



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS (UFG)
ESCOLA DE AGRONOMIA (EA)
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO
(PPGAGRO)

ANNA KAROLYNA MONTEIRO TORRES

**Avaliação do processo de convergência espacial
na produtividade da cultura do café brasileiro
no período de 2003 a 2023**

GOIÂNIA

2026



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
ESCOLA DE AGRONOMIA

TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO (TECA) PARA DISPONIBILIZAR VERSÕES ELETRÔNICAS DE TESES

E DISSERTAÇÕES NA BIBLIOTECA DIGITAL DA UFG

Na qualidade de titular dos direitos de autor, autorizo a Universidade Federal de Goiás (UFG) a disponibilizar, gratuitamente, por meio da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações (BDTD/UFG), regulamentada pela Resolução CEPEC nº 832/2007, sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a [Lei 9.610/98](#), o documento conforme permissões assinaladas abaixo, para fins de leitura, impressão e/ou download, a título de divulgação da produção científica brasileira, a partir desta data.

O conteúdo das Teses e Dissertações disponibilizado na BDTD/UFG é de responsabilidade exclusiva do autor. Ao encaminhar o produto final, o autor(a) e o(a) orientador(a) firmam o compromisso de que o trabalho não contém nenhuma violação de quaisquer direitos autorais ou outro direito de terceiros.

1. Identificação do material bibliográfico

Dissertação Tese

2. Nome completo do autor

Anna Karolyna Monteiro Torres

3. Título do trabalho

AVALIAÇÃO DO PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL NA PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ BRASILEIRO NO PERÍODO DE 2003 A 2023

4. Informações de acesso ao documento (este campo deve ser preenchido pelo orientador)

Concorda com a liberação total do documento SIM NÃO¹

[1] Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. Após esse período, a possível disponibilização ocorrerá apenas mediante:

- a) consulta ao(à) autor(a) e ao(à) orientador(a);
- b) novo Termo de Ciência e de Autorização (TECA) assinado e inserido no arquivo da tese ou dissertação.

O documento não será disponibilizado durante o período de embargo.

Casos de embargo:

- Solicitação de registro de patente;
- Submissão de artigo em revista científica;
- Publicação como capítulo de livro;
- Publicação da dissertação/tese em livro.

Obs. Este termo deverá ser assinado no SEI pelo orientador e pelo autor.



Documento assinado eletronicamente por **Klaus De Oliveira Abdala, Professor do Magistério Superior**, em 10/02/2026, às 10:48, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Anna Karolyna Monteiro Torres, Discente**, em 12/02/2026, às 12:13, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **5959792** e o código CRC **407195A4**.

ANNA KAROLYNA MONTEIRO TORRES

**Avaliação do processo de convergência espacial
na produtividade da cultura do café brasileiro
no período de 2003 a 2023**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, da Escola de Agronomia, da Universidade Federal de Goiás, como requisito para obtenção do título de Mestra em Agronegócio.

Área de concentração: sustentabilidade e competitividade de sistemas agroindustriais.
Linha de pesquisa: meio ambiente e desenvolvimento regional.

Orientador: Professor Doutor Klaus de Oliveira Abdala

Coorientador: Professor Doutor João Felema

GOIÂNIA

2026

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UFG.

Torres, Anna Karolyna Monteiro
AVALIAÇÃO DO PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL NA
PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ BRASILEIRO NO PERÍODO DE 2003 A
2023 [manuscrito] / Anna Karolyna Monteiro Torres. - 2026.
CII, 102 f.: 2026

Orientador: Prof. Dr. Klaus de Oliveira Abdala; co-orientador: Dr. João Felema
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Goiás, Escola de
Agronomia (EA), Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, Goiânia, 2026.
Anexo.
Bibliografia.

1. Produtividade do Café; Autocorrelação Espacial; Modelos Espaciais;
Spillovers Espaciais; Heterogeneidade Microrregional..

I. Abdala, Klaus de Oliveira, orient. II. Felema, João , co-orient. III. Título.
CDU 631/635



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS

ESCOLA DE AGRONOMIA

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO

Ata nº **2/2026** da sessão de Defesa de Dissertação de Anna Karolyna Monteiro Torres, que confere o título de Mestra em **Agronegócio**, na área de concentração em **Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais**.

Aos nove dias do mês de fevereiro de dois mil e vinte e seis, a partir das 14h, na sala 13 do Desenvolvimento Rural (PPGAGRO) da Escola de Agronomia, realizou-se a sessão pública de Defesa de Dissertação intitulada “**AVALIAÇÃO DO PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL NA PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ BRASILEIRO NO PERÍODO DE 2003 A 2023**”. Os trabalhos foram instalados pelo orientador, Professor Doutor Klaus de Oliveira Abdala (EA/UFV), com a participação dos demais membros da Banca Examinadora: Professor Doutor Alcido Elenor Wander (EMBRAPA), membro titular interno; e Professor Doutor Cleyzer Adrian da Cunha (FACE/UFV), membro titular externo. Durante a arguição os membros da banca **não fizeram** sugestão de alteração do título do trabalho. A Banca Examinadora reuniu-se em sessão secreta a fim de concluir o julgamento da Dissertação, tendo sido a candidata aprovada pelos seus membros. Proclamados os resultados pelo Professor Doutor Klaus de Oliveira Abdala, Presidente da Banca Examinadora, foram encerrados os trabalhos e, para constar, lavrou-se a presente ata que é assinada pelos Membros da Banca Examinadora, aos nove dias do mês de fevereiro de dois mil e vinte e seis.

TÍTULO SUGERIDO PELA BANCA



Documento assinado eletronicamente por **Alcido Elenor Wander, Usuário Externo**, em 09/02/2026, às 17:09, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Klaus De Oliveira Abdala, Professor do Magistério Superior**, em 10/02/2026, às 11:15, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Cleyzer Adrian Da Cunha, Professor do Magistério Superior**, em 12/02/2026, às 09:38, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufv.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **5959791** e o código CRC **CB217E96**.

AGRADECIMENTOS

Ao longo do desenvolvimento desta dissertação, contei com o apoio e a colaboração de pessoas que foram fundamentais para que este trabalho se concretizasse.

Manifesto minha profunda gratidão ao Professor Dr. João Felema, coorientador desta pesquisa, cuja dedicação, conhecimento e rigor científico foram essenciais para a construção deste estudo. Suas orientações precisas, disponibilidade constante e olhar atento contribuíram de forma decisiva para a qualidade metodológica e analítica deste trabalho. Além de orientador, foi também um verdadeiro exemplo de comprometimento acadêmico, cujas contribuições ultrapassaram os limites desta dissertação, inspirando minha trajetória de pesquisa.

Expresso também meu agradecimento ao Professor Dr. Klaus, pela orientação e pelas contribuições valiosas que possibilitaram o amadurecimento teórico e a clareza do estudo aqui apresentado. Sua paciência, incentivo e apoio foram indispensáveis ao longo deste percurso.

A ambos, deixo registrado meu sincero reconhecimento pelo papel fundamental que desempenharam nesta etapa de minha formação.

TORRES, A. K. M. Avaliação do processo de convergência espacial na produtividade da cultura do café brasileiro no período de 2003 a 2023. 2026. 100 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócio) – Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 2026.

RESUMO

Este estudo analisou a convergência espacial da produtividade do café nas microrregiões brasileiras no período de 2003 a 2023, utilizando modelos espaciais para capturar efeitos da dependência entre microrregiões. Por meio dos testes de I de Moran foi possível diagnosticar a autocorrelação espacial, o que requer uso de modelos que tratem de forma adequada as dependências. Testes de Multiplicador de Lagrange simples e robustos, confirmaram presença simultânea de efeitos espaciais na variável dependente e no erro, requerendo defasagem espacial simultâneas, indicando a superioridade do modelo SAC. Os resultados evidenciaram que a hipótese de convergência foi confirmada para o período todo (2003-2023), para os subperíodos 2003-2013 e 2013-2023 e teste de mudança estrutural foi significativo para diferenças do β convergência, com microrregiões menos produtivas crescendo mais rapidamente no primeiro período, com forte competição espacial entre microrregiões vizinhas e persistência da autocorrelação espacial nos choques não observados e com redução no segundo período. Os efeitos *spillovers* foram importantes para explicar o processo de convergência no período, corroborando com efeitos de transbordamentos entre microrregiões. Ainda que os resultados evidenciem um processo de convergência na produtividade do café para o período, a magnitude do efeito parece estar arrefecendo no tempo. O σ -convergência mostrou uma tendência de elevação no tempo.

Palavras-chave: produtividade do café; autocorrelação espacial; modelos espaciais; *spillovers* espaciais; heterogeneidade microrregional.

TORRES, A. K. M. Evaluation of the spatial convergence process in the productivity of

Brazilian coffee cultivation from 2003 to 2023. 2026. 100 f. Dissertation (Master's in Agribusiness) – Federal University of Goiás, Goiânia, 2026.

ABSTRACT

This study analyzed the spatial convergence of coffee productivity in Brazilian microregions from 2003 to 2023, using spatial models to capture the effects of intermicroregional dependence. Through Moran's I tests, it was possible to diagnose spatial autocorrelation, which requires the use of models that properly address these dependencies. Simple and robust Lagrange Multiplier tests confirmed the simultaneous presence of spatial effects in both the dependent variable and the error term, necessitating simultaneous spatial lag models, indicating the superiority of the SAC model. The results showed that the convergence hypothesis was confirmed for the entire period (2003–2023), for the subperiods 2003–2013 and 2013–2023, and that the structural change test was significant for differences in β convergence, with less productive microregions growing faster in the first period, strong spatial competition among neighboring microregions, persistence of spatial autocorrelation in unobserved shocks, and reduction in the second period. Spillover effects were important in explaining the convergence process over the period, corroborating the presence of spillovers between microregions. Although the results indicate a convergence process in coffee productivity over the period, the magnitude of the effect appears to be diminishing over time. The σ -convergence showed a rising trend over time.

Keywords: coffee productivity; spatial autocorrelation; spatial models; spatial spillovers; microregions heterogeneity.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	11
2.1. HISTÓRICO DO CAFÉ NO BRASIL	11
2.1.1 A PRODUÇÃO DO CAFÉ NO BRASIL	11
2.2. IMPORTÂNCIA ECONÔMICA	14
2.2.1 PARTICIPAÇÃO NO MERCADO	14
2.2.2 CAFÉ NO BRASIL	18
2.3. CONVERGÊNCIA	21
3. MATERIAL E MÉTODOS	23
3.1. OBTENÇÃO DE DADOS	23
3.1.1 FONTE DE DADOS	23
3.1.2 ANÁLISE DOS DADOS	25
3.1.3 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS	26
3.1.4 I DE MORAN	26
3.1.5 ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA	27
3.1.6 VELOCIDADE DE CONVERGÊNCIA	29
3.1.7 MODELOS DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL	331
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	35
4.1. ANÁLISE DESCRITIVA	35
4.2. APLICAÇÃO DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	45
4.3. ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA	51
4.4. VELOCIDADE DE CONVERGÊNCIA	60
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	63
5.1. RECOMENDAÇÕES FINAIS	64
6. IMPACTO SOCIAL E RELEVÂNCIA DA PESQUISA	65
REFERÊNCIAS	66
ANEXOS	81

1. INTRODUÇÃO

O café, originário do leste da África, ganhou importância global no século XVIII, quando seu consumo se expandiu pela Europa, impulsionado por suas propriedades medicinais. A introdução da cafeicultura no Brasil ocorreu no começo do mesmo século e, até o final do século XIX, o país já se consolidava como o líder em produção a nível mundial, responsável por 75% da oferta global. O ápice produtivo foi alcançado em 1924, quando as exportações de café representavam 76% do total dos produtos exportados pelo Brasil. Contudo, a baixa elasticidade-preço da demanda pelo produto começou a limitar o crescimento da produção (FURTADO, 1986; BACHA, 2004).

Apesar de o Brasil manter uma posição de destaque, respondendo por cerca de 34% da produção mundial, conforme dados da CONAB (2024), o mercado global viu o aumento da participação de países da Ásia e da América Latina. Esses países, a partir da década de 1980, têm conquistado maior estabilidade política e econômica, influenciando a dinâmica do mercado (BACHA, 1998).

Nesse contexto, o café conilon (*Coffea canephora*), responsável por cerca de 30% da produção brasileira, destaca-se por sua adaptação a baixas altitudes (0-800 m), como no Espírito Santo e Rondônia, com porte arbustivo, folhas alongadas, elevada produtividade (até quatro vezes superior ao arábica), resistência a pragas e seca, grãos menores, bebida encorpada e amarga, além de maior teor de cafeína (2,2%), tornando-o ideal para blends e café solúvel em regiões quentes (INCAPER, 2022).

No Brasil, a cafeicultura revela disparidades regionais e microrregionais significativas, exemplificadas pela concentração da produção em estados como Minas Gerais (arábica dominante), São Paulo e Espírito Santo (líder em conilon). O contraste com microrregiões do Norte, Nordeste e interior do Centro-Oeste é acentuado, refletindo diferenças no acesso à tecnologia moderna, infraestrutura e condições edafoclimáticas (SILVA, 2020). Essa concentração em poucas microrregiões do Sudeste e Sul confere vantagem competitiva às áreas líderes, mas restringe o potencial de desenvolvimento de regiões periféricas menos favorecidas, perpetuando heterogeneidades espaciais na produtividade cafeeira (ALMEIDA, 2021).

O café, como *commodity*, é caracterizado por ser um produto padronizado, de baixo valor agregado e amplamente comercializado em escala global, com preços definidos pelo mercado e uma oferta e demanda estáveis no curto prazo (SANDRONI, 1994; MATIAS et al, 2005).

A crescente competitividade e a reorganização do mercado global têm impulsionado uma transformação tecnológica na cadeia produtiva do café. Inovações focadas na redução de custos,

no aumento da eficiência e na melhoria da qualidade do produto têm levado a um processo de convergência tecnológica entre as regiões e microrregiões produtoras, como aponta Castells (2000). Essa mudança é uma resposta à necessidade de adaptação a um mercado global mais exigente e à busca por práticas mais sustentáveis. Desse modo, a convergência espacial pode nivelar as disparidades regionais e microrregionais, permitindo que áreas menos desenvolvidas tenham acesso mais rápido a tecnologias que melhoram a produtividade e a qualidade do café (MARTINS, 2019).

Considerando a disparidade na produção de café entre as microrregiões brasileiras, a convergência espacial surge como fator crítico para a competitividade da cadeia produtiva nacional. A adoção de novas tecnologias pode impulsionar melhores práticas agrícolas, elevar a eficiência no uso dos recursos naturais e reduzir custos de produção. Além disso, inovações voltadas para o controle mais efetivo do uso de agrotóxicos e a incorporação de tecnologias alternativas, como a produção orgânica e o uso de bioinsumos, contribuem para a sustentabilidade ambiental da cafeicultura (TOROZANI et al., 2024). Essas abordagens promovem ganhos significativos na conservação do solo, na gestão hídrica e na redução dos impactos ambientais, alinhando o desenvolvimento regional à proteção dos ecossistemas locais. Ademais, a disseminação dessas inovações tecnológicas pode ampliar a participação de regiões menos favorecidas no mercado global, gerando emprego e renda localmente, fortalecendo assim o desenvolvimento econômico e social integrado (GONÇALVES, 2022).

A gestão produtiva estratégica, segundo Porter (1986), é a relação direta e intrínseca entre organização e ambiente. Dada a importância da cafeicultura para a economia brasileira, compreender como a convergência espacial se processou na produção de café permite identificar os fatores que a condicionam. Isso, por sua vez, possibilita indicar estratégias e políticas públicas para fortalecer a competitividade do setor, com efeitos positivos sobre as desigualdades microrregionais.

O estudo teve como objetivo geral analisar o processo de convergência na produtividade do café total (arábica e conilon) no Brasil, entre 2003 e 2023, sob perspectivas espacial e temporal. Especificamente, buscou-se compreender a organização dos padrões espaciais de produtividade ao longo desse intervalo, identificar e caracterizar as microrregiões de destaque produtivo, além de avaliar o modelo espacial que melhor capturou o fenômeno de convergência, mensurando sua velocidade e os efeitos espaciais diretos e indiretos entre microrregiões. O trabalho também analisou as principais transformações temporais e os fatores territoriais associados à dinâmica de convergência produtiva, discutindo como elementos socioeconômicos e tecnológicos

influenciaram o comportamento microrregional e a sustentabilidade da cafeicultura brasileira.

O problema de pesquisa foi formulado da seguinte maneira: "O complexo produtivo do café no Brasil, no período de 2003 a 2023, evidenciou um processo de convergência espacial?" A hipótese desta pesquisa foi que o complexo produtivo do café no Brasil, nesse período, de fato passou por um processo de convergência espacial, possivelmente impulsionado pela adoção de novas tecnologias e por mudanças no comportamento dos cafeicultores, sendo fundamental para a competitividade do setor e para o desenvolvimento microrregional.

Este trabalho está estruturado em seções organizadas de forma a cobrir o tema proposto de maneira clara e progressiva. A seção 2 apresenta a revisão bibliográfica, que aborda o histórico do café no Brasil, sua produção, importância econômica e o processo de convergência espacial, incluindo sua relação com o desenvolvimento microrregional. A seção 3 detalha o material e os métodos utilizados, incluindo a obtenção e análise dos dados espaciais e os modelos de dependência espacial aplicados. A seção 4 expõe os resultados obtidos e a discussão desses, abrangendo desde a análise descritiva até a aplicação das técnicas espaciais e os índices de convergência. Na seção 5 são apresentadas as conclusões e recomendações finais da pesquisa. Por fim, a seção 6 discute o impacto social e a relevância do estudo.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. HISTÓRICO DO CAFÉ NO BRASIL

A cultura do café, originária da Etiópia, onde ainda hoje cresce de forma espontânea, foi difundida pelos povos árabes. Manuscritos antigos, datados de 575 a.C., já registravam o cultivo no Iêmen, onde o café era consumido como fruto fresco. A partir do século XVI, na Pérsia, os grãos passaram a ser torrados, dando origem à bebida que conhecemos hoje (IBGE, 2016).

Conforme o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016), a Holanda desempenhou um papel difusor na história do café. Foi lá que as primeiras mudas, trazidas do Oriente, foram cultivadas em estufas no jardim botânico de Amsterdã. Essa iniciativa impulsionou o consumo da bebida, tornando-a um hábito consolidado na Europa. Impulsionados pela crescente demanda europeia, franceses e holandeses expandiram o cultivo para suas colônias na África e na América, em locais como Suriname, São Domingos, Cuba, Porto Rico e Guianas.

2.1.1 A PRODUÇÃO DO CAFÉ NO BRASIL

A cafeicultura no Haiti, que já foi o principal exportador mundial de café no final do século XVIII, sofreu um forte declínio. A longa guerra de independência contra a França desestruturou a produção no país, abrindo uma oportunidade para o Brasil. Aproveitando-se dessa situação, o Brasil aumentou sua produção e iniciou a exportação do produto com maior regularidade (ABIC, 2021).

A chegada do café ao Brasil é tradicionalmente atribuída ao sargento-mor Francisco de Mello Palheta, em 1727. A narrativa popular conta que ele foi enviado à Guiana Francesa pelo governador do Maranhão e Grão-Pará com a missão de obter mudas do fruto, que já era uma mercadoria de alto valor comercial. Palheta, então, teria conquistado a confiança da esposa do governador local. No final de sua visita, ela o presenteou com uma muda de café arábica, que ele trouxe escondida na bagagem para Belém do Pará (CECAFÉ, 2021).

O século XIX foi marcado por um crescimento acelerado da produção brasileira de café. Na década de 1830, o café já representava cerca de 40% das exportações do país, consolidando-se como o item de maior destaque. No ano de 1840, o Brasil tornou-se o principal produtor

mundial. A partir de 1870, a cafeicultura se estabeleceu como a principal força motriz do desenvolvimento econômico nacional, respondendo por até 56% do valor das exportações. De acordo com Bacha (1992), esse período de rápido crescimento econômico viabilizou a construção de uma extensa rede ferroviária, além de promover a substituição do trabalho escravo pelo assalariado e por imigrantes europeus, e o deslocamento do centro produtor do Rio de Janeiro para São Paulo.

A crise de 1929 teve um impacto significativo na cafeicultura. Em São Paulo, a queda abrupta nos preços levou produtores a queimar centenas de toneladas de café na tentativa de influenciar o mercado. Esse evento marcou o início de uma reconfiguração geográfica do plantio, com muitos produtores migrando para Minas Gerais e Espírito Santo (ABIC, 2021).

Nas décadas de 1950, 1960 e 1970, a receita gerada pelo comércio do café foi fundamental para o desenvolvimento do Brasil, tendo sido utilizada para financiar a construção de infraestruturas essenciais, como estradas de ferro, portos e usinas hidrelétricas. Desse modo, a industrialização brasileira está profundamente ligada aos recursos originados pela atividade cafeeira (IBGE, 2016).

Em 1993, os países membros da Associação de Países Produtores de Café (APPC) lançaram um plano de retenção do produto, com o objetivo de reverter a queda nos preços internacionais. Contudo, a eficácia desse sistema foi comprometida a partir de 1998, pois vários países não cumpriram suas cotas de exportação, e a oferta global começou a crescer. Essa política se revelou um fracasso em 2000. Mesmo com as rígidas políticas de controle de embarque adotadas pelo Brasil, que resultaram na perda de sua participação no mercado, os preços continuaram em queda com a entrada de cafés de outras origens. A insatisfação generalizada entre produtores, exportadores e indústrias do setor levou o governo brasileiro a abandonar o acordo em 2001, ano em que a APPC foi extinta (BACHA; BARTOLOMEU, 2000).

Até o início da década de 1970, o Paraná liderava a produção de café no Brasil, respondendo por 43,5% do espaço de cultivo em 1969. São Paulo vinha em seguida (30%), superando Minas Gerais (11,5%) e Espírito Santo (8,6%). Posteriormente, as limitações edafoclimáticas levaram Paraná e São Paulo a reduzirem suas áreas de plantio, substituindo o café por outras culturas, como laranja, cana-de-açúcar e soja (IBGE, 2016).

A expansão da cafeicultura em Minas Gerais, bem como no Espírito Santo ocorreu principalmente na década de 1980, com o estado mineiro se tornando o principal produtor nacional na atualidade. A produção em Minas Gerais se concentra em três regiões: Sul/Oeste,

Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Zona da Mata/Jequitinhonha (IBGE, 2016).

Em outras regiões do país, o cultivo também foi incentivado, como no estado da Bahia a partir de 1970. No Oeste baiano, o Programa de Desenvolvimento da Cafeicultura (PRODECAF) foi instituído pelo governo para distribuir sementes de alta qualidade, capacitar agricultores, introduzir novas tecnologias e estimular práticas como o consórcio agroflorestral, com o objetivo de aumentar a produtividade e melhorar as condições socioeconômicas dos produtores, sustentando, ainda, a oferta de serviços ecossistêmicos. Matielli e Ruggiero (2005) apontam que a cafeicultura nessa região é bastante promissora, desde que sejam aplicados tratamentos culturais específicos.

O mapa da cafeicultura brasileira inclui ainda estados como Rondônia, onde o cultivo de café conilon em pequenas propriedades de assentamentos da Reforma Agrária tem um importante aspecto social; além de Acre, Amazonas, Pernambuco, Ceará, Goiás, Mato Grosso do Sul, Distrito Federal e Rio de Janeiro, que já foi um tradicional produtor (CONAB, 2022).

As mudanças climáticas vêm afetando de forma distinta a produção do café arábica e do café robusta no Brasil. O café arábica, mais sensível às variações climáticas, tem sido impactado negativamente pelo aumento da temperatura média, períodos prolongados de seca e eventos extremos, como geadas e ondas de calor, que prejudicam a floração e a qualidade do fruto (DIAS et al., 2024, p. 5). Segundo Ferreira et al. (2025, p. 14), “a distribuição potencial do *Coffea arabica* no Brasil tende a se reduzir nas principais regiões produtoras tradicionais devido ao estresse térmico e hídrico”.

Por outro lado, o café robusta apresenta maior resistência ao calor e maior tolerância a condições climáticas adversas, podendo se beneficiar da expansão da área cultivável em regiões atualmente marginalizadas para o cultivo (SOARES, 2020). Além disso, Lorençone (2021) destaca que as projeções climáticas indicam que o robusta terá maior capacidade de adaptação ao aquecimento global, o que reforça seu potencial de crescimento na produção nacional. Contudo, ambos os tipos exigem estratégias de manejo e investimentos em pesquisa genética para minimizar os impactos negativos das alterações climáticas (DIAS et al., 2024; FERREIRA et al., 2025).

Em resumo, embora o café arábica seja mais vulnerável e afete mais fortemente a produção em regiões tradicionais, o robusta demonstra resiliência maior, apontando para uma possível realocação produtiva nos próximos anos, um aspecto essencial para a sustentabilidade do setor cafeeiro no Brasil diante do cenário climático atual (LORENÇONE, 2021; SOARES, 2020).

