	0,0707*** (0,0233)	814,9025	832,2639

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão.

Considerando os modelos econométricos de convergência absoluta e os parâmetros estimados, observa-se há indício de convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC de cada Estado analisado no período de 1974 a 2016, uma vez que o coeficiente que acompanha a produtividade da pecuária bovina leiteira no período inicial (β) foi significativo estatisticamente e negativo, para todos os Estados, indicando a presença de convergência. Isso se reforça pelo fato do coeficiente β ser negativo e estatisticamente significativo independente do modelo estimado, dando robustez ao resultado.

Com base nos resultados apresentados nas Tabelas 5 a 16, é possível identificar o modelo mais adequado para estimação do β -convergência absoluta para o período de 1974 a 2016. Minas Gerais é o único Estado em que o modelo *SAR* é mais adequado, sendo o modelo *SEM* o mais adequado para os demais Estados.

Nos subperíodos, o modelo *SLX* foi mais adequado nos períodos de 1974-1979 e 1980-1985, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado no Estado de Goiás. Em Minas Gerais, o modelo *SAR* se mostrou mais adequado no subperíodo de 2010-2016, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado. O modelo *SEM* foi mais adequado em todos os subperíodos do Estado do Paraná. O modelo *SLX* foi mais adequado nos períodos de 1980-1985 e 1992-1997, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado no Estado do Rio Grande do Sul. Em Santa Catarina, o modelo *SAR* se mostrou mais adequado nos subperíodos de 1980-1985 e 1992-1997, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado. No Estado de São Paulo, o modelo *SLX* foi mais adequado no período de 2004-2009, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado.

Nos subperíodos analisados nessa tese, apenas em Santa Catarina, de 1980-1985, não há indício de convergência absoluta, uma vez que o parâmetro β não foi estatisticamente significativo no modelo mais adequado ao subperíodo.

Com exceção de Goiás no subperíodo de 1980-1985 e Rio Grande do Sul nos subperíodos de 1980-1985 e 1992-1997, o parâmetro representativo da defasagem espacial global (ρ) foi estatisticamente significativo e positivo em todos os Estados. Isso implica que há autocorrelação espacial global positiva, ou seja, uma menor (maior) diferença de produtividade da pecuária bovina leiteira em determinada AMC entre os anos final e inicial do período analisado reduz (aumenta) a diferença de produtividade da variável em apreço nas AMC vizinhas.

Com exceção de Goiás no subperíodo de 1980-1985, o parâmetro representativo do efeito espacial (λ) foi estatisticamente significativo e positivo em todos os Estados. Isso implica que o efeito sobre a produtividade não advém apenas de uma região, mas um choque

na AMC i afeta os vizinhos e os vizinhos dos vizinhos, entretanto, na volta para a AMC i , o efeito é amortecido. De modo que os efeitos não modelados têm uma autocorrelação espacial. Dado o sinal positivo do parâmetro, têm-se que o choque é propagado para as AMC com a mesma magnitude em que ocorre na AMC i .

Já o parâmetro que acompanha a defasagem espacial local $[Wln(Prod_{t-n})]$, quando estatisticamente significativo e positivo, indica que uma AMC que está cercada por outras AMC de alta produtividade, tende a ter uma alta taxa de crescimento da produtividade.

Tal resultado pode ser visto pela AEDE, observando-se as Figuras 13 a 18. Nota-se que os *clusters* de produtividade são afetados pela produtividade das AMC vizinhas. Por exemplo, o *cluster* BB existente no nordeste do Estado de Goiás (abrangendo partes das mesorregiões Norte e Leste Goiano) em 1974, expandiu-se para outras AMC vizinhas durante o período de 1974 a 2016. No Estado de Minas Gerais, a redução do *cluster* BB é observada nas AMC nas mesorregiões do Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba e no Noroeste de Minas, sendo que AMC dessas regiões passam a apresentar *cluster* AA no final do período. Ou seja, as AMC tiveram compartamentos semelhante das AMC vizinhas, mostrando o efeito espacial dos choques.

No Estado do Paraná também é possível observar o efeito espacial. As AMC de alta produtividade aumentaram na vizinhança do *cluster* inicial de alta produtividade nas mesorregiões Oeste, Sudoeste e Centro-Oriental. No Rio Grande do Sul, observa-se tal efeito nas AMC vizinhas ao *cluster* inicial da mesorregião Noroeste Rio-Grandense.

Ao longo do período analisado, as AMC vizinhas na região Oeste de Santa Catarina apresentaram tendência de alta produtividade e formação de *cluster* AA. No Estado de São Paulo, observa-se que as AMC vizinhas que estão na mesorregião do Vale do Paraíba Paulista que formavam um *cluster* AA em 1974, não mais apresentam esse *cluster* ao longo dos anos e também é possível notar o efeito espacial para a formação do *cluster* BB na mesorregião Metropolitana de São Paulo.

Com base no parâmetro β -convergência absoluta estimado no modelo espacial mais adequado para cada Estado analisado, calculou-se a velocidade de convergência absoluta e o período de meia vida (Tabela 17). O período de meia vida representa o número de anos necessários para que as AMC percorram metade do caminho que as separam de seus Estados estacionários

Tabela 17 – Velocidade de convergência absoluta e meia vida, no período de 1974 a 2016 para cada um dos Estados analisados

	Goiás	Minas Gerais	Paraná	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
Velocidade de convergência	1,6233%	0,4640%	1,3753%	1,0765%	0,2242%	0,1216%
Meia vida	42,6989	149,3954	50,3987	64,3860	309,1823	569,8068

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A velocidade de convergência (v) foi obtida através de $\beta = \frac{(1 - e^{-vt})}{t}$, onde t é o número de anos do período e β é o coeficiente de convergência estimado, e a Meia Vida (MV) foi obtida através de $MV = \frac{\ln(2)}{v}$.

Conforme a Tabela 17, o Estado de Goiás apresenta a maior velocidade de convergência, mas, mesmo assim, as AMC goianas precisariam de 42,7 anos (*ceteris paribus*) para reduzir pela metade a diferença de produtividade da pecuária bovina leiteira entre elas. Já o Estado de São Paulo apresenta a menor velocidade de convergência, sendo que as AMC paulistas precisariam de 569,8 anos (*ceteris paribus*) para reduzirem a diferença da produtividade da pecuária bovina leiteira pela metade. Ou seja, a velocidade da convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira é baixa em todos os estados, especialmente em Santa Catarina e São Paulo. De modo que a discrepância entre a produtividade da pecuária bovina leiteira tende a permanecer por um longo período de tempo. Tal situação abre espaço para o desenvolvimento de políticas públicas direcionadas para o setor de pecuária leiteira e especialmente para as AMC com menor produtividade para reduzir a heterogeneidade da produção e acelerar a convergência da produtividade da pecuária leiteira.

4.3.2 Análise da convergência condicional

A convergência absoluta, apesar de significativa para identificação da influência espacial entre as AMC na determinação da produtividade da pecuária leiteira, pode apresentar conclusões fracas. Ávila e Monasterio (2008) destacam que a convergência absoluta implica que todas as regiões estejam convergindo para o mesmo estado estacionário. Entretanto, Souza e Porto Junior (2002) e Raiher et al. (2016) ressaltam que regiões com condições estruturais diferentes poderiam não alcançar o mesmo nível de convergência. Sendo assim, a análise de convergência condicional se torna relevante, pois incorpora características

estruturais em sua condição inicial e possibilita identificar se regiões com características iniciais similares estão convergindo para o mesmo estado estacionário.

Visando evitar os problemas supracitados e verificar se ainda há convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira no caso da convergência condicional, o primeiro passo foi a estimação do modelo de β -convergência condicional por MQO para todos os Estados. As Tabelas 18, 19, 20, 21, 22 e 23 apresentam os resultados da estimação por MQO.

Tabela 18 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de Goiás

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	6,4615*** (0,5797)	5,0291*** (0,7150)	4,4858*** (0,9743)	1,7863*** (0,4763)	1,8614*** (0,6010)	1,5101*** (0,3603)	2,5364*** (0,3290)	2,2756*** (0,3990)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,8893*** (0,0808)	-0,6996*** (0,0964)	-0,6558*** (0,1211)	-0,2284*** (0,0576)	-0,2455*** (0,0733)	-0,2764*** (0,0439)	-0,3009*** (0,0411)	-0,2789*** (0,0498)
$\ln(discap_{t-n})$	-0,1125*** (-0,1125)	-0,2431*** (0,0382)	-0,1716*** (0,0607)	-0,1025*** (0,0282)	0,0008 (0,0372)	-0,0149 (0,0220)	-0,0081 (0,0211)	-0,0694*** (0,0204)
$\ln(pluv_{t-n})$	0,0424 (0,0608)	0,1399* (0,0750)	-0,0500 (0,1042)	0,0498 (0,0481)	0,1538** (0,0619)	0,1364*** (0,0429)	-0,0830** (0,0396)	-0,0444 (0,0402)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,2625*** (0,0594)	-0,1604** (0,0732)	-0,1189 (0,0906)	0,0062 (0,0301)	-0,1292** (0,0531)	-0,1200*** (0,0449)	-0,0321 (0,363)	-0,0219 (0,0381)
$\ln(pib_{t-n})$	0,2743*** (0,0518)	0,1572** (0,0639)	0,1329* (0,0786)	0,0053 (0,0252)	0,1270** (0,0499)	0,1503*** (0,0423)	0,0245 (0,0329)	0,0171 (0,0348)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0237*** (0,0080)	0,0005 (0,0102)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0047 (0,0248)	-0,0191 (0,0142)	0,0110 (0,0120)	0,0108 (0,0118)
AIC	45,4817	112,5665	222,8023	-17,9708	64,0125	-60,1266	-92,0923	-86,5782
SIC	67,0080	134,0928	244,3286	3,5554	88,6139	-35,5252	-64,4157	-58,9016
R^2	0,4664	0,3167	0,1756	0,1179	0,1497	0,2530	0,4111	0,2312
I de Moran	7,4157***	5,1484***	0,6329	7,0563***	9,0674***	10,3630***	2,1489**	4,9708***
ML_ρ	24,9280***	17,7260***	0,1566	27,2330***	64,4980***	71,1250***	2,4981	11,6130***
ML_ρ^*	0,0041	0,6018	0,4875	6,8698***	1,8363	0,0113	0,4159	0,6017
ML_λ	42,7100***	19,3790***	0,0215	38,9370***	63,3370***	82,8970***	2,1202	17,0330***
ML_λ^*	17,7860***	2,2554	0,3524	18,5750***	0,6751	11,7830***	0,0381	6,0219**
Teste Breush-Pagan	5,1368	35,3778***	56,3802***	43,8924***	24,9920***	68,1242***	68,8679***	15,8309**
Teste de Jarque-Bera	0,0453	36,3457***	21084,66***	61,0172***	3,4439	167,6714***	23,6025***	27,2411***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela 19 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de Minas Gerais

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	4,6126*** (0,3343)	1,3426*** (0,3059)	1,2485*** (0,2314)	0,8794*** (0,1903)	3,5919*** (0,2712)	2,1327*** (0,1887)	0,6478*** (0,1598)	1,8999*** (0,1981)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,4876*** (0,0344)	-0,2053*** (0,0315)	-0,1626*** (0,0238)	-0,1312*** (0,0190)	-0,4156*** (0,0277)	-0,2558*** (0,0202)	-0,0650*** (0,0149)	-0,1946*** (0,0194)
$\ln(discap_{t-n})$	-0,0625*** (0,0230)	-0,0173 (0,02111)	0,0185 (0,0170)	0,0182 (0,0141)	-0,1367*** (0,0231)	-0,1017*** (0,0144)	-0,0233 (0,0142)	0,0022 (0,0185)
$\ln(pluv_{t-n})$	0,1264*** (0,0451)	0,1605*** (0,0412)	-0,0072 (0,0336)	0,0383 (0,0278)	-0,0161 (0,0412)	0,0421 (0,0270)	0,0486* (0,0251)	0,0552* (0,0310)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,1515*** (0,0378)	-0,0137 (0,0346)	-0,0842*** (0,0266)	-0,0404** (0,0173)	-0,2029*** (0,0308)	-0,1131*** (0,0235)	-0,0270*** (0,0203)	-0,0482* (0,0265)
$\ln(pib_{t-n})$	0,1068*** (0,0280)	0,0235 (0,0256)	0,0530** (0,0213)	0,0265** (0,0132)	0,1550*** (0,0243)	0,1010*** (0,0192)	0,0134 (0,0158)	0,0279 (0,0205)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0020 (0,0021)	-0,0052*** (0,0046)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0607*** (0,0139)	0,0234***	0,0091 (0,0059)	-0,0195*** (0,0070)
AIC	685,1148	557,4516	257,0674	26,8971	581,1093	-3,7802	-55,1799	251,7864
SIC	717,1695	589,5064	289,1221	58,9519	617,7433	32,8538	-13,9666	292,9996
R^2	0,2218	0,0682	0,0842	0,0757	0,2834	0,2044	0,0373	0,1611
I de Moran	16,9280***	9,4165***	14,4110***	12,5640***	8,1064***	7,2544***	5,9505***	9,0176***
ML_ρ	331,5800***	70,6040***	184,7600***	131,5100***	72,0040***	34,3360***	35,3120***	84,5950***
ML_ρ^*	59,7470***	2,7171*	0,0001	3,3297*	12,6720***	2,1071	7,1008***	9,7678***
ML_λ	272,1500***	82,4420***	196,3900***	148,6200***	59,7800***	47,9180***	31,6150***	74,8520***
ML_λ^*	0,3163	14,5550***	11,6340***	20,4400***	0,4481	15,6890***	3,4040*	0,0252
Teste Breush-Pagan	982,2431***	63,4709***	123,8784***	70,9487***	707,8047***	1.633,4780***	797,9028***	1.846,0401***
Teste de Jarque-Bera	8.401,8790***	2.619,2430***	350,7500***	542,3694***	7.348,5900***	5.770,2570***	6.654.2160***	4.058,5980***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela 20 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado do Paraná

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	5,3164*** (0,6539)	5,4909*** (0,4401)	3,9999*** (0,3971)	1,4561*** (0,3382)	4,8059*** (0,5425)	1,1705** (0,4863)	0,2521 (0,3498)	3,5464*** (0,5233)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,7241*** (0,0794)	-0,6956*** (0,0534)	-0,6227*** (0,0474)	-0,2413*** (0,0426)	-0,6821*** (0,0714)	-0,3101*** (0,0577)	-0,0227 (0,0337)	-0,5274*** (0,0538)
$\ln(discap_{t-n})$	0,0687* (0,0375)	-0,1314*** (0,0253)	-0,0184 (0,0207)	-0,0197 (0,0167)	-0,0195 (0,0303)	0,1483*** (0,0254)	-0,0247 (0,0302)	-0,0298 (0,0410)
$\ln(pluv_{t-n})$	0,3649*** (0,0624)	0,0057 (0,0420)	0,0787** (0,0326)	0,0495* (0,0276)	0,0697 (0,0427)	0,0145 (0,0397)	0,1351*** (0,0384)	0,2907*** (0,0554)
$\ln(pop_{t-n})$	0,0025 (0,0603)	-0,0343 (0,0406)	-0,0465 (0,0438)	-0,0074 (0,0331)	-0,0950 (0,0624)	-0,0142 (0,0611)	-0,0748 (0,0563)	-0,0942 (0,0831)
$\ln(pib_{t-n})$	-0,0112 (0,0410)	0,0209 (0,0276)	0,0680* (0,0371)	0,0322 (0,0277)	0,1207** (0,0516)	0,0343 (0,0518)	0,0542 (0,00483)	0,0750 (0,0721)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0004 (0,0049)	0,0148 (0,0095)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	-0,0324 (0,234)	-0,0003 (0,0160)	0,0159 (0,0166)	0,0345 (0,0230)
AIC	389,1686	169,8128	41,9729	-68,0275	167,0926	148,2774	131,1514	318,4025
SIC	414,5367	195,1809	67,3410	-42,6594	196,0848	177,2696	163,7675	351,0187
R^2	0,2957	0,4261	0,4085	0,1221	0,2856	0,2110	0,0573	0,2864
I de Moran	10,4630***	12,1410***	7,6599***	6,9305***	8,6400***	11,1540***	3,4666***	8,6343***
ML_ρ	75,9300***	67,9750***	37,49300**	31,1520***	54,7540***	88,9920***	9,4493***	46,9860***
ML_ρ^*	0,1112	4,1300**	0,4861	3,4297*	0,4109	3,1550*	0,2542	0,3461
ML_λ	96,3920***	131,0100***	49,7790***	40,5320***	62,7490***	109,6700***	9,1961***	64,1940***
ML_λ^*	20,5730***	67,1600***	12,7720***	12,8100***	8,4056***	23,8300***	0,0010	17,5530***
Teste Breush-Pagan	18,2054***	18,4837***	18,5354***	133,6521***	53,5908***	202,3049***	102,7901***	27,6245***
Teste de Jarque-Bera	16,4332***	27,4937***	39,5659***	1924,7586***	18,8044***	315,8496***	425,5034***	30,2698***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela 21 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado do Rio Grande do Sul

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	1,7242* (1,0236)	0,6880 (0,5642)	2,1368*** (0,4253)	2,3135*** (0,6363)	2,9290*** (0,8743)	0,9132* (0,4908)	-0,1399 (0,4382)	2,1492*** (0,6043)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,2623** (0,1252)	-0,1071 (0,0690)	-0,2248*** (0,0498)	-0,4161*** (0,0727)	-0,3962*** (0,0980)	-0,1198*** (0,0414)	-0,0120 (0,0483)	-0,2994*** (0,0618)
$\ln(discap_{t-n})$	0,1577* (0,0488)	-0,0058 (0,0269)	-0,0561** (0,0241)	0,0725** (0,0334)	-0,0916 (0,0743)	0,0351 (0,0538)	0,0022 (0,0356)	0,0344 (0,0522)
$\ln(pluv_{t-n})$	-0,0209 (0,0949)	-0,0301 (0,0523)	-0,0224 (0,0449)	0,0959 (0,0608)	0,0167 (0,0899)	0,0781 (0,0717)	0,0381 (0,0469)	-0,0296 (0,0727)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,0699 (0,1032)	0,0363 (0,0569)	0,1329** (0,0542)	0,0338 (0,0641)	-0,0724 (0,0959)	-0,2115** (0,0830)	0,0235 (0,461)	-0,0220 (0,705)
$\ln(pib_{t-n})$	0,0770 (0,0887)	-0,0223 (0,0489)	-0,1249** (0,0481)	-0,0091 (0,0583)	0,0685 (0,0849)	0,1595** (0,0746)	-0,0279 (0,0427)	0,0198 (0,0636)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0232*** (0,0076)	0,0041 (0,0156)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0481 (0,0353)	-0,0050 (0,0243)	0,0088 (0,0157)	0,0131 (0,0250)
AIC	159,4024	-3,8456	-43,6616	43,3854	148,6870	99,4265	-23,0518	89,1772
SIC	179,8423	16,5942	-23,2217	63,8252	172,0469	122,7863	3,2280	115,4570
R^2	0,1637	0,0351	0,2191	0,3418	0,1308	0,1139	0,1647	0,1928
I de Moran	7,1502***	4,4165***	3,1367***	4,0946***	2,2006**	6,2164***	3,6085***	4,7207***
ML_ρ	30,7810***	9,1740***	0,9437	11,1150***	0,6460	28,2580***	8,8080***	10,5670***
ML_ρ^*	2,4127	13,7990***	9,4205***	0,6574	3,8998**	0,4795	0,9191	0,8964
ML_λ	38,2660***	13,2540***	5,8953**	11,086***	2,3028	28,5310***	7,9150***	14,9220***
ML_λ^*	9,8977***	17,8790***	14,3720***	0,6282	5,5566**	0,4795	0,0215	5,2518**
Teste Breush-Pagan	3,8072	58,4633***	12,3525**	60,4364	49,1263***	110,2361***	24,6239***	39,0932***
Teste de Jarque-Bera	2,4674	128,1848***	9,4864***	149,6731***	732,4173***	109,7125***	33,2734***	15,5957***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela 22 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de Santa Catarina