2.2. IMPORTÂNCIA ECONÔMICA

2.2.1 PARTICIPAÇÃO NO MERCADO

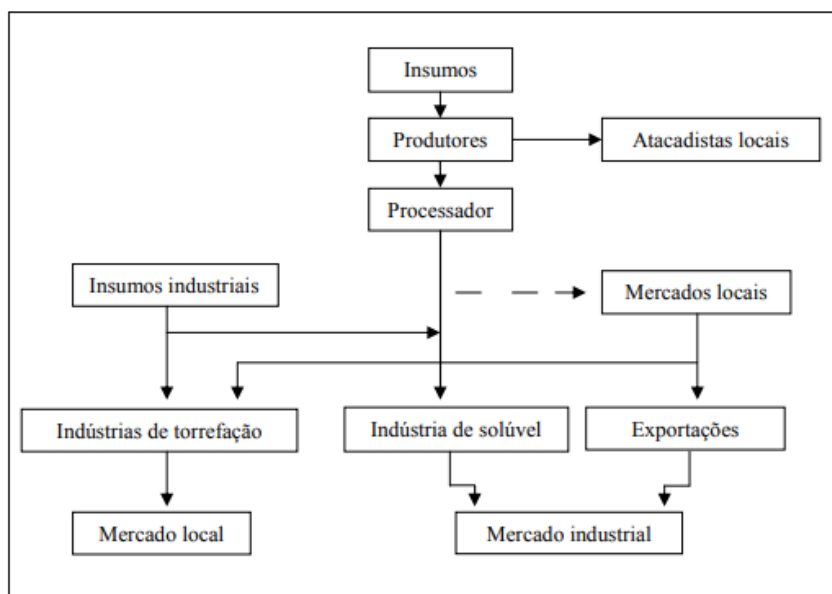
No Brasil, a cafeicultura é marcada pelas espécies arábica (*Coffea arabica* L.) e conilon (*Coffea canephora* Pierre), cultivadas por meio de sistemas tradicionais, em renques mecanizados e adensados (IBGE, 2016). As variedades mais importantes de *C. arabica* incluem Mundo Novo, Acaiá, Catuaí Vermelho, Catuaí Amarelo e Icatu Vermelho; *C. canephora* Pierre conta principalmente com a cultivar Robusta, cultivada em regiões de baixa altitude e clima quente, ao contrário do *C. arabica* (SILVA; CORTEZ, 1998; VIAN; ALCÂNTARA, 2023).

De acordo com a Lei n. 9.456, de 25 de abril de 1997 (BRASIL, 1997), uma cultivar é uma variedade vegetal distinta, homogênea e estável ao longo das gerações, cujo registro oficial no RNC (Registro Nacional de Cultivares) é obrigatório para produção, beneficiamento e comercialização de sementes e mudas no país. O registro garante a identidade e a qualidade do material reprodutivo, mas não confere direitos exclusivos ao obtentor.

No que se refere à proteção de cultivares, essa é regulada pela mesma lei e concede ao obtentor o direito de exploração comercial exclusiva de uma nova variedade vegetal por meio do Certificado de Proteção de Cultivar, expedido pelo Serviço Nacional de Proteção de Cultivares (SNPC), do Ministério da Agricultura (BRASIL, 1997; MAPA, 2023). A proteção tem prazo determinado (15 anos para a maioria das espécies e 18 para espécies arbóreas e videiras), sendo opcional e dependente de solicitação via plataforma CultivarWeb. Toda cultivar deve ser registrada para ser comercializada, mas a proteção é uma escolha do obtentor, envolvendo custos e direitos exclusivos com eventual cobrança de *royalties* (BRASIL, 1997; MAPA, 2023). Essa diferenciação entre registro e proteção reforça o papel da pesquisa e da inovação no desenvolvimento e na comercialização de espécies adaptadas às demandas agrícolas brasileiras.

O Sistema Agroindustrial do Café (SAG) no Brasil, conforme Zylbersztajn et al. (1993), abrange desde insumos agrícolas até a exportação, passando por agricultores, beneficiadores, armazéns, cooperativas e indústrias de transformação. Essa complexa rede de agentes, ilustrada na Figura 1, revela como a governança da cadeia envolve tanto fatores de mercado quanto o desempenho produtivo no campo.

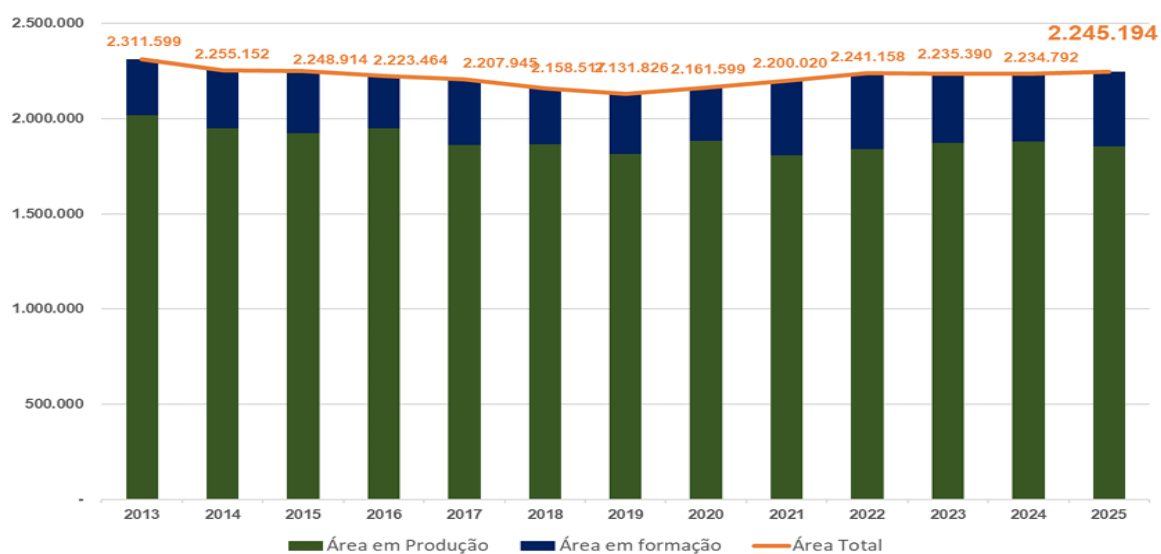
Figura 1 - Sistema Agroindustrial do café no Brasil.



Fonte: Adaptado de Zylbersztajn et al. (1993).

A análise estrutural da série temporal de área cultivada entre 2013 e 2025 (Figura 2) evidencia a estabilização da área total próxima a 2,24 milhões de hectares, com claro predomínio do café arábica, cuja área representa mais de 80% do total plantado (VIAN; ALCÂNTARA, 2023). A área de conilon apresenta leve redução e oscilações pontuais, refletindo adaptação regional e dinâmica produtiva diferenciada.

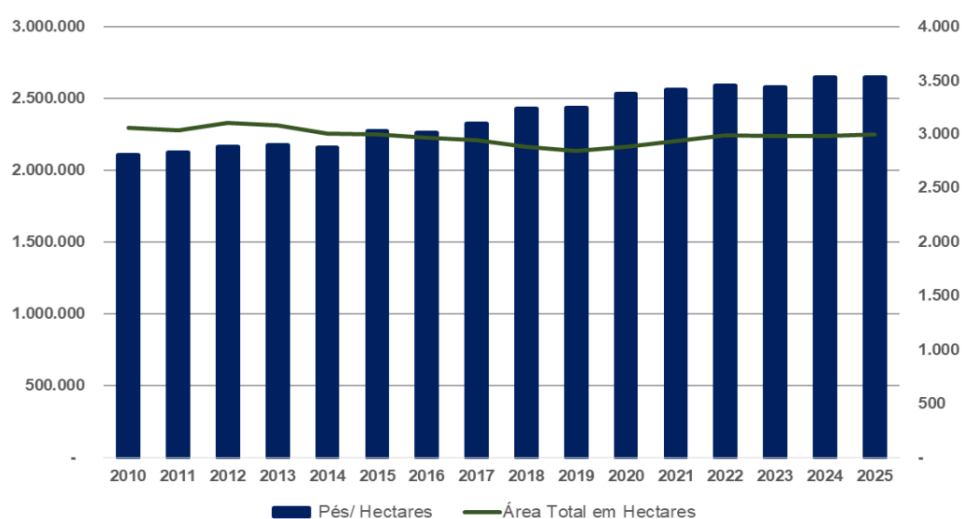
Figura 2 - Área total de café (arábica e conilon) no Brasil (em mil ha).



Fonte: Conab (2025).

Um fenômeno marcante nos últimos anos tem sido o crescente adensamento nas lavouras (Figura 3), com aumento contínuo da densidade de plantas por hectare, atribuído à busca por maior produtividade por unidade de área e melhores manejos agrônômicos. Esse processo resulta igualmente em maior uniformidade produtiva e suavização da bienalidade do arábica, tradicionalmente caracterizada pela alternância entre anos de alta e baixa produção. Estudos indicam que essa atenuação da bienalidade tem sido decorrente da disseminação de cultivares adaptadas ao manejo intensivo e densificação do plantio, reduzindo ciclos produtivos irregulares (SILVA; CORTEZ, 1998).

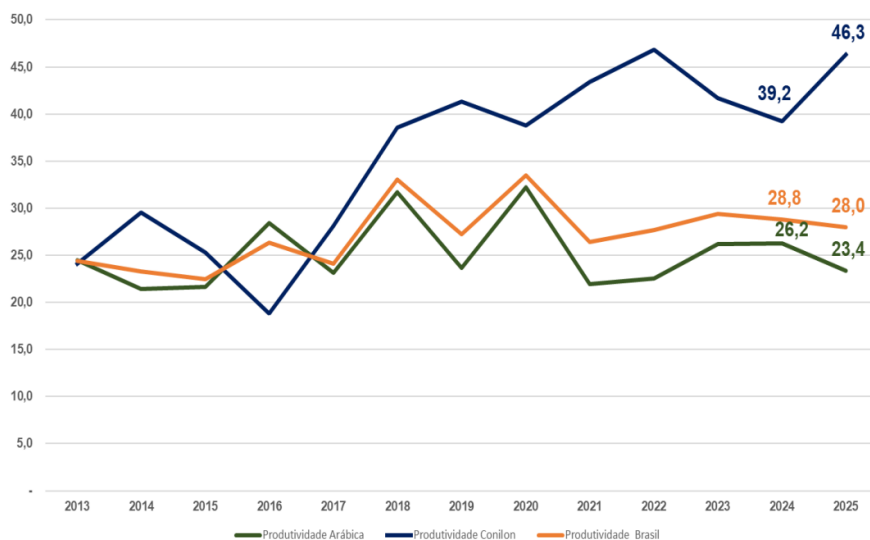
Figura 3 - Densidade de pés de café arábica e conilon no Brasil.



Fonte: Conab (2025).

No que concerne à produtividade, as séries históricas da Figura 4 indicam uma trajetória diferenciada para as duas espécies. Desde 2017, observa-se crescimento sustentado da produtividade do conilon, ultrapassando o arábica, que se mantém relativamente estável em patamares médios. Essa distinção decorre da associação entre fatores tecnológicos — como melhoramento genético, clones superiores e manejo irrigado — e fatores espaciais e fisiológicos, dado o conilon sua maior adaptação a altitudes menores, temperaturas elevadas e maior tolerância a estresse hídrico (FATECLOG, 2021; VIAN; ALCÂNTARA, 2023).

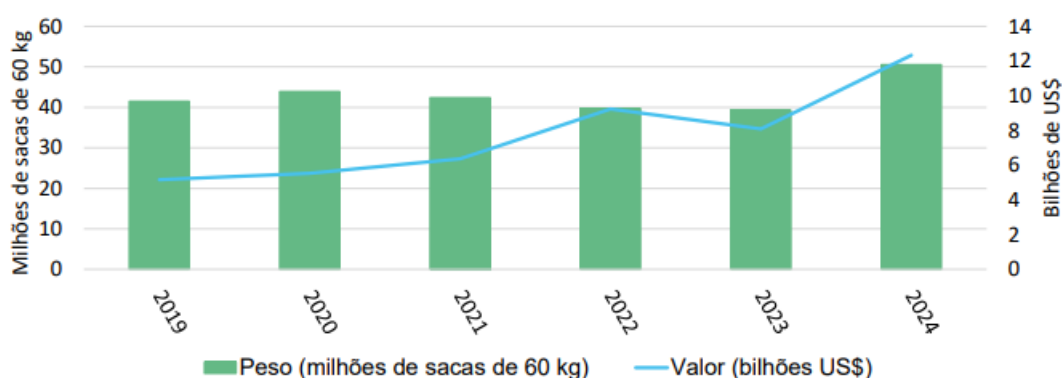
Figura 4 - Produtividade média do café arábica e conilon no Brasil (em mil sacas).



Fonte: Conab (2025).

A análise da série de exportações (Figura 5), apoiada no cenário de consumo mundial e preços internacionais, revela que o incremento expressivo das exportações brasileiras em 2024 não deve ser interpretado isoladamente, mas sim como resultado do ciclo de longo prazo. Entre 2019 e 2023, os volumes permanecem relativamente constantes, mas o aumento em 2024 deriva da combinação de aumento do consumo mundial, redução dos estoques globais ao menor nível em 25 anos e valorização significativa dos preços negociados nas bolsas (SILVA; CORTEZ, 1998; VIAN; ALCÂNTARA, 2023).

Figura 5 - Exportação brasileira de café.



Fonte: Conab (2025).

É importante destacar que, nos anos anteriores, uma parcela relevante da produção

nacional destinava-se ao mercado interno, conduzindo a uma dinâmica onde consumo doméstico e exportação mantinham equilíbrio. Contudo, a elevação dos preços internacionais e a contenção do consumo interno no biênio mais recente promoveram deslocamento maior da produção para o mercado externo, mesmo diante da leve redução da produção total (FATECLOG, 2021).

Esses dados confirmam que as flutuações produtivas e comerciais da cafeicultura brasileira são efeitos de tendências e ciclos estruturais, e não reflexos meramente anuais ou conjunturais. A convergência entre avanços tecnológicos, adaptação às condições ambientais, e ciclos de mercado global são centrais para a sustentabilidade e competitividade do setor (VIAN; ALCÂNTARA, 2023).

2.2.2 CAFÉ NO BRASIL

O Brasil se destaca como o principal produtor e exportador de café do mundo, e também o segundo maior consumidor da bebida. A produção do país é dominada por duas espécies: o arábica (87,7% da área) e o conilon (robusta), conforme dados da EMBRAPA (2022). A vasta diversidade geográfica brasileira, caracterizada por diferentes climas, relevos, altitudes e latitudes, permite a produção de uma ampla variedade de grãos. Essa variedade atende a múltiplos perfis de consumidores e faixas de preço nos mercados nacional e internacional. Essa multiplicidade estimula igualmente a criação de *blends* distintos, que combinam cafés de terreiro, naturais, despulpados, descascados, de sabor suave, ácidos, encorpados, de aroma rico e de alta qualidade (MAPA, 2017).

Em 2025, a área cultivada com café arábica no Brasil atingiu aproximadamente 1,38 milhão de hectares, representando cerca de 75,2% da área nacional destinada ao cultivo dessa espécie. Minas Gerais mantém-se como o principal estado produtor, concentrando essa maior extensão, o que corresponde a 75,2% da área total de arábica no país (CONAB, 2025). A evolução da área total cultivada pode ser consultada na Série Histórica de Área em Produção (ANEXO D).

A área de plantio de café arábica, após um período de leve declínio, voltou a se expandir nos últimos anos, embora em 2025 tenha apresentado uma redução de aproximadamente 1,2% em relação a 2024, situando-se em cerca de 1,86 milhão de hectares. Além dos fatores cíclicos plurianuais, a bienalidade continua sendo um fenômeno importante que influencia a área produtiva e os níveis de produção. A produção total de café no Brasil para o ano de 2025 está

estimada em 55,2 milhões de sacas, com Minas Gerais permanecendo como principal estado produtor, concentrando 1,38 milhão de hectares, o que representa 75,2% da área nacional de arábica, seguido por São Paulo, Espírito Santo e Bahia (CONAB, 2025).

O cultivo de café no Brasil demonstra um grande compromisso com problemas sociais e meio ambiente (MAPA, 2017). O setor busca uma produção sustentável através de regulamentos rigorosos sobre trabalho e meio ambiente, que visam proteger a diversidade biológica e os profissionais, combatendo a exploração de pessoas e o emprego de menores de idade. Os agricultores são incentivados a preservar a fauna e flora nativas, a controlar a degradação da superfície do solo e a proteger os recursos hídricos. Além disso, há um investimento crescente em certificações que garantem a proteção do meio ambiente e boas condições para os trabalhadores, uso eficiente da terra e aprimoramento das técnicas de gestão (MAPA, 2017). A combinação de uma produção sustentável, com grande qualidade e variedade de safras garante a confiabilidade do Brasil como fornecedor para mercados globais exigentes.

A organização do setor é coordenada pelo Conselho Deliberativo da Política do Café (CDPC), presidido pelo Ministro da Agricultura. Esse conselho trabalha em parceria com várias entidades privadas importantes, como o Conselho Nacional do Café (CNC), a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), e associações da indústria de café que representam tanto o café torrado quanto o solúvel e os exportadores (MAPA, 2017).

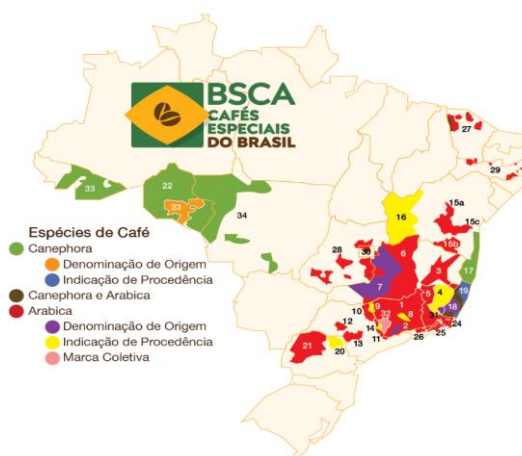
Segundo Bliska et al. (2007), estudos sobre a produção de café no Brasil demonstram que a certificação é fundamental para o aumento dos rendimentos dos cafeicultores, principalmente por facilitar o acesso ao mercado internacional. Além do impacto econômico, a certificação oferece benefícios sociais e ambientais, como a melhoria da qualidade de vida dos trabalhadores e a redução do uso de inseticidas nas plantações, o que resulta em impactos positivos para a saúde dos trabalhadores, dos consumidores e do meio ambiente.

De acordo com Fonseca (2005), o processo de certificação compreende sete etapas principais. A primeira é a informação, em que são levantados dados sobre o processo, incluindo mercados potenciais, exigências legais, análise de custo/benefício e tipos de selos disponíveis (FEDERAÇÃO DOS CAFEICULTORES DO CERRADO, 2010). A segunda etapa consiste no pedido, no qual o produtor solicita a certificação à empresa escolhida, apresentando a documentação necessária do produto ou serviço. Na sequência, ocorre a análise e publicação, quando o Instituto Nacional da Propriedade Industrial (INPI, 2010) recebe e analisa o pedido e, caso a documentação esteja correta, este é publicado na Revista Eletrônica da Propriedade Industrial (RPI) por 60 dias para possíveis oposições. Não havendo objeções, inicia-se a fase

de auditoria, em que se verifica a conformidade dos dados e das práticas com os requisitos da certificadora. Após essa etapa, realiza-se a análise e resposta, na qual a organização examina o relatório da auditoria e envia uma devolutiva à certificadora. Em seguida, procede-se à decisão, momento em que a certificadora define a concessão ou não do selo. Por fim, há a manutenção, que ocorre por meio de auditorias anuais de acompanhamento e renovação da certificação.

Conforme a Lei n.º 9.279, de 14 de maio de 1996 (BRASIL, 1997), a certificação de origem pode assumir duas modalidades. A Indicação de Procedência (IP) reconhece regiões com tradição consolidada na produção de determinado produto, ainda que sem vínculo direto com características naturais específicas. Um exemplo no setor cafeeiro é a Região do Cerrado Mineiro, primeira área a obter esse tipo de reconhecimento no Brasil (INPI, 2019). Já a Denominação de Origem (DO) associa o produto a qualidades ou características essencialmente vinculadas ao seu ambiente geográfico, resultantes da interação entre fatores naturais e humanos; na cafeicultura, destaca-se a Mantiqueira de Minas, cuja reputação está fortemente ligada às condições edafoclimáticas e ao manejo tradicional da região (EMBRAPA CAFÉ, 2018). Além dessas duas modalidades previstas em lei, o setor cafeeiro também utiliza as Marcas Coletivas, que identificam produtos ou serviços provenientes de grupos de produtores ou associações, funcionando como um selo que promove a identidade e a cooperação regional (BSCA, 2023).

Figura 6 - Distribuição geográfica das espécies de café e certificações.



Fonte: BSCA (2024).

Os selos geográficos configuram-se, assim, como instrumentos estratégicos para identificar a origem de produtos e atestar suas qualidades singulares, vinculadas tanto às condições edafoclimáticas quanto às técnicas de cultivo empregadas. Na cafeicultura brasileira,

esses selos não apenas reforçam a qualidade e a autenticidade dos cafés, mas também agregam valor econômico, ampliam o acesso a mercados diferenciados e fortalecem a reputação internacional do produto (BARROS; OLIVEIRA; BAGGIO, 2020). As numerações apresentadas nas áreas (Figura 6) evidenciam as regiões cafeeiras já reconhecidas, conforme a classificação da *Brazil Specialty Coffee Association* (BSCA, 2023), que destaca as certificações de Denominação de Origem (cores laranja e roxo), Indicação de Procedência (cores azul e amarelo) e Marcas Coletivas (cor rosa). Tal categorização reforça o papel das certificações na diferenciação dos cafés brasileiros, valorizando atributos regionais e consolidando a imagem de excelência no mercado global.

2.3. CONVERGÊNCIA

Estudos internacionais investigam predominantemente a convergência da renda per capita utilizando o modelo de Barro e Sala-i-Martin (1990), cujos resultados variam conforme contextos temporais e geográficos (Quadros 1 a 7 do Anexo A). Ortigueira e Santos (1997) analisaram velocidades de convergência em modelos de crescimento endógeno, obtendo resultados inferiores aos previstos pelos neoclássicos tradicionais. Complementarmente, Michelis, Papadopoulos e Papanikis (1992) adotaram abordagem híbrida, incorporando variáveis adicionais aos modelos clássicos para melhor explicar os determinantes da convergência regional.

No Brasil, a pesquisa sobre convergência também se foca predominantemente na renda per capita. Há um consenso (Quadros 8 a 13 do Anexo B) de que a convergência ocorreu, especialmente nas décadas de 1970, 1980 e 1990. Pesquisadores como Azzoni (1994), Ferreira e Ellery Junior (1996) e Cançado (1999) confirmaram a convergência nesse período. Contudo, Ribeiro e Pôrto Junior (2003) identificaram apenas a formação de grupos de convergência em municípios do Sul do país, e não uma convergência absoluta. Em Minas Gerais, Martins (1999) analisou a convergência do ICMS, utilizando índices como o *ji* e o Índice de L-Theil para avaliar o impacto da "Lei Robin Hood" na redução das desigualdades regionais. A autora observou um processo de convergência em andamento, embora os efeitos da lei ainda não fossem totalmente evidentes.

A análise da convergência da produtividade agrícola, embora crucial para compreender o desenvolvimento regional, permanece subexplorada em comparação à renda. Isso é

especialmente verdade quando se trata do papel de culturas específicas. No cenário internacional, a pesquisa de Lusigi e Thirtle (1998) revelou uma tendência de convergência da Produtividade Total dos Fatores (PTF) em países africanos. Em contrapartida, Suhariyanto e Thirtle (2001) não encontraram evidências de convergência da PTF em países asiáticos, o que evidencia a complexidade do fenômeno em contextos geográficos distintos.

No Brasil, os estudos sobre a convergência da produtividade agrícola têm evoluído, explorando diversas metodologias. Almeida e Haddad (2004) desenvolveram o modelo econométrico espacial (MECA), uma ferramenta inovadora que considera a dependência e a heterogeneidade espaciais para projetar cenários agropecuários de longo prazo. Os resultados deles confirmaram a relevância do PIB agropecuário em todas as análises. Perobelli et al. (2007) investigaram os efeitos espaciais na produtividade agrícola, identificando padrões de localização específicos e uma autocorrelação espacial positiva ao longo do tempo. Almeida et al. (2008) realizaram um estudo pioneiro sobre a convergência espacial da produtividade agrícola brasileira, utilizando análise exploratória de dados espaciais. Seus resultados confirmaram a existência de convergência absoluta em nível macrorregional.

Esses avanços metodológicos ressaltam a relevância da dimensão espacial, mas revelam lacuna crítica: análises específicas para culturas estratégicas como café e soja em nível microrregional. Tal fenômeno alinha-se ao modelo clássico de Solow (1956, 1957), que postula convergência entre economias menos desenvolvidas via *catching-up* tecnológico, sustentado, conforme evidenciado empiricamente por Baumol (1986).

Diante desse referencial teórico-empírico, o presente trabalho preenche essa lacuna ao examinar a convergência espacial da produtividade cafeeira nas microrregiões brasileiras (2003-2023). Priorizou-se identificar *spillovers* produtivos e heterogeneidades territoriais, adotando Solow como base para testes econométricos espaciais sem pretender mensurar impactos macroeconômicos amplos.

3. MATERIAL E MÉTODOS

A metodologia adotada nesta pesquisa percorreu uma trajetória de sistema multi-métodos (quali-quantitativa), com análises exploratória e descritiva.