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	1,0466** (0,5424)	1,4240*** (0,4106)	1,0996*** (0,2938)	0,4704 (0,2911)	0,6108 (0,3979)	1,1213** (0,5015)	2,6410*** (0,6143)	1,9237*** (0,4510)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,1120** (0,0472)	-0,1736*** (0,0358)	-0,0480* (0,0270)	-0,0643** (0,0255)	-0,1062*** (0,0345)	-0,1847*** (0,0688)	-0,4216*** (0,0842)	-0,2751*** (0,0603)
$\ln(discap_{t-n})$	0,1305** (0,0513)	-0,0503 (0,0389)	-0,1000*** (0,0270)	-0,0525** (0,0260)	0,2407*** (0,0505)	0,0827*** (0,0245)	0,0642* (0,0372)	0,0567* (0,0315)
$\ln(pluv_{t-n})$	0,1901* (0,1061)	0,0336 (0,0803)	0,0856 (0,0572)	0,1298** (0,0552)	-0,2438*** (0,0774)	0,1603*** (0,0489)	0,1136 (0,0688)	-0,0319 (0,0604)
$\ln(pop_{t-n})$	0,2314* (0,1282)	0,0050 (0,0971)	-0,1526** (0,0667)	0,0679 (0,0522)	0,0188 (0,0866)	0,0457 (0,0617)	-0,1030 (0,0784)	0,0731 (0,0708)
$\ln(pib_{t-n})$	-0,2154** (0,1025)	-0,0023 (0,0776)	0,1025* (0,0546)	-0,0491 (0,0419)	0,0078 (0,0700)	-0,0690 (0,0530)	0,0946 (0,0684)	-0,0631 (0,0620)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0098* (0,0053)	-0,0014 (0,0095)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	-0,0861** (0,0355)	0,0205 (0,0125)	-0,0127 (0,0165)	0,0166 (0,0142)
AIC	280,2721	180,0894	57,8651	44,8658	165,1088	1,5566	111,5334	63,9227
SIC	302,6228	202,4400	80,2158	67,2165	190,6524	27,1003	140,2700	92,6593
R^2	0,1186	0,1390	0,1144	0,1546	0,1894	0,2468	0,1495	0,1546
I de Moran	2,3135**	0,6984	2,1315**	5,4616***	4,7887***	3,6147***	2,4388**	0,6944
ML_ρ	4,2793**	0,1620	4,0126**	24,3340***	22,6820***	12,3950***	4,2388**	0,1015
ML_ρ^*	1,6874	0,7633	3,3643*	0,8361	8,0370***	4,4347**	0,6984	3,3257*
ML_λ	3,2909*	0,0361	2,6671	23,5050***	16,9470***	9,0110***	3,5927*	0,0477
ML_λ^*	0,6991	0,6374	2,0188	0,0072	2,3021	1,0533	0,0523	3,2719*
Teste Breush-Pagan	45,6142***	26,0622***	14,7473**	6,6752	436,9230***	46,2543***	146,1061***	74,1798***
Teste de Jarque-Bera	52,1482***	485,2671***	2,0934	67,9151***	1.928,9878***	179,3748***	3.545,7453***	61,8200***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela 23 - Resultados econométricos estimados através de MQO para β -convergência condicional no Estado de São Paulo

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	0,0686 (0,3580)	-0,0246 (0,2557)	0,553636** (0,2730)	0,5269* (0,3013)	0,6059* (0,3429)	-0,4089* (0,2305)	0,2419 (0,3028)	1,0413*** (0,3444)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,0614*** (0,0216)	-0,0466*** (0,0154)	-0,0494*** (0,0167)	-0,1540*** (0,0193)	-0,0945*** (0,0199)	-0,0270** (0,0116)	-0,0452 (0,0133)	-0,0395*** (0,0139)
$\ln(discap_{t-n})$	0,2237*** (0,0319)	0,0422* (0,0228)	-0,0355 (0,0247)	0,0777*** (0,0259)	-0,0294 (0,0383)	0,0699*** (0,0224)	0,0705 (0,0340)	-0,0076 (0,0373)
$\ln(pluv_{t-n})$	-0,1066 (0,0595)	-0,0164 (0,0425)	-0,0306 (0,0459)	-0,0720 (0,0477)	-0,0724 (0,0544)	0,0944** (0,0395)	-0,0224 (0,0509)	-0,2096*** (0,0579)
$\ln(pop_{t-n})$	0,0362 (0,0642)	0,0780* (0,0894)	0,0531 (0,0441)	0,0501 (0,0405)	-0,0409 (0,0387)	-0,0368 (0,0398)	-0,0562 (0,0454)	0,0528 (0,0521)
$\ln(pib_{t-n})$	-0,0587 (0,0510)	-0,0544 (0,0364)	-0,0433 (0,0357)	-0,0304 (0,0329)	0,0345 (0,0296)	0,0416 (0,0328)	0,0289 (0,0374)	-0,0807* (0,0425)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0018 (0,0044)	0,0078 (0,0052)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0344** (0,0140)	0,0062 (0,0069)	-0,0058 (0,0077)	-0,0086 (0,0081)
AIC	855,2755	473,7676	539,0526	596,4498	733,7120	374,1946	653,2384	804,3070
SIC	885,6580	504,1501	569,4351	626,4498	768,4348	408,9175	692,3016	843,3702
R^2	0,1757	0,0270	0,0225	0,1288	0,0481	0,0335	0,0355	0,0520
I de Moran	9,5354***	6,9303***	5,7338***	8,7077***	5,2771***	6,8299***	1,3025*	7,9218***
ML_ρ	85,7250***	41,7930***	30,9980***	60,8680***	18,9880***	42,2870***	0,5102	52,8540***
ML_ρ^*	1,6407	0,3210	2,4012	0,6811	7,2035***	0,3324	3,8290*	0,4752
ML_λ	84,3430***	43,7740***	29,3310***	70,1360***	24,3580***	42,2870***	1,0484	56,9280***
ML_λ^*	0,2582	2,3023	0,7341	9,9495***	12,5740***	0,1564	4,3672**	4,5488**
Teste Breush-Pagan	20,4241***	108,7905***	89,0569***	365,0560***	132,3104***	97,1584***	206,0770***	6,8728
Teste de Jarque-Bera	24,9308***	256,1637***	858,6961***	1516,9817***	1443,5590***	3.070,1749***	7.946,0868	208,0578***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Com base na significância do *I* de Moran das Tabelas 18 a 23, observa-se que há indícios de autocorrelação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC dos Estados analisados, como já indicado pela AEDE e na análise da convergência absoluta. Nos subperíodos, apenas em Goiás, nos anos de 1980-1985, e Santa Catarina, nos períodos de 1974-1979 e 2010-2016, não há evidências de autocorrelação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC.

Diante disso, estimaram-se os modelos SAR, SEM e SLX com base nas equações 16, 18 e 20, respectivamente, para o período como um todo e todos os subperíodos que apresentaram autocorrelação espacial. As Tabelas 24 a 29 apresentam os resultados dos modelos SAR e SEM, enquanto as Tabelas A3, A4, A5, A6, A7 e A8 no Apêndice apresentam os resultados do modelo SLX, de β -convergência condicional estimados para os Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, respectivamente, para o período de 1974 a 2016 e seus subperíodos.

Tabela 24 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de Goiás⁹

Período	Modelo	constante	$\ln(Prod_{t-n})$	$\ln(discap_{t-n})$	$\ln(pluv_{t-n})$	$\ln(pop_{t-n})$	$\ln(pib_{t-n})$	$\ln(credp_{t-n})$	$\ln(areac_{t-n})$	ρ	λ	AIC	SIC
1974-2016	SAR	6,1309*** (0,5589)	-0,8904*** (0,0747)	-0,1229*** (0,0279)	0,0901 (0,0553)	-0,1773*** (0,0541)	0,1887*** (0,0471)	-	-	0,4128*** (0,0738)	-	25,4780	50,079380
	SEM	7,4515*** (0,5313)	-1,0134*** (0,0670)	-0,0916* (0,0460)	0,0210 (0,0704)	-0,0533 (0,0645)	0,0599 (0,0567)	-	-	-	0,6860*** (0,0648)	0,8229	25,4243
1974-1979	SAR	5,0739*** (0,6673)	-0,7484*** (0,0919)	-0,1823*** (0,0359)	0,1330* (0,0682)	-0,0975 (0,0667)	0,0990* (0,0582)	-	-	0,4512*** (0,0810)	-	96,5350	121,1367
	SEM	5,6820*** (0,6958)	-0,8611*** (0,0887)	-0,1305*** (0,0580)	0,0520 (0,0916)	0,0075 (0,0842)	-0,0073 (0,0740)	-	-	-	0,6403*** (0,0715)	87,5640	112,1652
1980-1985	SAR	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	SEM	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1986-1991	SAR	1,9326*** (0,4434)	-0,2560*** (0,0537)	-0,0876*** (0,0257)	0,0094 (0,0431)	-0,0014 (0,0270)	0,0070 (0,0227)	-	-	0,4814*** (0,0857)	-	-37,9170	-13,3159
	SEM	3,1525*** (0,4834)	-0,4893*** (0,0578)	-0,0436 (0,0396)	-0,0375 (0,0577)	0,0184 (0,0247)	-0,0082 (0,0201)	-	-	-	0,7280*** (0,0583)	-64,0660	-39,4642
1992-1997	SAR	1,7976*** (0,5020)	-0,2311*** (0,0606)	-0,0455 (0,0296)	0,0786 (0,0496)	-0,1142** (0,0422)	0,0861** (0,0397)	-	0,0144 (0,0197)	0,6571*** (0,0664)	-	14,9930	42,6691
	SEM	4,6477*** (0,6684)	-0,5721*** (0,0872)	-0,0790 (0,0497)	0,0247 (0,0697)	-0,0384 (0,0454)	0,0104 (0,0419)	-	0,0183 (0,0209)	-	0,7806*** (0,0496)	-3,1035	24,5731
1998-2003	SAR	1,0785*** (0,3011)	-0,2005*** (0,0375)	-0,0201 (0,0171)	0,0889*** (0,0338)	-0,0399 (0,0351)	0,0690** (0,0331)	-	-0,0052 (0,0110)	0,6615*** (0,0619)	-	-115,2000	-87,5231
	SEM	2,8305*** (0,3792)	-0,4646*** (0,0432)	0,0279 (0,0298)	0,1009** (0,0403)	0,0770** (0,0357)	-0,0429 (0,0313)	-	-0,0010 (0,0103)	-	0,8588*** (0,0352)	-172,1400	-144,4667
2004-2009	SAR	2,2062*** (0,3793)	-0,2593*** (0,0478)	-0,0097 (0,0204)	-0,0707* (0,0390)	-0,0321 (0,0351)	0,0242 (0,0318)	-0,0217*** (0,0077)	0,0109 (0,0116)	0,1668 (0,1060)	-	-92,4440	-61,6925
	SEM	2,5282*** (0,3609)	-0,3014*** (0,0450)	-0,0141 (0,0232)	-0,0827* (0,0429)	-0,0267 (0,0357)	0,0204 (0,0323)	-0,0211** (0,0078)	0,0115 (0,0121)	-	0,2006 (0,1191)	-92,3620	-61,6103
2010-2016	SAR	2,0373*** (0,4017)	-0,2481*** (0,0493)	-0,0580** (0,0195)	-0,0274 (0,0378)	-0,0351 (0,0359)	0,0257 (0,0327)	-0,0003 (0,0096)	0,0076 (0,0111)	0,3405** (0,0972)	-	-94,7670	-64,0155
	SEM	2,7087*** (0,4400)	-0,3212*** (0,0533)	-0,0613** (0,0273)	-0,0447 (0,0479)	-0,0155 (0,0360)	0,0076 (0,0325)	-0,0052 (0,0095)	0,0067 (0,0121)	-	0,4759*** (0,0926)	-101,2500	-70,5013

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

⁹ Os resultados econométricos do modelo SLX de β -convergência condicional para o Estado de Goiás estão na Tabela A3 do Apêndice. Como não foi detectada correlação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira no subperíodo de 1980-1985 para o Estado de Goiás, o modelo de MQO é o mais indicado para a análise de β -convergência condicional para o subperíodo. Por isso não foram estimados os modelos espaciais.

Tabela 25 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de Minas Gerais¹⁰

Período	Modelo	contante	$\ln(Prod_{t-n})$	$\ln(discap_{t-n})$	$\ln(pluv_{t-n})$	$\ln(pop_{t-n})$	$\ln(pib_{t-n})$	$\ln(credp_{t-n})$	$\ln(areac_{t-n})$	ρ	λ	AIC	SIC
1974-2016	SAR	2,6360*** (0,2848)	-0,2915*** (0,0294)	-0,0457*** (0,0186)	0,0996*** (0,0364)	-0,0691** (0,0305)	0,0435* (0,0226)	-	-	0,6074*** (0,3384)	-	441,4000	478,0377
	SEM	2,8916*** (0,3696)	-0,2925*** (0,0333)	-0,0230 (0,0446)	0,0741 (0,0516)	0,0104 (0,0374)	-0,0100 (0,0283)	-	-	-	0,6531*** (0,0346)	462,2700	498,9076
1974-1979	SAR	1,2216*** (0,2905)	-0,1894*** (0,0302)	-0,0217 (0,0199)	0,1357*** (0,0390)	-0,0101 (0,0326)	0,0221 (0,0242)	-	-	0,3828*** (0,0472)	-	501,9300	538,5620
	SEM	1,5106*** (0,3337)	-0,2415*** (0,0335)	-0,0151 (0,0314)	0,1305*** (0,0479)	-0,0089 (0,0372)	0,0256 (0,0280)	-	-	-	0,4234*** (0,0472)	492,0100	528,6489
1980-1985	SAR	1,1237*** (0,2051)	-0,1364*** (0,0214)	-0,0041 (0,0150)	0,0102 (0,0296)	-0,0583** (0,0234)	0,0335* (0,0188)	-	-	0,5299*** (0,0403)	-	121,8200	158,4514
	SEM	1,2928*** (0,2615)	-0,1881*** (0,0250)	0,0193 (0,0299)	-0,0271 (0,0393)	-0,0378 (0,0268)	0,0258 (0,0221)	-	-	-	0,5695*** (0,0396)	108,9400	145,5706
1986-1991	SAR	0,8653*** (0,1716)	-0,1207*** (0,0175)	0,0009 (0,0128)	0,0493** (0,0249)	-0,0260* (0,0155)	0,0163 (0,0118)	-	-	0,5161*** (0,0410)	-	-81,9500	-45,3158
	SEM	1,0407*** (0,2181)	-0,1686*** (0,0203)	0,0183 (0,0252)	0,0594* (0,0334)	-0,0021 (0,0168)	0,0026 (0,0134)	-	-	-	0,5562*** (0,0404)	-98,6230	-61,9889
1992-1997	SAR	2,9051*** (0,2695)	-0,3397*** (0,0278)	-0,1018*** (0,0222)	0,0138 (0,0389)	-0,1516*** (0,0292)	0,1104*** (0,0232)	-	0,0438*** (0,0133)	0,3625*** (0,0441)	-	522,1900	563,4046
	SEM	3,3322*** (0,3005)	-0,3818*** (0,0300)	-0,1186*** (0,0331)	-0,0055 (0,0483)	-0,1334*** (0,0346)	0,0970*** (0,0274)	-	0,0522*** (0,0158)	-	0,3995*** (0,0483)	529,4600	570,6753
1998-2003	SAR	2,0178*** (0,1855)	-0,2513*** (0,0199)	-0,0802*** (0,0142)	0,0439 (0,0261)	-0,1054*** (0,0226)	0,0943*** (0,0186)	-	0,0182*** (0,0064)	0,2828*** (0,0489)	-	-31,9970	9,2163
	SEM	2,2613*** (0,2023)	-0,2800*** (0,0203)	-0,0851*** (0,0206)	0,0423 (0,0320)	-0,0919*** (0,0259)	0,0889*** (0,0219)	-	0,0100 (0,0068)	-	0,3809*** (0,0491)	-47,3340	-6,1206
2004-2009	SAR	0,5445*** (0,1549)	-0,0604*** (0,0144)	-0,0144 (0,0137)	0,0338 (0,0243)	-0,0224 (0,0196)	0,0127 (0,0153)	-0,0019 (0,0021)	0,0073 (0,0057)	0,2833*** (0,0526)	-	-81,8870	-36,0941
	SEM	0,5289*** (0,1687)	-0,0651*** (0,0156)	-0,0102 (0,0182)	0,0250 (0,0290)	-0,0152 (0,0217)	0,0126 (0,0172)	-0,0025 (0,0021)	0,0040 (0,0059)	-	0,2925*** (0,0527)	-80,9550	-35,1626
2010-2016	SAR	1,5630*** (0,1859)	-0,1595*** (0,0183)	0,0006 (0,0171)	0,0316 (0,0286)	-0,0558** (0,0245)	0,0314 (0,0189)	-0,0034 (0,0043)	-0,0164** (0,0065)	0,4502*** (0,0432)	-	175,1800	220,9732
	SEM	1,5815*** (0,2113)	-0,1654*** (0,0198)	0,0294 (0,0269)	0,0024 (0,0379)	-0,0391 (0,0277)	0,0234 (0,0223)	-0,0083* (0,0045)	-0,0209*** (0,0069)	-	0,4424*** (0,0463)	186,3700	232,1658

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

¹⁰ Os resultados econométricos do modelo SLX de β -convergência condicional para o Estado de Minas Gerais estão na Tabela A4 do Apêndice.