3.1. OBTENÇÃO DE DADOS

3.1.1 FONTE DE DADOS

A caracterização e o mapeamento dos sistemas de produção da cafeicultura brasileira foram realizados com base em dados secundários. As informações foram coletadas de instituições como o Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA), o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o Instituto Mauro Borges (IMB) e o Sindicato da Indústria do Café (SINDICAFÉ). Também foram utilizados artigos científicos, trabalhos de conclusão de curso, dissertações e teses que abordam o tema.

Cabe ressaltar que, para o período de 2003 a 2023, optou-se por trabalhar com dados agregados de café total, tal como disponibilizados pelo IBGE até 2012, período em que não havia distinção oficial entre *Coffea arabica* e *Coffea canephora Pierre* nas estatísticas de produção. Essa decisão foi tomada para garantir a consistência e a comparabilidade das séries históricas ao longo de todo o intervalo analisado, evitando a fragmentação temporal que ocorreria com o uso exclusivo dos dados desagregados disponíveis apenas a partir de 2012. Reconhece-se, contudo, que as diferenças produtivas entre as espécies podem representar uma limitação da abordagem, a qual foi necessária diante da indisponibilidade de dados desagregados para todo o período. Assim, a análise das tendências, padrões microrregionais e transformações na produtividade cafeeira brasileira baseia-se na série histórica mais ampla e robusta disponibilizada pelas fontes oficiais.

Considerando a bienalidade da produção de café — fenômeno pelo qual anos alternados apresentam produtividades maiores ou menores —, a escolha dos anos de 2003, 2013 e 2023 não considerou priorizar safras positivas ou negativas, mas sim recortes decenais regulares para identificar tendências estruturais de longo prazo. Segundo dados do IBGE e da Conab, 2003, 2013 e 2023 corresponderam a anos de bienalidade negativa da produção de café total (CONAB, 2025; IBGE, 2025). Com isso, o estudo abrange diferentes fases do ciclo produtivo sem privilegiar nenhum padrão específico, capturando a dinâmica evolutiva da produtividade cafeeira brasileira.

Adicionalmente, reconhece-se que o estudo considera a produção de forma agregada, sem

diferenciar intensidades ou modalidades específicas, como café convencional, orgânico e sustentável. Essa escolha visa garantir uma base ampla para comparação temporal e espacial, mas limita a análise em relação às características diferenciadas e aos desafios particulares dos distintos sistemas produtivos dentro da cafeicultura brasileira.

A análise espacial empregou a malha das microrregiões brasileiras de 2022, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essa base geográfica é a mais atualizada e serviu como referência para a organização dos dados no GeoDa. A escolha por essa escala de análise buscou um equilíbrio entre a variabilidade local e a homogeneidade, permitindo capturar padrões microrregionais relevantes para a produtividade do café. A análise temporal cobriu os anos de 2003, 2013 e 2023, um recorte decenal que visou identificar tendências de longo prazo e transformações significativas nos padrões espaciais de produtividade.

Os dados estatísticos utilizados foram obtidos por meio do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), que oferece acesso detalhado às bases oficiais do IBGE (2025). Essa fonte permite uma análise precisa da organização territorial e produtiva do Brasil.

Os dados foram compilados diretamente do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), obtidos da Produção Agrícola Municipal (PAM, 2025). Isso possibilitou a obtenção de informações detalhadas sobre a quantidade total de café produzida e a área cultivada em cada estado.

A análise da convergência da produtividade no setor cafeeiro brasileiro foi conduzida para o período de 2003 a 2023, com o intuito de capturar as transformações significativas ocorridas nas duas últimas décadas. Este intervalo temporal permite avaliar o impacto de avanços tecnológicos, mudanças climáticas e políticas agrícolas implementadas nesse ciclo, que influenciaram a dinâmica produtiva do café em nível microrregional, regional e nacional. Dessa forma, o estudo oferece uma visão atualizada e abrangente da evolução da produtividade cafeeira, evidenciando as tendências e padrões que definiram esse período crucial para o setor (EMBRAPA, 2023; IBGE, 2025).

O período em análise abrange transformações relevantes para a cafeicultura brasileira, marcadas por ciclos voláteis e expressivos de preços no mercado internacional do café que influenciaram diretamente os investimentos produtivos e a dinâmica de produção (FIGUEIREDO; ALVES, 2022; ICO, 2023). Paralelamente, a adoção crescente de tecnologias, tais como o desenvolvimento e a disseminação de cultivares geneticamente superiores, a implementação da agricultura de precisão e a intensificação da mecanização, contribuiu para o aumento da eficiência produtiva e a redução das desigualdades regionais de produtividade (VIAN; ALCÂNTARA, 2023).

A extensão da análise até 2023 permite capturar um ciclo mais longo de desenvolvimento e

consolidação das tendências do setor. Assim, é possível obter uma visão mais completa da dinâmica de convergência da produtividade, abrangendo um período robusto de transformações econômicas e tecnológicas na cafeicultura do Brasil.

3.1.2 ANÁLISE DOS DADOS

Para investigar a convergência da produtividade tecnológica na cadeia produtiva do café no Brasil, foram empregados métodos estatísticos e econométricos. A análise abrangeu o período de 2003 a 2023 e incluiu as principais microrregiões brasileiras produtoras de café. O objetivo principal foi verificar se as microrregiões com menor produtividade inicial tendem a convergir para os níveis daquelas com maiores produtividades.

A metodologia se iniciou com o cálculo de medidas de convergência para identificar se há uma tendência de aproximação nos níveis de produção entre as diferentes microrregiões. Em seguida, a velocidade da convergência foi estimada para avaliar o ritmo desse processo ao longo do tempo.

Além disso, foi utilizada a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), uma abordagem que trata diretamente dos efeitos da dependência e heterogeneidade espacial. Conforme amplamente discutido por Anselin (2003), o principal objetivo da AEDE é descrever a distribuição espacial dos fenômenos, identificar padrões de associação espacial (*clusters*), verificar a presença de não-estacionariedade espacial e detectar observações atípicas (*outliers*). Para realizar essa análise, foram utilizados os *softwares* GeoDa (ANSELIN, 2025), uma ferramenta gratuita e de código aberto desenvolvida pelo *Center for Spatial Data Science da Universidade de Chicago* sob a coordenação de Luc Anselin, amplamente reconhecida por suas funções de modelagem espacial, e o *software* R (R CORE TEAM, 2024), que oferece uma gama complementar de pacotes para análise estatística espacial.

A implementação da AEDE e das técnicas de econometria espacial exige a definição de uma matriz de pesos espaciais (W). Como aponta Anselin (2003), essa matriz descreve a forma de interação entre as microrregiões, partindo do princípio de que localidades vizinhas exercem maior influência umas sobre as outras do que as mais distantes. A matriz de contiguidade é uma das formas de capturar essa proximidade. É importante notar que a escolha da matriz W é um fator decisivo, pois os resultados da análise são sensíveis à essa definição.

Neste estudo, optou-se pela matriz de pesos espaciais W do tipo *Queen*, que considera todas

as relações de contiguidade. Diferente do critério *Rook* (torre - fronteira comum) ou *Bishop* (bispo - apenas vértice (diagonal)), que limita a vizinhança a unidades que compartilham uma borda comum, a contiguidade *Queen* considera como vizinhos todas as unidades que compartilham ao menos um ponto, seja uma aresta ou um vértice (ALMEIDA, 2012). Essa abordagem resulta em uma estrutura de conectividade mais densa e abrangente. A escolha da contiguidade *Queen* se justifica por conferir maior robustez à análise, evitando que algumas microrregiões fiquem isoladas na matriz de vizinhança e minimizando o impacto de pequenas imprecisões nas delimitações dos polígonos espaciais (ANSELIN, 1988). Por essas razões, esse método é amplamente recomendado e se alinha às melhores práticas da literatura para análises espaciais em estudos regionais e econométricos.

3.1.3 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

Antes de iniciar a análise de convergência da produtividade do café, foi realizada uma verificação exploratória dos dados espaciais. O objetivo foi o de garantir a qualidade das informações, especialmente no que se refere à autocorrelação espacial. Para isso, foi utilizada a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), um método que investiga os efeitos da dependência e da heterogeneidade espacial. Essa análise foi conduzida com o *software* GeoDa (ANSELIN, 2025) e R (R CORE TEAM, 2024).

Segundo Odland (1988), a escolha de um coeficiente de autocorrelação espacial pressupõe que os dados têm uma organização sequencial específica. Tais coeficientes são determinados pela razão entre a autocovariância e a variação total dos dados. A AEDE permitiu descrever a distribuição espacial da produtividade do café, identificar agrupamentos de microrregiões com níveis semelhantes de produtividade (*clusters*), verificando a existência de regimes espaciais distintos e detectando microrregiões com padrões atípicos de produtividade em relação às suas vizinhas (*outliers*).

3.1.4 I DE MORAN

No contexto das medidas de autocovariância, há três principais abordagens: produto-cruzado, quadrado da diferença e módulo da diferença. O índice I de Moran (Equação 1), formulado por Moran (1948), adota a abordagem do produto-cruzado.

Seu coeficiente é expresso algebricamente como:

$$I = \frac{n \ z'Wz}{S_0 \ z'z} \quad (1)$$

Onde: n representa o número total de microrregiões analisadas; z corresponde aos valores da variável de interesse, previamente padronizados; Wz refere-se aos valores médios da variável de interesse padronizada nos locais vizinhos, considerando a matriz de pesos espaciais W .

Nesse contexto, o numerador expressa a autocovariância espacial, obtida pelo produto cruzado $z'Wz$, enquanto o denominador representa a variação total dos dados.

O valor esperado do índice I de Moran é dado por $\left[\frac{1}{(n-1)}\right]$. Quando os valores obtidos ultrapassam esse valor esperado, observa-se uma autocorrelação espacial positiva. Por outro lado, valores inferiores ao esperado indicam uma autocorrelação espacial negativa.

De forma resumida, a estatística do índice de Moran fornece três tipos de informações essenciais: o nível de significância indica se os dados apresentam um padrão aleatório ou não; o sinal do coeficiente informa se os dados estão concentrados ou dispersos. Um resultado positivo sugere concentração em determinadas microrregiões, enquanto um valor negativo indica dispersão; a magnitude do coeficiente varia de -1 a 1. Quanto mais próximo de 1, maior a concentração espacial dos dados. Em contrapartida, valores próximos de -1 indicam maior dispersão dos dados no espaço.

3.1.5 ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

Diversos autores definem a convergência como um fenômeno no qual uma variável, embora inicialmente desigual entre países, regiões ou unidades territoriais, microrregiões, tende a se aproximar com o passar do tempo, diminuindo as disparidades.

A equação utilizada neste estudo (Equação 2) para estimar a convergência da produtividade agrícola do café é uma variação do modelo tradicionalmente aplicado para a análise de convergência de renda (SOLOW, 1957).

$$\ln\left(\frac{Pme_t}{Pme_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Pme_{t-n}) + u_i \quad (2)$$

Onde: $\ln\left(\frac{Pme_t}{Pme_{t-n}}\right)$ representa O logaritmo natural da razão entre a produtividade média do café no período final (t) e no período inicial ($t - n$), sendo uma medida do crescimento proporcional da produtividade entre os dois momentos analisados; α o intercepto da regressão. Reflete fatores estruturais constantes que afetam o crescimento da produtividade para todo o

conjunto analisado durante o período, como condições institucionais, inserção tecnológica ou clima estável; $\beta \ln(Pme_{t-n})$ o termo β é o parâmetro de convergência, multiplicado pelo logaritmo natural da produtividade média inicial (Pme_{t-n}). Quando $\beta < 0$, indica convergência: microrregiões com produtividade inicial mais baixa tendem a crescer mais rápido, aproximando-se das microrregiões de maior produtividade. Quando $\beta > 0$, indica divergência: microrregiões mais produtivas avançam ainda mais em relação às menos produtivas. O logaritmo natural da produtividade inicial ajusta o efeito base do crescimento sobre o nível inicial, conforme o modelo de Solow; u_i o termo de erro aleatório, responsável por capturar as variações não explicadas pelo modelo, como choques específicos, erros de medição de dados e fatores não modelados explicitamente.

De acordo com Florax et al. (2003), para aprimorar a especificação do modelo de convergência espacial, é necessário aplicar alguns procedimentos estatísticos. Nesta pesquisa, tanto o método clássico quanto o robusto serão considerados conforme a necessidade.

O procedimento baseado na especificação clássica inclui as seguintes etapas:

1. Estimar o modelo clássico utilizando regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

2. Realizar testes para verificar a ausência de autocorrelação espacial devido a defasagem ou erro, por meio dos multiplicadores de Lagrange para defasagem espacial (MLp) e erro espacial ($ML\lambda$).

3. Se ambos os testes não forem significativos, utiliza-se o modelo clássico. Caso contrário, realiza-se um novo procedimento.

4. Caso apenas um dos testes apresente significância, adota-se o modelo correspondente: se ($MLp > ML\lambda$), aplica-se o modelo com defasagem espacial; caso contrário, utiliza-se o modelo com erro espacial.

5. Quando ambos os testes forem significativos, o modelo final é definido com base na versão mais robusta dos testes. Se ($MLp^* > ML\lambda^*$)), estima-se o modelo com defasagem espacial; caso contrário, adota-se o modelo de erro espacial.

3.1.6 VELOCIDADE DE CONVERGÊNCIA

A velocidade de convergência representa o ritmo no qual as disparidades em uma variável econômica, como a produtividade agrícola ou a renda per capita, diminuem entre diferentes microrregiões ou unidades espaciais. Esse conceito, fundamental na teoria econômica, indica o

tempo necessário para que áreas com níveis iniciais mais baixos alcancem aquelas com níveis mais elevados, refletindo a eficiência do processo de equalização microrregional (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992).

O modelo neoclássico de crescimento de Solow (1956; 1957) serve como base para essa compreensão. A teoria sugere que economias menos desenvolvidas, com menores estoques de capital e tecnologias menos avançadas, tendem a crescer mais rapidamente, promovendo uma redução gradual das desigualdades. A inclusão do progresso tecnológico como um fator central para o crescimento sustentado reforça a importância de mensurar a velocidade com que essa aproximação ocorre (SOLOW, 1956; 1957).

Para quantificar essa velocidade de convergência, foi utilizada a fórmula de Florax, Folmer e Rey (2003) (Equação 3). Essa abordagem adapta o conceito tradicional ao incorporar a dinâmica temporal e aspectos espaciais das economias analisadas.

$$\psi = -\left(\frac{\ln(-\beta)}{k}\right) \quad (3)$$

Onde: ψ é a velocidade de convergência, indicando a fração da diferença que se elimina a cada unidade de tempo; β é o coeficiente estimado da regressão entre os valores iniciais e posteriores da variável analisada, refletindo o grau de persistência temporal; k é o intervalo de tempo entre as observações, geralmente em anos.

Essa formulação permite uma interpretação exponencial da convergência, onde uma velocidade maior resulta em uma redução mais rápida das desigualdades (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992; FLORAX; FOLMER; REY, 2003).

Estudos empíricos mostram que as velocidades de convergência geralmente variam entre 2% e 5% ao ano, indicando um ritmo moderado na redução das diferenças regionais. Uma velocidade mais alta sinaliza um processo de aproximação mais rápido entre as regiões, enquanto valores menores sugerem que as desigualdades persistem por mais tempo (DURLAUF; QUAH, 1999; ISLAM, 2003).

Dessa forma, a aplicação da fórmula de Florax et al. (2003) para a produtividade da cafeicultura brasileira permitiu avaliar o ritmo da convergência de forma quantitativa. A análise levou em conta não apenas os fatores temporais, mas também as possíveis influências espaciais que afetaram a estrutura dos dados.

Na análise da convergência condicional da produtividade do café, utiliza-se a taxa média

anual de crescimento como variável dependente para capturar o comportamento dinâmico das microrregiões ao longo do tempo. Existem duas abordagens principais: a base adjacente, que compara o crescimento entre períodos consecutivos (vs -1), e a base fixa, que usa um horizonte mais longo (por exemplo, 2003 vs 2023).

A abordagem adjacente capta a velocidade “instantânea” de convergência no curto prazo, mas é mais sensível a choques anuais e ruído de medição. Já a base fixa, com a taxa de crescimento anualizada, oferece uma visão mais estável e robusta da trajetória de convergência acumulada, permitindo comparações entre diferentes horizontes temporais, embora perca a capacidade de captar choques transitórios.

Na interpretação dos coeficientes apresentados (Equação 4), o parâmetro β associado à produtividade inicial em 2003, quando negativo, indica convergência condicional, isto é, microrregiões menos produtivas tendem a crescer mais rapidamente em termos anuais. O módulo desse coeficiente traduz a velocidade da convergência, sendo que quanto mais negativo, maior a rapidez na redução das desigualdades microrregionais.

O parâmetro ρ reflete a dependência espacial no crescimento: valores positivos indicam *spillovers* positivos, onde o crescimento das microrregiões vizinhas estimula o crescimento local; valores negativos sugerem efeitos competitivos, em que o crescimento das vizinhas pode reduzir o crescimento da microrregião em análise.

Por fim, o parâmetro λ capta a autocorrelação espacial dos erros, representando choques não observados, como condições edafoclimáticas, políticas públicas ou infraestrutura, que são espacialmente correlacionados. Um valor positivo e significativo deste parâmetro evidencia a relevância dessa dependência espacial nos choques microrregionais.

$$\begin{aligned} g_{annual} &= \alpha + \beta \ln(Prod_{2003}) + \rho W g_{annual} + v \\ v &= \lambda W v + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

Uma diferença importante desta versão da análise está no uso da taxa de crescimento média anual da produtividade como variável dependente, ao contrário do crescimento total acumulado entre 2003 e 2023. Este ajuste torna os coeficientes mais intuitivos para comparações de políticas públicas e estudos de convergência de longo prazo, pois refletem a velocidade média anual de aproximação ao nível produtivo de 2003.

O modelo SARMA com taxa de crescimento anual permite não apenas avaliar a presença de convergência condicional entre microrregiões, mas também analisar como o crescimento médio

anual é influenciado pela produtividade inicial e pelos efeitos espaciais.

3.1.7 MODELOS DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL

O tipo de modelo econométrico espacial estimado está diretamente relacionado às características do processo espacial que sustenta o fenômeno analisado. Nesse contexto, a autocorrelação espacial pode manifestar-se tanto na variável dependente, nas variáveis explicativas ou ainda no termo de erro (ALMEIDA; HADDAD, 2004).

Modelos que desconsideram a heterogeneidade espacial e temporal podem produzir estimativas enviesadas, uma vez que as unidades espaciais apresentam características próprias e invariáveis ao longo do tempo, o que impacta diretamente a variável dependente analisada (ELHORST, 2014).

Ao considerar o modelo tradicional estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) representado na Equação 5, observa-se que a presença de interações espaciais entre diferentes unidades requer abordagens específicas. Essas interações podem ocorrer de três formas principais: i) quando a variável dependente de uma unidade é influenciada pela variável dependente de outra, configurando uma interação endógena; ii) quando a variável dependente de uma unidade sofre influência de variáveis independentes de outras unidades, caracterizando uma interação exógena; e iii) quando os termos de erro de diferentes unidades estão associados, indicando a omissão de fatores explicativos relevantes (FELEMA, 2021).

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Além disso, Elhorst (2014) propôs uma versão mais abrangente de modelo para dados em painel, o Modelo de Dependência Espacial Geral (*General Spatial Model -GSM*), que considera observações ao longo de diferentes períodos de tempo e se aplica a seções transversais. Esse modelo está representado na Equação 6, que inclui variáveis com um índice t que vai de 1 a T .

$$\begin{aligned} y_t &= \delta WY + \alpha l_N + X_t\beta + WX_t\theta + u_t \\ u_t &= \lambda Wu_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

Ainda de acordo com Elhorst (2014), a Equação 6 descreve um modelo em que: WY indica

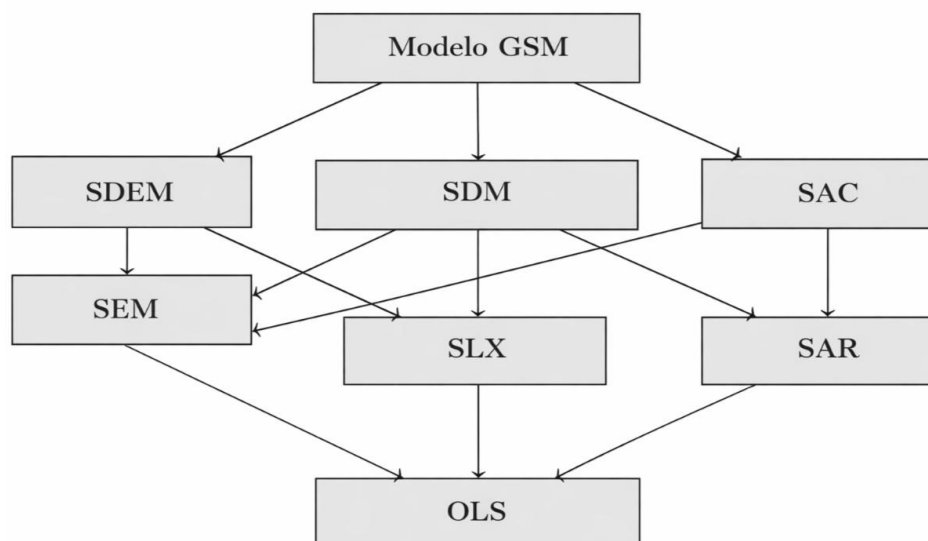
a interação interna (endógena); WX mostra os efeitos de interações externas sobre as variáveis; Wu é o efeito da interação no termo de erro entre as unidades; O modelo inclui coeficientes como δ , que representa a autorregressão espacial, e λ , que indica a autocorrelação espacial; β é um vetor de parâmetros que precisam ser calculados; W é a matriz de pesos espaciais.

Conforme Almeida (2012), os modelos SAR (*Spatial Autoregressive*), SEM (*Spatial Error Model*) e SAC (*Spatial Autoregressive Combined*) são os que mais se destacam, pois incorporam a interação da variável dependente e dos termos de erro. Ele observa que o alcance da interação em modelos como o SAR (Wy), SEM (Wu) e SAC (Wy, u) é global, pois afeta todas as unidades do sistema, embora esse impacto diminua à medida que a distância espacial aumenta. No entanto, há modelos de efeito local, como o SLX (*Spatial Lag of X*, WX), que restringem os impactos a uma área mais próxima. Além disso, existem modelos mais abrangentes, como o SDM (*Spatial Durbin Model*, Wy e WX) e o SDEM (*Spatial Durbin Error Model*, WX e Wu), que conseguem capturar tanto efeitos locais quanto globais ao mesmo tempo.

A escolha do modelo espacial a ser utilizado depende da inclusão de certas restrições, baseadas nas características teóricas ou empíricas do fenômeno em análise. Essas restrições criam diferentes tipos de modelos, cujos efeitos de transbordamento podem ser globais ou locais. O uso de defasagens espaciais, como WY , WX e Wu , tem o objetivo de capturar e gerenciar a dependência espacial. A taxonomia apresentada na Figura 7 exibe os grupos de modelos lineares espaciais que compõem o modelo espacial geral.

Na escolha do modelo espacial adequado para a análise da convergência da produtividade do café, foram utilizados os testes de Multiplicador de Lagrange (LM) e suas versões robustas, que avaliaram a presença e o tipo de dependência espacial nos dados. O teste LM para erro espacial verifica se há autocorrelação espacial nos resíduos do modelo, indicando a necessidade de um modelo de erro espacial (SEM). Já o teste LM para defasagem espacial investiga a existência de autocorrelação na variável dependente defasada espacialmente, o que sugere o uso de um modelo de defasagem espacial (SAR) (ANSELIN, 1988).

Figura 7 - Conexões entre distintos modelos de dependência espacial em dados de corte transversal.



Fonte: Elaboração própria.

Anselin (1988) explica que as versões ajustadas desses testes são capazes de detectar dependência espacial levando em consideração a presença de outras formas dessa dependência, ou seja, são robustas à existência simultânea de efeitos espaciais distintos (ANSELIN, 1988).

O teste SARMA, segundo Anselin (1988), é um teste conjunto que avalia a necessidade de um modelo que combine os efeitos de defasagem espacial e autocorrelação nos erros simultaneamente. Dessa forma, a aplicação sequencial destes testes permitiu selecionar o modelo espacial mais apropriado, com base na significância estatística dos testes simples e robustos, garantindo que o modelo capture adequadamente a estrutura espacial presente nos dados.

De acordo com Anselin (1988), a decisão sobre qual modelo espacial adotar baseia-se na sequência recomendada por Anselin (1988) para testes de dependência espacial. Inicialmente, foram aplicados os testes LM simples para erro espacial e para defasagem espacial. Caso apenas um deles apresente significância estatística, o modelo correspondente deve ser escolhido, seja o modelo de erro espacial (SEM) ou o modelo de defasagem espacial (SAR).

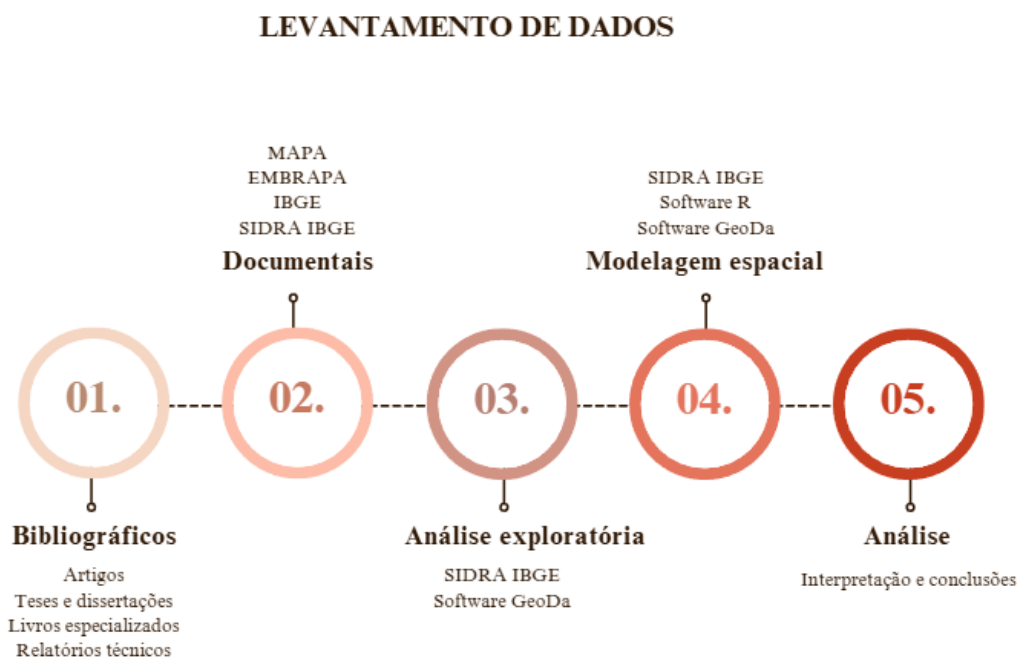
Ambos os testes foram significativos, seguiu-se à análise dos testes LM robustos, que consideram a presença simultânea de múltiplos tipos de dependência espacial. Se apenas um dos testes robustos revelar significância, seleciona-se o modelo associado (ANSELIN, 1988).

Por fim, foi adotado um modelo combinado, pois ambos os testes robustos indicaram significância, evidenciando a necessidade de incorporar simultaneamente a autocorrelação espacial no termo de erro e a defasagem espacial da variável dependente. O modelo como o SAC (SARMA)

contempla essas características e, portanto, essa abordagem metodológica assegura a seleção do modelo que melhor representa as relações espaciais entre as observações da amostra, proporcionando maior precisão na estimação dos parâmetros e na interpretação dos resultados (ANSELIN, 1988).

O organograma da metodologia de pesquisa (Figura 8) apresenta as cinco etapas principais do levantamento e análise dos dados. Inicialmente, realizou-se as buscas bibliográficas em artigos, teses, dissertações, livros especializados e relatórios técnicos (etapa 01). Em seguida, foi realizado o levantamento documental utilizando bases do MAPA, Embrapa, IBGE e SIDRA (etapa 02). Após a coleta, procedeu-se à análise exploratória dos dados com auxílio do SIDRA IBGE e do software GeoDa (etapa 03). A modelagem espacial, que é central na metodologia, envolveu o uso do SIDRA IBGE, software R e GeoDa para estruturar os modelos espaciais (etapa 04). Por fim, a análise dos resultados contemplou a interpretação e elaboração das conclusões do estudo (etapa 05). Esse fluxo mostra a integração entre fontes documentais, técnicas estatísticas e espaciais para garantir a robustez da pesquisa.

Figura 8 - Organograma da metodologia de pesquisa.



Fonte: Elaboração própria.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. ANÁLISE DESCRITIVA

Durante esta fase da análise, foram apresentados e discutidos os resultados obtidos a partir da coleta de dados sobre a produtividade média da produção agrícola brasileira nos anos de 2003, 2013 e 2023. A Tabela 1 evidencia um aumento significativo no rendimento médio agrícola ao longo dessas duas décadas. O rendimento nacional cresceu aproximadamente 113,85%, passando de 829 kg/ha para 1773 kg/ha, acompanhando a tendência crescente da produtividade no agronegócio brasileiro nas últimas décadas.

Destaca-se, de forma especial, a Região Norte, que apresentou um crescimento expressivo de cerca de 379,6% no rendimento médio. Esse avanço pode ser atribuído à expansão da fronteira agrícola, à adoção de técnicas modernas de cultivo, ao aumento do crédito rural e a políticas públicas que incentivam o uso sustentável da terra e a mecanização (MARTINS; BUHLER, 2015; REIS; SILVA, 2023).

Além disso, as regiões Nordeste, Sudeste e Sul também registraram aumentos expressivos na produtividade, enquanto o Centro-Oeste, embora tenha apresentado um crescimento mais moderado de aproximadamente 61,2%, continua sendo um importante polo da produção agrícola no país.

Tabela 1 - Produtividade média da produção de café (kg/ha) por Brasil e Grandes Regiões nos anos de 2003, 2013 e 2023.

Regiões e Brasil	2003	2013	2023
Brasil	829	1.421	1.773
Norte	750	798	3.597
Nordeste	841	936	1.869
Sudeste	828	1.508	1.704
Sul	928	1.546	1.575
Centro-Oeste	909	1.026	1.465

Fonte: IBGE - Produção Agrícola Municipal.

Conforme demonstrado, o rendimento médio nacional saltou de 829 kg/ha em 2003 para 1421 kg/ha em 2013, representando um aumento de 71,4% nesse período, e atingiu 1773 kg/ha em 2023, um acréscimo de 24,7% em relação à década anterior. Essa tendência é acompanhada pela intensificação da concentração espacial dos maiores rendimentos nas regiões tradicionalmente

produtoras, como o Sudeste, que viu sua produtividade crescer 82,1% de 2003 a 2013 e 13,0% de 2013 a 2023, passando de 828 kg/ha para 1704 kg/ha.

O crescimento da produtividade em novas fronteiras agrícolas é um ponto de destaque, como observado na Região Norte, cujo rendimento médio saltou de 750 kg/ha em 2003 para 3597 kg/ha em 2023, representando um aumento percentual de 379,6% no período.

Na etapa inicial da análise com o *software* GeoDa, constatou-se que, entre as 560 unidades presentes no arquivo de divisão territorial microrregional do IBGE, figura a microrregião de Fernando de Noronha, a qual, apesar de constituir uma unidade insular, integra formalmente essa divisão. Também constam as áreas correspondentes à Lagoa dos Patos e à Lagoa Mirim, que representam corpos d'água sem atividade produtiva. Devido à ausência de vizinhos contíguos — decorrente tanto da natureza insular de Fernando de Noronha quanto da condição lacustre das duas lagoas — nas representações cartográficas geradas essas três unidades passam a ser exibidas na legenda com a classificação "*undefined*".

A padronização dos dados entre os anos analisados para a visualização (Figura 9), foi feita adotando quebras de intervalo customizadas para os quartis de produtividade: 0 a 250 kg/ha, 250 a 500 kg/ha, 500 a 750 kg/ha e 750 a 1000 kg/ha. Além disso, foram incluídas categorias para valores superiores a 1000 kg/ha e para áreas indefinidas.

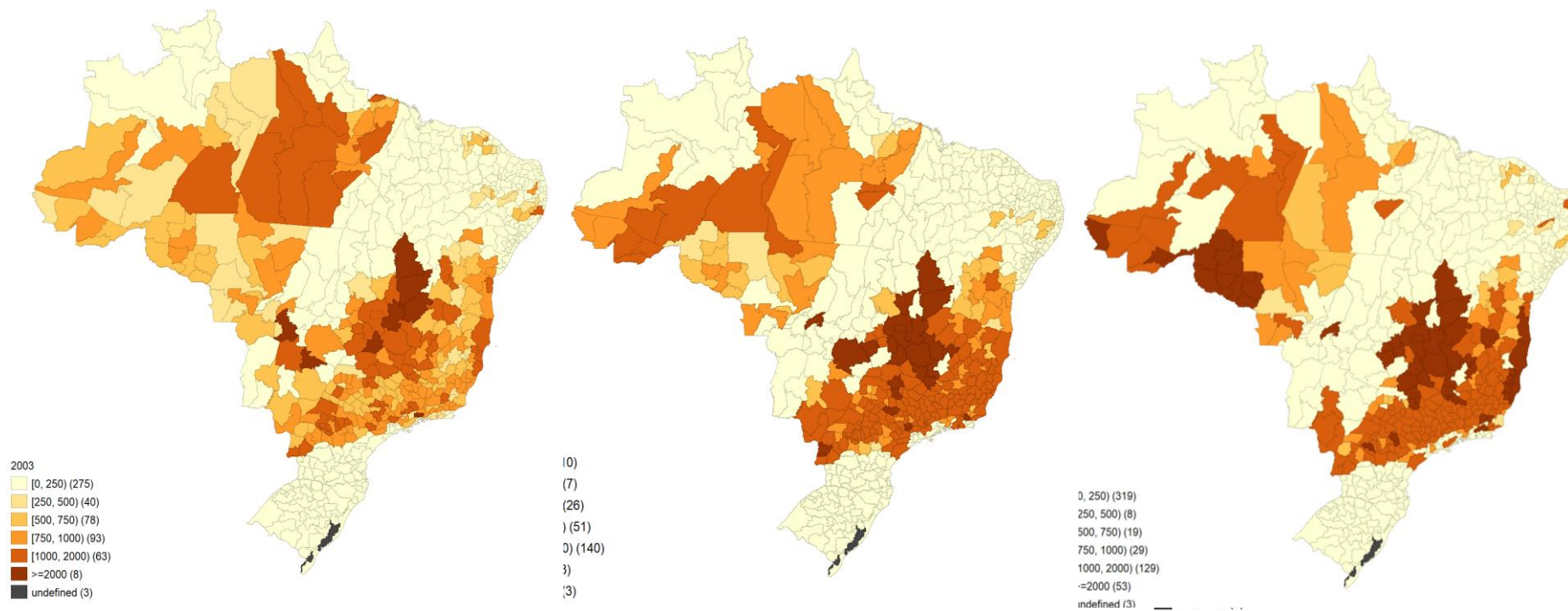
A definição dessas quebras de intervalo foi realizada por meio de testes exploratórios nos dados, com o objetivo de otimizar a representação da distribuição da produtividade e facilitar a identificação de padrões espaciais relevantes para a análise.

Observou-se, entretanto, uma limitação no ajuste automático dos intervalos e quartis pelo *software* GeoDa para os dados específicos deste estudo.

Para superar essa dificuldade, e garantir uma visualização comparável entre os diferentes recortes temporais (2003, 2013 e 2023), foi necessária a customização manual das quebras de intervalo. Assim, aplicou-se o mesmo conjunto de intervalos definidos pelo usuário para os mapas de todos os anos, assegurando uma base consistente para interpretar as mudanças na distribuição espacial da produtividade do café ao longo do tempo. Essa padronização foi fundamental para uma análise visual eficaz e para a identificação de possíveis padrões de convergência ou divergência espacial.

A Figura 9 apresenta a distribuição espacial da produtividade média do café nas microrregiões brasileiras em 2003, 2013 e 2023, expressa em quilogramas por hectare (kg/ha) e categorizada em intervalos de quartis customizados.

Figura 9 - Mapeamento da produtividade média do café por microrregião brasileira, em 2003, 2013 e 2023 (kg/ha).



Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

O mapa de 2003 (Figura 9), que segmenta a produtividade média do café em faixas de valores, evidencia uma clara disparidade espacial. A maior parte das microrregiões encontra-se nas faixas de produtividade mais baixa, no intervalo de 0 a 250 kg/ha, representado pela cor mais clara. Esta faixa abrange 275 microrregiões, o que corresponde a aproximadamente 49,11% do total das microrregiões analisadas. Essa categoria predomina em grandes áreas dos estados do Norte, Nordeste e partes do Centro-Oeste do país, como Roraima, Amazonas e Pará. As microrregiões com produtividade intermediária, nas faixas de 250 a 500 kg/ha e 500 a 750 kg/ha, representam, respectivamente, 40 microrregiões (7,14%) e 78 microrregiões (13,93%) do total, e aparecem de forma mais dispersa, principalmente em áreas de transição entre as regiões de baixa e alta produtividade.

O grande destaque do mapa, no entanto, é a concentração das microrregiões com os maiores rendimentos. As categorias de alta produtividade (acima de 750 kg/ha) estão representadas em tons mais escuros e se concentram nos tradicionais pólos cafeeiros das regiões Sudeste e Sul. A faixa de 750 a 1000 kg/ha inclui 93 microrregiões (16,61%), enquanto 63 microrregiões (11,25%) se enquadram no intervalo de 1000 a 2000 kg/ha. Dentro de Minas Gerais, por exemplo, é possível observar um cluster de alta produtividade na região Sul do estado.

Da mesma forma, microrregiões no interior de São Paulo e no norte do Paraná apresentam rendimentos elevados. O mapa também mostra 8 microrregiões, que correspondem a 1,43% do total, com produtividade superior a 2000 kg/ha, reforçando a existência de áreas de excelência produtiva. A análise dos estados, portanto, confirma que a alta produtividade do café em 2003 estava intrinsecamente ligada a essas regiões consolidadas na cafeicultura.

Por fim, as áreas classificadas como "*undefined*" correspondem a 3 microrregiões (0,54% do total). Em síntese, a análise do mapa evidencia uma forte heterogeneidade espacial na produtividade do café em 2003, com a concentração dos maiores rendimentos em polos específicos do Sudeste e Sul, enquanto vastas áreas do território nacional, incluindo estados como Rondônia, apresentavam baixos índices produtivos. Essa configuração inicial serve como uma importante base para a análise da evolução dos padrões espaciais nos anos subsequentes.

A Figura 9 ainda ilustra a distribuição espacial da produtividade média do café nas microrregiões brasileiras em 2013, utilizando os mesmos intervalos de quartis adotados para os demais anos da análise. Em comparação a 2003, observa-se uma reconfiguração na distribuição. Por um lado, houve um aumento no número de microrregiões nas faixas de produtividade mais baixa, no intervalo de 0 a 250 kg/ha, que passou de 275 microrregiões em 2003 para 310 em 2013, o que

representa um aumento de 49,11% para 55,36% do total de microrregiões analisadas. Isso indica uma persistência e até aprofundamento das desigualdades regionais no rendimento do café, com essas faixas predominando em áreas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste do país.

Por outro lado, há um aumento expressivo nas faixas superiores de produtividade. A categoria de 1000 a 2000 kg/ha mais que dobrou, passando de 63 microrregiões em 2003 para 140 em 2013, o que representa um salto de 11,25% para 25,00% do total. Da mesma forma, o número de microrregiões com produtividade superior a 2000 kg/ha aumentou de 8 para 23, correspondendo a 4,11% do total. Essa tendência de alta produtividade é particularmente notável nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, sobretudo em Minas Gerais, Espírito Santo e partes de São Paulo e Goiás.

Avançando para 2023 (Figura 9), nota-se uma reconfiguração significativa nos padrões espaciais da cafeicultura brasileira, permitindo uma comparação com os anos anteriores. Em relação a 2013, o número de microrregiões nas faixas de rendimento mais baixas (0 a 250 kg/ha) continuou a crescer, passando de 310 em 2013 para 319 em 2023, o que representa um aumento de 55,36% para 56,96% do total de microrregiões analisadas. Essa persistência da baixa produtividade ainda é predominante em grandes áreas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

No entanto, o dado mais notável é a intensificação das áreas de altíssima produtividade. Houve um crescimento expressivo no número de microrregiões com produtividade superior a 2000 kg/ha, que saltou de 23 em 2013 para 53 em 2023, um aumento de 4,11% para 9,46% do total. Em contraste, a faixa de 1000 a 2000 kg/ha teve uma ligeira redução, passando de 140 para 129 microrregiões. Essa mudança sugere uma consolidação da alta produtividade em um número menor de microrregiões, mas com rendimentos ainda mais elevados.

Geograficamente, o mapa de 2023 evidencia a emergência de um novo e expressivo pólo de alta produtividade, incluindo a faixa superior a 2000 kg/ha, na região Noroeste do Brasil, com destaque para o estado de Rondônia. Embora as áreas tradicionais de Minas Gerais e São Paulo ainda mantenham sua relevância, a configuração de 2023 sinaliza uma expansão da fronteira agrícola de alta performance para novos estados.

Em suma, a análise comparativa dos mapas de 2003, 2013 e 2023, complementada pelos dados de rendimento médio por Grande Região, evidenciou uma tendência clara de aumento da produtividade média do café no Brasil. Apesar desses avanços, a persistência de microrregiões com baixos índices produtivos ressalta a complexidade do desafio de desenvolvimento da cafeicultura. A análise demonstra que a aptidão para a produção de café não é homogênea em todo o território nacional, já que a viabilidade da cultura também é limitada por fatores ambientais e climáticos, além

de outros fatores.

Com o intuito de aprofundar as análises e identificar padrões de concentração e valores atípicos na produtividade do café, foram utilizados os mapas de caixa (*Box Maps*). Conforme a documentação do GeoDa (ANSELIN, 1994), essa ferramenta é uma representação cartográfica que expande o conceito de mapa de quartis.

O *Box Map* categoriza os dados em seis classes distintas para identificar e mapear *outliers* inferiores e superiores, além dos quartis. A determinação desses *outliers* baseia-se em um múltiplo da Amplitude Interquartílica (*IQR*), que é a diferença entre o 75º e o 25º percentil. O 25º percentil (*Q1*) representa o valor abaixo do qual 25% das observações se encontram, enquanto o 75º percentil (*Q3*) indica o valor abaixo do qual 75% das observações estão, com o *IQR* medindo a dispersão dos 50% centrais dos dados ($IQR = Q3 - Q1$).

O GeoDa oferece duas opções de "dobradiça" (*hinge*) para esse múltiplo: 1.5 e 3.0. O *hinge* 1.5 estabelece limites mais próximos ($outliers = Q1 - 1.5 \times IQR$ ou $Q3 + 1.5 \times IQR$), sendo mais sensível e identificando um número maior de valores atípicos, incluindo os moderadamente extremos. Já o *hinge* 3.0 define limites mais amplos ($outliers = Q1 - 3.0 \times IQR$ ou $Q3 + 3.0 \times IQR$), classificando como *outliers* apenas os valores mais extremos e distantes do corpo principal dos dados.

O *Box Map* é reconhecido como um método eficaz para a rápida e visual identificação de anomalias e padrões espaciais amplos, pois integra a distribuição estatística com a localização geográfica, um aspecto não oferecido por um *box plot* tradicional. Neste estudo, a produtividade do café foi analisada utilizando *Box Maps* com a opção de "*hinge*" de 1.5, visando uma compreensão abrangente da distribuição dos dados e de suas anomalias espaciais.

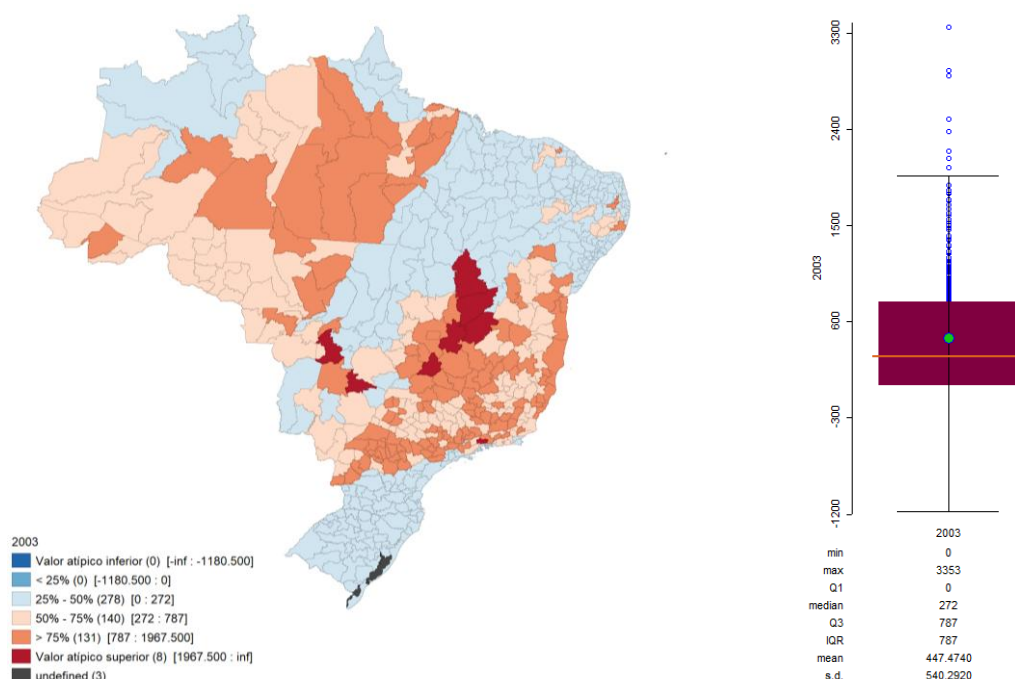
A Figura 10 apresenta o Mapa de Caixa (esquerda) e o Diagrama de Caixa (direita) da produtividade média do café em 2003, utilizando o critério de "*hinge*" de 1.5 para a identificação de *outliers*.

O Diagrama de Caixa sumariza a distribuição, mostrando que 50% das microrregiões tiveram produtividade entre 272 kg/ha (*Q1*) e 787 kg/ha (*Q3*), com a mediana de 272 kg/ha. Os "bigodes" estendem-se até os valores mínimo e máximo que não são considerados *outliers*. Acima do bigode superior, observa-se uma dispersão de círculos azuis, que representam os 8 *outliers* superiores da produtividade, conforme o critério de 1.5 vezes o *IQR*. Os valores mínimos e máximos da produtividade são 0 kg/ha e 3353 kg/ha, respectivamente, com uma média de 447,47 kg/ha e desvio padrão de 540,29. A ausência de *outliers* inferiores no diagrama de caixa indica que não há

microrregiões com produtividade excepcionalmente baixa em relação ao critério de 1.5.

O Mapa de Caixa espacializa essa distribuição, revelando que a baixa e média produtividade (tons claros) predominam no Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Em contraste, os *outliers* superiores e as microrregiões de alta produtividade (> 75%) (tons de vermelho escuro) concentram-se no Sul de Minas Gerais, interior de São Paulo e norte do Paraná. Essa visualização conjunta demonstra a heterogeneidade espacial e a formação de *clusters* de alta produtividade em microrregiões específicas, contextualizando geograficamente os valores extremos identificados estatisticamente.

Figura 10 - Mapa de Caixa (*hinge* = 1.5) e Diagrama de Caixa da Produtividade Média do Café (kg/ha) por Microrregião Brasileira em 2003.

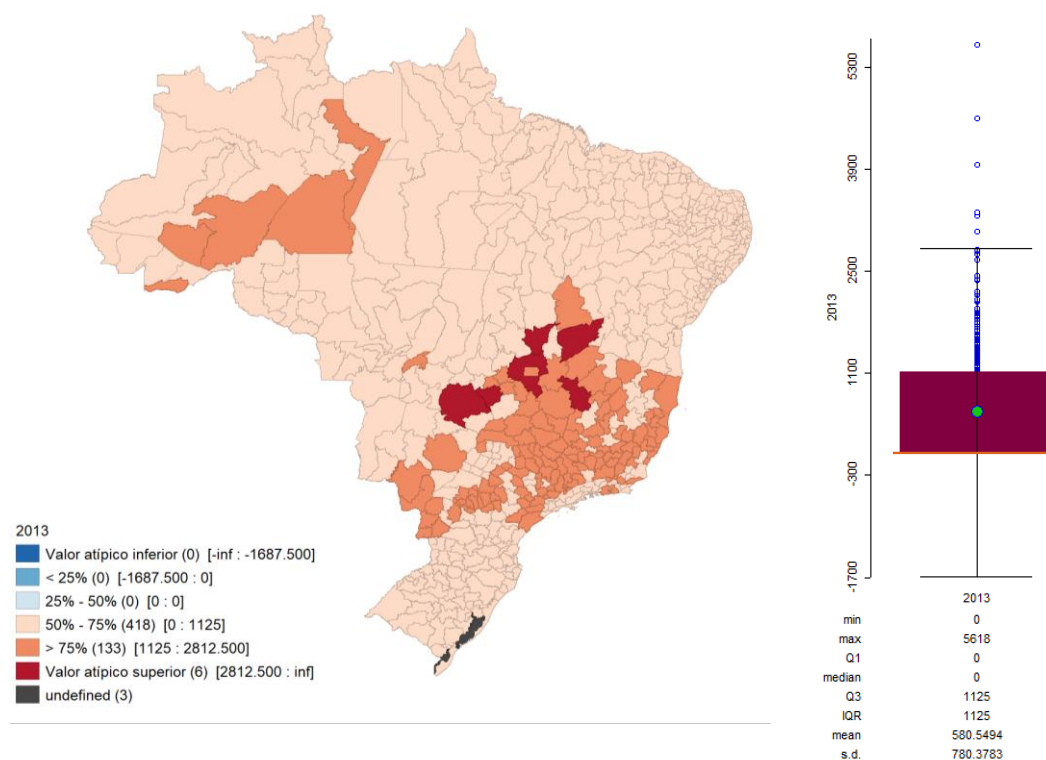


Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

Em síntese, para 2003, a análise combinada do Diagrama e Mapa de Caixa (*hinge* = 1.5) evidenciou uma forte concentração da alta produtividade e dos *outliers* superiores nas regiões cafeeiras tradicionais do Sudeste e Sul do Brasil. O *Box Plot* confirma a presença de 8 microrregiões com desempenho excepcionalmente elevado, enquanto o *Box Map* as localiza precisamente, contrastando com a vasta prevalência de baixa produtividade nas demais áreas do país. Essa correspondência sublinha a capacidade da metodologia de identificar e espacializar os pólos de excelência produtiva desde o início do período analisado.