Tabela 26 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado do Paraná¹¹

Período	Modelo	contante	$\ln(Prod_{t-n})$	$\ln(discap_{t-n})$	$\ln(pluv_{t-n})$	$\ln(pop_{t-n})$	$\ln(pib_{t-n})$	$\ln(credp_{t-n})$	$\ln(areac_{t-n})$	ρ	λ	AIC	SIC
1974-2016	SAR	5,2358*** (0,5708)	-0,6930*** (0,0705)	0,0222 (0,0331)	0,2930*** (0,0538)	-0,0593 (0,0522)	0,0205 (0,0353)	-	-	0,5462*** (0,0561)	-	330,6400	359,6347
	SEM	6,4527*** (0,6967)	-0,7996*** (0,0716)	-0,0019 (0,0737)	0,1653* (0,0875)	-0,0580 (0,0539)	0,0262 (0,0333)	-	-	-	0,6560*** (0,0549)	314,2800	343,2686
1974-1979	SAR	4,8968*** (0,4032)	-0,6491*** (0,0497)	-0,1049*** (0,0225)	0,0899** (0,0383)	-0,0216 (0,0359)	0,0127 (0,0243)	-	-	0,4757*** (0,0542)	-	118,3600	147,3542
	SEM	5,7643*** (0,4589)	-0,7772*** (0,0462)	-0,1395 (0,0498)	-0,0320* (0,0578)	0,0381 (0,0348)	-0,0112 (0,0214)	-	-	-	0,6810*** (0,0521)	73,8450	102,8369
1980-1985	SAR	3,4774*** (0,3784)	-0,5303*** (0,0470)	-0,0283 (0,0190)	0,0355 (0,0301)	-0,0587 (0,0405)	0,0721** (0,0342)	-	-	0,3980*** (0,0631)	-	11,6000	40,5920
	SEM	3,8134*** (0,4321)	-0,6095*** (0,0484)	-0,0083 (0,0366)	0,0004 (0,0464)	-0,0126 (0,0440)	0,0462 (0,0355)	-	-	-	0,5697*** (0,0636)	-2,2576	26,7346
1986-1991	SAR	1,4753*** (0,3200)	-0,2348*** (0,0407)	-0,0176 (0,0156)	0,0428* (0,0258)	-0,0195 (0,0309)	0,0345 (0,0258)	-	-	0,3917*** (0,0750)	-	-90,3390	-61,3468
	SEM	1,8988*** (0,3631)	-0,2957*** (0,0445)	-0,0248 (0,0260)	0,0406 (0,0359)	-0,0181 (0,0321)	0,0369 (0,0266)	-	-	-	0,4666*** (0,0735)	-97,8690	-68,8767
1992-1997	SAR	3,9627*** (0,5079)	-0,5725*** (0,0671)	-0,0228 (0,0272)	0,0776** (0,0383)	-0,0865 (0,0558)	0,0898** (0,0462)	-	-0,0036 (0,0213)	0,4695*** (0,0658)	-	126,4100	159,0254
	SEM	4,5086*** (0,5862)	-0,6710*** (0,0723)	0,0437 (0,0492)	0,0371 (0,0590)	-0,0530 (0,0572)	0,0712 (0,0480)	-	-0,0248 (0,0281)	-	0,5762*** (0,0630)	118,0700	150,6894
1998-2003	SAR	1,6946*** (0,4141)	-0,3051*** (0,0502)	0,0534** (0,0230)	0,0079 (0,0337)	-0,0217 (0,0519)	0,0364 (0,0440)	-	-0,0021 (0,0136)	0,5682*** (0,0596)	-	84,9770	117,5929
	SEM	2,1547*** (0,4954)	-0,4147*** (0,0523)	0,1080** (0,0464)	-0,0264 (0,0564)	-0,0526 (0,0527)	0,0704 (0,0448)	-	-0,0064 (0,0124)	-	0,6412*** (0,0582)	67,2910	99,9067
2004-2009	SAR	0,3300 (0,3373)	-0,0437 (0,0325)	-0,0099 (0,0292)	0,1095*** (0,0380)	-0,0564 (0,0543)	0,0370 (0,0465)	-0,0009 (0,0047)	0,0169 (0,0160)	0,2728*** (0,0857)	-	124,3900	160,6329
	SEM	0,4916 (0,3552)	-0,0692** (0,0330)	0,0024 (0,0379)	0,1358*** (0,0472)	-0,0357 (0,0548)	0,0210 (0,0475)	-0,0031 (0,0048)	0,0155 (0,0156)	-	0,3250*** (0,0833)	122,7200	158,9609
2010-2016	SAR	2,9862*** (0,4981)	-0,4579*** (0,0519)	-0,0219 (0,0373)	0,2163*** (0,0510)	-0,0892 (0,0757)	0,0704 (0,0557)	0,0162* (0,0086)	0,0291 (0,0209)	0,4239*** (0,0656)	-	284,9400	321,1828
	SEM	4,2489*** (0,5946)	-0,5718*** (0,0555)	-0,0397 (0,0599)	0,1776** (0,0758)	-0,0366 (0,0712)	0,0200 (0,0620)	0,0096 (0,0087)	0,0266 (0,0192)	-	0,5549*** (0,0650)	270,9300	307,1705

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

¹¹ Os resultados econométricos do modelo SLX de β -convergência condicional para o Estado de Parná estão na Tabela A5 do Apêndice.

Tabela 27 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado do Rio Grande do Sul¹²

Período	Modelo	contante	$\ln(Prod_{t-n})$	$\ln(discap_{t-n})$	$\ln(pluv_{t-n})$	$\ln(pop_{t-n})$	$\ln(pib_{t-n})$	$\ln(credp_{t-n})$	$\ln(areac_{t-n})$	ρ	λ	AIC	SIC
1974-2016	SAR	2,0929** (0,9050)	-0,3200*** (0,1111)	0,0416 (0,0443)	0,0210 (0,0834)	-0,0394 (0,0900)	0,0588 (0,0774)	-	-	0,5318*** (0,1711)	-	137,2300	160,5884
	SEM	4,4389*** (0,9946)	-0,6431*** (0,1240)	0,0884 (0,0713)	-0,1284 (0,1020)	-0,0967 (0,0964)	0,1263 (0,0858)	-	-	-	0,6853*** (0,0671)	123,6400	146,9951
1974-1979	SAR	0,6282 (0,5346)	-0,1049 (0,0655)	-0,0165 (0,0254)	-0,0135 (0,0496)	0,0452 (0,0536)	-0,0221 (0,0460)	-	-	0,3362*** (0,1130)	-	-9,3643	13,9955
	SEM	1,1842** (0,5821)	-0,1885*** (0,0726)	-0,0276 (0,0346)	-0,0425 (0,0576)	0,0612 (0,0585)	-0,0276 (0,0515)	-	-	-	0,4430*** (0,1020)	-14,1320	9,2281
1980-1985	SAR	2,1006*** (0,4280)	-0,2192*** (0,0503)	-0,0582** (0,0235)	-0,0177 (0,0552)	0,1257** (0,0535)	-0,1193** (0,0474)	-	-	0,1202 (0,1241)	-	-42,5540	-19,1937
	SEM	2,5052*** (0,4431)	-0,2711*** (0,0530)	-0,0656** (0,0283)	-0,0286 (0,0486)	0,1409** (0,0567)	-0,1312** (0,0511)	-	-	-	0,3149** (0,1169)	-47,2150	-23,8549
1986-1991	SAR	2,3004*** (0,6069)	-0,3903*** (0,0718)	0,0283 (0,0333)	0,0995* (0,0572)	0,0182 (0,0603)	0,0055 (0,0547)	-	-	0,3180*** (0,1039)	-	36,7350	60,0951
	SEM	2,7091*** (0,6715)	-0,4695*** (0,0781)	0,0552 (0,0414)	0,0567 (0,0682)	0,0004 (0,0646)	0,0256 (0,0594)	-	-	-	0,4044*** (0,1067)	35,4510	58,8107
1992-1997	SAR	2,8093*** (0,8668)	-0,3906*** (0,0970)	-0,0778 (0,0721)	0,0094 (0,0880)	-0,0639 (0,0932)	0,0644 (0,0825)	-	0,0434 (0,0343)	0,0948 (0,1306)	-	150,1300	176,4072
	SEM	3,1898*** (0,9041)	-0,4597*** (0,1004)	-0,0347 (0,0792)	-0,0653 (0,0977)	-0,0014 (0,0965)	0,0250 (0,0858)	-	0,0265 (0,0381)	-	0,2858* (0,1200)	147,5400	173,8238
1998-2003	SAR	0,9676* (0,4384)	-0,1258*** (0,0370)	0,0319 (0,0483)	0,0718 (0,0642)	-0,1756** (0,0741)	0,1260** (0,0666)	-	-0,0039 (0,0217)	0,4508*** (0,0987)	-	82,7220	109,0023
	SEM	0,6739 (0,4558)	-0,1501*** (0,0409)	0,1205* (0,0685)	0,1058 (0,0834)	-0,1661** (0,0786)	0,1192* (0,0694)	-	-0,0029 (0,0237)	-	0,5366*** (0,0896)	79,9930	106,2726
2004-2009	SAR	0,1644 (0,4086)	-0,0422 (0,0451)	-0,0292 (0,0338)	0,0461 (0,0437)	0,0154 (0,0430)	-0,0173 (0,0399)	0,0207*** (0,0071)	0,0117 (0,0146)	0,3526*** (0,1092)	-	-29,0330	0,1637
	SEM	0,6099 (0,4572)	-0,0956* (0,0522)	-0,0300 (0,0377)	0,0545 (0,0535)	0,0224 (0,0434)	-0,0262 (0,0398)	0,0199*** (0,0073)	0,0140 (0,0152)	-	0,4379*** (0,1026)	-30,1480	-0,9480
2010-2016	SAR	1,7582*** (0,5872)	-0,2508*** (0,0615)	0,0257 (0,0493)	-0,0289 (0,0687)	-0,0128 (0,0661)	0,0154 (0,0595)	0,0060 (0,0146)	0,0059 (0,0244)	0,3081*** (0,1101)	-	83,3860	112,5860
	SEM	2,2430*** (0,6529)	-0,3287*** (0,0700)	0,0706 (0,0556)	-0,1104 (0,0815)	0,0221 (0,0644)	-0,0053 (0,0571)	0,0069 (0,0138)	0,0023 (0,0232)	-	0,4676*** (0,0988)	77,4820	106,6822

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

¹² Os resultados econométricos do modelo SLX de β -convergência condicional para o Estado do Rio Grande do Sul estão na Tabela A6 do Apêndice.

Tabela 28 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de Santa Catarina¹³

Período	Modelo	contante	$\ln(Prod_{t-n})$	$\ln(discap_{t-n})$	$\ln(pluv_{t-n})$	$\ln(pop_{t-n})$	$\ln(pib_{t-n})$	$\ln(credp_{t-n})$	$\ln(areac_{t-n})$	ρ	λ	AIC	SIC
1974-2016	SAR	0,9405* (0,5271)	-0,1034** (0,0459)	0,1090** (0,0507)	0,1550 (0,1045)	0,2218* (0,1246)	-0,2063** (0,0996)	-	-	0,2041* (0,1098)	-	278,7200	304,2653
	SEM	0,9619* (0,5601)	-0,1053** (0,0463)	0,1244** (0,0590)	0,1812 (0,1210)	0,2300* (0,1306)	-0,2074** (0,1036)	-	-	-	0,1959* (0,1132)	279,3600	304,9071
1974-1979	SAR	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	SEM	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1980-1985	SAR	0,9259*** (0,2928)	-0,0410 (0,0261)	-0,0808*** (0,0278)	0,0671 (0,0560)	-0,1426** (0,0650)	0,0961* (0,0531)	-	-	0,2132* (0,1095)	-	56,2750	81,8188
	SEM	1,0254*** (0,3027)	-0,0417 (0,0264)	-0,0976*** (0,0312)	0,0725 (0,0652)	-0,1416** (0,0683)	0,0964* (0,0505)	-	-	-	0,1948 (0,1133)	57,2610	82,8050
1986-1991	SAR	0,2555 (0,2653)	-0,0564** (0,0232)	-0,0221 (0,0240)	0,0909* (0,0513)	0,0728 (0,0477)	-0,0466 (0,0382)	-	-	0,4589*** (0,0887)	-	26,6100	52,1539
	SEM	-0,1459 (0,3213)	-0,0545** (0,0230)	0,0051 (0,0404)	0,1358* (0,0787)	0,0934* (0,0500)	-0,0476 (0,0383)	-	-	-	0,5219*** (0,0838)	24,7930	50,3369
1992-1997	SAR	0,5471 (0,3654)	-0,0943*** (0,0316)	0,1596*** (0,0488)	-0,1637** (0,0742)	0,0466 (0,0796)	-0,0204 (0,0643)	-	-0,0600** (0,0327)	0,4170*** (0,0916)	-	149,1700	177,9097
	SEM	0,4916 (0,4236)	-0,0886*** (0,0318)	0,1978*** (0,0624)	-0,2486** (0,1033)	0,0872 (0,0881)	-0,0490 (0,0681)	-	-0,0587** (0,0378)	-	0,4300*** (0,0935)	151,5400	180,2719
1998-2003	SAR	1,0733** (0,4719)	-0,1621*** (0,0651)	0,0553*** (0,0243)	0,1094** (0,0476)	0,0227 (0,0581)	-0,0497 (0,0499)	-	0,0224* (0,0118)	0,3484*** (0,0962)	-	-7,3856	21,3510
	SEM	0,9545** (0,5140)	-0,1688*** (0,0698)	0,0772*** (0,0316)	0,1320** (0,0623)	0,0086 (0,0624)	-0,0378 (0,0522)	-	0,0297** (0,0119)	-	0,3514*** (0,1009)	-5,4649	23,2717
2004-2009	SAR	2,6645*** (0,5913)	-0,4148*** (0,0812)	0,0609* (0,0357)	0,1054 (0,0661)	-0,1048 (0,0753)	0,0908 (0,0657)	0,0076 (0,0051)	-0,0112 (0,0159)	0,2532* (0,1045)	-	109,0200	140,9492
	SEM	2,9016*** (0,6182)	-0,4379*** (0,0834)	0,0596 (0,0436)	0,1024 (0,0818)	-0,0825 (0,0763)	0,0672 (0,0665)	0,0068 (0,0052)	-0,0056 (0,0158)	-	0,2882** (0,1062)	108,9900	140,9228
2010-2016	SAR	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	SEM	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

¹³ Os resultados econométricos do modelo SLX de β -convergência condicional para o Estado de Santa Catarina estão na Tabela A7 do Apêndice. Como não foi detectada correlação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira nos subperíodos de 1974-1979 e 2010-2016 para o Estado de Santa Catarina, o modelo de MQO é o mais indicado para a análise de β -convergência condicional para os subperíodos. Por isso não foram estimados os modelos espaciais.

Tabela 29 - Resultados econométricos dos modelos espaciais SAR e SEM de β -convergência condicional para o Estado de São Paulo¹⁴

Período	Modelo	constante	$\ln(Prod_{t-n})$	$\ln(discap_{t-n})$	$\ln(pluv_{t-n})$	$\ln(pop_{t-n})$	$\ln(pib_{t-n})$	$\ln(credp_{t-n})$	$\ln(areac_{t-n})$	ρ	λ	AIC	SIC
1974-2016	SAR	0,2876 (0,3290)	-0,0563*** (0,0198)	0,1144*** (0,0314)	-0,0760 (0,0547)	0,0069 (0,0588)	-0,0269 (0,0468)	-	-	0,4670*** (0,0497)	-	787,6400	822,3671
	SEM	-0,0609 (0,3870)	-0,0590*** (0,0218)	0,2177*** (0,0460)	-0,1123 (0,0705)	0,0103 (0,0604)	-0,0245 (0,0492)	-	-	-	0,4721*** (0,0502)	788,4300	823,1552
1974-1979	SAR	0,0776 (0,2439)	-0,0480*** (0,0148)	0,0231 (0,0218)	-0,0363 (0,0405)	0,0691 (0,0437)	-0,0459 (0,0348)	-	-	0,3504*** (0,0558)	-	441,0300	475,7479
	SEM	0,1470 (0,2722)	-0,0598*** (0,0159)	0,0206 (0,0301)	-0,0527 (0,0496)	0,0607 (0,0447)	-0,0368 (0,0363)	-	-	-	0,3722*** (0,0555)	438,1900	472,9155
1980-1985	SAR	0,4481* (0,2642)	-0,0349** (0,0161)	-0,0270 (0,0239)	-0,0236 (0,0443)	0,0530 (0,0426)	-0,0468 (0,0345)	-	-	0,3011*** (0,0585)	-	515,7300	550,4558
	SEM	0,5164* (0,2937)	-0,0356* (0,0181)	-0,0344 (0,0304)	-0,0237 (0,0531)	0,0596 (0,0441)	-0,0536 (0,0366)	-	-	-	0,3016 (0,0589)	516,5300	551,2571
1986-1991	SAR	0,5950** (0,2841)	-0,1485*** (0,0183)	0,0529** (0,0248)	-0,0553 (0,0452)	0,0376 (0,0382)	-0,0189 (0,0309)	-	-	0,3712*** (0,0529)	-	551,8900	586,6116
	SEM	0,4666 (0,3226)	-0,1611*** (0,0189)	0,0854*** (0,0345)	-0,0832 (0,0566)	0,0540 (0,0398)	-0,0278 (0,0333)	-	-	-	0,4014*** (0,0540)	546,1300	580,8515
1992-1997	SAR	0,5703* (0,3349)	-0,0913*** (0,0196)	-0,0355 (0,0373)	-0,0610 (0,0532)	-0,0345 (0,0377)	0,0301 (0,0289)	-	0,0357*** (0,0137)	0,2447** (0,0602)	-	719,6600	758,7240
	SEM	0,7220** (0,3635)	-0,1110*** (0,0213)	-0,0511 (0,0451)	-0,0771 (0,0621)	-0,0325 (0,0378)	0,0287 (0,0289)	-	0,0469*** (0,0158)	-	0,2913*** (0,0593)	714,2600	753,3197
1998-2003	SAR	-0,3243 (0,2196)	-0,0227** (0,0111)	0,0532*** (0,0215)	0,0776** (0,0377)	-0,0244 (0,0378)	0,0299 (0,0312)	-	0,0063 (0,0065)	0,3631*** (0,0554)	-	339,7600	378,8192
	SEM	-0,3682 (0,2482)	-0,0273** (0,0125)	0,0661** (0,0285)	0,0977** (0,0458)	-0,0178 (0,0393)	0,0244 (0,0330)	-	0,0072 (0,0064)	-	0,3707 (0,0556)	339,4000	378,4631
2004-2009	SAR	0,2507 (0,3006)	-0,0447*** (0,0134)	0,0678** (0,0340)	-0,0225 (0,0506)	-0,0556 (0,0450)	0,0282 (0,0372)	-0,0018 (0,0044)	-0,0057 (0,0077)	0,0441 (0,0676)	-	654,7800	698,1833
	SEM	0,2453 (0,3066)	-0,0446*** (0,0138)	0,0723** (0,0350)	-0,0239 (0,0522)	-0,0553 (0,0454)	0,0280 (0,0377)	-0,0017 (0,0044)	-0,0055 (0,0077)	-	0,0650 (0,0678)	654,2800	697,6825
2010-2016	SAR	0,8869*** (0,3254)	-0,0358*** (0,0132)	-0,0129 (0,0352)	-0,1845*** (0,0552)	0,0293 (0,0492)	-0,0554 (0,0401)	0,0053 (0,0049)	-0,0073 (0,0076)	0,3813*** (0,0544)	-	763,0100	806,4178
	SEM	0,9437** (0,3740)	-0,0504*** (0,0156)	0,0138 (0,0468)	-0,2313*** (0,0671)	0,0125 (0,0507)	-0,0444 (0,0424)	0,0067 (0,0052)	-0,0076 (0,0074)	-	0,4042*** (0,0539)	759,1500	802,5561

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

¹⁴ Os resultados econométricos do modelo SLX de β -convergência condicional para o Estado de São Paulo estão na Tabela A8 do Apêndice.

Com relação à convergência da produtividade da pecuária bovina no período de 1974 a 2016, na análise condicional, mantêm-se os indícios da existência de tal processo em todos os Estados, uma vez que o coeficiente que acompanha a produtividade no período inicial (β) é estatisticamente significativo e negativo, indicando a existência de convergência. Nos subperíodos analisados, apenas para o Estado do Rio Grande do Sul no subperíodo de 2004-2009 e o Estado de Santa Catarina no subperíodo de 1980-1985 o parâmetro β não foi estatisticamente significativo em nenhum dos modelos estimados.

Com base nos resultados apresentados nas Tabelas 18 a 29 é possível identificar o modelo mais adequado para estimação do β -convergência condicional para o período de 1974 a 2016. Para Minas Gerais, Santa Catarina e São Paulo, o modelo *SAR* é mais adequado. Para os demais Estados, o modelo *SEM* é o mais adequado para os demais Estados.

Nos subperíodos, o modelo *SAR* foi mais adequado nos períodos de 1986-1991 e 2004-2009, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado no Estado de Goiás. Em Minas Gerais, o modelo *SAR* se mostrou mais adequado nos subperíodos de 1992-1997 e 2004-2009, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado. O modelo *SEM* foi mais adequado em todos os subperíodos do Estado do Paraná. O modelo *SLX* foi mais adequado no período de 1992-1997, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado no Estado do Rio Grande do Sul. Em Santa Catarina, o modelo *SAR* se mostrou mais adequado nos subperíodos de 1980-1985, 1992-1997 e 1998-2003, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado. No Estado de São Paulo, o modelo *SLX* foi mais adequado no período de 1980-1985, nos demais subperíodos o modelo *SEM* foi mais adequado.

No período de 1974 a 2016, o coeficiente associado à variável distância da capital foi estatisticamente significativo para Goiás, Minas Gerais, Santa Catarina e São Paulo, indicando que é uma variável importante para explicar o processo de convergência. Sendo que em Goiás e em Minas Gerais essa variável (distância da capital) apresentou efeito negativo sobre a convergência da produtividade, enquanto nos demais Estados analisados ela teve impacto positivo sobre a convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira. Isso pode ser explicado pela difusão de novas tecnologias, práticas e técnicas de produção para regiões afastadas da capital, o que possibilitaria que mesmo distante da capital do Estado, as AMC consigam ter alta produtividade. Além disso, surgiram bacias leiteiras para abastecer os mercados consumidores e os laticínios presentes no interior do Estado. Observando-se as Figuras 15, 16, 17 e 18 com a análise de *clusters*, nos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo os *clusters* de alta produtividade se afastaram da capital, enquanto no

Estado do Paraná ele aumentou em AMC mais distantes da capital. Na maioria dos subperíodos, o coeficiente dessa variável não foi estatisticamente significativo nos Estados analisados.

O coeficiente associado à variável pluviosidade, no período de 1974-2016, mostrou-se estatisticamente significativo para explicar a convergência condicional apenas nos Estados de Minas Gerais e Paraná, sendo que em ambos casos o coeficiente foi positivo. Portanto, pastagem ainda é relevante para estimular a produção e a produtividade. Maior pluviosidade, maior crescimento da pastagem e maior a produção de leite por vaca. Na maioria dos subperíodos, o coeficiente dessa variável não foi estatisticamente significativo nos Estados analisados, mas predominou o sinal positivo desse coeficiente.

O coeficiente associado à variável população mostrou significância estatística para explicar a convergência condicional da produtividade da pecuária bovina leiteira apenas nos Estados de Goiás, Minas Gerais e Santa Catarina, para o período de 1974-2016, sendo que nos dois primeiros Estados citados ela apresentou efeito negativo sobre a produtividade da pecuária bovina leiteira. Isso pode ser um indicativo de surgimento de bacias leiteiras em áreas menos povoadas para abastecer centros urbanos maiores. Além disso, Clemente e Hespanhol (2016) destacam que os mercados de grande consumo mais relevantes (ou seja, com maior concentração de consumidores/população) não são determinantes na localização da produção, como acontecia há década atrás. O desenvolvimento de transportes, possibilitou que as empresas determinem a localização da produção e distribuição de leite em função de vantagens oferecidas por regiões mais afastadas dos grandes centros consumidores.

No Estado de Santa Catarina o coeficiente associado à variável população apresentou sinal foi positivo, devido as bacias leiteiras se localizarem em áreas mais populosas. O que pode indicar que os grandes centros consumidores ainda determinam a localização da produção nesse estado. Na maioria dos subperíodos, o coeficiente dessa variável não foi estatisticamente significativo nos estados analisados, mas predominou sinal negativo (exceto em Santa Catarina).

O coeficiente associado à variável PIB foi estatisticamente significativo para explicar a convergência condicional da produtividade da pecuária bovina leiteira para os Estados de Goiás, Minas Gerais e Santa Catarina, no período de 1974-2016. O efeito do PIB é positivo sobre a convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC de Goiás e Minas Gerais, mas negativo na convergência da produtividade das AMC catarinenses. Na maioria dos subperíodos, o coeficiente dessa variável não foi estatisticamente significativo nos Estados analisados.

O coeficiente associado à variável área com culturas mostrou-se significativo estatisticamente para explicar a convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira em alguns subperíodos de Minas Gerais, Santa Catarina e São Paulo. No Estado de Goiás, mesmo com a grande expansão da agricultura, manteve-se o crescimento da produtividade da pecuária bovina leiteira, uma das explicações para isso pode ser o aumento da disponibilidade de soja e milho, principais produtos para a fabricação de concentrado alimentar animal, no Estado. Por isso, a perda de áreas da pecuária pode não afetar a produtividade, através da compensação via complementação alimentar. Já nos Estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul a área de culturas perde importância com a adoção de sistema intensivo de produção de leite bovino.

O coeficiente associado à variável crédito de investimento para a pecuária mostrou-se significativo estatisticamente para explicar a convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira apenas no subperíodo de 2004-2009 nos Estados de Goiás e Rio Grande do Sul. A burocracia e muitas vezes a falta de agilidade ao acesso ao crédito rural dificultam a utilização dos recursos na atividade, especialmente para pequenos e médios produtores, o que pode explicar a insignificância estatística do referido coeficiente nos demais Estados. Além disso, entidades representativas do setor de pecuária bovina leiteira destacam que o montante de crédito destinado à atividade em questão ainda é baixo e insuficiente, justificando seu pouco efeito na convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira.

Tanto no período de 1974-2016, como na maioria dos subperíodos, dos Estados analisados, o coeficiente que acompanha a produtividade da pecuária bovina leiteira no período inicial se mostrou significativo e maior, em módulo, no modelo de convergência condicional do que no modelo de convergência absoluta. Isso pode ser observado comparando as Tabelas 11 e 24; Tabelas 12 e 25; Tabelas 13 e 26; Tabelas 14 e 27; Tabelas 15 e 28; e Tabelas 16 e 29. Adicionalmente a isso, tem-se a significância das variáveis explicativas que corrobora a superioridade da convergência condicional e demonstra a importância das condições iniciais das AMC para determinar para qual ponto estacionário a produtividade da pecuária bovina leiteira irá convergir.

Nos subperíodos, os coeficientes das variáveis condicionais se mostram menos significativos estatisticamente no Estado de São Paulo. A significância estatística do coeficiente de tais variáveis se altera nos Estados em função do período analisado, isso reflete os efeitos das diferentes mudanças ocorridas no setor leiteiro e a importância da análise em períodos menores para os Estados analisados

Os resultados dos modelos de convergência condicional mostram que há grande diferença entre os Estados e os períodos sobre influência das variáveis condicionais, o que revela um quadro não homogêneo dos Estados analisados, quanto à pecuária bovina leiteira.

Com base no parâmetro β -convergência condicional estimado no modelo espacial mais adequado para cada Estado analisado, calculou-se a velocidade de convergência condicional e o período de meia vida (Tabela 30).

Tabela 30 – Velocidade de convergência condicional e meia vida, no período de 1974 a 2016 para cada um dos Estados analisados

	Goiás	Minas Gerais	Paraná	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
Velocidade de convergência	1,6275%	0,5967%	1,3664%	1,1548%	0,2288%	0,1274%
Meia vida	42,5897	116,1651	50,7269	60,0206	302,9110	544,1686

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Nota: A velocidade de convergência (v) foi obtida através de $\beta = \frac{(1 - e^{-vt})}{t}$, onde t é o número de anos do período e β é o coeficiente de convergência estimado, e a Meia Vida (MV) foi obtida através de $MV = \frac{\ln(2)}{v}$.

Com exceção do Estado do Paraná, observa-se que a velocidade de convergência aumenta com a análise condicional. Entretanto, a velocidade da convergência ainda continua baixa. Uma possível explicação para a diferença no Estado do Paraná pode ser que, quando consideradas as características iniciais das AMC paranaenses, essas características possibilitem a convergência para estados estacionários com maior discrepância entre a produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do estado.

Destaca-se o período de meia vida da convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira nos estados de Santa Catarina e São Paulo. Isso pode ser um indicativo de que as condições iniciais entre as AMC dos estados em questão eram muito divergentes e por isso tais estados necessitam de um período maior para reduzir pela metade a diferença de produtividade da pecuária bovina leiteira.

Barbosa e Barreto (2015) destacam que a velocidade de convergência e meia vida contribuem para o planejamento temporal. Sendo assim, conhecendo as variáveis condicionais que são significativas sobre o processo de convergência em cada Estado analisado, é possível direcionar e planejar melhor as políticas públicas de acordo com os efeitos das variáveis em cada Estado.

Por fim, Raiher et al. (2016) destacam que mesmo havendo convergência condicional, em que as características iniciais de uma região afetam o ponto estocástico para o qual ela vai convergir, a convergência também é influenciada por elementos estruturais da região e das regiões vizinhas. Isso abre espaço para elaboração de políticas públicas para aumento da produtividade da pecuária bovina leiteira, em especial nas regiões cujas AMC possuem menor produtividade. Isso possibilitaria uma melhora na produtividade nas AMC e, com o efeito tranbordamento, todo entorno seria beneficiado.

É importante que as políticas públicas sejam elaboradas de acordo com as regiões e observadas as diferenças entre as mesmas. Uma política pública única poderia prejudicar determinadas regiões, como mostra o trabalho de Moraes e Bender Filho (2017) que analisam os possíveis impactos de duas políticas públicas (concessão de subsídios e redução de impostos) para incentivar a produção de leite e de derivados lácteos. Os autores destacam que a adoção de uma política única para todas as regiões proporcionaria maiores benefícios às regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, que possuem maior produção, e deslocaria fatores produtivos (capital e trabalho) das regiões Norte e Nordeste, que apresentariam perdas no setor.

5 CONCLUSÃO

A pecuária bovina leiteira tem significativa importância para o agronegócio brasileiro, sendo o Brasil um dos maiores produtores mundiais de leite bovino. A produção vem aumentando desde a década de 1970 e o aumento da produtividade teve papel fundamental para esse incremento. No entanto, a produtividade da pecuária bovina leiteira brasileira é inferior à dos maiores produtores desse produto e há expressiva heterogeneidade entre e dentro dos estados brasileiros com maior produção de leite bovino.

As mudanças das políticas macroeconômicas, da política agrícola e de comércio exterior afetaram diretamente o setor leiteiro bovino, especialmente a partir da década de 1990. Muitos produtores nacionais de leite que não conseguiram melhorar sua produtividade e competitividade saíram do mercado. A melhora da produtividade e da qualidade, especialmente em comparação aos grandes *players* do setor (como Estados Unidos, Austrália e Nova Zelândia), são fundamentais para o Brasil reverter o quadro de balança comercial láctea deficitária e garantir seu autoabastecimento de leite (que é uma segurança alimentar).

A produção de leite bovino é observada em quase todos os municípios brasileiros. Entretanto, ela ocorre de forma diferenciada entre os municípios e os produtores. Essa heterogeneidade de produção afeta o nível de produtividade tanto dos municípios quanto dos produtores. Dada a significativa importância da produtividade para viabilizar a expansão e a competitividade da pecuária bovina leiteira, a presente tese teve por objetivo geral analisar a evolução diferenciada, interestadual e intraestadual, da produtividade da pecuária bovina leiteira considerando as áreas mínimas comparáveis dos Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo no período de 1974 a 2016.

Para alcançar esse objetivo geral, elaborou-se uma análise exploratória de dados espaciais para a produtividade anual da produtividade bovina leiteira nos estados analisados, com o intuito de avaliar o efeito da vizinhança na formação de *cluster* de produtividade nessa atividade. Posteriormente, buscou-se identificar a ocorrência da convergência absoluta da variável em apreço entre as AMC dos Estados analisados e, com base nas variáveis de primeira e segunda natureza indicadas pela Nova Geografia Econômica, identificar os seus impactos no processo de convergência condicional (quando ele ocorre).

Através da análise exploratória de dados espaciais foi identificada a autocorrelação espacial na produtividade da pecuária bovina leiteira tanto a nível global como local, nos Estados analisados nessa tese. Identificou-se a presença de *clusters* do tipo alto-alto e baixo-baixo em todos os anos analisados, implicando que a produtividade da pecuária bovina leiteira

das AMC é influenciada por sua localização geográfica e a produtividade das AMC de sua vizinhança. Ou seja, os resultados corroboram com a hipótese de que há correlação espacial e que a distribuição no espaço da produtividade da pecuária bovina leiteira não é aleatória.

Todos os Estados tiveram mudanças na distribuição espacial da produção de leite, ocorrendo a reconfiguração da distribuição espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira nos Estados analisados. Por exemplo, o Estado de Goiás (Figura 13) teve os *clusters* AA ampliados no Centro Goiano na década de 1970 e que se moveram para o Sul Goiano nas décadas seguintes; enquanto os *clusters* BB foram ampliados no Norte e Leste Goiano. No Estado de Minas Gerais (Figura 14), os *clusters* AA presentes nas mesorregiões da Zona da Mata, Sul/Sudoeste de Minas perderam significância, enquanto novos *clusters* AA surgiram na Central Mineira, Metropolitana de Belo Horizonte, Noroeste de Minas, Oeste de Minas, Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba, sendo que essa última mesorregião tinha presença de *clusters* BB no início do período analisado.

No Estado do Paraná (Figura 15) houve incremento dos *clusters* do tipo AA nas mesorregiões Oeste, Sudoeste e Centro-Oriental, reduzindo-os na mesorregião Metropolitana de Curitiba. O *cluster* tipo BB aumentou na mesorregião Metropolitana de Curitiba, no Norte Pioneiro Paranaense, no Norte Central e Centro-Oriental paranaenses, reduzindo nas mesorregiões Noroeste e Centro Oriental do Estado. No Estado do Rio Grande do Sul (Figura 16), a mesorregião Metropolitana de Porto Alegre, que possuía *cluster* do tipo AA no início do período estudado, passou a ter *cluster* do tipo BB ao final dos anos considerados nessa tese. Houve aumento do *cluster* AA na mesorregião Noroeste Rio-Grandense e surgimento desse tipo de *cluster* no Nordeste Rio-Grandense.

No Estado de Santa Catarina (Figura 17) tem-se o desaparecimento do *cluster* AA no Norte e Vale do Itajaí e o surgimento de forma expressiva desse tipo de *cluster* na mesorregião Oeste Catarinense. Já o *cluster* BB expandiu-se nas mesorregiões da Grande Florianópolis e Serrana. O Estado de São Paulo (Figura 18) apresentou uma redução da significância dos *clusters* tanto do tipo AA quanto do BB, sendo que a mesorregião de Ribeirão Preto teve aumento do *cluster* tipo AA, enquanto na mesorregião Metropolitana de São Paulo houve expansão do *cluster* BB. Esses resultados mostram que a produtividade da pecuária leiteira é influenciada pelas AMC vizinhas.

Em seguida, buscou-se analisar se está ocorrendo redução da diferença de produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC dos Estados analisados, ou seja, se está ocorrendo o processo de convergência e se esse é influenciado pela localização espacial da atividade em apreço. Isto foi feito através da estimação de três modelos (o de defasagem

espacial, o de erro autoregressivo espacial e o modelo regressivo cruzado espacial) para cada um dos estados analisados nessa tese. Identificado o modelo mais adequado para o período e subperíodos considerados nessa tese, observou-se a significância do parâmetro β -convergência absoluta e sinal negativo do mesmo, indicando que está ocorrendo o processo de convergência absoluta.

Diante das evidências da convergência absoluta, foram elencadas variáveis de primeira e segunda natureza que influenciem a produtividade da pecuária bovina leiteira afim de identificar se está ocorrendo convergência condicional. O parâmetro β -convergência se manteve estatisticamente significativo e negativo, confirmando a hipótese de convergência. No período de 1974-2016, todas as variáveis explicativas (distância da capital, pluviosidade, população e PIB) foram estatisticamente significativas para explicar o processo de convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira em Minas Gerais. Das variáveis citadas, apenas a pluviosidade não é significativa estatisticamente para o Estado de Santa Catarina.