A Figura 11, composta pelo Mapa de Caixa (esquerda) e Diagrama de Caixa (direita) para 2013 com *hinge* 1.5, oferece uma visão detalhada da distribuição da produtividade.

Figura 11 - Mapa de Caixa (*hinge* = 1.5) e Diagrama de Caixa da Produtividade Média do Café (kg/ha) por Microrregião Brasileira em 2013.



Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

O Diagrama de Caixa no painel direito sumariza as estatísticas de 2013. A caixa central indica que 50% das microrregiões apresentaram produtividade entre 0 kg/ha ($Q1$) e 1125 kg/ha ($Q3$). A mediana ($Q2$) é de 0 kg/ha, o que é um ponto a ser notado. Os "bigodes" delimitam os valores não-*outliers*. Acima do bigode superior, observa-se uma concentração de *outliers* superiores (círculos azuis), totalizando 6 microrregiões, indicando produtividades excepcionalmente altas (> 2812.5 kg/ha). Não há *outliers* inferiores. A produtividade média foi de 580,55 kg/ha, com desvio padrão de 780,38 kg/ha.

O Mapa de Caixa no painel esquerdo espacializa esses dados. As microrregiões de baixa produtividade (tons de azul e laranja claro) ainda são predominantes no Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Em contraste, as microrregiões com alta produtividade (> 75%) e os *outliers* superiores (tons

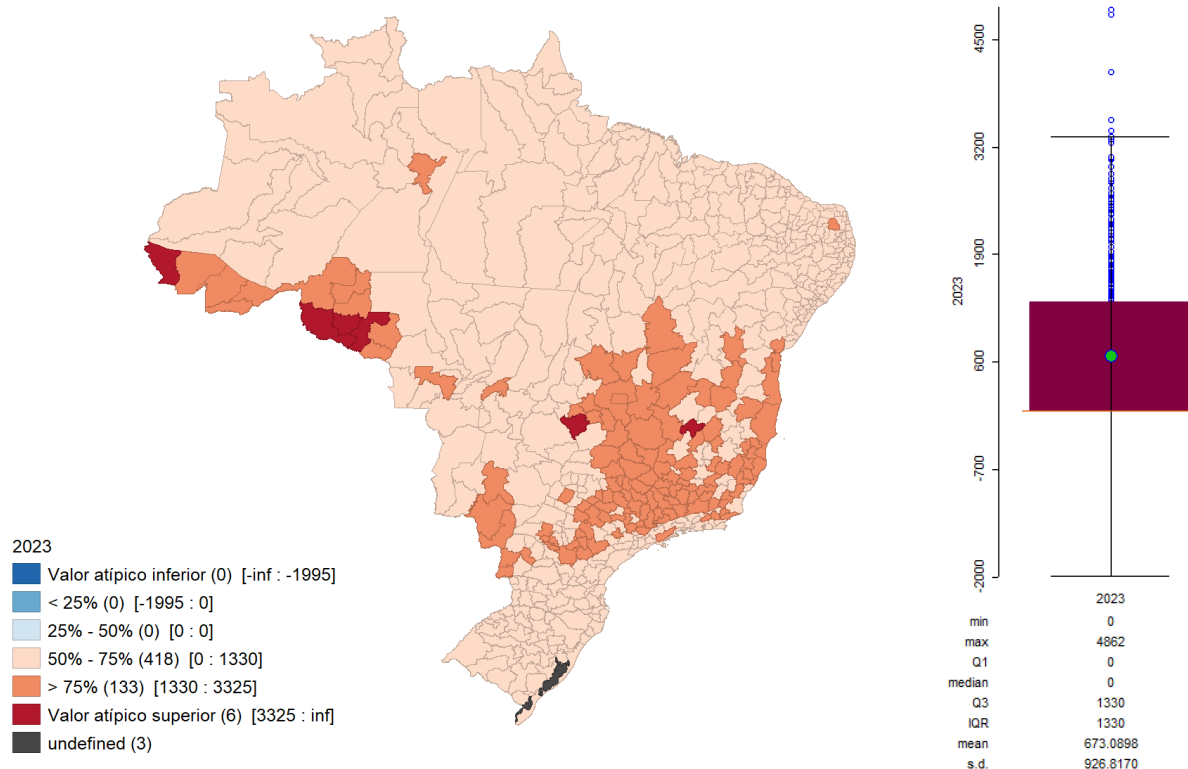
de vermelho escuro) mostram uma consolidação nos pólos cafeeiros tradicionais do Sudeste e Sul, como no Sul de Minas Gerais, interior de São Paulo e norte do Paraná. Há também pontos de alta produtividade em Goiás e Espírito Santo. A localização dos 6 *outliers* superiores no mapa corresponde às áreas de maior intensidade produtiva.

Em síntese, a análise do *Box Map* e *Box Plot* de 2013 (*hinge* 1.5) revelou a persistência de baixos rendimentos em vastas áreas, mas também a consolidação e intensificação de *clusters* de alta produtividade em microrregiões específicas, reforçando as disparidades espaciais na cafeicultura brasileira.

A Figura 12 apresenta o Mapa de Caixa (esquerda) e o Diagrama de Caixa (direita) da produtividade média do café em 2023, utilizando o critério de "*hinge*" de 1.5 para a identificação de *outliers*. O Diagrama de Caixa no painel direito sumariza as estatísticas de 2023. A caixa central indica que 50% das microrregiões apresentaram produtividade entre 0 kg/ha (*Q1*) e 1330 kg/ha (*Q3*). A mediana (*Q2*) é de 0 kg/ha, um ponto relevante para a análise. Os "bigodes" delimitam os valores não-*outliers*. Acima do bigode superior, observa-se uma concentração de *outliers* superiores (círculos azuis), totalizando 6 microrregiões, indicando produtividades excepcionalmente altas (> 3325 kg/ha). Não há *outliers* inferiores. A produtividade média foi de 673,09 kg/ha, com desvio padrão de 926,82 kg/ha.

O Mapa de Caixa no painel esquerdo espacializa esses dados. Observa-se que, assim como nos anos anteriores, microrregiões de baixa produtividade (tons claros) ainda dominam amplas áreas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste. No entanto, em 2023, há um deslocamento e uma intensificação notável dos clusters de alta produtividade (> 75%) e dos *outliers* superiores (tons de vermelho escuro). Um novo polo de alta produtividade, com os 6 *outliers* superiores, emerge fortemente na região do Noroeste do Brasil, com destaque para microrregiões em Rondônia e Acre. Embora os polos tradicionais do Sul de Minas Gerais e interior de São Paulo ainda apresentem algumas áreas de alta produtividade, a concentração e a magnitude dos *outliers* se deslocam para o Noroeste.

Figura 12 - Mapa de Caixa (*hinge* = 1.5) e Diagrama de Caixa da Produtividade Média do Café (kg/ha) por Microrregião Brasileira em 2023.



Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

A análise conjunta dos Mapas de Caixa e Diagramas de Caixa para os anos de 2003, 2013 e 2023, sob o critério de "hinge" de 1.5, revelou uma evolução significativa e heterogênea na espacialidade da produtividade do café no Brasil. Em 2003, as áreas de alta produtividade e *outliers* superiores estavam predominantemente concentradas no Sul de Minas Gerais, interior de São Paulo e norte do Paraná. Em 2013, observou-se uma consolidação desses polos tradicionais, com uma intensificação da alta produtividade nas mesmas microrregiões, indicando um período de especialização e possível tecnificação. Já em 2023, a configuração espacial aponta para uma reconfiguração marcante, com o surgimento e fortalecimento de um novo *cluster* de alta produtividade e *outliers* superiores no Noroeste do Brasil, especialmente em Rondônia e Acre.

Essa transição sugere uma expansão das fronteiras agrícolas cafeeiras de alta performance, enquanto a baixa produtividade persiste em vastas áreas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste ao longo de todo o período analisado. As variações nos valores de mediana e média nos Diagramas de Caixa ao longo dos anos refletem essas mudanças na distribuição e intensidade da produtividade,

evidenciando uma dinâmica complexa e em constante transformação no setor cafeeiro brasileiro.

4.2. APLICAÇÃO DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

A estatística Índice de Moran (I de Moran) foi empregada para aprofundar a análise exploratória de dados espaciais e compreender os padrões de distribuição da produtividade do café. A definição da matriz de pesos espaciais (W) foi um passo fundamental para o cálculo dessa estatística, pois ela quantifica a vizinhança entre as unidades de análise. Neste estudo, optou-se pela matriz de pesos baseada em "*Queen Contiguity*" (Contiguidade da Rainha).

Figura 13 - Propriedades da Matriz de Pesos Espaciais Tipo "*Queen Contiguity*".

Propriedade	Valor
tipo	queen
simetria	symmetric
arquivo	BR_Microrregioes_2022.gal
variável de id	CD_MICRO
ordenar	1
# observações	560
min vizinhos	0
max vizinhos	11
média dos vizinhos	5,55
mediana dos vizinhos	5,00
% diferente de zero	0,99%

Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

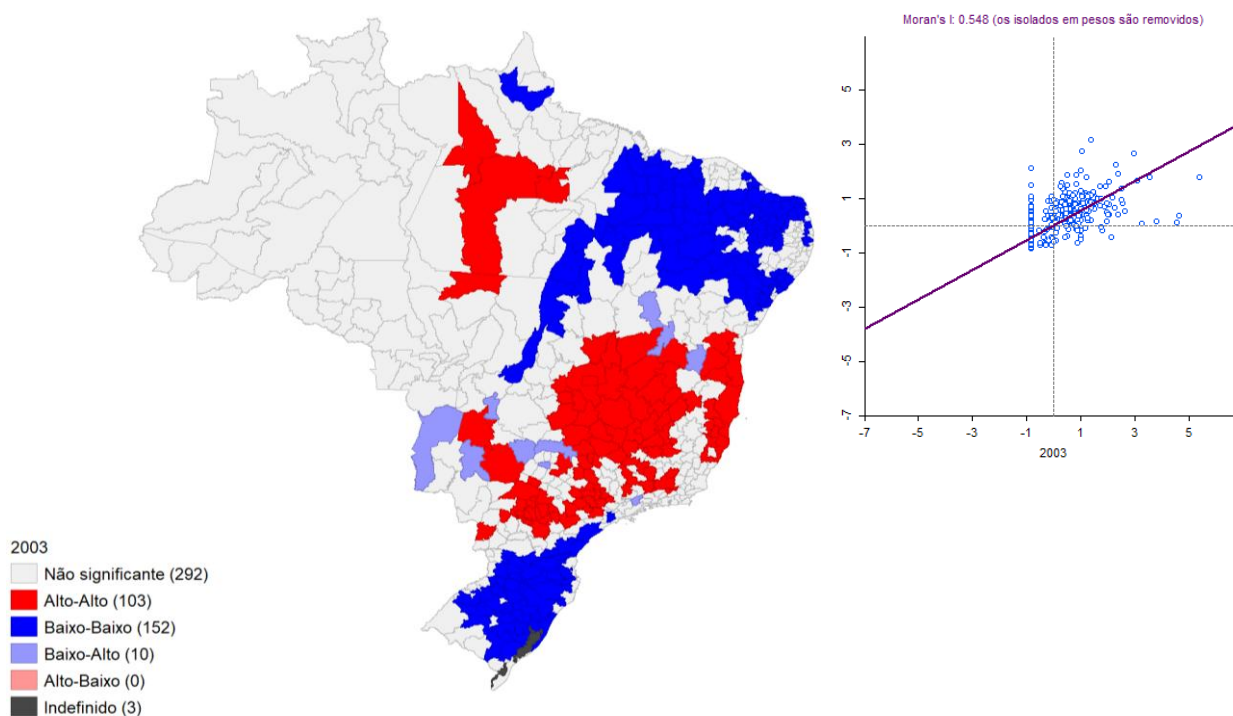
A Figura 13 detalha as propriedades da matriz de pesos espaciais utilizada, gerada e visualizada através do *software* GeoDa. O tipo "*Queen*" indica que duas microrregiões são consideradas vizinhas se compartilham qualquer ponto da fronteira, seja um lado (como em "*Rook Contiguity*") ou um vértice. Essa abordagem, conforme descrita na documentação do GeoDa (ANSELIN, 1994), que simula o movimento de uma rainha no xadrez, é mais inclusiva na definição de vizinhança. A matriz é definida como simétrica, garantindo que se A é vizinha de B, B também é vizinha de A.

O arquivo base para a definição das vizinhanças é "BR_Microrregioes_2022.gal" e a variável de identificação das microrregiões é "CD_MICRO". O número total de observações é de 560. A distribuição do número de vizinhos por microrregião varia de um mínimo de 0 a um máximo

de 11, com uma média de 5,55 vizinhos e mediana de 5,00. O percentual de vizinhanças diferentes de zero é de 0,99%, indicando a esparsidade da matriz (muitas microrregiões não são vizinhas diretas de todas as outras). Essa matriz de pesos garante que a autocorrelação espacial seja calculada considerando uma definição robusta de proximidade geográfica entre as microrregiões brasileiras.

A Figura 14 ilustra o Diagrama de Dispersão do I de Moran para a produtividade média do café nas microrregiões brasileiras em 2003. Tal gráfico é indispensável para a compreensão da autocorrelação espacial global, permitindo visualizar as relações espaciais e identificar a formação de agrupamentos (*clusters*) ou padrões espaciais diferenciados (ANSELIN, 1995).

Figura 14 - Análise de autocorrelação espacial da produtividade média do café, em 2003, com diagrama de dispersão de I de Moran (kg/ha).



Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

O valor do I de Moran obtido foi igual a 0,548, o que indica a existência de uma autocorrelação espacial positiva e moderada para a variável produtividade do café. Esse resultado significa que microrregiões caracterizadas por elevada produtividade tendem a se localizar próximas a outras microrregiões com semelhante alto desempenho produtivo, enquanto microrregiões com produtividade reduzida estão espacialmente próximas a outras também de baixa produtividade.

Dessa forma, verifica-se a existência de dependência espacial significativa que reforça a hipótese de aglomeração produtiva (ANSELIN, 2003).

A reta de regressão apresentada no gráfico, destacada em cor roxa, possui inclinação positiva, corroborando o I de Moran e indicando a tendência de que os valores observados da produtividade possuem uma distribuição espacial agrupada, com elementos que não se distribuem ao acaso sobre o território nacional.

O diagrama está dividido em quatro quadrantes que representam os diferentes tipos de associação espacial entre microrregiões e seus vizinhos, conforme classificação convencional:

- Quadrante Superior Direito (Alto-Alto): microrregiões que apresentam alta produtividade, circundadas por vizinhos também de alta produtividade. Constituem *clusters* espaciais positivos de desempenho elevado;

- Quadrante Inferior Esquerdo (Baixo-Baixo): microrregiões de baixa produtividade, rodeadas por vizinhos também com baixos índices produtivos, configurando *clusters* de baixo desempenho;

- Quadrante Superior Esquerdo (Baixo-Alto): microrregiões que possuem baixa produtividade, porém situadas próximas a vizinhos de alta produtividade. Configuram *outliers* espaciais negativos, indicando potenciais zonas de transição ou rupturas na continuidade espacial;

- Quadrante Inferior Direito (Alto-Baixo): microrregiões com alta produtividade cercadas por vizinhos de baixa produtividade, igualmente caracterizando *outliers* espaciais negativos e ressaltando fragmentações no padrão microrregional.

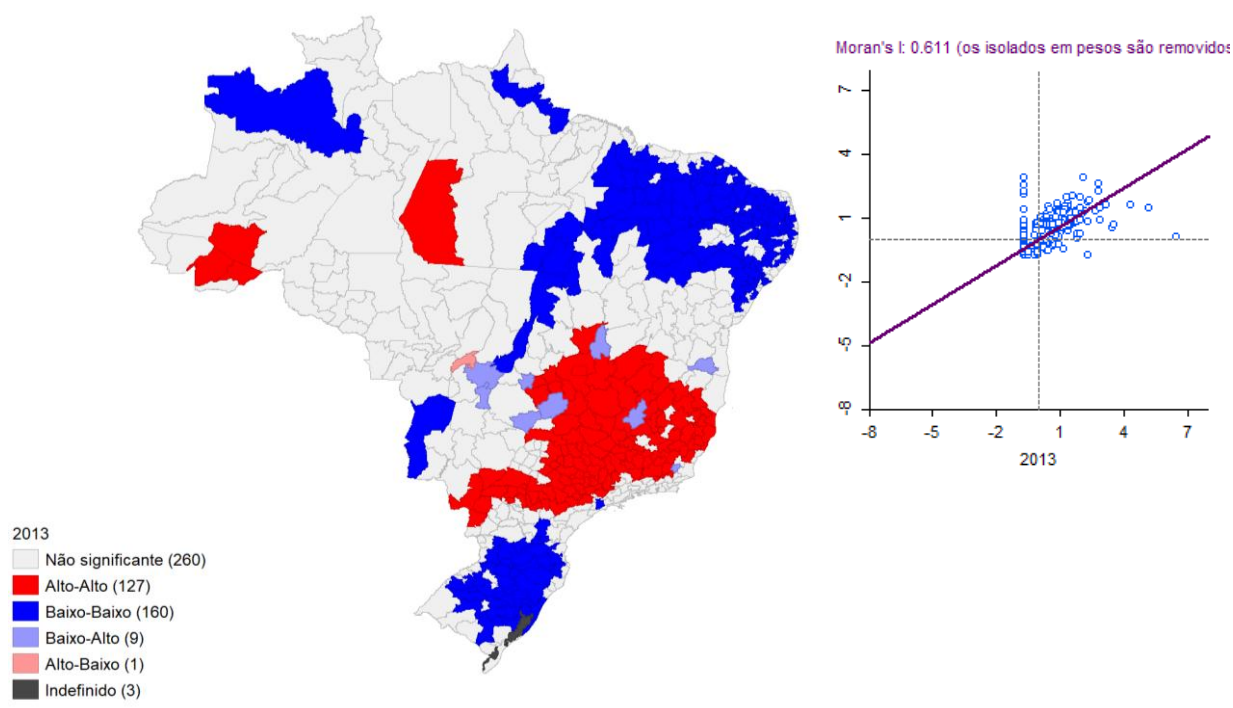
Observou-se que a concentração majoritária dos pontos localiza-se nos quadrantes Alto-Alto e Baixo-Baixo, o que confirma o elevado grau de autocorrelação positiva e a formação de agrupamentos homogêneos em termos produtivos. Essa concentração indica que a distribuição espacial da produtividade do café em 2003 não é aleatória, mas tende a formar microrregiões contíguas com características produtivas semelhantes, conforme esperado em processos de aglomeração econômica e territorial.

Por outro lado, os pontos que se situam nos quadrantes Baixo-Alto e Alto-Baixo são relativamente escassos, representando microrregiões que destoam dessa dinâmica e sugerindo a existência de nichos espaciais onde ocorrem abruptas transições no desempenho produtivo. Estes *outliers* espaciais são relevantes para estudos que buscam identificar áreas com potencial para intervenções específicas ou para compreender os fatores que levam a heterogeneidades espaciais em microrregiões próximas (ANSELIN, 1995; LE SAGE; PACE, 2009).

Em síntese, a análise detalhada do Diagrama de Dispersão do I de Moran para 2003 revelou a presença significativa de autocorrelação espacial positiva, com *clusters* de alto e baixo desempenho em produtividade do café destacados, enquanto a presença minoritária de *outliers* evidencia a complexidade e diversidade espacial nas dinâmicas produtivas das microrregiões brasileiras.

A Figura 15 apresenta o Diagrama de Dispersão do I de Moran referente à produtividade média do café nas microrregiões brasileiras no ano de 2013. Este instrumento gráfico é essencial para a visualização da autocorrelação espacial global e para a identificação de padrões de agrupamento espacial na variável estudada (ANSELIN, 1995).

Figura 15 - Análise de autocorrelação espacial da produtividade média do café, em 2013, com diagrama de dispersão de I de Moran (kg/ha).



Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

O valor do I de Moran encontrado para 2013 foi de 0,611, evidenciando uma autocorrelação espacial positiva mais intensa do que a observada em 2003 ($I = 0,548$). Esse acréscimo no índice sinaliza que as microrregiões que apresentavam alta produtividade em 2013 estavam ainda mais consolidadas em arranjos espaciais homogêneos com outras regiões de alta produtividade. Além disso, microrregiões de baixa produtividade mantinham-se também agrupadas entre si. Tal

constatação reforça a existência de uma forte dependência espacial na distribuição da produtividade do café naquele período.

A inclinação positiva da linha de regressão (destacada em roxo no gráfico) corrobora essa constatação, indicando que os valores da produtividade são espacialmente correlacionados, seguindo uma estrutura de aglomeração que expressa a continuidade regional dos níveis produtivos.

O diagrama é segmentado em quatro quadrantes que expressam diferentes tipos de associação espacial entre microrregiões e seus vizinhos:

- Quadrante Superior Direito (Alto-Alto): microrregiões com alta produtividade rodeadas por vizinhos com alta produtividade, indicando *clusters* produtivos favoráveis;

- Quadrante Inferior Esquerdo (Baixo-Baixo): microrregiões com baixa produtividade cercadas por vizinhos semelhantes, indicando *clusters* de baixo desempenho;

- Quadrante Superior Esquerdo (Baixo-Alto): microrregiões de baixa produtividade adjacentes a regiões de alta produtividade, caracterizando *outliers* espaciais negativos;

- Quadrante Inferior Direito (Alto-Baixo): microrregiões de alta produtividade rodeadas por vizinhos de baixa produtividade, também configurando *outliers* espaciais.

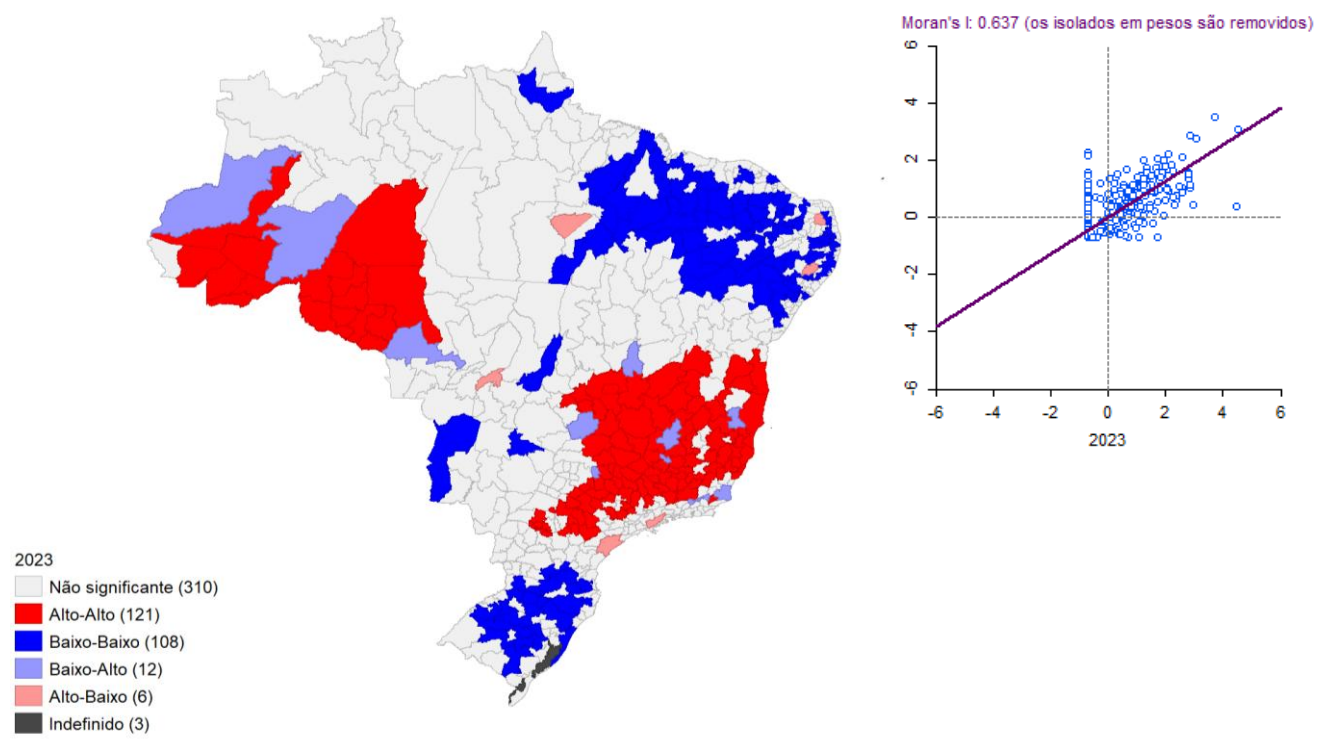
A predominância de pontos concentrados nos quadrantes Alto-Alto e Baixo-Baixo destaca a continuidade e o fortalecimento dos *clusters* espaciais em 2013, o que se alinha com os polos de alta produtividade apontados pelas análises complementares de Mapas de Caixa e Cartogramas. Estes resultados indicam a consolidação territorial dos núcleos produtivos no Brasil, reforçando a existência de microrregiões produtivas estáveis e integradas espacialmente.