Para o Estado do Paraná apenas a variável pluviosidade se mostrou estatisticamente significante, enquanto que para o Estado de São Paulo apenas a variável distância da capital foi estatisticamente significativa, no período de 1974-2016. Nesse período, nenhuma das variáveis acima citadas se mostraram significativas estatisticamente para explicar a convergência do Estado do Rio Grande do Sul. Entretanto, nos subperíodos de 1980-1985 e 1998-2003 elas se mostram importantes para explicar tal processo. Há, portanto, predomínio de variáveis de primeira natureza explicando o processo de convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira

As variáveis crédito rural para investimento na pecuária e área de culturas se mostraram pouco significativas estatisticamente para explicar a convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira entre as AMC dos estados analisados. A variável crédito rural pode ter baixa significância estatística devido ao montante disponibilizado não ser suficiente e a burocracia existente para obtenção do crédito, o que dificulta o acesso ao mesmo. Já o coeficiente associado à área das culturas pode ter baixa significância estatística por existir a possibilidade de mudança do sistema de produção da forma extensiva para a intensiva. Dessa forma, mesmo com a redução de área de pecuária para a expansão da produção agrícola, a produção e, conseqüentemente, a produtividade da bovinocultura leiteira podem não ser alteradas por mudar o sistema de produção, fazendo com que a área agrícola não afete a variável em apreço.

Diante da identificação de efeitos de transbordamento entre as AMC vizinhas, os resultados dessa tese podem contribuir para o desenvolvimento de políticas públicas (concessão de crédito rural para a pecuária, programa de garantia de preço mínimo, seguro pecuário, desenvolvimento e difusão de tecnologias para produção de leite bovino adequadas à realidade de cada região, por exemplo) que busquem reduzir a heterogeneidade da produção e da produtividade da pecuária bovina leiteira. O aumento da produtividade em uma AMC terá seu efeito transbordado entre as AMC vizinhas e provocaria um efeito multiplicador da política devido ao efeito espacial.

Com base no parâmetro β -convergência foi calculada a velocidade de convergência (absoluta e condicional) da produtividade da pecuária bovina leiteira. Apesar do indício de convergência, a mesma apresenta velocidade baixa nas duas análises em todos os Estados analisados, especialmente nos Estados de Santa Catarina e São Paulo. A velocidade da convergência condicional se mostrou maior do que a velocidade da convergência absoluta (exceto para o Estado do Paraná) evidenciando, mais uma vez, que as características iniciais das AMC são relevantes para o processo de convergência.

Baseado na velocidade de convergência, calculou-se o período de meia vida da convergência (número de anos necessários para que as AMC percorram metade do caminho que as separam de seus estados estacionários). O período de meia vida mostrou que serão necessários muitos anos para que a produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC cheguem em um mesmo ponto estacionário. Chama atenção, o tempo que os Estados de Santa Catarina e São Paulo irão levar (*ceteris paribus*) para reduzir pela metade a diferença da produtividade da pecuária bovina leiteira entre suas AMC. Isso pode ser um indicativo de que as condições iniciais entre as AMC dos estados em questão eram muito divergentes e por isso tais estados necessitam de um período maior para reduzir pela metade a diferença de produtividade da pecuária bovina leiteira. Sendo assim, o desenvolvimento de políticas públicas direcionadas para as necessidades dos Estados e das AMC é fundamental para reduzir a heterogeneidade dos sistemas de produção de leite bovino.

Portanto, as principais constações dessa tese são: a) há convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira; b) há efeitos espaciais nessa produtividade; c) não se chega ao mesmo patamar de produtividade da pecuária bovina leiteira nas AMC devido a condições iniciais distintas nas mesmas; e d) a velocidade de convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira é diferente entre os estados analisados nessa tese.

Como exemplos de políticas que poderiam reduzir a heterogeneidade dos sistemas de produção e, conseqüentemente, contribuir para a redução da diferença da produtividade entre

as AMC, poderiam ser elencadas: criação de escolas técnicas e centros de ensino de produção animal em regiões com baixa produtividade; incentivo à instituições privadas para concessão e/ou aumento do montante disponibilizado para o crédito rural na pecuária; redução da taxa de juros do crédito rural para a pecuária; oferta de cursos de curta duração sobre manejo (animal e de pastagens), doenças e sanidade animal, boas práticas de ordenha; incentivo ao pagamento diferenciado de leite por qualidade; melhora e desenvolvimento de novos modais de transporte para o leite, de modo que possibilitem a distribuição da produção pelas empresas atuantes no setor.

A limitação dessa tese advem da indisponibilidade de dados anuais das variáveis condicionais para as décadas de 1970 e 1980, o que impossibilitou a estimação dos modelos através de painéis espaciais.

A presente tese e seus resultados não esgotam a discussão sobre a temática, deixando como sugestão para trabalhos futuros a comparação do efeito espacial de variáveis tecnológicas como, por exemplo, número de inseminações, assistência técnica e uso de ordenha mecânica, sobre a produtividade da pecuária bovina leiteira nos anos de 2006 e 2017 (cujo censo agropecuário será divulgado no próximo ano), bem como usar dados organizados em painel para realizar as estimativas dos modelos de convergência da produtividade da pecuária bovina leiteira em períodos mais recentes e nos quais há dados anuais das variáveis usadas. Outra possibilidade de trabalho futuro seria a análise da possibilidade de *clusters* e efeitos de transbordamento nas áreas vizinhas entre os estados.

REFERÊNCIAS

ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead, and falling behind. **The Journal of Economic History**, v. 46, n. 2, p. 385-406, 1986.

AGREX. Goiás: 4º maior produtor de leite do país. Disponível em: <http://www.agrex.com.br/noticias/goias-4o-maior-produtor-de-leite-do-pais/>. Acesso em 1 ago. 2016.

ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. 2ª ed. Campinas: Alínea. 2012. .

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

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: Methods and models**. Boston: Kluwer Academic. 1988. 284p.

ANSELIN, L. **What is special about spatial data? Alternative perspectives on spatial data analysis**. 1989. Disponível em https://www.colorado.edu/geography/class_homepages/geog_4023_s10/Anselin_1989.pdf. Acesso em 11. jan. 2017.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**. v. 27, n. 2, p. 93-115. 1995.

ANSELIN, L. Interactive techniques nad exploratory spatial data analysis. In LONGLEI. P.A et al. (ed). **Geographic information system: principles, techniques, management and applications**. New York: John Wiley. 1999. p. 251-264.

ANSELIN, L.; GETIS, A. Spatial statistical analysis and geographic information systems. **The Annals of Regional Science**, v. 26, n. 1, p. 19-33, 1992.

ANSELIN, L.; REY, S. J. Perspectives on spatial data analysis. In: ANSELIN, L.; REY, S. J. **Perspectives on Spatial Data Analysis**. Springer, Berlin, Heidelberg, 2010. p. 1-20.

ÁVILA, R. P; MONASTERIO, L. O Maup e a Análise Espacial: um estudo de caso para o Rio Grande do Sul (1991-2000). **Revista de Análise Econômica**, v. 26, n. 49, p. 233-259. 2008.

ARMSTRONG, Harvey W. Convergence among regions of the European Union, 1950–1990. **Papers in Regional Science**, v. 74, n. 2, p. 143-152, 1995.

BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. 2ª ed. São Paulo: Atlas, 2012.

BALLER, R. D.; ANSELIN, L.; MESSNER, S. F.; DEANE, G.; HAWKINS, D. F. Structural covariates of US county homicide rates: Incorporating spatial effects. **Criminology**, v. 39, n. 3, p. 561-588, 2001.

BARBOSA, A. O.; BARRETO, R. C. S. Uma análise sobre o crescimento econômico dos municípios do Estado da Bahia: um teste da hipótese de convergência de renda. **Economia & Região**, v. 3, n. 1, p. 57-80, 2015.

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

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

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run show. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1072-85, 1986.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?**. 2004. Disponível em: <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01525664/document>. Acesso em: 29 dez 2017.

BERNARD, A.; DURLAUF, S. Convergence in international output, *Journal of Applied Econometrics*. v.10, n. 2, p. 97-108. 1995.

BERNARD, A.; JONES, C. Productivity and convergence across US states and industries. **Empirical Economics**. v. 21, p. 113- 135. 1996.

BRESSAN, M.; MARTINS, M. C. Segurança alimentar na cadeia produtiva do leite e alguns de seus desafios. **Revista de Política Agrícola**, v. 13, n. 3, p. 27-37, 2004.

CÂMARA DOS DEPUTADOS. **Câmara aprova inclusão do leite em política de garantia de preço mínimo**. 2015. Disponível em: <http://www2.camara.leg.br/camaranoticias/noticias/AGROPECUARIA/500655-CAMARA-APROVA-INCLUSAO-DO-LEITE-EM-POLITICA-DE-GARANTIA-DE-PRECO-MINIMO.html>. Acesso em: 01 abr. 2018.

CAMPOS, R. B. A.; ALMEIDA, E. S. Decomposição Espacial nos Preços de Imóveis Residenciais no Município de São Paulo. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 48, n. 1, p. 5-38, 2018.

CAPUCHO, T. O.; PARRÉ, J. L. Produção leiteira no Paraná: um estudo considerando os efeitos espaciais. **Informe GEPEC**. Toledo. v. 16. n. 1. p. 112-127. 2012.

CARLINO, G. A.; MILLS, L. Are US regional incomes converging?: A time series analysis. **Journal of monetary economics**, v. 32, n. 2, p. 335-346, 1993.

CARLINO, G.; MILLS, L. Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings. **Regional Science and Urban Economics**. v. 26, p. 565- 290. 1996a.

CARLINO, G.; MILLS, L. Convergence and the US states: a time-series analysis. **Journal Regional Science**. v. 36, p. 597- 616. 1996b.

CARVALHO, G. R.; HOTT, M. C.. Análise da concentração e geografia da produção de leite no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, n. 2, p. 82-97, 2007.

CARVALHO, G. R.; OLIVEIRA, M. J. M; BESKOW, W. B. Mudanças da produção leiteira na geografia brasileira: o avanço do sul. **Agropecuária Catarinense**. Florianópolis. v.30. n.2. p. 13-16. 2017.

CASTRO, C.C.; PADULA. A.D.; MATTUELLA. J.L.; MILLER. L.A.; ANGST. A.N. Estudo da cadeia láctea no Rio Grande do Sul: uma abordagem das relações entre os elos de produção, industrialização e distribuição. **Revista de Administração Contemporânea**. Porto Alegre. v.2. n.1. 1998. p. 143-164.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). **Boletim do leite: dezembro 2017**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/categoria/boletim-do-leite.aspx>. Acesso em: 09 jan. 2018.

CHABARIBERY, D. Desempenho recente da produção de leite no Estado de São Paulo. **Informações Econômicas**. São Paulo. v.33. n.12. 2003.

CHATTERJI, M. Convergence clubs and endogenous growth. **Oxford Review of economic policy**, v. 8, n. 4, p. 57-69, 1992.

CHATTERJI, M.; DEWHURST, J. L. Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain: 1977–1991. **Regional Studies**, v. 30, n. 1, p. 31-39, 1996.

CHRISTALLER, W. **Central Places in Southern Germany**. Jena: Fischer. 1933.

CLEMENTE, E. C.; HESPANHOL, A. N. Reestruturação produtiva da pecuária bovina leiteira: da organização espacial-produtiva em “bacias leiteiras” ao “circuito espacial de produção”. **Revista GeoNordeste**, n. 1, p. 151-174, 2016.

COELHO, C. N. 70 anos de política agrícola no Brasil (1931-2001). **Revista de política agrícola**, v. 10, n. 3, p. 3-58, 2012.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Proposta de preços mínimos: safra 2016/2017**. 2017. Disponível em: http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/17_06_12_11_34_53_proposta_de_preços_mínimos_v.pdf. Acesso em: 01 abr. 2018.

CORASSIN, C. H. **Determinação e avaliação de fatores que afetam a produtividade de vacas leiteiras**: aspectos sanitários e reprodutivos. 2004. 101p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Universidade de São Paulo. Piracicaba. 2004.

CUNHA, J. C. **A nova geografia econômica: um ensaio para o Brasil**. 2008. 131p. Dissertação (Mestre em Economia Aplicada) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.

DALL’ERBA, S. Productivity convergence and spatial dependence among Spanish regions. **Jornal of Geographical Systems** 7.2 (2005): 207-227.

DARMOFAL, D. Spatial econometrics and political science. In: ANNUAL MEETING OF SOUTHERN POLITICAL SCIENCE ASSOCIATION, 2006. **Anais eletrônicos....** Atlanta, 2006. Disponível em: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.529.2093&rep=rep1&type=pdf>. Acesso em: 20 mar. 2018.

DINIZ, S. S. **Análise espacial da produtividade da laranja dos municípios do Estado de São Paulo: 2002-2010**. 2012. 117p. Dissertação (Mestrado em Economia Regional) – Universidade Estadual de Londrina. Londrina. 2012.

EMBRAPA GADO DE LEITE. **Tecnologias para produção de leite na região da mata atlântica do Brasil**. 2015. Disponível em: <http://www.cnp.gl.embrapa.br/sistemaproducao/4-tecnologias-para-produ%C3%A7%C3%A3o-de-leite-na-regi%C3%A3o-da-mata-atl%C3%A2ntica-do-brasil>. Acesso em 17 set. 2015.

EMBRAPA GADO DE LEITE. **Especialistas acreditam que mercado de leite brasileiro deve se recuperar este ano**. 2017. Disponível em: <https://www.embrapa.br/web/mobile/noticias/-/noticia/19511945/especialistas-acreditam-que-mercado-de-leite-brasileiro-deve-se-recuperar-este-ano>. Acesso em 23 nov. 2017.

EVANS, P.; KARRAS, G. Convergence revisited. **Journal of monetary economics**, v. 37, n. 2, p. 249-265, 1996.

FAVERET FILHO, P. S. C. Evolução do crédito rural e tributação sobre alimentos na década de 1990: implicações sobre as cadeias de aves, suínos e leite. **BNDES Setorial, Rio de Janeiro**, n. 16, p. 31-55, 2002.

FAVRO, J; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G.; NASCIMENTO, S. P. Análise da evolução da produtividade do milho em Estados selecionados no Brasil nos anos entre 2001 e 2011. In CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA. ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. 52. 2014. Goiânia. **Anais eletrônicos...** Goiânia: UFG. 2014. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/264414749_ANALISE_DA_EVOLUCAO_DA_PRODUTIVIDADE_DO_MILHO_EM_ESTADOS_SELECIONADOS_NO_BRASIL_NOS_ANOS_ENTRE_2001_E_2011. Acesso em 15 nov. 2015.

FERREIRA, P. C.; ELLERY, JR, R. G. Convergência da renda per capita dos Estados brasileiros. **Revista de Econometria**. v. 16, p. 83-104, 1996.

FIGUEIREDO, J. C; PAULILLO, L. F. Gênese, modernização e reestruturação do complexo agroindustrial lácteo brasileiro. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 7, n. 2, 2005.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**. Amsterdam. vol. 33. n. 5. p. 557-79. 2003.

FLORAX, R. J. G. M.; GRAAFF, T. The performance of diagnostic tests for spatial dependence in linear regression models: a meta-analysis of simulation studies. In: **Advances in spatial econometrics**. Berlin Heidelberg: Springer, 2004.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS STATISTICAL (FAOSTAT). **Livestock Primary**. 2017. Disponível em: <http://www.fao.org/faostat/en/#data/QL>. Acesso em: 13 jun. 2017.

FORNAZIER, A.; SOUZA, P. M.; PONCIANO, N. J. A Importância do Seguro Rural na Redução de Riscos da Agropecuária. **Revista de Estudos Sociais**, v. 14, n. 28, p. 39-52, 2014.

FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. **Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships**. West Sussex: John Wiley and Sons, 2002.

FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. **Qualitative Geography: perspectives on spatial data analysis**. Londres: Sage publications, 2000.

GALLUP, J. L.; SACHS, J. D.; MELLINGER, A. D. Geography and economic development. **International regional science review**, v. 22, n. 2, p. 179-232, 1999.

GIBBONS, S.; OVERMAN, H. G. Mostly pointless spatial econometrics?. **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 2, p. 172-191, 2012.

GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Economic growth in a cross-section of cities. **Journal of monetary economics**, v. 36, n. 1, p. 117-143, 1995.

GOMES, S.T. **A economia do leite**. Coronel Pacheco: Embrapa, 1996.

GOMES, S.T. **A produtividade da pecuária de leite no Brasil: mitos e verdades**. 1995. Disponível em: Acesso em [http://www.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_092%20-%20A%20PRODUTIVIDADE%20DA%20PECU%C1RIA%20DE%20LEITE%20NO%20BRASIL%20%20MITOS%20E%20VERDADES%20\(13-11-95\).pdf](http://www.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_092%20-%20A%20PRODUTIVIDADE%20DA%20PECU%C1RIA%20DE%20LEITE%20NO%20BRASIL%20%20MITOS%20E%20VERDADES%20(13-11-95).pdf). Acesso em 03 jun. 2015.

GOMES, S. T. **Diagnóstico e perspectivas da produção de leite no Brasil**. 1999. Disponível em http://www.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_121%20-%20DIAGN%C3%93STICO%20E%20PERSPECTIVA%20DA%20PRODU%C3%87%C3%83O%20DE%20LEITE%20DO%20BRASIL%20%2811-3-99%29.pdf. Acesso em: 03 jun. 2015.

GOMES, S. T. **Evolução recente e perspectivas da produção de leite no Brasil**. 2001. Disponível em [http://arquivo.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_051%20-%20PRODU%C7%C3O%20DE%20LEITE%20NO%20BRASIL%20\(3-10-91\).pdf](http://arquivo.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_051%20-%20PRODU%C7%C3O%20DE%20LEITE%20NO%20BRASIL%20(3-10-91).pdf). Acesso em: 03 jun. 2015.

GOMES, S.T. **Intervenções do governo no setor leiteiro**. 1991a. Disponível em: http://arquivo.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_052%20-%20INTERVEN%C7%D5ES%20DO%20GOVERNO%20NO%20SETOR%20LEITEIRO%20%2825-10-91%29.pdf. Acesso em 01 abr. 2018.

GOMES, S.T. **Produção de leite no Brasil**. 1991b. Disponível em: [http://www.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_092%20-%20A%20PRODUTIVIDADE%20DA%20PECU%20C1RIA%20DE%20LEITE%20NO%20BRASIL%20%20MITOS%20E%20VERDADES%20\(13-11-95\).pdf](http://www.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_092%20-%20A%20PRODUTIVIDADE%20DA%20PECU%20C1RIA%20DE%20LEITE%20NO%20BRASIL%20%20MITOS%20E%20VERDADES%20(13-11-95).pdf). Acesso em 03 jun. 2015.