Em contrapartida, os poucos pontos localizados nos quadrantes Baixo-Alto e Alto-Baixo representam microrregiões que destoam do padrão dominante, caracterizando áreas de transição ou heterogeneidade local que podem refletir complexidades econômicas ou desafios territoriais específicos.

Assim, a análise do Diagrama de Dispersão do I de Moran para 2013 reforçou a presença de uma autocorrelação espacial positiva e manifesta um processo crescente de aglomeração espacial na produtividade do café no Brasil, indicando uma estrutura microrregional mais consolidada e menos fragmentada em comparação ao ano anterior (ANSELIN, 1995; LE SAGE; PACE, 2009).

A Figura 16 apresenta o Diagrama de Dispersão do I de Moran para a produtividade média do café nas microrregiões brasileiras no ano de 2023. Este gráfico evidencia a autocorrelação espacial global e revela a intensidade dos padrões de agrupamento espacial da variável em análise (ANSELIN, 1995).

Figura 16 - Análise de autocorrelação espacial da produtividade média do café, em 2023, com diagrama de dispersão de I de Moran (kg/ha).



Fonte: Elaboração própria com o *software* GeoDa.

O valor do Índice de Moran para 2023 é de 0,637, indicando uma autocorrelação espacial positiva e a mais forte dentre os três anos considerados (2003, 2013 e 2023). Esse incremento sugere que o agrupamento espacial das microrregiões com níveis similares de produtividade — sejam altas ou baixas — se intensificou progressivamente, evidenciando maior homogeneidade espacial em termos de desempenho produtivo.

A reta de regressão (em cor roxa), exibida no diagrama, possui inclinação claramente positiva, confirmando a tendência acentuada de clusterização espacial em 2023. A concentração majoritária dos pontos nos quadrantes Alto-Alto (microrregiões de alta produtividade cercadas por outras de alta produtividade) e Baixo-Baixo (microrregiões de baixa produtividade contíguas a outras similares) reforça a consolidação desses aglomerados territoriais.

Observa-se que essa intensificação do Índice de Moran — que passou de 0,548 em 2003 para 0,611 em 2013, chegando a 0,637 em 2023 — acompanha o padrão de expansão e densificação

das fronteiras agrícolas de alta produtividade verificadas nos Mapas de Caixa e Cartogramas. Destaca-se ainda o surgimento de novos pólos produtivos na região Noroeste do Brasil, atestando transformações espaciais relevantes no cenário cafeeiro nacional.

A análise comparativa dos Diagramas de Dispersão do I de Moran para os anos de 2003, 2013 e 2023 revela uma tendência clara e contínua de intensificação da autocorrelação espacial da produtividade média do café nas microrregiões brasileiras. Inicialmente, em 2003, o índice registrou um valor moderado de 0,548, indicando a existência de agrupamentos espaciais positivos, ainda que em estágio inicial.

Em 2013, esse valor aumentou para 0,611, demonstrando um fortalecimento dos *clusters* de alta e baixa produtividade. A análise visual do diagrama, corroborada pela inclinação da linha de regressão, evidenciou a ampliação e maior estabilidade dos polos produtivos e das áreas com produtividade reduzida.

Finalmente, o ano de 2023 registra o maior valor do índice, 0,637, sinalizando uma maior consolidação e densidade dos agrupamentos produtivos e o surgimento de novos focos de alta produtividade, especialmente no Noroeste brasileiro. Essa evolução destaca a dinâmica territorial crescente da agricultura cafeeira, marcada pela forte dependência espacial e pelo incremento dos mecanismos de transmissão e difusão das condições produtivas ao longo do tempo.

Essa progressiva intensificação dos padrões espaciais confirmou que as microrregiões aglomeram-se cada vez mais segundo características produtivas similares, ressaltando a importância de políticas regionais e estratégias territoriais que considerem esses aspectos espaciais para otimizar o desenvolvimento sustentável da cultura do café no Brasil.

4.3. ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

A análise da convergência incluiu inicialmente o cálculo do índice global de Moran para verificar a autocorrelação espacial da produtividade do café nos anos de 2003, 2013 e 2023. Em todos os períodos, o índice revelou autocorrelação espacial estatisticamente significativa, evidenciando a correlação entre as unidades espaciais vizinhas e fundamentando a aplicação de modelos espaciais na análise (ALMEIDA, 2012; CARDOSO et al., 2019). A escolha do modelo espacial adequado seguiu os critérios de Anselin (1988), aplicando-se testes *LM* simples para identificar o modelo SAR, SEM ou SARMA, conforme a significância dos operadores de defasagem da variável dependente e do termo de erro. Para referência e comparação, estimou-se inicialmente um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO ou OLS) (ALMEIDA, 2012).

Os resultados obtidos utilizando o *software* R, indicaram que os testes simples do *Multiplicador de Lagrange (LM)*, tanto para erro espacial quanto para defasagem espacial, foram altamente significativos, conforme a Tabela 2. Da mesma forma, os testes robustos apresentaram significância estatística, reforçando a presença simultânea de dependência espacial nos resíduos e na variável dependente defasada. Desta forma, como ambos testes robustos foram significativos, um modelo combinado é adequado (SAC), indicando que as características espaciais presentes não podem ser capturadas melhor por modelos que consideram exclusivamente o efeito de defasagem (SAR) ou de erro espacial (SEM) (ALMEIDA, 2012).

A validação dos modelos incluiu a aplicação do teste de Moran aos resíduos, cuja não significância indica captura adequada da dependência espacial (ALMEIDA, 2012).

Esses achados indicam que os dados analisados apresentaram características espaciais complexas, com dependência simultânea nos erros e na defasagem da variável dependente, o que torna o modelo SAC (*Spatial Autoregressive with Spatially Autocorrelated Errors*) o mais apropriado para a estimação e análise da convergência da produtividade do café no período estudado.

A validação do modelo espacial passou pela análise do teste de *Moran I statistic* aplicado aos resíduos da estimação. Os modelos serão adequados para inferência quando a autocorrelação espacial for tratada. Os resultados apresentados na Tabela 2, mostram as estatísticas do I de Moran para cada modelo e os respectivos *p valores*, sendo não significativos. Um resultado não significativo, indica que o modelo capturou adequadamente a dependência espacial presente nos dados, refletindo que os resíduos apresentam aleatoriedade espacial, ou seja, não exibem autocorrelação (ALMEIDA, 2012).

Essa ausência de autocorrelação residual é fundamental para validar o ajuste do modelo, pois significa que não restam padrões espaciais não explicados que possam enviesar as estimativas. Assim, o teste de Moran para resíduos funciona como um diagnóstico final para confirmar a suficiência do modelo espacial adotado na captura das relações espaciais subjacentes (ALMEIDA, 2012).

Na Tabela 2 é possível observar os modelos e os respectivos coeficientes. Os resultados mostram modelo OLS (sem dependência espacial), modelos SAR e SEM (modelos restritos) e o modelo SAC com combinação simultânea de efeitos espaciais (modelo irrestrito). Os betas (β) estimados com sinal negativo indicam a prevalência de crescimento mais acelerado de microrregiões com menor produtividade, reduzindo a desigualdade no período observado. Dito de

outra forma, no modelo SAR (*Spatial Lag*), o coeficiente da produtividade inicial em 2003 $\beta = -0,140$ ($p < 0,001$) revela a existência de convergência condicional, ou seja, microrregiões mais produtivas inicialmente tendem a crescer menos até 2023.

O parâmetro espacial ρ positivo (0,217; $p < 0,001$) indica um efeito de defasagem espacial positivo, no qual o crescimento de uma microrregião é positivamente influenciado pelo crescimento das microrregiões vizinhas. Este modelo apresenta melhor ajuste que o OLS, conforme evidenciado pelo AIC menor (2435,3 vs. 2447,1) e log-verossimilhança (-1213,6).

Tabela 2 - Resultados da estimação dos parâmetros usando modelos espaciais para análise da convergência da produtividade do café para o período 2003 – 2023.

Parâmetros	OLS	SAR	SEM	SARMA
β	-0.1382*** (0.0271)	-0.1403*** (0.0277)	-0.2725*** (0.0347)	-0.4133*** (0.0373)
ρ	-	0.21726*** (0.0614)	-	-0.86921*** (0.0863)
λ	-	-	0.40179*** (0.0549)	0.83077*** (0.0349)
AIC	2447.095	2435.276	2415.537	2342.485
BIC	2460.079	2452.588	2432.849	2364.125
Log-like	-1220.46	-1213.63	-1203.76	-1166.24
LM	-	17.7524***	32.3642***	
LM-robusto	-	73.9026***	88.5144***	106.2668***
Wald		ρ 12.506***	-	101.4***
Statistic		λ -	53.509***	566***
LR Test	-	13.819***	33.558***	108.61***
Moran I statistic		0.0308	-0.0297	0.0016
		0.2062	0.2786	0.894

Nota: Os valores em parênteses sob os coeficientes, referem-se aos respectivos erros padrão. Já os valores sob a estatística de Moran, referem-se ao *p-value*. Os asteriscos mostram o nível de significância: *** = 0,1% ($p < 0,001$); ** = 1% ($p < 0,01$); * = 5% ($p < 0,05$).

Fonte: Elaboração própria.

No modelo SEM (*Spatial Error*), o coeficiente β da produtividade inicial é negativo e mais intenso (-0,273; $p < 0,001$), indicando convergência condicional mais forte, cerca do dobro da magnitude observada no modelo SAR. O parâmetro λ positivo e significativo (0,402; $p < 0,001$) demonstra forte dependência espacial nos resíduos, indicando que fatores não observados, possivelmente choques microrregionais, como o clima, apresentam correlação espacial (CARDOZO et al., 2019).

O SEM obteve melhor ajuste em relação aos modelos SAR e OLS, apresentando AIC menor (2415,5) e maior log-verossimilhança (-1203,8). Essa configuração sugere que, mais do que uma interação direta entre microrregiões via defasagem, o padrão espacial dominante reside em choques não observados, como o clima, espacialmente correlacionados (ALMEIDA, 2012).

O modelo SAC ou SARMA (*Spatial Autoregressive with Spatially Autocorrelated Errors*) apresenta o melhor ajuste global, com o menor AIC (2342,5) e log-verossimilhança (-1166,2) dentre os modelos apresentados. A convergência condicional é ainda mais acentuada, com β igual a -0,413 ($p < 0,001$) (ALMEIDA, 2012). O parâmetro ρ é negativo e altamente significativo (-0,869; $p < 0,001$), indicando efeito espacial negativo no crescimento, ou seja, se microrregiões vizinhas crescem, a microrregião em análise cresce menos, sugerindo competição espacial por recursos, investimentos ou políticas agrícolas e até mesmo por fatores ambientais. O parâmetro λ positivo (0,831; $p < 0,001$) confirma forte autocorrelação espacial nos erros, reafirmando a importância de considerar choques microrregionais espacialmente correlacionados (ALMEIDA, 2012).

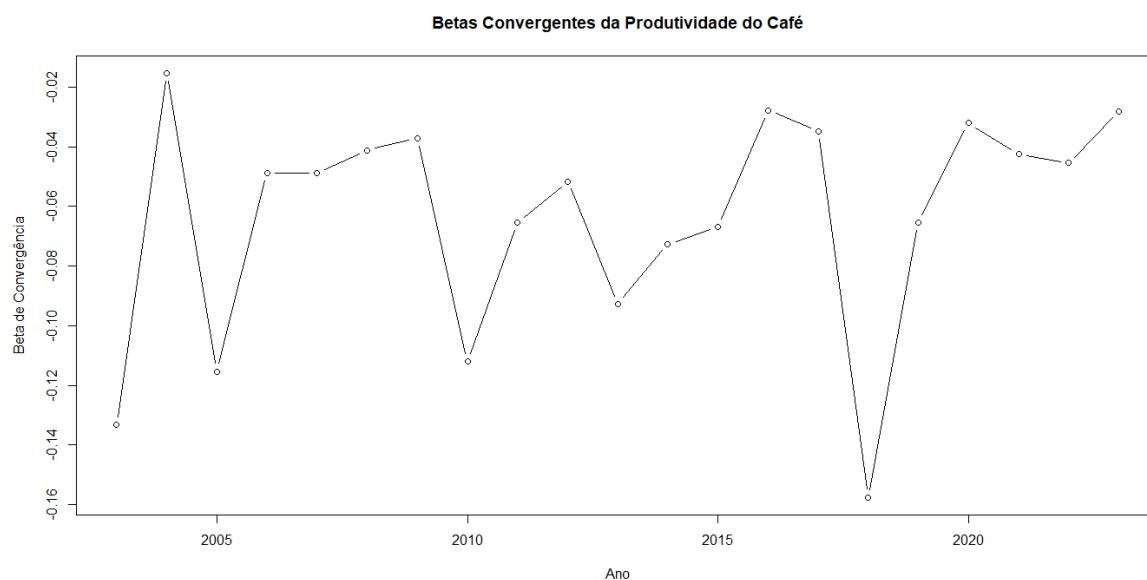
Quanto aos testes estatísticos, a estatística de Wald para os parâmetros espaciais ρ e λ é usada para verificar a significância individual, rejeitando a hipótese nula de que esses parâmetros sejam zero. No modelo SAC, a alta estatística Wald para ρ (101,4) e λ (566), ambas com p-valor próximo de zero, indica significância espacial muito forte. Paralelamente, o teste de razão de verossimilhança (*Likelihood Ratio* - LR) compara modelos aninhados, um restrito (com parâmetros espaciais nulos) e outro irrestrito (com parâmetros estimados). Os valores altos de LR nos modelos SAR (13,8; $p = 0,0002$), SEM (33,6; $p < 0,0001$) e SAC (108,6; $p < 0,0001$) confirmam a relevância dos parâmetros espaciais (ALMEIDA, 2012; CARDOZO et al., 2019)

Enquanto os testes Wald avaliam sínteses locais dos parâmetros, os testes LR consideram o ajuste global dos modelos. No caso analisado, ambos corroboram a existência real e significativa da dependência espacial, com o modelo SAC sendo o mais robusto ao combinar os dois tipos de dependência, o que se reflete em seu desempenho estatístico superior (ALMEIDA, 2012).

O teste de estabilidade estrutural temporal aplicado para comparar os coeficientes de convergência entre os subperíodos 2003–2013 e 2013–2023 revelou uma mudança estatisticamente significativa ao longo do tempo. A estatística de teste apresentou valor de $Z = -3,457$ com p-valor igual a 0,0005, o que permite rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes β sejam iguais nos dois períodos. Isso indica que o efeito da produtividade inicial sobre o crescimento da produtividade do café sofreu alteração significativa entre os dois intervalos analisados (ALMEIDA, 2012). Esse

resultado fica mais claro ao analisar o comportamento da tendência do coeficiente β no tempo, conforme a Figura 17.

Figura 17 - Variação Anual dos Coeficientes Beta na Convergência da Produtividade do Café no Brasil (2003–2023).



Fonte: Elaboração própria com o *software* R.

Em termos práticos, tal resultado implica que a intensidade da convergência ou divergência não é constante ao longo do tempo, sugerindo que fatores como avanços tecnológicos, mudanças nas políticas agrícolas, variações climáticas ou dinâmicas de mercado influenciaram as microrregiões de maneira desigual nos dois subperíodos. Dessa forma, as estratégias para análise e formulação de políticas agrícolas devem considerar essas variações temporais para melhor compreensão e efetividade na promoção da convergência produtiva microrregional (CARDOZO et al., 2019).

Nos modelos espaciais (SAR, SAC e SDM) a interpretação direta dos betas é inválida, sendo necessário a decomposição dos efeitos (LESAGE; PACE, 2009). O parâmetro espacial ρ foi estimado em -0,87 ($p < 0,001$), revelando um forte efeito espacial negativo, no qual o crescimento de uma microrregião se associa a um crescimento inferior das microrregiões vizinhas, caracterizando um fenômeno de competição ou substituição espacial. O parâmetro λ , que mede a autocorrelação espacial dos erros, foi 0,85 ($p < 0,001$), sinalizando a existência de choques

microrregionais fortemente correlacionados espacialmente (CARDOZO et al., 2019).

Tabela 3 - Resultados do modelo SAC para subperíodos com os respectivos impactos.

	Sub períodos		
	2003 - 2023	2003 - 2013	2013 - 2023
β	-0.4133*** (0.0373)	-0.3591*** (0.03089)	-0.2097*** (0.03025)
ρ	-0.86921*** (0.0863)	-0.8738*** (0.08416)	-0.5059*** (0.1393)
λ	0.83077*** (0.0349)	0.8464*** (0.03219)	0.6077*** (0.0855)
Direct	-0.01832***	-0.4068***	-0.2186***
Indirect	0.0098*	0.2151***	0.0794***
Total	-0.0085***	-0.1961***	-0.1392***

Nota: Os asteriscos mostram o nível de significância: *** = 0,1% ($p < 0,001$); ** = 1% ($p < 0,01$); * = 5% ($p < 0,05$).

Fonte: Elaboração própria.

No período de 2013 a 2023, por sua vez, o parâmetro ρ continuou negativo (-0,51; $p < 0,001$), demonstrando que a competição espacial entre as microrregiões ainda está presente, embora com menor intensidade, o que pode indicar que as microrregiões passaram a se movimentar de maneira menos antagônica. Por fim, o parâmetro λ foi estimado em 0,61 ($p < 0,001$), evidenciando que a autocorrelação espacial nos choques persiste, porém com magnitude reduzida em comparação ao primeiro período, sinalizando uma diminuição na força dos choques microrregionais correlacionados (CARDOZO et al., 2019).

A análise geral indica que houve convergência produtiva da produtividade do café em ambos os subperíodos analisados, sendo a intensidade dessa convergência mais acentuada no período de 2003–2013 em comparação com 2013–2023, como é possível observar no efeito Total da Tabela 3. Observa-se que o padrão espacial também sofreu alterações significativas entre esses intervalos.

No primeiro subperíodo, a competição microrregional entre as microrregiões foi muito intensa, evidenciada pelo forte valor negativo do parâmetro ρ , sugerindo um cenário em que o crescimento de uma microrregião se dava em detrimento do crescimento das vizinhas. Já no segundo subperíodo, apesar da interação espacial ainda ser negativa, sua magnitude se suavizou, indicando que as microrregiões passaram a se relacionar de forma menos antagônica.

Ademais, o parâmetro λ , que capta a dependência espacial dos choques microrregionais, apresentou redução, sugerindo uma diminuição na intensidade da autocorrelação espacial nos resíduos. Essas mudanças podem estar associadas a transformações no ambiente tecnológico, nas

políticas agrícolas microrregionais e em variáveis climáticas e de mercado que afetam o comportamento produtivo das diferentes microrregiões ao longo do tempo (CARDOZO et al., 2019).

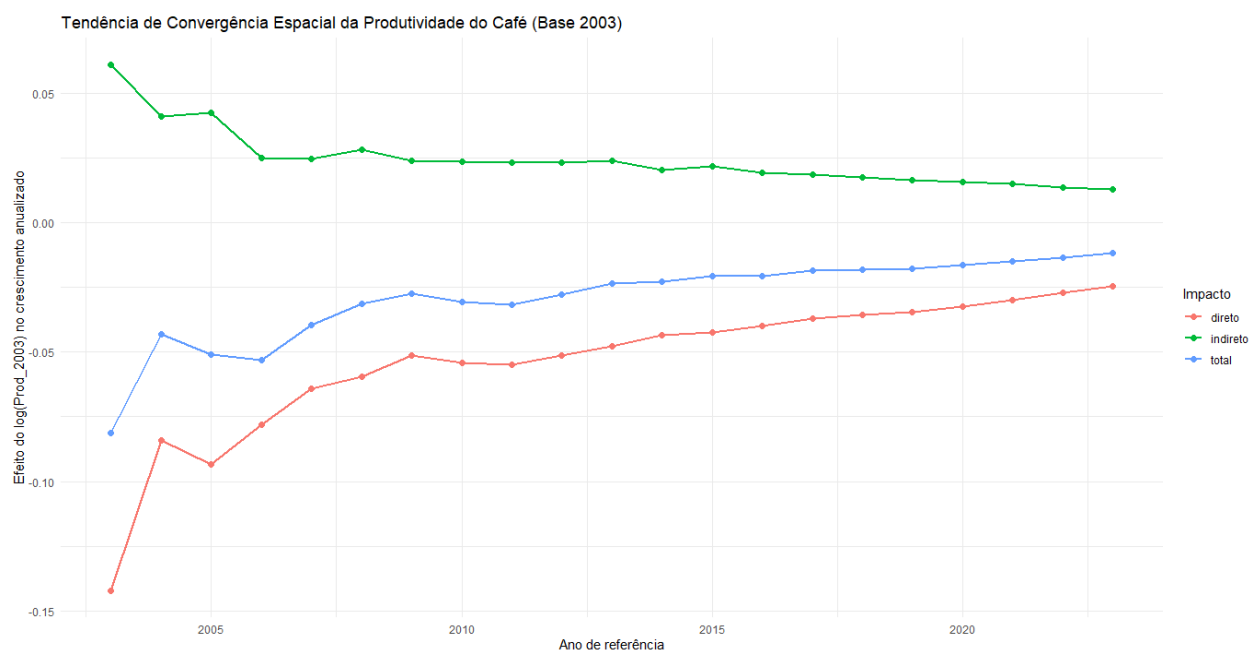
A decomposição dos efeitos do modelo SAC, implica que mudanças em uma microrregião impactam também as microrregiões vizinhas, que por sua vez podem influenciar novamente a microrregião original, configurando um efeito em cadeia. Por isso, é fundamental separar os impactos em três componentes: o efeito direto, que representa o impacto da produtividade inicial na própria microrregião; o efeito indireto, que expressa a transmissão do crescimento para as microrregiões vizinhas, indicando que o crescimento se difunde, promovendo *spillovers* espaciais; e o efeito total, que é a soma dos impactos direto e indireto considerando a rede completa de microrregiões.

O efeito direto estimado para o período 2003-2023 foi de $-0,0183$ ($p < 0,001$), o que significa que um aumento de 1% na produtividade inicial de uma microrregião reduz a própria taxa anual de crescimento em aproximadamente 0,018 pontos percentuais. Esse efeito negativo pode refletir fenômenos como saturação, limites de capacidade ou rendimentos decrescentes nas microrregiões mais produtivas. O efeito indireto, por sua vez, corresponde a $0,00981$ ($p < 0,001$), indicando que o aumento da produtividade em uma microrregião favorece o crescimento anual das microrregiões vizinhas em cerca de 0,0098 pontos percentuais, mostrando um efeito positivo de contágio ou difusão espacial. O efeito total, que agrega os impactos direto e indireto, foi estimado em $-0,00852$ ($p < 0,001$). Considerando esses componentes, o impacto líquido permanece ligeiramente negativo, o que significa que, apesar de as microrregiões mais produtivas tenderem a crescer menos, o crescimento positivo transmitido aos vizinhos suaviza essa diferença e modera a convergência.

Assim, a análise do modelo SARMA revela uma dinâmica espacial complexa que vai além da interpretação simples dos coeficientes, evidenciando a importância dos *spillovers* e dos efeitos de *feedback* entre as microrregiões para compreender o processo de convergência da produtividade do café.

A análise temporal dos efeitos espaciais revela (Figura 18), um comportamento distinto para cada componente no tempo, entretanto, é notório que os efeitos estão convergindo para um ponto comum. O efeito direto, é consistentemente negativo ao longo do período analisado, o que indica que as microrregiões mais produtivas apresentam taxas de crescimento menores em comparação às microrregiões menos produtivas (CARDOZO et al., 2019).

Figura 18 - Tendência Temporal dos Efeitos Direto, Indireto e Total na Convergência Espacial da Produtividade do Café (Base 2003).



Fonte: Elaboração própria com o *software* R.

Esse padrão confirma a presença de convergência local, onde a produtividade tende a se nivelar dentro da própria microrregião. Observa-se ainda que o efeito direto se aproxima progressivamente de zero ao longo dos anos, sugerindo que as disparidades entre microrregiões com diferentes níveis de produtividade vêm diminuindo.

O efeito indireto ilustrado pela linha verde, por sua vez, mantém-se positivo e reflete o crescimento impulsionado pelas microrregiões vizinhas. Embora esse efeito positivo de *spillovers* espaciais persista ao longo do tempo, sua magnitude apresenta uma ligeira diminuição, indicando uma estabilização dos benefícios oriundos dos vizinhos, possivelmente porque a produtividade destas microrregiões já está mais homogênea.

O efeito total, mostrado pela linha azul, começa com valores negativos, sendo dominado pelo efeito direto, mas ao longo do tempo aproxima-se de zero, resultado da redução do efeito direto negativo e do fortalecimento relativo do efeito indireto positivo. Essa dinâmica revela uma tendência de que as diferenças no crescimento entre as microrregiões estejam se atenuando, com os *spillovers* espaciais funcionando como um mecanismo de suavização dessa convergência.

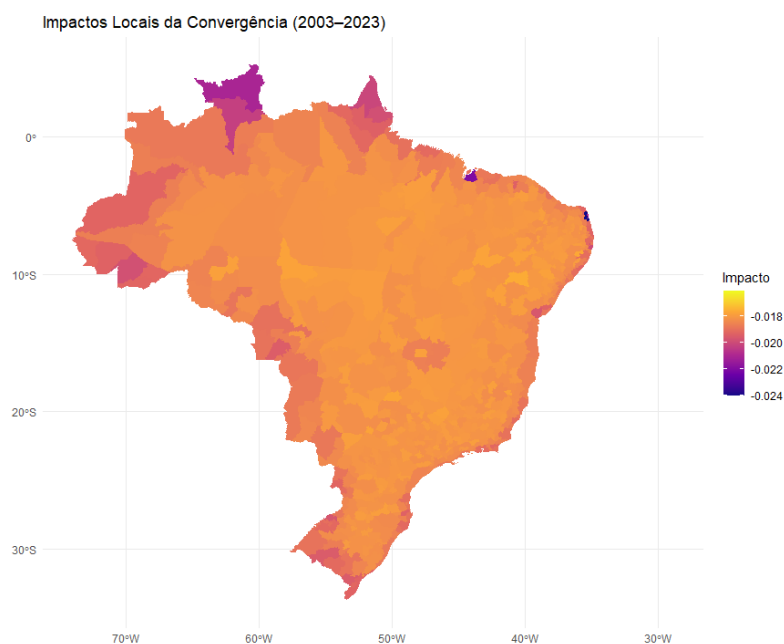
Em termos de convergência da produtividade do café, esses resultados indicam que as microrregiões menos produtivas em 2003 apresentam crescimento relativamente maior – uma clara

evidência de convergência local. Ao mesmo tempo, as microrregiões vizinhas beneficiam-se do crescimento local por meio da difusão espacial. A tendência observada ao longo do período é que a produtividade anualizada das microrregiões se nivele progressivamente, enquanto os *spillovers* continuam a exercer influência, embora de maneira menos acusada.

Dessa forma, conclui-se que há uma convergência espacial moderada na produtividade do café, caracterizada pelo equilíbrio entre o efeito direto, que atua na redução das desigualdades locais, e o efeito indireto, que potencializa o crescimento das microrregiões vizinhas. Importa ressaltar que o processo de convergência já foi mais intenso em períodos anteriores, como demonstram estudos que indicam uma redução gradual da convergência espacial nas últimas décadas, refletindo um avanço inicial mais vigoroso seguido de um patamar de estabilização ou desaceleração da convergência (TEIXEIRA; BERTELLA, 2015; CARDOZO et al., 2019). Essa evolução aponta para a complexidade das dinâmicas espaciais na cafeicultura brasileira, influenciadas por fatores tecnológicos, econômicos e ambientais diversos.

O mapa apresentado na Figura 19 representa os impactos locais da convergência da produtividade do café no período 2003–2023. As cores mais frias, indicam impactos negativos, que correspondem a microrregiões que apresentam convergência, ou seja, redução das disparidades produtivas locais ao longo do tempo (CARDOZO et al., 2019). As cores mais quentes, revelam impactos positivos, indicando municípios que estão divergindo, com crescimento produtivo relativamente maior ou menor em relação às demais microrregiões. Além disso, é possível identificar *clusters* microrregionais no mapa, que correspondem a áreas geográficas formadas por municípios vizinhos com impactos semelhantes, sugerindo a presença de *spillovers* espaciais fortes, nos quais os movimentos produtivos de uma microrregião influenciam diretamente as microrregiões próximas.

Figura 19 - Impactos Locais da Convergência da Produtividade do Café nas Microrregiões Brasileiras (2003–2023).

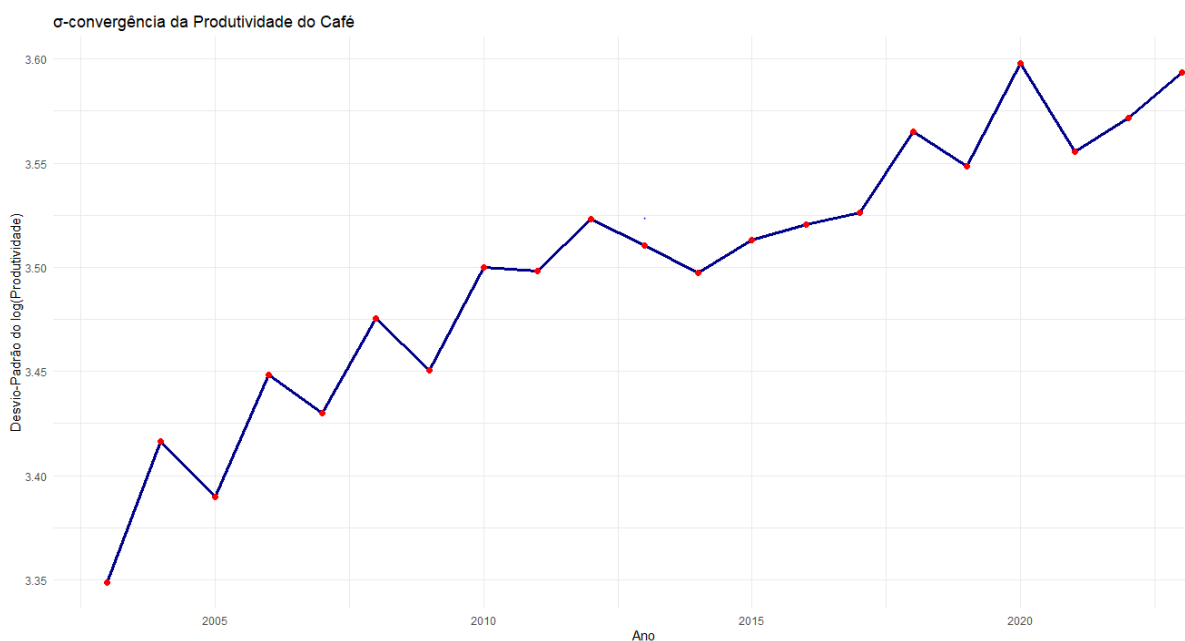


Fonte: Elaboração própria com o *software* R.

As evidências apontadas pelos efeitos apresentados na Tabela 3, sugerem que a convergência está diminuindo no tempo. Diante desse resultado a análise σ -convergência (sigma-convergência) mostra o comportamento da variabilidade (variância e desvio-padrão) no tempo. Um σ -convergência é observado quando medidas da dispersão, como o desvio padrão ou a variância da produtividade, apresentam uma tendência de queda ao longo do tempo. Isso indica que microrregiões que tinham níveis muito diferentes no início estão tendendo a se aproximar, aumentando as disparidades.

4.4. VELOCIDADE DE CONVERGÊNCIA

A análise da σ -convergência da produtividade do café, de acordo com a Figura 20, indica uma tendência de crescimento no período estudado. Esse comportamento revela que microrregiões brasileiras podem não estar caminhando para a homogeneidade em termos de produtividade, e que há evidências de que com o tempo as disparidades produtivas estão crescendo.

Figura 20- σ - Convergência da Produtividade do Café no Brasil (2003–2023).

Fonte: Elaboração própria com o *software R*.

Na prática, isso significa que as microrregiões mais produtivas continuam ampliando sua vantagem em relação às menos produtivas, possivelmente influenciados por fatores estruturais como especialização produtiva, diferenças tecnológicas e acesso a técnicas avançadas, variações climáticas microrregionais (altitude, solo, clima) e políticas públicas ou investimentos locais desiguais. É importante destacar que, apesar da presença de β -convergência, indicada por modelos espaciais em que microrregiões menos produtivas crescem mais rápido, também observou-se a perda desse dinamismo no tempo, que pode ser corroborado pelo σ -convergência. Isso pode estar ocorrendo devido à existência de choques assimétricos ou diferenças estruturais que aumentam a dispersão total da produtividade entre microrregiões.

No presente estudo, o coeficiente β negativo (-0,0161, significativo a 1%) confirma a existência de convergência condicional, indicando que microrregiões menos produtivas em 2003 cresceram mais rapidamente em média a cada ano, embora com uma velocidade moderada. O parâmetro ρ negativo (-0,8898) demonstra um forte efeito espacial competitivo, indicando que o crescimento anual de uma microrregião tende a diminuir na medida em que suas vizinhas crescem, configurando um processo de substituição espacial. O parâmetro λ positivo (0,8089) evidencia que ainda existe uma dependência espacial significativa nos choques microrregionais, como políticas, condições climáticas ou infraestrutura, que não são capturados diretamente pelo modelo, mas são correlacionados espacialmente.

Em suma, essa abordagem com taxa anualizada de crescimento proporciona uma visão mais detalhada e prática do processo de convergência espacial da produtividade do café, destacando a importância dos efeitos espaciais diretos e indiretos na dinâmica microrregional.

Os testes estatísticos de ajuste do modelo demonstram que o modelo SAC apresenta desempenho significativamente superior ao modelo OLS sem efeitos espaciais. O teste de razão de verossimilhança (*LR test*) indicou valor de 80,45 com *p*-valor inferior a 0,001, comprovando a relevância da inclusão dos parâmetros espaciais.

Além disso, o logaritmo da verossimilhança obtido foi 494,5, com um critério de informação de Akaike (AIC) de -979,0, valor consideravelmente melhor que o AIC do OLS (-902,6), evidenciando um ajuste mais adequado aos dados. A variância dos resíduos estimada ($\sigma^2 = 0,00734$) é bastante pequena, o que é coerente com a análise da taxa média anual de crescimento, sugerindo que os resíduos do modelo são bem comportados e indicam baixa variabilidade não explicada.

Na interpretação prática dos resultados, observa-se que o coeficiente negativo de β reafirma a existência de convergência condicional, indicando que microrregiões com menor produtividade inicial apresentam crescimento anual mais rápido. O parâmetro ρ negativo reforça a ideia de competição espacial, indicando que o crescimento das microrregiões vizinhas pode reduzir o crescimento da microrregião em análise, possivelmente devido à disputa por recursos limitados, investimentos, mão de obra qualificada ou políticas públicas. O parâmetro λ positivo destaca a presença de choques microrregionais correlacionados que não foram diretamente capturados pelas variáveis explicativas do modelo, como variações climáticas, infraestrutura e políticas locais, refletindo dependência espacial nos erros.

Esses achados confirmam a importância de considerar efeitos espaciais diretos e indiretos para uma compreensão mais fina da dinâmica de crescimento microrregional da produtividade do café (CARDOZO et al., 2019).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo geral analisar o processo de convergência espacial na produtividade do café no Brasil entre 2003 e 2023, avaliando seus impactos sobre as dinâmicas das microrregiões produtoras a partir de uma abordagem espacial e temporal. A hipótese de que a produtividade do café está convergindo espacialmente e gerando efeitos que transcendem limites geográficos, foi confirmada pelos resultados obtidos.

Observou-se a formação de agrupamentos espaciais (*clusters*) de produtividade, com concentração significativa nas microrregiões das regiões Sudeste e Sul do país, enquanto outras áreas não apresentaram *clusters* significativos. A autocorrelação espacial, reportada no *I* de Moran, positiva indicou a influência dos padrões locais e microrregionais na distribuição da produtividade, reforçando a importância da análise espacial para compreensão do fenômeno.

O modelo econométrico espacial autoregressivo combinado (SAC) aplicado demonstrou a existência de convergência condicional da produtividade, evidenciada pelo crescimento mais acelerado das microrregiões menos produtivas em relação às mais produtivas, o que ocasionou a redução das disparidades locais. Entretanto, a presença de competição espacial e autocorrelação dos choques microrregionais indicou que fatores estruturais e interações microrregionais complexas influenciam as dinâmicas produtivas, limitando uma convergência absoluta homogênea.

A análise temporal revelou mudanças na intensidade da convergência e competição espacial, especialmente após 2013, sugerindo que avanços tecnológicos, políticas públicas e impactos climáticos alteraram o ritmo e a forma do processo. Além disso, os efeitos *spillover* continuam relevantes na disseminação do crescimento produtivo entre microrregiões, embora com menor intensidade no segundo subperíodo.

Entre as limitações do estudo, destaca-se que a análise considerou a produtividade agregada do café, sem distinguir as diferentes intensidades e tipos de produção, como café convencional, orgânico, sustentável ou outros sistemas específicos. Essa abordagem foi adotada para garantir a robustez da base de dados e a consistência temporal da análise. Reconhece-se, entretanto, que esta agregação pode ocultar particularidades próprias de cada modalidade produtiva, impactando o detalhamento das conclusões.

Para pesquisas futuras, recomenda-se a análise separada das espécies *Coffea arabica* e *Coffea canephora* Pierre (conilon), bem como a consideração das distintas modalidades de produção. Essa segmentação permitirá compreender com maior precisão as especificidades que influenciam a produtividade e as dinâmicas espaciais e temporais em cada categoria, podendo

subsidiar políticas públicas e estratégias mais direcionadas para o desenvolvimento sustentável e competitivo da cafeicultura brasileira.

Em síntese, esta pesquisa evidencia que a convergência espacial na produtividade do café no Brasil é um fenômeno multifacetado, marcado pela heterogeneidade microrregional e dinâmicas temporais distintas. Destaca-se a relevância de abordagens que considerem as dimensões espacial e temporal para a formulação de políticas públicas eficazes, que promovam o desenvolvimento equilibrado do setor cafeeiro e valorizem as especificidades locais.

5.1. RECOMENDAÇÕES FINAIS

Adoção de políticas microrregionais diferenciadas que levem em consideração as especificidades de cada microrregião cafeeira, especialmente para aquelas com maior desvantagem produtiva, estimulando o acesso à tecnologia e aos investimentos.

Incentivo à cooperação entre microrregiões vizinhas para potencializar os efeitos positivos dos *spillovers* espaciais, promovendo o desenvolvimento microrregional integrado e a difusão de boas práticas agrícolas.

Monitoramento contínuo das condições climáticas e socioeconômicas que impactam os choques microrregionais correlacionados, para melhor direcionamento das políticas públicas e planos de adaptação às mudanças climáticas.

Fomento à tecnologia e inovação, com atenção especial às microrregiões menos produtivas, para acelerar a convergência produtiva e reduzir a disparidade estrutural no setor cafeeiro brasileiro.

Incorporação da componente espacial em análises futuras, garantindo que as dependências espaciais e as dinâmicas competitivas ou cooperativas entre microrregiões sejam devidamente capturadas em modelos econômicos e estatísticos.

6. IMPACTO SOCIAL E RELEVÂNCIA DA PESQUISA

A análise da produtividade e dos padrões de desenvolvimento microrregional no contexto da convergência tecnológica da cadeia produtiva do café suscita questões sociais de grande importância. Embora o foco principal deste estudo seja a inovação tecnológica e os avanços em produtividade, os efeitos decorrentes da adoção de novas tecnologias e da modernização dos métodos produtivos reverberam diretamente nas dinâmicas sociais das microrregiões cafeeiras.

O avanço tecnológico, incluindo a introdução de máquinas modernas, sistemas de irrigação e novas variedades de café, pode gerar impactos ambivalentes no mercado de trabalho rural. Por um lado, a tecnificação tende a aumentar a eficiência e a produtividade, o que pode elevar a renda dos produtores e melhorar as condições de trabalho para os ocupados no setor. Além disso, abre espaço para a criação de empregos que demandam mão de obra mais qualificada, reforçando a necessidade de capacitação e educação nas comunidades locais.

Por outro lado, a mecanização e a intensificação do uso de capital podem resultar na substituição da mão de obra manual, provocando deslocamentos significativos de trabalhadores rurais, o aumento do desemprego e o êxodo rural, especialmente em microrregiões com poucas alternativas econômicas. Nesse cenário, a convergência tecnológica pode acentuar as desigualdades entre microrregiões, favorecendo aquelas com maior capacidade de adoção e adaptação às inovações, enquanto outras permanecem marginalizadas, perpetuando ciclos de baixa produtividade e vulnerabilidade social.

Portanto, compreender o desenvolvimento microrregional induzido pela tecnologia demanda a consideração dos possíveis desdobramentos sociais, para além dos ganhos econômicos evidenciados nos dados produtivos do café. Indicadores como o acesso a programas de qualificação profissional, políticas públicas de suporte aos pequenos produtores e o equilíbrio na distribuição dos benefícios da produtividade são elementos cruciais para avaliar o impacto social da inovação tecnológica.

As dinâmicas sociais distintas observadas entre microrregiões de alta e baixa produtividade, conforme evidenciado por análises espaciais como *Box Maps* e Cartogramas, refletem diferentes capacidades de absorção e adaptação às mudanças tecnológicas. Isso ressalta a necessidade de uma abordagem integrada que equilibre o avanço produtivo e a sustentabilidade social nas futuras pesquisas e políticas públicas.

REFERÊNCIAS

ABIC. Associação Brasileira da Indústria de Café. **A crise de 1929**. Tudo de Café, [S. l.], p. 1-1, 28 jun. 2021. Disponível em: <<https://www.abic.com.br/tudo-de-cafe/a-crise-de-1929/>>. Acesso em: 17 out. 2022.

ABIC. Associação Brasileira da Indústria de Café. **Origem do café**. Tudo de Café, [S. l.], p. 1-1, 28 jun. 2021. Disponível em: <<https://www.abic.com.br/tudo-de-cafe/origem-do-cafe/>>. Acesso em: 17 out. 2022.

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ALMEIDA, E.; Haddad, E. A.; Hewings, G. J. D. (2008). **Convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 46, n. 2, p. 305-328.

ALMEIDA, L. **Disparidades regionais na cafeicultura brasileira**. Revista Brasileira de Geografia, v. 13, n. 2, p. 45-62, 2021.

ALMEIDA, E.; Haddad, E. A. (2004). **Modelagem Econométrica Espacial para Projeções de Culturas Agropecuárias (MECA)**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 42, n. 4, p. 643-668.

ALMEIDA, E.; HADDAD, E. **MEECA: um modelo econométrico espacial para projeção consistente de culturas agropecuárias**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 42, n. 3, p. 507-527, 2004. DOI: <<https://doi.org/10.1590/S0103-20032004000300006>>. Acesso em: 2025-08-19

ANDERSON, K. et al. **The global coffee economy: The impact of technological innovation**. Cambridge University Press, 2019.

ANSELIN, Luc. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic

Publishers, 1988.

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

ANSELIN, L. **GeoDa™ 0.9 User's Guide**. Santa Barbara: Center for Spatially Integrated Social Science, 2003.

ANSELIN, L.; GEO DATA CENTER. **GeoDa: spatial data analysis software**. Version 1.20. Chicago: Center for Spatial Data Science, University of Chicago, 2025. Disponível em: <https://geodacenter.github.io/>. Acesso em: 12 set. 2025.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CAFÉS ESPECIAIS (BSCA). **Regiões**. Disponível em: <https://www.bsca.com.br/page/regioes>. Acesso em: 08 ago. 2024.

AZZONI, C.R. **Crescimento econômico e crescimento das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da Nova Teoria do Crescimento**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Florianópolis, 1994. Anais: ANPEC, v. 1, p. 185-205.

BACHA, E. L. **Política brasileira do café: Uma avaliação centenária**. In: 150 Anos de Café. Rio de Janeiro, 1992. p. 1-131.

BACHA, C. J. C. **A cafeicultura brasileira nas décadas de 80 e 90 e suas perspectivas**. Preços Agrícolas, São Paulo, SP, ago. 1998.

BACHA, C. J. C.; BARTHOLOMEU, D. B. **Discussões para o plano de retenção agitam o mercado**. Preços Agrícolas, São Paulo, SP, n. 164, 2000.

BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2004.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth and convergence across the United States**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1990. 39p.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1992.

BARROS, Pedro Henrique Batista de; OLIVEIRA, Renato Alves de; BAGGIO, Isadora Salvalaggio. **Produtividade do café e desenvolvimento regional no Brasil**. Revista de Política Agrícola, Brasília, v. 29, n. 2, p. 70-85, 2020. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1418>

BAUMOL, W. J. **Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show**. *The American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1816469>. Acesso em: 17 jan. 2025.

BLISKA, M. M.; PEREIRA, S. P.; GIOMO, G. S. **Do grão à xícara: Como a escolha do consumidor afeta cafeicultores e meio-ambiente**. Campinas: Instituto Agrônômico, 2007. 60 p.

BRASIL. Lei n.º 9.279, de 14 de maio de 1996. Regula direitos e obrigações relativos à propriedade industrial. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, 15 mai. 1996. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19279.htm. Acesso em: 16 jan. 2025.

BRASIL. Lei n. 9.456, de 25 de abril de 1997. Institui a Lei de Proteção de Cultivares. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, 25 abr. 1997. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19456.htm. Acesso em: 16 jan. 2025.

BRANDO, C. H. J. Coffee certification. In: FARAH, A. (Ed.). **Coffee: Production, quality and chemistry**. The Royal Society of Chemistry, 2019. cap. 17, p. 418-428. DOI: <https://doi.org/10.1039/9781782622437-00418>. Acesso em: 2025-07-19.

BSCA – Brazil Specialty Coffee Association. **Regiões produtoras**. Varginha, MG, 2023.

Disponível em: <https://bsca.com.br/regioes>. Acesso em: 11 set. 2025.

CALDARELLI, C. E. et al. **The coffee market in Brazil: Challenges and policy guidelines**. Revista de Economia, v. 39, n. 69, 2019. Disponível em: <https://revistas.ufpr.br/economia/article/view/67891>. Acesso em: 02 nov. 2024.

CANÇADO, R.P. **Migrações e convergência no Brasil: 1960-91**. Revista Brasileira de Economia, v.53, n.2, p.211-236, abr./jun. 1999.

CARDOZO, Daniela Peres; SCHAAB, Luana Las; PARRÉ, José Luiz. **Análise espacial da produtividade do café na região Sudeste do Brasil: 1990-2015**. Revista Economia e Ensaios, v. 1, pág. 176-198, 2019. Disponível em: <https://seer.ufu.br/index.php/revistaeconomiaensaios/article/view/40853/27783> . Acesso em: 14 conjuntos. 2025.

CASTELLS, M. **A sociedade em rede**. São Paulo: Editora Paz e Terra, 2000.

CECAFÉ. **Exportações brasileiras**, 2023. Disponível em: <https://www.cecafe.com.br/dados-estatisticos/exportacoes-brasileiras/>. Acesso em: 12 ago. 2024.

CMMAD - Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento. **Nosso futuro comum**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1988.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da safra brasileira de café**. Brasília, DF, v. 5 safra 2020, n. 6, dezembro 2020.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da safra brasileira de café**. Brasília, DF, v. 8 safra 2021, n. 4, dezembro 2021.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da safra brasileira de café**. Brasília, DF, v. 9 safra 2022, n. 3, setembro 2022.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da safra brasileira de grãos: Café**. Brasília, 2024. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 28 ago. 2024.

CONSELHO NACIONAL DO CAFÉ (CNC). **Funcafé**. Disponível em: <<https://cncafe.com.br/funcafe/>>. Acesso em: 08 ago. 2024.

CUSTÓDIO, F. V. et al. **Análise dos custos de produção do café arábica nas regiões polos do Brasil**. 2018. Disponível em: <<http://repositorio.ufu.br/handle/123456789/21707>>. Acesso em: 02 nov. 2024.

DIAS, C. G. et al. **Riscos climáticos e vulnerabilidades do café arábica no cenário brasileiro**. *Science of The Total Environment*, v. 882, p. 163695, 2024. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0048969723063805>. Acesso em: 3 nov. 2025.

DIETZ, T. et al. **The voluntary coffee standard index (VOCSI). Developing a composite index to assess and compare the strength of mainstream voluntary sustainability standards in the global coffee industry**. *Ecological Economics*, v. 150, p. 72-87, 2018. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2018.03.026>>. Acesso em: 2025-06-19.

DURLAUF, S. N.; QUAH, D. **The New Empirics of Economic Growth**. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (Ed.). *Handbook of Economic Growth*. Vol. 1B. Amsterdam: Elsevier, 1999. p. 235-308.

EL-HAGGAR, S.; SAMAHA, A. **Roadmap for global sustainability: Rise of the green communities**. Cham: Springer, 2019. DOI: <<https://doi.org/10.1007/978-3-030-14584-2>>.

ELHOSTt, J.P. (2014). **Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data**. In: *Spatial*

Econometrics. SpringerBriefs in Regional Science. Springer, Berlin, Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8_2. Acesso em: 2025-08-15.

EMBRAPA CAFÉ. **Indicações geográficas e marcas coletivas: valorização e proteção do café brasileiro**. Brasília, DF: Embrapa Café, 2018. Disponível em: <https://www.embrapa.br/cafe>. Acesso em: 11 set. 2025.

EMBRAPA. Associação Brasileira da Indústria de Café. **Cafés do Brasil exportam o equivalente a 3,4 milhões de sacas de 60kg em fevereiro de 2022**. [S. l.], p. 1-1, 14 mar. 2022. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/68905131/cafes-do-brasil-exportam-o-equivalente-a-34-milhoes-de-sacas-de-60kg-em-fevereiro-de-2022>>. Acesso em: 2025-02-15.

EUROMONITOR INTERNATIONAL. **Tendências do mercado de cafés em 2017**. 2017. Disponível em: <https://www.euromonitor.com/>>. Acesso em: 21 fev. 2024.