GOMES, S. T. **Situação atual e tendências da competitividade de sistemas de produção: a proposta de negociações multilaterais para produtos lácteos**. 2002. Disponível em: [http://www.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_161%20-%20SITUA%C7%C3O%20ATUAL%20E%20TEND%C4NCIAS%20DA%20COMPETITIVIDADE%20DE%20SISTEMAS%20DE%20PRODU%C7%C3O\(10-11-02\).pdf](http://www.ufv.br/der/docentes/stg/stg_artigos/Art_161%20-%20SITUA%C7%C3O%20ATUAL%20E%20TEND%C4NCIAS%20DA%20COMPETITIVIDADE%20DE%20SISTEMAS%20DE%20PRODU%C7%C3O(10-11-02).pdf). Acesso em 04 set. 2015.

GREEN, L. E.; HEDGES, V. J.; SCHUKKEN, Y. H.; BLOWEY R. W.; PACKINGTON, A. J. The impact of clinical lameness on the milk yield of dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 85, n. 9, p. 2250–2256, 2002.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 7th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2012.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HAUG, A; HØSTMARK, A. T.; HARSTAD, O. M. Bovine milk in human nutrition – a review. **Lipids in health and disease**, v. 6, n. 1, p. 6-25, 2007.

HEAD, K; MAYER, T. The empirics of agglomeration and trade. In: **Handbook of regional and urban economics**. Elsevier, 2004. p. 2609-2669.

HENDERSON, J. V. The sizes and types of cities. **The American Economic Review**, p. 640-656, 1974.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Estimativas de população**. 2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 30 mar. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Produção da Pecuária Municipal** – Pesquisa Pecuária Municipal 2016. Banco de dados agregados: sistema IBGE de recuperação automática – SIDRA. 2017. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/ppm/default.asp>. Acesso em: 02 out. 2017.

INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (IparDES). Caracterização socioeconômica da atividade leiteira no Paraná: sumário executivo. Curitiba, 2009. Disponível em: http://www.ipardes.gov.br/biblioteca/docs/sumario_executivo_atividade_leiteira_parana.pdf. Acesso em 10 jun 2017.

ISARD, W. **Location and space-economy**. 1956.

JANK, M. S.; GALAN, V. B. Competitividade do Sistema Agroindustrial do leite no Brasil. In JANK, M. S.; FARINA, E. M. Q.; GALAN, V. B. **O agribusiness do leite no Brasil**. São Paulo: Milkbuzz. 1999. 108 p.

JOCHIMS, F.; DORIGON, C.; PORTES, V. M. O leite para o oeste catarinense. **Agropecuária Catarinense**. Florianópolis. v.29. n.3. p. 18-21. 2016.

JONES, C. I. Introdução à teoria do crescimento econômico. Rio de Janeiro: Campus, 2015, 282p.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International economic review**, v. 40, n. 2, p. 509-533, 1999.

KRUGMAN, P. R. Increasing returns and economic geography. **Journal of political economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.

KRUGMAN, P. R. First nature, second nature, and metropolitan location. **Journal of regional science**, v. 33, n. 2, p. 129-144, 1993.

KRUGMAN, P. R. What's new about the new economic geography?. **Oxford review of economic policy**, v. 14, n. 2, p. 7-17. 1998.

LE MOS, M. B.; GALINARI, R.; CAMPOS, B.; BIASI, E.; SANTOS, F. Tecnologia, especialização regional e produtividade: um estudo da pecuária leiteira em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. vol. 41. n.3. p. 117-138. 2003.

LE GALLO, J.; ERTHUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe. 1980-1995. **Papers in Regional Science**, v. 82. n. 2. p. 175-201. 2003.

LEGENDRE, P. Spatial autocorrelation: trouble or new paradigm?. **Ecology**, v. 74, n. 6, p. 1659-1673, 1993.

LESAGE, J. P. **The theory and practice of spatial econometrics**. University of Toledo. Toledo, Ohio, v. 28, 1999. 296 p.

LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. 2004. 193p. Tese (Doutorado em Ciências) – Universidade de São Paulo. Piracicaba. 2004.

LÖSCH, A. **The Economics of Location**. Jena, Fischer. 1940.

MA, H.; OXLEY, L.; RAE, A.; FAN, C.; HUANG, J.; ROZELLE, S. The evolution of productivity performance on China's dairy farms in the new millennium. **Journal of Dairy Science**, v. 95, p. 7074–7085. 2012.

MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. R. Spatial dependence and regional convergence in Brazil. **Regional Economics Applications Laboratory**, 2000.

MAIA, G. B. S.; PINTO, A. R.; MARQUES, C. Y. T.; ROITMAN, F. B.; LYRA, D. D. Produção leiteira no Brasil. In CAPANEMA, L. S. L.; GUIMARÃES, D. D.; CARNEIRO, J. V. A. Inovação na indústria de alimentos: importância e dinâmica no complexo agroindustrial brasileiro. **BNDES Setorial**. n.37. p.371-398. 2013.

MALASSISE, R. L. S.; PARRÉ, J. L.; FRAGA, G. J.. O Comportamento do Preço da Terra Agrícola: um modelo de painel de dados espaciais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v.53, n.4, p.645-666. 2015.

MARION FILHO, P. J.; MOURA, A. C.; BRITES, M.; LORENZONI, R. K. Especialização na produção de leite e concentração no Rio Grande do Sul. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**. Vol. 8. n.1. p. 22-38. 2016.

MARTINS, M. C. Competitividade da cadeia produtiva do leite no Brasil. **Revista de Política Agrícola**. n. 3. p. 38-51. 2004.

MELLO, M. A.; SCHIMIDT, W. **A agricultura familiar e a cadeia produtiva do leite no Oeste catarinense: possibilidades para a construção de modelos heterogêneos**. In: PAULILO, S.; SCHMIDT, W. (org). Agricultura e Espaço Rural em Santa Catarina. Florianópolis: UFSC. 2003.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Valor bruto da produção agropecuária (VBP)**. 2017. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/valor-bruto-da-producao-agropecuaria-vbp>. Acesso em: 09 jan. 2018.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Plano mais pecuária**. Brasília: MAPA/ACS. 2014. 32 p.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO (MDIC). **Análise das informações de comércio exterior** (ALICE-Web). Disponível em: <http://aliceweb.mdic.gov.br/>. Acesso em: 18 ago. 2017.

MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R. Mercado Brasileiro de Lácteos: análise do impacto de políticas de estímulo à produção. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, n. 4, p. 783-800, 2017.

MOREIRA, V. H.; BRAVO-URETA, B. E. Total factor productivity change in dairy farming: Empirical evidence from southern Chile. **Journal of Dairy Science**. v. 99, n. 10, p. 8356–8364. 2016.

OTTAVIANO, G. I. P; PUGA, D. Agglomeration in the global economy: a survey of the ‘new economic geography’. **The World Economy**, v. 21, n. 6, p. 707-731, 1998.

OZAKI, V. A. Em busca de um novo paradigma para o seguro rural no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 97-119, 2008.

PARRÉ, J. L. Interpretando o espaço rural: desenvolvimento, recursos naturais e infraestrutura. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 41., 2013. Foz do Iguaçu. **Anais eletrônicos....** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013. Disponível em: https://www.researchgate.net/profile/Jose_Parre/publication/303406858_INTERPRETANDO_O_O_ESPACO_RURAL_DESENVOLVIMENTO_RECursos_NATURAIS_E_INFRA-ESTRUTURA/links/5741fe5008ae9f741b375584/INTERPRETANDO-O-ESPACO-RURAL-DESENVOLVIMENTO-RECursos-NATURAIS-E-INFRA-ESTRUTURA.pdf. Acesso em: 15 nov. 2017.

PARAGUAS, F. J.; DEY, M. M. Aquaculture Productivity Convergence in India: A Spatial Econometric Perspective. **Agricultural Economics Research Review**. v. 19, p. 121- 134. 2006.

PAVAN, L. S. **Os determinantes da produtividade agrícola dos municípios paranaenses: uma análise de dados espaciais**. 2013. 116p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2013.

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S.; ALVIM, M. I. S. A.; FERREIRE, P. G. C. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. **Nova Economia**. v. 17. n. 1. p. 65- 91. 2007.

PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise de convergência espacial no Estado de Minas Gerais: 1975-2003. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**. 1.1. 2008.

PINHEIRO, M. A. **Distribuição espacial da agropecuária do Estado do Paraná: um estudo da função de produção**. 2007. 126p. Tese (Mestrado em Teoria Econômica) – Universidade Estadual de Maringá. Maringá. 2007.

PINTO, D. G.; PEROBELLI, F. S. Determinantes do Crescimento da Pecuária de Leite em Minas Gerais: uma análise para o período de 2005 a 2014. **Reflexões Econômicas**, v. 2, n. 1, p. 44-67, 2016.

QUAH, D. T. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, p. 1353-1375. 1996a.

QUAH, D. T. Regional convergence clusters across Europe. **European Economic Review**, v. 40, n. 3, p. 951-958, 1996b.

RAIHER, A. P.; OLIVEIRA, R. A.; CARMO, A. S. S.; STEGE, A. L. 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.

RAMAJO, J., MARQUEZ, M. A., HEWINGS, G. J., SALINAS, M. M. Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions?. **European Economic Review**, v. 52, n. 3, p. 551-567, 2008.

RAMOS, R. C. O seguro rural no Brasil: origem, evolução e proposições para aperfeiçoamento. **Informações Econômicas**, v. 39, n. 3, p. 5-16, 2009.

REDDING, S.; VENABLES, A. J. Economic geography and international inequality. **Journal of international Economics**, v. 62, n. 1, p. 53-82, 2004.

REIS, E. J.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. L.; HORÁCIO, M.C. **Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000**. Rio de Janeiro: Ipea/Dimac. 2008. Disponível em:
<https://www.ufmg.br/rededemuseus/crch/simposio/REIS_EUSTAQUIO_JOSE_R_ET_AL.pd>. Acesso em: 01 ago. 2016.

REY, J. S.; MONTOURI, B. D. US Regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**. vol. 33. n. 2. p. 143-156. 1999.

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, p. 77-104. 2016.

SANTOS, C.A.; MOREIRA, M.S.P. **A Contribuição da Embrapa Gado de Leite à Redução de Desníveis Regionais no Agronegócio do Leite no Brasil**. 2009. Disponível em: http://www.cnpma.embrapa.br/boaspraticas/download/Contribuicao_Embrapa_Gado_Leite_Reducacao_Desniveis.pdf. Acesso em: 12 jun. 2016

SANTOS, O.V.; MARCONDES, T; CORDEIRO, J. L.F. **Estudo da cadeia do leite em Santa Catarina; prospecção e demandas**. (Versão preliminar). Florianópolis: Epagri/Cepa - Cadeia produtiva; Santa Catarina. 55p. 2006.

SCHUMACHER, G. **Produção de leite no Rio Grande do Sul: a distribuição espacial e a relação de dependência entre os municípios**. 2013. 103p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria. 2013.

SECRETARIA ESPECIAL DE AGRICULTURA FAMILIAR E DESENVOLVIMENTO AGRÁRIO (SAF/MDA). **Política setorial do leite**. 2016. <http://www.mda.gov.br/sitemda/secretaria/saf-leite/o-que-%C3%A9-pol%C3%ADtica-setorial-do-leite>. Acesso em: 05 set. 2016.

SECRETARIA DE ESTADO DA AGRICULTURA E DO ABASTECIMENTO - DEPARTAMENTO DE ECONOMIA RURAL (SEAB-DERAL). **Análise da conjuntura agropecuária**. 2014. Disponível em: http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/bovinocultura_leite_14_15.pdf. Acesso em 08 set. 2016.

SILVA, M. F.; SILVA, A. C. Análise da produtividade do rebanho leiteiro do Estado de Goiás. **Revista Brasileira de Agropecuária Sustentável**, v. 4, n. 2, 2014.

SILVA, R. R.; BACHA, C. J. C. Acessibilidade e aglomerações na Região Norte do Brasil sob o enfoque da Nova Geografia Econômica. **Nova Economia**, v. 24, n. 1, p. 169-190, 2014.

SILVA NETO, W. A.; BACHA, C. J. C.; BACCHI, M. R. P. **Evolução do financiamento rural para a pecuária e sua relação com a dinâmica regional dessa atividade no Brasil**. 2011. Disponível em: http://www.face.ufg.br/siteface_files/midias/original-td-024.pdf. Acesso em 01 abri 2018.

SIQUEIRA, K. B.; CARNEIRO, A. V.; ALMEIDA, M. F.; SOUZA, R. C. S. N. P. **O mercado lácteo brasileiro no contexto mundial**. Juiz de Fora: Embrapa gado de leite. 2010. Disponível em: <http://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/886169/1/CT104Kennya.pdf>. Acesso em: 03 jun. 2015.

SOCIEDADE NACIONAL DE AGRICULTURA (SNA). **Pesquisa aponta queda no rebanho e na produção de leite na última década.** 2015. Disponível em: <<http://sna.agr.br/pesquisa-aponta-queda-no-rebanho-e-na-producao-de-leite-na-ultima-decada>>. Acesso em 05 set. 2016.

SOUZA, C. C. A. **A nova geografia econômica: três ensaios para o Brasil.** 2007. 130p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

SOUZA, N.J.; PORTO JUNIOR, S.S. Crescimento regional e novos testes de convergência para os municípios da região nordeste do Brasil. Encontro Brasileiro de Estudos Regionais e Urbanos, São Paulo. **Anais.** São Paulo: EBERU, 2002.

SOUZA, R.; SANTOS, G. T.; VALLOTO, A. A.; SANTOS, A. L.; GASPARINO, E.; SILVA, D. C.; SANTOS, W. B. R. Produção e qualidade do leite de vacas da raça Holandesa em função da estação do ano e ordem de parto. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v. 11, n. 2, 2010.

STEGE, A. L. **Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns Estados brasileiros nos anos de 2000 e 2010.** 2015. 162p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.

TEIXEIRA, R. F. A. P.; BERTELLA, M. A. Distribuição espaço-temporal da produtividade média do café em Minas Gerais: 1997-2006. **Análise Econômica**, v. 33, p. 275-299, 2015.

TUPY, O. Tecnologia e valor econômico agregado à produção de leite. **Revista de Política Agrícola**, v. 20, n. 1, p. 79-88, 2011.

TYSZLER, M. **Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial.** 2006. 141 p. Dissertação (Mestrado em Administração Pública e Governo) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). **Dairy: world markets and trades.** 2017. Disponível em: <https://www.fas.usda.gov/data/dairy-world-markets-and-trade>. Acesso em: 09 jan. 2018.

VEGA, S.; H. ELHORST, J. P. The SLX model. **Journal of Regional Science**, v. 55, n. 3, p. 339-363, 2015.

VILELA, D.; RESENDE, J. C. de. Cenário para a produção de leite no Brasil na próxima década. In: SIMPÓSIO SOBRE SUSTENTABILIDADE DA PECUÁRIA LEITERIA NA REGIÃO SUL DO BRASIL, 6.; SEMINÁRIO DOS CENTROS MESORREGIONAIS DE EXCELÊNCIA EM TECNOLOGIA DO LEITE, 2., 2014, Maringá. **Anais...** Maringá: UEM, 2014.

VILELA, D.; RESENDE, J. C. D.; LEITE, J. B.; ALVES, E. A evolução do leite no Brasil em cinco décadas. **Revista de Política Agrícola**, v. 26, n. 1, p. 5-24, 2017.

VON THÜNEN, J. **The Isolated State.** English edn, London, Pergamon Press. 1826

ZOCCAL, R.; GOMES, A. T. Zoneamento da produção de leite no Brasil. In: XVIII CONGRESSO BRASILEIRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. 2005. Ribeirão Preto. **Anais...**Ribeirão Preto: XVIII Congresso Brasileiro da Sociedade Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. 2005. 20 p.

WEBER, A. **Theory of the Location of Industries**. Chicago, IL, University of Chicago Press. 1909

WEST, J. W.; MULLINIX, B. G.; BERNARD, J. K. Effects of hot, humid weather on milk temperature, dry matter intake, and milk yield of lactating dairy cows. **Journal of Dairy Science**. v. 86. n. 1. p. 232–242. 2003.

WILKINSON, J. **Estudo da competitividade da indústria brasileira: o complexo agroindustrial**. Rio de Janeiro: Centro Edelstein de Pesquisas Sociais. 2008. 103 p.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press, 2010.

APÊNDICES

Tabela A1 – *I* de Moran durante o período para os Estados analisados

Ano	Goiás	Minas Gerais	Paraná	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
1974	0,2882	0,6891	0,2192	0,5879	-0,0017	0,5435
1975	0,2765	0,6895	0,3449	0,5865	0,2652	0,5121
1976	0,2538	0,6967	0,3428	0,5740	0,2502	0,5795
1977	0,3751	0,6395	0,5221	0,4607	0,2796	0,5425
1978	0,5407	0,6623	0,5428	0,4907	0,2998	0,4695
1979	0,4981	0,4119	0,4798	0,4122	0,2910	0,4845
1980	0,6102	0,7122	0,3963	0,5878	0,2768	0,5372
1981	0,5182	0,7015	0,3295	0,6071	0,3842	0,5387
1982	0,4508	0,6769	0,3503	0,5855	0,3691	0,4047
1983	0,5958	0,6731	0,2607	0,5717	0,2947	0,4439
1984	0,5928	0,6700	0,2657	0,5659	0,2251	0,3504
1985	0,5147	0,6608	0,2499	0,5650	0,2365	0,4278
1986	0,6076	0,6745	0,2806	0,5569	0,2379	0,4422
1987	0,6371	0,6858	0,2524	0,5439	0,3161	0,4817
1988	0,6631	0,7112	0,2603	0,3684	0,3161	0,4691
1989	0,6856	0,6762	0,2749	0,3361	0,4003	0,4670
1990	0,7196	0,7055	0,2857	0,3375	0,3902	0,4494
1991	0,7266	0,7210	0,2557	0,3599	0,4061	0,4309
1992	0,7476	0,6787	0,3210	0,3504	0,3913	0,4399
1993	0,7393	0,6566	0,4107	0,2795	0,4227	0,2452
1994	0,6629	0,6923	0,5188	0,2601	0,2233	0,4147
1995	0,5949	0,6946	0,4511	0,4516	0,2188	0,4402
1996	0,0286	0,3369	0,3034	0,2340	0,3451	0,3621
1997	0,7110	0,3807	0,2853	0,2800	0,3915	0,2949
1998	0,7103	0,5513	0,2516	0,3701	0,4218	0,3544
1999	0,6966	0,6117	0,1906	0,3767	0,4167	0,3224
2000	0,7140	0,2567	0,2250	0,4383	0,3625	0,3433
2001	0,7201	0,6018	0,3112	0,4260	0,3848	0,3862
2002	0,7587	0,6026	0,3765	0,4602	0,3748	0,3945
2003	0,7580	0,6061	0,4011	0,5171	0,3188	0,3520
2004	0,7596	0,6341	0,3937	0,5389	0,4635	0,3179
2005	0,7814	0,6017	0,4183	0,5446	0,4973	0,3344
2006	0,7641	0,5993	0,4020	0,5379	0,4747	0,3414
2007	0,7053	0,5943	0,4822	0,5873	0,3816	0,3769
2008	0,6912	0,5638	0,4988	0,5912	0,3978	0,4824
2009	0,6059	0,5565	0,5366	0,5928	0,4869	0,3749
2010	0,5255	0,5436	0,5157	0,6044	0,5490	0,4024
2011	0,5829	0,5578	0,5174	0,6271	0,5224	0,3796
2012	0,5465	0,5894	0,4984	0,5515	0,4929	0,4166
2013	0,5609	0,5955	0,4726	0,5462	0,3787	0,3538
2014	0,4993	0,5754	0,3943	0,4478	0,4441	0,3079
2015	0,5148	0,5608	0,4627	0,4521	0,4055	0,2811
2016	0,5270	0,5791	0,4935	0,4699	0,4117	0,2728

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: Pseudossignificância de 99999 permutações aleatórias.

Tabela A2 – Resultados do I de Moran para diferentes matrizes de pesos espaciais (continua)

Ano	Goiás				Minas Gerais				Paraná			
	Rainha	Torre	7 vizinhos	10 vizinhos	Rainha	Torre	7 vizinhos	10 vizinhos	Rainha	Torre	7 vizinhos	10 vizinhos
1974	0,1233	0,2789	0,2673	0,2745	0,7065	0,7081	0,6784	0,6648	0,2110	0,2117	0,1931	0,1840
1975	0,1333	0,2691	0,2535	0,2759	0,7115	0,7131	0,6745	0,6666	0,3274	0,3283	0,3166	0,3119
1976	0,1581	0,2661	0,2473	0,2772	0,7194	0,7210	0,6806	0,6712	0,3258	0,3267	0,3146	0,3101
1977	0,2224	0,3776	0,3542	0,3544	0,6456	0,6477	0,6015	0,5705	0,4900	0,5088	0,4334	0,3685
1978	0,4028	0,5294	0,5500	0,5251	0,6550	0,6568	0,6197	0,5842	0,4974	0,5006	0,5290	0,4573
1979	0,3692	0,4762	0,4865	0,4636	0,4205	0,4221	0,3991	0,3786	0,4802	0,4814	0,4428	0,3808
1980	0,4331	0,6117	0,6064	0,5594	0,7089	0,7080	0,6804	0,6401	0,4013	0,4074	0,3550	0,2910
1981	0,2955	0,5476	0,4928	0,4297	0,6999	0,6998	0,6605	0,6321	0,3404	0,3430	0,2979	0,2566
1982	0,2356	0,4979	0,4080	0,3415	0,6744	0,6748	0,6243	0,5897	0,3610	0,3646	0,3095	0,2590
1983	0,3552	0,6209	0,5391	0,4711	0,6602	0,6603	0,6172	0,5715	0,2871	0,2879	0,2489	0,2118
1984	0,3130	0,6240	0,5277	0,4472	0,6650	0,6648	0,6226	0,5803	0,2888	0,2927	0,2405	0,1761
1985	0,2844	0,5634	0,4904	0,4284	0,6601	0,6597	0,6258	0,5817	0,2681	0,2718	0,2296	0,1699
1986	0,3267	0,6447	0,5758	0,5009	0,6742	0,6740	0,6395	0,5975	0,3008	0,3070	0,2609	0,2152
1987	0,3612	0,6431	0,5937	0,5159	0,6835	0,6832	0,6539	0,6121	0,2783	0,2809	0,2355	0,1959
1988	0,3900	0,6588	0,6044	0,5427	0,6978	0,6981	0,6821	0,6268	0,2826	0,2847	0,2446	0,2232
1989	0,4384	0,6910	0,6320	0,5737	0,6672	0,6677	0,6441	0,6023	0,2977	0,2998	0,2624	0,2366
1990	0,4391	0,7180	0,6566	0,5973	0,6901	0,6907	0,6705	0,6311	0,3041	0,3059	0,2818	0,2579
1991	0,5070	0,7042	0,6616	0,6017	0,7061	0,7072	0,6902	0,6499	0,3349	0,3359	0,2676	0,2854
1992	0,5156	0,7448	0,6891	0,6276	0,6819	0,6820	0,6562	0,6176	0,3685	0,3701	0,3156	0,2888
1993	0,5550	0,7489	0,6918	0,6386	0,6611	0,6623	0,6278	0,6036	0,4198	0,4207	0,3928	0,3674
1994	0,4647	0,6969	0,5758	0,5530	0,6979	0,6975	0,6632	0,6306	0,5065	0,5071	0,4928	0,4682
1995	0,4021	0,6083	0,4992	0,4802	0,7009	0,6999	0,6770	0,6446	0,4462	0,4467	0,4325	0,3918
1996	0,0526	0,0679	0,0441	0,0584	0,3543	0,3552	0,32037	0,30297	0,3468	0,3465	0,2883	0,2375
1997	0,5425	0,7086	0,6755	0,6087	0,3959	0,3960	0,35995	0,33476	0,3267	0,3265	0,2885	0,2349
1998	0,5156	0,7044	0,6704	0,5964	0,5508	0,5492	0,51337	0,47860	0,2926	0,2932	0,2663	0,2175
1999	0,5064	0,6791	0,6553	0,5858	0,6124	0,6125	0,55949	0,52079	0,2342	0,2345	0,1898	0,1652
2000	0,5257	0,7034	0,6752	0,6105	0,2606	0,2606	0,22798	0,21226	0,2660	0,2659	0,2145	0,1938
2001	0,5327	0,7140	0,6763	0,6116	0,5848	0,5845	0,54831	0,50221	0,3163	0,3173	0,2842	0,2424
2002	0,5221	0,7461	0,7113	0,6378	0,5922	0,5924	0,55544	0,51294	0,3675	0,3677	0,3423	0,3074
2003	0,5518	0,7455	0,7176	0,6494	0,5917	0,5919	0,55665	0,52910	0,3795	0,3803	0,3729	0,3351
2004	0,5567	0,7530	0,7209	0,6521	0,6159	0,6161	0,58485	0,55015	0,3790	0,3797	0,3649	0,3443
2005	0,5706	0,7633	0,7318	0,6661	0,5925	0,5911	0,56311	0,53433	0,4147	0,4156	0,3580	0,3266
2006	0,5718	0,7524	0,7232	0,6671	0,5891	0,5873	0,56436	0,53311	0,4025	0,4030	0,3569	0,3344
2007	0,5506	0,7004	0,6704	0,6333	0,5959	0,5941	0,56632	0,53472	0,4598	0,4610	0,4359	0,4119
2008	0,5552	0,6617	0,6577	0,6077	0,5620	0,5612	0,53239	0,51295	0,4830	0,4836	0,4588	0,4360
2009	0,4881	0,5843	0,5761	0,5167	0,5646	0,5639	0,52574	0,50958	0,4942	0,4918	0,4974	0,4776
2010	0,3974	0,5430	0,5001	0,4506	0,5446	0,5438	0,51417	0,49907	0,4739	0,4720	0,4906	0,4631
2011	0,4383	0,5923	0,5390	0,5060	0,5605	0,5594	0,53099	0,51092	0,4764	0,4748	0,4983	0,4582
2012	0,4108	0,5365	0,5029	0,4702	0,5984	0,5970	0,56225	0,54778	0,4688	0,4720	0,4782	0,4437
2013	0,4206	0,5625	0,5188	0,4852	0,6022	0,6008	0,56641	0,54705	0,4531	0,4568	0,4525	0,4197
2014	0,3583	0,5099	0,4594	0,4232	0,5886	0,5878	0,53825	0,51784	0,4055	0,4052	0,3869	0,3676
2015	0,3731	0,5211	0,4831	0,4484	0,5579	0,5570	0,51888	0,50128	0,4794	0,4704	0,4472	0,4367
2016	0,3793	0,5208	0,4737	0,4286	0,5776	0,5788	0,53383	0,51450	0,5119	0,5136	0,4836	0,4579

Tabela A2 – Resultados do *I* de Moran para diferentes matrizes de pesos espaciais (conclusão)

Ano	Rio Grande do Sul				Santa Catarina				São Paulo			
	Rainha	Torre	7 vizinhos	10 vizinhos	Rainha	Torre	7 vizinhos	10 vizinhos	Rainha	Torre	7 vizinhos	10 vizinhos
1974	0,5484	0,5463	0,5564	0,5293	0,0233	0,0247	0,0101	0,0233	0,5287	0,5275	0,5093	0,4586
1975	0,5413	0,5407	0,5500	0,5237	0,2787	0,2914	0,2466	0,2477	0,4902	0,4878	0,4920	0,4758
1976	0,5421	0,5411	0,5459	0,5191	0,2651	0,2774	0,2317	0,2443	0,5589	0,5582	0,5624	0,5388
1977	0,4603	0,4597	0,4700	0,4574	0,3111	0,3184	0,2528	0,2433	0,5317	0,5299	0,5210	0,4941
1978	0,4960	0,4949	0,5011	0,4738	0,3067	0,3077	0,2957	0,2707	0,4833	0,4870	0,4722	0,4421
1979	0,4782	0,4770	0,4209	0,3869	0,3216	0,3228	0,2947	0,2675	0,4422	0,4532	0,4676	0,4277
1980	0,5566	0,5571	0,5469	0,4750	0,3316	0,3374	0,2667	0,2487	0,5297	0,5384	0,5355	0,5150
1981	0,5520	0,5526	0,5636	0,4974	0,3999	0,4113	0,3514	0,3114	0,5333	0,5396	0,5290	0,4965
1982	0,5456	0,5468	0,5426	0,4673	0,3611	0,3691	0,3378	0,2964	0,4722	0,4774	0,4049	0,3993
1983	0,5558	0,5566	0,5759	0,4796	0,2745	0,2786	0,2848	0,2500	0,4925	0,4960	0,4072	0,3899
1984	0,5654	0,5659	0,5702	0,4714	0,2281	0,2251	0,2094	0,1760	0,3536	0,3470	0,3285	0,3027
1985	0,5635	0,5644	0,5696	0,4704	0,2641	0,2656	0,2238	0,1753	0,4385	0,4459	0,4428	0,4113
1986	0,5672	0,5684	0,5647	0,4647	0,2686	0,2623	0,2249	0,1756	0,4321	0,4391	0,4542	0,4248
1987	0,5352	0,5361	0,5596	0,4666	0,3432	0,3396	0,2906	0,2505	0,5027	0,5059	0,4868	0,4506
1988	0,4238	0,4270	0,3966	0,3287	0,3451	0,3430	0,2945	0,2563	0,4846	0,4898	0,4669	0,4319
1989	0,3874	0,3894	0,3597	0,3147	0,4249	0,4210	0,3844	0,3352	0,4657	0,4685	0,4763	0,4502
1990	0,3984	0,4001	0,3298	0,2875	0,4102	0,4071	0,3614	0,3102	0,4647	0,4702	0,4655	0,4483
1991	0,4128	0,4144	0,3753	0,3241	0,4028	0,4002	0,3810	0,3199	0,4467	0,4503	0,4307	0,3964
1992	0,4238	0,4256	0,3650	0,3127	0,3912	0,3895	0,3592	0,3089	0,4424	0,4476	0,4423	0,3909
1993	0,3567	0,3587	0,3082	0,2825	0,3949	0,3952	0,3828	0,3536	0,2377	0,2417	0,2326	0,2249
1994	0,3419	0,3483	0,2496	0,2371	0,1989	0,1992	0,2008	0,1635	0,4112	0,4188	0,4063	0,3687
1995	0,4420	0,4506	0,4146	0,3667	0,1900	0,1903	0,2073	0,1718	0,4222	0,4314	0,4346	0,3849
1996	0,2096	0,2153	0,2689	0,2486	0,2648	0,2698	0,3056	0,2665	0,3334	0,3328	0,3436	0,3177
1997	0,2752	0,2806	0,2730	0,2426	0,3102	0,3160	0,3479	0,3155	0,2805	0,2818	0,2654	0,2494
1998	0,3715	0,3787	0,3451	0,2894	0,3324	0,3385	0,3735	0,3343	0,3486	0,3508	0,3143	0,2820
1999	0,3900	0,3993	0,3651	0,3008	0,3207	0,3259	0,3636	0,3297	0,3032	0,3046	0,2777	0,2429
2000	0,4535	0,4617	0,4217	0,3489	0,3144	0,3192	0,3233	0,2829	0,3412	0,3449	0,2999	0,2735
2001	0,4494	0,4571	0,3957	0,3291	0,3509	0,3559	0,3587	0,3167	0,3692	0,3738	0,3524	0,3284
2002	0,4980	0,5015	0,4040	0,3591	0,3607	0,3645	0,3130	0,3068	0,3872	0,3944	0,3668	0,3388
2003	0,5305	0,5361	0,4646	0,4337	0,3609	0,3633	0,2699	0,2567	0,3565	0,3644	0,3170	0,2858
2004	0,5173	0,5218	0,4887	0,4491	0,4459	0,4493	0,4128	0,3954	0,3164	0,3231	0,2862	0,2555
2005	0,5367	0,5384	0,5050	0,4676	0,4756	0,4793	0,4383	0,4226	0,3401	0,3457	0,3069	0,2663
2006	0,5525	0,5538	0,4902	0,4415	0,4631	0,4660	0,4223	0,4078	0,3425	0,3487	0,3201	0,2789
2007	0,6150	0,6171	0,5438	0,4888	0,4359	0,4382	0,3554	0,3273	0,3801	0,3845	0,3631	0,3168
2008	0,6107	0,6125	0,5280	0,4673	0,4359	0,4369	0,3501	0,3439	0,4942	0,4977	0,4361	0,4017
2009	0,6096	0,6116	0,5416	0,4829	0,4866	0,4927	0,4635	0,4335	0,3980	0,3994	0,3433	0,3132
2010	0,6003	0,6032	0,5681	0,4975	0,5051	0,5121	0,5151	0,4815	0,4058	0,4090	0,3779	0,3565
2011	0,6049	0,6111	0,5916	0,5198	0,4784	0,4863	0,4981	0,4710	0,3891	0,3920	0,3471	0,3330
2012	0,5841	0,5887	0,5300	0,4612	0,4639	0,4737	0,4749	0,4423	0,4244	0,4281	0,3894	0,3685
2013	0,5798	0,5847	0,5354	0,4671	0,3719	0,3764	0,3731	0,3634	0,3581	0,3599	0,3367	0,3228
2014	0,4898	0,4974	0,4353	0,3918	0,4424	0,4530	0,4558	0,4305	0,3142	0,3175	0,2998	0,2881
2015	0,4523	0,4608	0,4453	0,4020	0,4153	0,4251	0,3922	0,3671	0,2688	0,2739	0,2536	0,2503
2016	0,4826	0,4920	0,4497	0,4046	0,4174	0,4288	0,3984	0,3688	0,2572	0,2633	0,2388	0,2346

Fonte: Resultados da pesquisa

Tabela A3 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Goiás

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	5,1117*** (0,9901)	1,3956** (1,1979)	-	0,0157 (0,6272)	0,8530 (0,7692)	1,1194** (0,4571)	2,9279*** (0,4642)	2,2586*** (0,6522)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,9913*** (0,0786)	-0,8865*** (0,0951)	-	-0,5070*** (0,0717)	-0,6680*** (0,1247)	-0,5419*** (0,0666)	-0,2456*** (0,0896)	-0,3270*** (0,0652)
$\ln(discap_{t-n})$	-0,0779 (0,0628)	-0,0569 (0,0760)	-	0,0276 (0,0507)	-0,0172 (0,0671)	0,0233* (0,0426)	0,0080 (0,0441)	-0,0946** (0,0439)
$\ln(dpluv_{t-n})$	0,0471 (0,0910)	-0,0069 (0,1101)	-	-0,0266 (0,0721)	-0,0182 (0,0950)	0,0887** (0,0609)	-0,0812 (0,0637)	-0,0731 (0,0647)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,0018 (0,0771)	0,0604 (0,0933)	-	0,0377 (0,0300)	0,0073 (0,0628)	0,0291 (0,0481)	-0,0349 (0,0392)	-0,0136 (0,0418)
$\ln(pib_{t-n})$	0,0450 (0,0675)	-0,0212 (0,0817)	-	-0,0109 (0,0241)	0,0226 (0,0570)	0,0308 (0,4922)	0,0248 (0,0354)	0,0159 (0,0377)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0208** (0,0084)	-0,0005 (0,0109)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	-0,0145 (0,0267)	-0,0201 (0,0146)	0,0093 (0,0139)	-0,0024 (0,0143)
$W\ln(Prod_{t-n})$	0,3592** (0,1460)	0,6323** (0,1766)	-	0,5132*** (0,1035)	0,4321*** (0,1605)	0,2062 (0,0883)	-0,0456 (0,1052)	-0,0432 (0,0951)
$W\ln(discap_{t-n})$	0,0020 (0,0673)	-0,1292* (0,0814)	-	-0,0882 (0,0542)	0,0341** (0,0733)	-0,0373** (0,0462)	-0,0117 (0,0477)	-0,0014 (0,0474)
$W\ln(dpluv_{t-n})$	-0,0386 (0,1202)	0,1485 (0,1454)	-	0,1306 (0,0905)	0,2549** (0,1190)	0,1102 (0,0805)	0,0069 (0,0866)	0,0386 (0,0845)
$W\ln(pop_{t-n})$	-0,3305*** (0,1056)	-0,1845** (0,1277)	-	0,0280 (0,0572)	-0,2003 (0,0980)	-0,2861*** (0,0689)	0,0074 (0,0660)	-0,0389 (0,0728)
$W\ln(pib_{t-n})$	0,4092*** (0,0901)	0,2140*** (0,1090)	-	-0,0228 (0,0464)	0,2357** (0,0852)	0,3195*** (0,0647)	-0,0407 (0,0617)	0,0274 (0,0658)
$W\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0240* (0,0143)	0,0388 (0,0250)
$W\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0089 (0,0431)	-0,0286*** (0,0267)	0,0295 (0,0239)	0,0323 (0,0233)
AIC	18,9075	89,1433	-	-54,0558	41,8120	-113,3627	-87,8653	-85,6924
SIC	55,8095	126,0454	-	-17,1537	84,8644	-70,3103	-38,6625	-36,4896

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados. Como não foi detectada correlação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira no subperíodo de 1980-1985 para o Estado de Goiás, o modelo de MQO é o mais indicado para a análise de β -convergência condicional para esse subperíodo. Por isso não foi estimado o modelo SLX para o referido período.

Tabela A4 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Minas Gerais

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	7,4615*** (0,5360)	0,6218** (0,5148)	1,5595*** (0,3901)	0,8849*** (0,3234)	4,3362*** (0,4655)	1,6710*** (0,3773)	1,3159*** (0,3256)	2,1079*** (0,4036)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,3305*** (0,0406)	-0,2680*** (0,0390)	-0,2083*** (0,0303)	-0,1818*** (0,0244)	-0,3939*** (0,0348)	-0,2911*** (0,0219)	-0,1246*** (0,0198)	-0,2403*** (0,0264)
$\ln(discap_{t-n})$	-0,0131 (0,1084)	0,0915 (0,1041)	0,0902 (0,0839)	0,1412** (0,0710)	0,1074 (0,1120)	0,0568 (0,0703)	0,2389 (0,0784)	0,3236*** (0,0978)
$\ln(dpluv_{t-n})$	0,0930 (0,0679)	0,0984 (0,0652)	-0,0352 (0,0528)	0,0582 (0,0446)	-0,0254 (0,0653)	0,0141 (0,0434)	-0,0352 (0,0418)	-0,0042 (0,0524)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,0325 (0,0467)	0,0121 (0,0449)	-0,0384 (0,0323)	-0,0077 (0,0197)	-0,0671 (0,0431)	-0,0553 (0,0311)	0,0011 (0,0250)	-0,0376 (0,0316)
$\ln(pib_{t-n})$	0,0094 (0,0348)	0,0105 (0,0334)	0,0235 (0,0263)	0,0044 (0,0156)	0,0489 (0,0333)	0,0589** (0,0265)	-0,0010 (0,0201)	0,0219 (0,0254)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0013 (0,0022)	0,0005 (0,0052)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0323 (0,0197)	0,0097 (0,0072)	0,0035 (0,0062)	-0,0215*** (0,0074)
$W\ln(Prod_{t-n})$	-0,4680*** (0,0584)	0,1365** (0,0561)	0,0638 (0,0450)	0,0860** (0,0366)	-0,1086** (0,0534)	0,0957*** (0,0418)	0,0221 (0,0326)	0,0190* (0,0429)
$W\ln(discap_{t-n})$	-0,0953 (0,1125)	-0,1010 (0,1081)	-0,0607 (0,0870)	-0,1131 (0,0735)	-0,2451** (0,1158)	-0,1751 (0,0722)	-0,3045** (0,0808)	-0,3450*** (0,1015)
$W\ln(dpluv_{t-n})$	0,1070 (0,0901)	0,0715 (0,0866)	-0,0311 (0,0698)	-0,1097* (0,0584)	-0,0225 (0,0852)	0,0247 (0,0566)	0,1428*** (0,0546)	0,1222*** (0,0684)
$W\ln(pop_{t-n})$	-0,3562*** (0,0684)	0,0136 (0,0657)	-0,1507*** (0,0510)	-0,1176*** (0,0340)	-0,2875*** (0,0617)	-0,0565 (0,0447)	-0,0730** (0,0378)	-0,0020 (0,0503)
$W\ln(pib_{t-n})$	0,2489*** (0,0503)	-0,0033 (0,0483)	0,0748** (0,0411)	0,0687*** (0,0252)	0,2296*** (0,0477)	0,0295 (0,0366)	0,0119 (0,0293)	0,0018 (0,0384)
$W\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0047 (0,0046)	-0,0025 (0,0094)
$W\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0161 (0,0276)	0,0457*** (0,0121)	0,0322*** (0,0107)	0,0040 (0,0132)
AIC	611,7344	556,0387	250,8900	9,5412	561,4409	-29,8552	-82,7730	206,2261
SIC	66,6854	610,9897	305,8410	64,4922	625,5504	34,2543	-9,5050	279,4941

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela A5 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Paraná

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	2,8211*** (1,3187)	4,6760*** (0,9043)	4,5626*** (0,6776)	-0,0416 (0,5728)	3,8728*** (0,9507)	-0,0920 (0,7841)	-0,9562* (0,7054)	2,2493** (0,9416)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,7852*** (0,0858)	-0,7614*** (0,0589)	-0,5984*** (0,0570)	-0,3023*** (0,0502)	-0,7275*** (0,0837)	-0,3608*** (0,0646)	-0,1045** (0,0423)	-0,6071*** (0,0638)
$\ln(discap_{t-n})$	-0,0151 (0,1389)	-0,1018** (0,0952)	0,0029 (0,0752)	0,0586 (0,0615)	0,3010** (0,0982)	-0,0001 (0,0939)	0,2095* (0,1181)	-0,0053 (0,1277)
$\ln(dpluv_{t-n})$	0,0474 (0,1347)	-0,0273 (0,0924)	-0,1132 (0,0513)	-0,0159 (0,0601)	-0,0741 (0,0915)	-0,0797 (0,0907)	0,0803 (0,0870)	0,0218 (0,1215)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,0234 (0,0650)	0,0058 (0,0446)	-0,0116 (0,0513)	-0,0162 (0,0355)	-0,0969 (0,0657)	-0,0095 (0,0657)	-0,0605 (0,0574)	-0,0813 (0,0835)
$\ln(pib_{t-n})$	-0,0097 (0,0405)	0,0104 (0,0278)	0,0349 (0,0412)	0,0350 (0,0291)	0,1261** (0,0553)	0,0242 (0,0567)	0,0486 (0,0509)	0,0485 (0,0727)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0032 (0,0051)	0,0073 (0,0109)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	-0,0320 (0,0375)	0,0033 (0,0158)	0,0138 (0,0163)	0,0397* (0,0229)
$W\ln(Prod_{t-n})$	0,3798* (0,1627)	0,2029* (0,1116)	-0,1246 (0,0953)	0,1843** (0,0848)	0,0422 (0,1467)	0,2970*** (0,1053)	0,2132*** (0,0655)	0,0598 (0,1065)
$W\ln(discap_{t-n})$	0,1272** (0,1438)	-0,0137 (0,0986)	-0,0189 (0,0773)	-0,0623 (0,0628)	-0,3107*** (0,1010)	0,1540** (0,0952)	-0,2999*** (0,1268)	-0,0439 (0,1350)
$W\ln(dpluv_{t-n})$	0,2811** (0,1639)	0,0027 (0,1124)	0,2405*** (0,0857)	0,0107 (0,0719)	0,1130 (0,1078)	0,1484** (0,1049)	-0,0071 (0,0992)	0,2942* (0,1425)
$W\ln(pop_{t-n})$	0,2820** (0,1309)	-0,1672* (0,0897)	-0,1751 (0,0938)	0,0408 (0,0668)	-0,1122 (0,1242)	0,1022 (0,1238)	-0,2337* (0,1220)	-0,2853 (0,1910)
$W\ln(pib_{t-n})$	-0,2002* (0,0950)	0,1051 (0,0651)	0,1545 (0,0794)	0,0205 (0,0541)	0,1817* (0,0997)	-0,1476* (0,1052)	0,2156** (0,1020)	0,2767 (0,1640)
$W\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0208* (0,0101)	0,0215 (0,0204)
$W\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	-0,0206 (0,0488)	0,0273 (0,0362)	0,0084 (0,0366)	0,0847* (0,0519)
AIC	379,8881	171,5982	44,4182	-65,5357	165,9509	135,3534	113,1228	317,0995
SIC	423,3763	215,0864	87,9064	-22,0475	216,6871	186,0896	171,1071	375,0838

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela A6 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Rio Grande do Sul

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	-1,2052 (1,6973)	-0,1883 (0,9479)	0,4818 (0,8118)	1,6841*** (1,0669)	-0,1363 (1,5859)	2,7632* (0,9661)	1,2477** (0,7947)	1,5626*** (1,0353)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,5949** (0,1664)	-0,2952*** (0,0929)	-0,3621*** (0,0647)	-0,5668*** (0,0958)	-0,6631*** (0,1256)	-0,2086*** (0,0531)	-0,1037** (0,0620)	-0,4648*** (0,0856)
$\ln(discap_{t-n})$	0,0761 (0,0931)	0,0394 (0,0510)	-0,0574 (0,0510)	0,0054 (0,0595)	0,0049 (0,0926)	0,2572*** (0,0994)	-0,0488* (0,0473)	0,0459 (0,0720)
$\ln(dpluv_{t-n})$	-0,1644 (0,1287)	-0,1240 (0,0719)	-0,0639 (0,0629)	-0,0349 (0,0849)	-0,2108** (0,1169)	0,1065 (0,1005)	0,0090 (0,0661)	-0,1630* (0,1004)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,1118 (0,1370)	0,0035* (0,0765)	0,1614** (0,0652)	0,0059 (0,0756)	0,0674 (0,1089)	-0,1917** (0,0930)	0,0417 (0,0474)	0,0468 (0,0737)
$\ln(pib_{t-n})$	0,1267* (0,1217)	0,0151 (0,0680)	-0,1403** (0,0591)	0,0192 (0,0707)	-0,0087 (0,0996)	0,1156* (0,0852)	-0,0376 (0,0435)	-0,0397 (0,0653)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0183* (0,0079)	0,0028 (0,0166)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0260 (0,0489)	0,0084 (0,0264)	0,0073 (0,0165)	0,0182 (0,0255)
$W\ln(Prod_{t-n})$	0,7482*** (0,2332)	0,3386** (0,1302)	0,3551*** (0,1041)	0,3192 (0,1451)	0,4753*** (0,2255)	0,1121 (0,0963)	0,1863*** (0,0923)	0,1657 (0,1173)
$W\ln(discap_{t-n})$	0,1689 (0,10467)	-0,0476 (0,0584)	0,0693 (0,0617)	0,0849 (0,0744)	-0,1665 (0,1266)	-0,3180** (0,1220)	0,1709*** (0,0680)	0,0031 (0,0982)
$W\ln(dpluv_{t-n})$	0,0381 (0,1856)	0,0977 (0,1036)	-0,0682 (0,0962)	0,0903* (0,1215)	0,4501** (0,1722)	-0,2146 (0,1405)	-0,0418 (0,0925)	0,0921** (0,1414)
$W\ln(pop_{t-n})$	-0,0330 (0,2413)	0,0191 (0,1348)	-0,0294 (0,1036)	-0,0239* (0,1469)	-0,3244*** (0,2172)	-0,2744 (0,1956)	-0,1167 (0,1049)	-0,4464 (0,1646)
$W\ln(pib_{t-n})$	-0,0084 (0,2080)	-0,0371 (0,1162)	0,0080 (0,0897)	-0,0316** (0,1359)	0,2944** (0,1938)	0,1510 (0,1805)	0,1178 (0,0975)	0,3931 (0,1498)
$W\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0079 (0,0194)	-0,0241 (0,0395)
$W\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,1047 (0,0740)	-0,0174 (0,0485)	-0,0543 (0,0319)	0,0378 (0,0523)
AIC	149,5283	-14,3400	-47,1468	42,2984	130,6363	98,2471	-29,2339	91,9566
SIC	184,5681	20,6998	-12,1071	77,3382	171,5160	139,1268	17,4858	138,6763

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Tabela A7 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de Santa Catarina

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	2,6883* (1,0482)	-	2,4589*** (0,5750)	1,5161*** (0,6072)	1,5478*** (0,8795)	1,1615*** (1,0899)	2,1372 (1,3033)	-
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,1056** (0,0480)	-	-0,0372 (0,0271)	-0,0575** (0,0249)	-0,0968*** (0,0345)	-0,2147** (0,0777)	-0,4446*** (0,0920)	-
$\ln(discap_{t-n})$	-0,1091 (0,1976)	-	-0,1265 (0,1060)	0,2703*** (0,0998)	0,0514 (0,1478)	0,0533 (0,0924)	-0,1315* (0,1244)	-
$\ln(dpluv_{t-n})$	0,0221 (0,2293)	-	-0,0576 (0,1226)	0,0645 (0,1157)	-0,2964* (0,1679)	-0,0229 (0,1085)	-0,0898 (0,1455)	-
$\ln(pop_{t-n})$	0,2518* (0,1439)	-	-0,1386* (0,0734)	0,0908* (0,0542)	0,1246 (0,0991)	0,0340 (0,0711)	-0,0414 (0,0829)	-
$\ln(pib_{t-n})$	-0,2274** (0,1143)	-	0,0949 (0,0597)	-0,0530 (0,0421)	-0,0767 (0,0775)	-0,0633 (0,0595)	0,0253 (0,0738)	-
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0069 (0,0056)	-
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	-0,1025 (0,0441)	0,0226 (0,0130)	-0,0231 (0,0164)	-
$W\ln(Prod_{t-n})$	-0,0709 (0,1077)	-	-0,1353 (0,0652)	-0,0808 (0,0650)	-0,1672** (0,0895)	0,0875** (0,1555)	0,0854 (0,1932)	-
$W\ln(discap_{t-n})$	0,2966 (0,2216)	-	0,0353 (0,1182)	-0,3719*** (0,1106)	0,1832** (0,1799)	0,0322** (0,1072)	0,1881* (0,1538)	-
$W\ln(dpluv_{t-n})$	0,1664 (0,2552)	-	0,1667 (0,1372)	0,1318 (0,1288)	0,0714 (0,1892)	0,2379 (0,1203)	0,1748 (0,1710)	-
$W\ln(pop_{t-n})$	-0,0424 (0,2529)	-	-0,0901 (0,1289)	-0,0649 (0,1005)	-0,4056 (0,1794)	0,1925 (0,1261)	-0,1306** (0,1780)	-
$W\ln(pib_{t-n})$	-0,1008 (0,1996)	-	0,0203 (0,1024)	0,0090 (0,0815)	0,3339 (0,1417)	-0,1771 (0,1042)	0,1621** (0,1526)	-
$W\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	0,0285* (0,0100)	-
$W\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0228 (0,0704)	-0,0239*** (0,0309)	-0,0655** (0,0366)	-
AIC	286,6963	-	60,5275	27,6300	160,8307	-8,2437	103,0511	-
SIC	325,0118	-	98,8430	65,9455	205,5321	36,4577	154,1384	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados. Como não foi detectada correlação espacial da produtividade da pecuária bovina leiteira no subperíodo de 1974-1979 e 2010-2016 para o Estado de Santa Catarina, o modelo de MQO é o mais indicado para a análise de β -convergência condicional para esses subperíodos. Por isso não foi estimado o modelo SLX para os referidos subperíodos.

Tabela A8 - Resultados econométricos estimados através do modelo SLX para β -convergência condicional no Estado de São Paulo

Variáveis	1974-2016	1974-1979	1980-1985	1986-1991	1992-1997	1998-2003	2004-2009	2010-2016
constante	0,9689 (0,6329)	1,2540 (0,4402)	0,5688 (0,4573)	0,4880* (0,5101)	1,2108 (0,5441)	-0,5471 (0,4475)	0,3924 (0,4881)	0,9811 (0,5544)
$\ln(Prod_{t-n})$	-0,0737** (0,0248)	-0,0820*** (0,0172)	-0,0202 (0,0205)	-0,1561*** (0,0207)	-0,1280*** (0,0264)	-0,0281* (0,0146)	-0,0898*** (0,0211)	-0,0625*** (0,0200)
$\ln(discap_{t-n})$	0,0380 (0,0972)	-0,1449*** (0,0676)	0,0116* (0,0719)	0,1207 (0,0778)	-0,0748*** (0,0870)	-0,0218 (0,0901)	0,0445 (0,1140)	-0,0347 (0,0940)
$\ln(dpluv_{t-n})$	-0,1130 (0,0970)	0,0192 (0,0675)	0,0018 (0,0762)	-0,0614 (0,0793)	-0,0871 (0,0871)	0,1088* (0,0592)	-0,0015 (0,0753)	-0,2837*** (0,0915)
$\ln(pop_{t-n})$	-0,0054 (0,0689)	0,0122 (0,0479)	0,0689 (0,0478)	0,0491 (0,0441)	-0,0306 (0,0397)	-0,0191 (0,0421)	-0,0514 (0,0483)	0,0110 (0,0550)
$\ln(pib_{t-n})$	-0,0266 (0,0555)	0,0042 (0,0386)	-0,0645 (0,0399)	-0,0271 (0,0370)	0,0302 (0,0302)	0,0239 (0,0355)	0,0280 (0,0410)	-0,0400 (0,0461)
$\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0027 (0,0048)	0,0085 (0,0060)
$\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	0,0338** (0,0204)	0,0052 (0,0069)	-0,0057 (0,0078)	-0,0106 (0,0082)
$W\ln(Prod_{t-n})$	0,0018 (0,0384)	0,0630** (0,0267)	-0,0856* (0,0327)	0,0224 (0,0331)	0,0713*** (0,0408)	0,0300 (0,0227)	0,0704*** (0,0260)	0,0499 (0,0291)
$W\ln(discap_{t-n})$	0,1490 (0,0837)	0,1138*** (0,0582)	-0,0250* (0,0610)	-0,0469 (0,0647)	0,0041** (0,0744)	0,0384 (0,0520)	0,0007 (0,1216)	0,0335 (0,0829)
$W\ln(dpluv_{t-n})$	0,0474 (0,1229)	0,0088 (0,0855)	-0,0264** (0,0964)	-0,2155 (0,1011)	-0,0502 (0,1122)	-0,0956 (0,0809)	0,0072 (0,1006)	0,0985 (0,1187)
$W\ln(pop_{t-n})$	0,0003 (0,1378)	0,0496 (0,0959)	-0,0823 (0,0941)	0,0068 (0,0863)	-0,1270 (0,0959)	-0,1449 (0,0808)	-0,0222 (0,0898)	0,2328*** (0,1111)
$W\ln(pib_{t-n})$	-0,0525 (0,1057)	-0,1363* (0,0736)	0,0932 (0,0723)	-0,0139 (0,0662)	0,0516 (0,0742)	0,1049 (0,0644)	0,0049 (0,0714)	-0,1923*** (0,0870)
$W\ln(credp_{t-n})$	-	-	-	-	-	-	-0,0016 (0,0087)	-0,0066 (0,0109)
$W\ln(areac_{t-n})$	-	-	-	-	-0,0078 (0,0276)	0,0119 (0,0151)	-0,0052 (0,0172)	-0,0041 (0,0170)
AIC	860,1165	450,4601	540,0275	603,0580	727,4292	382,4067	658,9817	807,9146
SIC	912,2008	502,5444	592,1118	655,1423	788,1942	443,1718	728,4275	877,3604

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%; * significativo a um nível de significância de 10%. Entre parênteses o erro-padrão. A ausência da estimação das variáveis crédito rural para pecuária para investimento e área com culturas, em alguns subperíodos da Tabela, deve-se à ausência de dados.

Figura A1 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de Goiás

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A2 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de Minas Gerais

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A3 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado do Paraná

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A4 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado do Rio Grande do Sul

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A5 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de Santa Catarina

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A6 – Diagrama de dispersão de Moran da produtividade da pecuária bovina leiteira das AMC do Estado de São Paulo

Fonte: Resultados da pesquisa.