FATECLOG. **O consumo e produção do café brasileiro: estudo da cadeia produtiva e dos principais consumidores**. Anais do XII FATECLOG, Mogi das Cruzes, 2021.

FELEMA, João. **Agropecuária brasileira: uma análise dos determinantes do crescimento da produtividade controlando a dependência espacial**. 2021. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2021. doi:10.11606/T.11.2021.tde-31052021-141417. Acesso em: 2025-08-19.

FERRAZ, A. **Cultura do café**. Instituto Formação, v. 2, 2013. Disponível em: <http://www.ifcursos.com.br/sistema/admin/arquivos/15-09-28-apostila-culturadocafe.pdf>>. Acesso em: 02 nov. 2024.

FERREIRA, P.C.G.; ELLERY JUNIOR, R.G. **Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros**. Revista de Econometria, v. 16, n. 1, p. 83-103, abr. 1996.

FERREIRA, M. L. et al. **Efeitos climáticos futuros na distribuição potencial de Coffea arabica no Brasil.** Incaper, 2025. Disponível em: <https://biblioteca.incaper.es.gov.br/digital/bitstream/item/5016/1/cafe-arabica-alteracao-climatica.pdf>. Acesso em: 3 nov. 2025.

FIGUEIREDO, M. G. de; ALVES, C. de C. **Análise de preços do café no mercado internacional.** Revista de Política Agrícola, v. 31, n. 1, p. 55, 2022. Disponível em: <https://rpa.sede.embrapa.br/RPA/article/view/1675>. Acesso em: 10 set. 2025.

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*, vol. 33, n. 5, p. 557-79, 2003. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0166-0462\(03\)00002-4](https://doi.org/10.1016/S0166-0462(03)00002-4). Acesso em: 24 fev. 2025.

FONSECA, Luiz. **Seminário qualidade e excelência na sociedade da informação**, FLUP. 03 mar. 2005. Disponível em: http://www.letras.up.pt/dctp/documentos/FLUP_Seminario_Qualidade_LF_APCER_ok.pdf. Acesso em: 26 abr. 2024.

FREITAS, A. C. **Concentração e diversificação de culturas: Um estudo regional.** Universidade Federal de Goiás, 2016.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil.** 21. ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1986.

GANDRA, A. **Meio ambiente: Café lidera lista de produtos com certificação ambiental.** Agência Brasil: Empresa Brasil de Comunicação, 02 abr. 2010. Disponível em: <http://agenciabrasil.ebc.com.br/noticia/2010-04-02/cafe-lidera-lista-deprodutos-com-certificacao-ambiental>. Acesso em: 26 fev. 2023.

GARCIAS, P. M.; GERIGK, W.; TARIFA, M. R. **O sistema agroindustrial do café: Quinze anos de livre mercado**. Informe Gepec, v. 12, n. 2, jul./dez. 2008. Acesso em: 15 fev. 2023.

GEARY, R. C. **The contiguity ratio and statistical mapping**. The Incorporated Statistician, v. 5, p. 115-45, 1954.

GEODA. *Contiguity-Based Spatial Weights*. Disponível em: https://geodacenter.github.io/workbook/4a_contig_weights/lab4a.html. Acesso em: 4 ago. 2025.

GRAZIANO DA SILVA, J. **A nova dinâmica da agricultura brasileira**. Campinas: Unicamp-Instituto de Economia, 1996. 217 p.

GONÇALVES, R. A. **Inovações tecnológicas e desenvolvimento regional na cafeicultura**. Revista de Desenvolvimento Regional, v. 21, n. 1, p. 123-139, 2022.

HADDAD, P. **Efeitos da tecnologia e desenvolvimento regional**. São Paulo: Editora Atlas, 2007.

ICO – *International Coffee Organization*. **Coffee Market Report**. Londres, 2023. Disponível em: <https://www.ico.org/pt/resources/coffee-market-report-statistics-section/>. Acesso em: 10 set. 2025.

INCAPER. **Esclarecimentos a respeito das diferentes espécies de café, suas qualidades, finalidades e características**. Vitória: Incaper, 2022. Disponível em: <https://incaper.es.gov.br/Notícia/esclarecimentos-a-respeito-das-diferentes-especies-de-cafe-suas-qualidades-finalidades-e>. Acesso em: 23 fev. 2026.

INPI – Instituto Nacional da Propriedade Industrial. **Indicações geográficas**. Rio de Janeiro, 2019. Disponível em: <https://www.gov.br/inpi/pt-br/servicos/indicacoes-geograficas>. Acesso em: 11 set. 2025.

INPI – Instituto Nacional da Propriedade Industrial. **Indicação geográfica**. Disponível em:

<<http://www.inpi.gov.br/principal?navegador=IE&largura=1024&altura=600>>. Acesso em: 15 fev. 2023.

ITC. International Trade Centre. **The coffee exporter's guide**. 3. ed. Geneva, 2011.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal: culturas temporárias e permanentes**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html>. Acesso em: 16 mar. 2025.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br>. Acesso em: 5 ago. 2025.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção de café por região. 2020**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 25 ago. 2024.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **A geografia do café: Dinâmica territorial da produção agropecuária**. Rio de Janeiro: IBGE, 2016. 136 p. ISBN 978-85-240-4401-4. E-book (136 p.)

IPIRANGA, A. S. **Desafios e oportunidades no mercado de café**. São Paulo: Editora Atlas, 2022.

ISLAM, N. **Growth Empirics: A Panel Data Approach**. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 118, n. 3, p. 1127-1170, 2003. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2946651>. Acesso em: 5 ago. 2025.

KANTOR, L. H. **A contribuição do café para a economia brasileira**. São Paulo: Editora Brasileira, 2003.

KREBS, J. **Cafeicultura e sustentabilidade: Desafios e oportunidades**. São Paulo: Editora

Agronômica, 2021.

KROHLING, C. A. et al. **Características sensoriais de cultivares de café na região de montanhas do Estado do Espírito Santo, Brasil.** 2019. Disponível em: <<http://www.sbicafe.ufv.br/handle/123456789/12709>>. Acesso em: 02 nov. 2022.

LE SAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics.** Boca Raton: CRC Press, 2009.

LIMA, R. M. **Política e economia na cafeicultura brasileira.** *Revista Brasileira de Política Agrícola*, v. 35, n. 2, p. 45-60, 2020.

LOPES, J. L. **Avaliação do Processo de Convergência da Produtividade da Terra na Agricultura Brasileira no Período de 1960 – 2001.** Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2004. 193 p.

LORENÇONE, J. A. **Impacto das mudanças climáticas no período 2040-2080 e suas implicações para produção de café arábica no Brasil.** SBS Biagro, 2021. Disponível em: <https://sol.sbc.org.br/index.php/sbiagro/article/download/18412/18245>. Acesso em: 3 nov. 2025.

LUSIGI, A.; THIRTLE, C. **Convergence of per capita incomes and agricultural productivity in thirty-two African countries.** *Journal of International Development*, v.10, n.1, p.105-15, Jan. 1998. Disponível em: <http://www.bbk.ac.uk/manop/man/docs/piesse99-04.pdf>. Acesso em: 31 Mar. 2025.

MAPA. Ministério da Agricultura e Pecuária. **Café no Brasil e ementário do café.** Café, [s. l.], 30 jan. 2017. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/cafe/cafeicultura-brasileira>>. Acesso em: 24 out. 2022.

MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Taxas de juros do Funcafé para a safra 2022/2023 será de 11% ao ano.** 4 jul. 2022. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias-2022/taxa-de-juros-do-funcafe-para-a>>

safra-2022-2023-sera-de-11-ao-ano>. Acesso em: 24 out. 2022.

MARTINS, F. A. **A convergência tecnológica na cafeicultura: Um estudo de caso.** Revista Brasileira de Tecnologia e Inovação, v. 17, n. 4, p. 210-225, 2019.

MARTINS, J.; BUHLER, W. **A expansão da fronteira agrícola no Centro-Norte brasileiro: conflitos e desafios.** Simpósio Internacional de Geografia Agrária, 2015. Disponível em: <https://prp.unicamp.br/inscricao-congresso/resumos/2022P20034A36070O366.pdf>. Acesso em: 10 set. 2025.

MARTINS, N. M. de A. **A Lei "Robin Hood" como instrumento para redução das heterogeneidades das regiões mineiras: análise de seus objetivos e resultados através de um exercício de convergência.** Nova Economia, p.55-119, 1999. Número especial.

MATIAS, M. A. et al. Análise de padrões de comportamento de preços com fins de projeção de receita: testes estatísticos em uma série temporal de preços da commodity cobre. **Brazilian Business Review.** Vitória, v.2, n.2, p. 113-130, jul/dez, 2005.

MATIELLI, A.; RUGGIERO, S. S. **Agronegócio café: Histórico e tendências.** Disponível em: <<http://temas.buscaki.com.br/agronegocios/003.htm>>. Acesso em: 02 nov. 2022.

MELLO, R. A. **Impacto das novas tecnologias na cadeia produtiva do café.** São Paulo: Editora Agropecuária, 2015.

MICHELIS, L.; PAPADOPOULOS, A.P.; PAPANIKOS, G.T. **Regional convergence in Greece in the 1980's: an econometric investigation.** Disponível em: <http://www.soc.uoc.gr/appapa/research/greececonv1.pdf>. Acesso em: 15 Fev. 2025.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA. **Legislação sobre proteção de cultivar.** Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt->

br/assuntos/insumos-agropecuarios/insumos-agricolas/protecao-de-cultivar/legislacao. Acesso em: 3 nov. 2025.

MORAN, P. A. P. **The interpretation of statistical maps.** *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2983777>. Acesso em: 24 fev. 2025.

MOURA, W. de M. et al. **Desempenho de clones de café conillon no município de Leopoldina, Minas Gerais (safra 2007/2008).** 2009. Disponível em: <http://www.sbicafe.ufv.br/handle/123456789/2800>>. Acesso em: 02 nov. 2022.

ORTIGUEIRA, S.; SANTOS, M.S. **On the speed of convergence in endogenous growth models.** *American Economic Review*, v.87, n.3, p.383-399, Jun. 1997.

PEROBELLI, F. S.; Oliveira, A. C.; Faria, W. R. (2007). **Análise Espacial da Produtividade Agrícola Brasileira: 1991-2003.** *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 45, n. 4, p. 817-838.

PERUZZOLO, M. C. et al. **Polinização e produtividade do café no Brasil.** *Pubvet*, v. 13, p. 152, 2019. Disponível em: https://www.researchgate.net/profile/Marina-Peruzzolo/publication/332955425_Polinizacao_e_produtividade_do_cafe_no_Brasil/links/5d6aca2f45851508860454d8/Polinizacao-e-produtividade-do-cafe-no-Brasil.pdf>. Acesso em: 02 nov. 2022.

PINO, F. A.; VEGRO, C. L. R.; FRANCISCO, V. L. F. S.; CARVALHO, F. C. **A cultura de café no Estado de São Paulo, 1995-96.** *Agricultura em São Paulo*, v. 46, n. 2, p. 107-167, 1999. IEA.

PITTIA, P.; DALLA ROSA, M.; LERICI, C. R. **Textural changes of coffee beans as affected by roasting conditions.** *Lebensmittel-Wissenschaft und-Technologie*, v. 34, n. 3, p. 168-175, 2001.

PORTER, M. E. **Estratégia competitiva: Técnicas para análise de indústrias e da concorrência.**

Rio de Janeiro: Campus, 1986.

POTTS, J. et al. **The state of sustainability initiatives review 2014: Standards and the green economy**. *Winnipeg: International Institute for Sustainable Development*, 2014.

R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2024. Disponível em: <https://www.r-project.org/>. Acesso em: 12 set. 2025.

REIS, J. R.; SILVA, T. M. **Expansão da fronteira agrícola na Região Norte do Brasil: impactos socioeconômicos e ambientais**. *Revista de Geografia Agrária*, v. 17, n. 1, p. 79-94, 2023. Disponível em: <https://revistasober.org/article/5cf9bbbb0e88251d0e58d25d/pdf/resr-17-1-79.pdf>. Acesso em: 10 set. 2025.

RIBEIRO, E.P.; PORTO JUNIOR, S.da S. **Crescimento e convergência: uma análise empírica para a região Sul**. Disponível em: <http://www8.ufrgs.br/ppge/anpecsul2000/textospdf/artigo51.pdf>. Acesso em: 20 fev. 2025.

RICHARDSON, J. **Technological advancements in coffee production**. *Journal of Agricultural Economics*, v. 47, n. 3, p. 98-112, 2018.

SAES, M. S. M.; MAKAZONE, D. **Estudo da competitividade de cadeias integradas no Brasil: Impactos das zonas de livre comércio**. Campinas: Instituto de Economia da UNICAMP, 2002. 142 p. (Notas técnicas finais).

SANDRONI, P. **Novíssimo Dicionário de Economia**. São Paulo: Best Seller, 1999. p 112-113.

SEAPA. Secretaria de Estado de Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Radiografia do agro em Goiás**. Radiografia do Agro 2022, 26 out. 2022. Disponível em: <https://www.agricultura.go.gov.br>. Acesso em: 24 out. 2022.

SERVIÇO NACIONAL DE APRENDIZAGEM RURAL. **Café: Classificação e degustação**. Coleção SENAR - 192. Brasília: SENAR, 2017. 112 p.

SILVA, L. F.; CORTEZ, J. G. **A qualidade do café no Brasil: histórico e perspectivas**. Cadernos de Ciência & Tecnologia, Brasília, v. 15, n. 1, p. 65-91, 1998.

SILVA, J. M. **Desigualdades na produção de café no Brasil: Um panorama regional**. Geografia Agrícola Brasileira, v. 9, n. 3, p. 78-94, 2020.

SIVETZ, M.; DESROSIER, N. W. **Coffee technology**. Westport, Connecticut: AVI Publishing Company, 1979. 716 p.

SOARES, W. O. **Influência das mudanças climáticas na produção cafeeira: um enfoque social**. Embrapa, 2020. Disponível em: <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/1139131/1/Influencia-das-mudancas-climaticas-da-producao-cafeeira.pdf>. Acesso em: 3 nov. 2025.

SOLOW, R. M. **A contribution to the theory of economic growth**. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1884513>. Acesso em: 17 jan. 2025.

SOLOW, R.M. **Technical change and the aggregate production function**. *The Review of Economics and Statistics*, v. 39, n. 3, p. 312-320, 1957. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1926047>. Acesso em: 17 jan. 2025.

SURARIYANTO, K.; THIRTLE, C. **Asian agricultural productivity and convergence**. *Journal of Agricultural Economics*, v.52, n.3, p.96-110, Sep. 2001.

TEIXEIRA, R. F. A. P., & BERTELLA, M. A. (2015). **DISTRIBUIÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DA PRODUTIVIDADE MÉDIA DO CAFÉ EM MINAS GERAIS: 1997-2006**. Análise

Econômica, 33(63). <https://doi.org/10.22456/2176-5456.25814>

THAIL, R. **Economic dispersal and technological impact**. *Economic Development Review*, v. 22, n. 4, p. 56-70, 2009.

TOROZANI, M. et al. **Uso eficiente de recursos naturais e sustentabilidade na produção de café**. *Journal of Agricultural Sciences*, v. 36, n. 4, p. 345-360, 2024.

UNDP. **Human development report**. United Nations Development Programme, 2021. Disponível em: <<https://hdr.undp.org/>>. Acesso em: 25 ago. 2024.

VIAN, C. E. F.; ALCÂNTARA, I. R. D. **Cafeicultura no Brasil: evolução e transformação (1931-2021)**. *Agropecuária do Futuro: Tecnologia, Sustentabilidade e Segurança Alimentar*, Piracicaba: ESALQ-USP, 2023.

VERONA, L. A. F. et al. **Uso de indicadores compostos na análise da sustentabilidade de agroecossistemas de base familiar na região sul do Rio Grande do Sul**. *Revista Brasileira de Agroecologia*, v. 2, n. 2, 2007. Disponível em: <<http://www.aba-agroecologia.org.br/revistas/index.php/rbagroecologia/article/view/7191/5277>>. Acesso em: 15 jan. 2023.

ZYLBERSZTAJN, Decio e FARINA, Elizabeth Maria Mercier Querido e SANTOS, Rubens da Costa. **O sistema agroindustrial do café: um estudo da organização do agribusiness do café visto como a chave da competitividade**. Porto Alegre: Ortiz. Acesso em: 26 nov. 2025. , 1993

ANEXOS

ANEXO A – Revisão de literatura sobre convergência no mundo

Fonte: Lopes, 2004.

Quadro 1 – Análise de convergência no mundo: Barros e Garoupa (1995)

Autores	País Considerado	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo Analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Barros e Garoupa (1995)	Portugal	Avaliar o padrão de convergência da Renda per capita portuguesa em relação à União Européia, antes e depois de Portugal tornar-se membro da EU.	Renda Per Capita	1950 a 1993, divididos em três sub-períodos: 1951 a 1973, 1974 a 1985 e 1986 a 1993.	Ben-David (1993)	$\Delta Z_{j,t+1} = -kZ_{j,t},$ <p>em que: $k = 1 - \Phi$ e $Z_{j,t}$ é descrita como sendo:</p> $Z_{j,t} = Y_{j,t} - Y_t^*$ <p>em que: Δ é o operador de diferenças e k é a taxa de convergência e Y é a renda per capita</p> <p>Se o país j tem uma renda per capita nacional abaixo da média, então $Z_{j,t}$ será negativo. Se a convergência existe, então, $Z_{j,t}$ mostrará um padrão crescente no tempo. Isto implica que $\Delta Z_{j,t+1} > 0$.</p> <p>Dito de outra forma, se k for positivo, então está havendo convergência; se k for negativo, está ocorrendo divergência.</p>
Principais Conclusões	<p>No período de 1951-1973, o coeficiente de convergência k é positivo e estatisticamente significativo, implicando que a renda nacional portuguesa convergiu para a média Européia.</p> <p>No período de 1974-1985, o coeficiente k não foi significativo, revelando a ausência de convergência.</p> <p>No período de 1986-1993, verificou-se convergência que, de acordo com os autores, foi devido à entrada de Portugal na União Européia.</p>					

Quadro 2 – Análise de convergência no mundo: Persson (1997).

Autores	País Considerado	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo Analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Persson (1997)	24 estados da Suécia	Testar a hipótese da Convergência da Renda per Capita, ajustando a renda para considerar diferenças no custo de vida de cada estado além de discutir os efeitos da migração inter regional sobre a convergência	Renda Per Capita	1911 a 1993	Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992)	$\left(\frac{1}{T}\right) \log\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-T}}\right) = \alpha - \left[\frac{1-e^{-\beta}}{T}\right] \log y_{i,t-T} + u_{it}$ <p>em que, y_{it} e $y_{i,t-T}$ corresponde à renda per capita dos estados no tempo t e tempo t-T, respectivamente. α é o intercepto e β é a taxa de convergência. Um valor positivo de β indica convergência e quanto mais alto este valor mais rápido será a convergência.</p>
Principais Conclusões	A conclusão do autor foi de que o ajustamento da renda, em oposição aos trabalhos que não ajustam, não mudou qualitativamente os resultados sobre a convergência. O resultado obtido pelo autor foi similar aos resultados obtidos por outros pesquisadores que não fizeram o ajustamento da renda, ou seja, o coeficiente de convergência- β estimado foi de 0,04. Quando o autor considerou a migração, nenhuma evidência foi verificada indicando que de que ela tenha contribuído com o processo de convergência.					

Quadro 3 – Análise de convergência no mundo: Michelis, Papadopoulos e Papanikis (1992)

Autores	País Considerado	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo Analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Michelis, Papadopoulos e Papanikis (1992)	Grécia	Analisar a convergência da renda regional na Grécia	Renda per Capita	1981-1991- período de participação da Grécia na Comunidade Européia	Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992) e Levine e Renelt (1992) O trabalho de Levine e Renelt (1992) adiciona uma equação para capturar possíveis diferenças entre as regiões da taxa de crescimento da renda per capita	Para estimar o coeficiente de convergência- β , os autores utilizaram a equação: $\left(\frac{1}{T}\right) \cdot \log\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-T}}\right) = \alpha - \left[\frac{1-e^{-\beta T}}{T}\right] \cdot \log y_{i,t-T} + u_i$ Para capturar as possíveis diferenças entre as regiões, foi estimada a equação $y_{i,0T} = \gamma_0 + \gamma_1 I_i + \gamma_2 Z_i + \gamma_3 Z_i + u_i$ com $i = 1...51$, em que: $y_{i,0T}$ = taxa média de crescimento na região i ; $\gamma_{1,0}$ é o log do nível inicial de y da região i no ano de 1981; I_i = vetor de variáveis que capturam as características do capital físico e humano da região i ; Z_i = vetor que capturam características peculiares de cada região, além do capital físico e humano; γ_0 = constante. $\gamma_1 = -(1-e^{-\beta T})T$ γ_2 e γ_3 = coeficientes dos regressores I e Z Para cada variável dependente, três especificações de modelo foram usadas: um modelo simples, um modelo que usa como variável independente o capital físico e humano, chamado de Modelo-I e um terceiro modelo, designado por Modelo-Z, que reuniu os dois modelos acima mais as variáveis dummy.
Principais Conclusões	A conclusão dos autores foi a de que todos os resultados suportam a hipótese da convergência. O coeficiente estimado de convergência- β foi similar em todos os modelos, mas a velocidade de convergência é mais baixo do que os 2% reportado por Sala-i-Martin(1996). Verificou-se também a ocorrência de convergência- σ , entre as 51 regiões da Grécia.					

Quadro 4 – Análise de convergência no mundo: Gezici e Hewings (2003)

Autores	País Considerado	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo Analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Gezici e Hewings (2003)	Turquia	Verificar a ocorrência de uma transformação das disparidades inter-regionais, em termos de convergência da renda per capita	Renda Per Capita	1980 a 1997	Barro e Sala-i-Martin (1996)	$\ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{Y_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \varepsilon i, t$ <p>em que: $y_{i,t}$ é a renda per capita da província i, no tempo t; α é uma constante e β o coeficiente a ser estimado. Se o valor de β for menor que zero, está havendo convergência. Nesta equação a taxa de crescimento entre t e T é a variável dependente e o log da renda per capita no período inicial é a variável independente.</p>
Principais Conclusões	Nenhuma evidência de convergência para a Turquia, seja ela β ou σ , foi verificada no período analisado.					

Quadro 5 – Análise de convergência no mundo: Gutierrez (2000)

Autores	País Considerado	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo Analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Gutierrez (2000)	Estados Unidos e União Européia	Avalia a hipótese da convergência sob a perspectiva da produtividade do trabalho agrícola.	Renda per capita na agricultura	1970-1992	Barro e Sala-i-Martin (1990, 1992)	<p>A equação utilizada para estimar o coeficiente de convergência β foi:</p> $\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_T}{y_0} \right) = c' \left[\left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \right] \log(y_0)$ <p>em que, $c' = c + \chi$</p> <p>sendo: $c = \left[\left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \right] \log(y^*)$ c χ</p> <p>mudança tecnológica que provoca um aumento em c. A equação estimada para analisar o efeito da migração sobre a velocidade de convergência-β, foi:</p> $m_{it} = c_1 + c_2 \log \left(\frac{y_{A,i,t} - T}{y_{NA,i,t} - T} \right) + c_3 Z_i + v_{it}$ <p>onde: Z_i corresponde a um vetor que representa uma variável introduzida no modelo para remover a taxa de migração m das diferenças entre do crescimento da força de trabalho do setor agrícola e não agrícola.</p>
Principais Conclusões	<p>O resultado encontrado pelo autor foi de convergência absoluta para os estados dos Estados Unidos mas não para os países da União Européia.</p> <p>Quanto a convergência condicional, o resultado foi conforme o esperado, ou seja, o efeito de migração sobre a velocidade de convergência entre os setores agrícola e não agrícola nos Estados Unidos foi de 0,5% ao ano e na União Européia o efeito exercido pela migração é alto, aumentando a velocidade de convergência por 1.0 percentual ao ano.</p>					

Quadro 6 – Análise de convergência no mundo: Lusigi e Thirtle (1998)

Autores	País Considerado	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo Analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Lusigi e Thirtle (1998)	32 países do continente Africano	Testar a hipótese de convergência da renda per capita e da Produtividade Total dos Fatores (PTF) na agricultura.	Renda per capita e Produtividade Total dos Fatores (PTF)	1970 a 1991	Barro e Sala-i-Martin (1995) e Bernard e Jones (1996).	<p>Usando a metodologia de Barro e Sala-i-Martin (1995) Os autores testaram a hipótese de convergência da renda per capita, estimando a equação:</p> $GNP = \beta_0 + \beta_1 GNPO + \beta_2 AGSHR + \beta_3 \ln(EDUC) + \beta_4 EXC + \beta_5 INV + \beta_6 OPEN + \beta_7 AGEMP + \varepsilon$ <p>Em que: GNP = Produto per capita; GNPO = nível inicial do produto per capita; AGSHR = share da agricultura; ln(EDUC) = gastos com educação per capita; EXC = taxa de câmbio, INV = investimento; OPEN = grau de abertura da economia e AGEMP = participação da agricultura no total do emprego. Para testar a hipótese de convergência da PTF na agricultura foi usado a metodologia de Bernard e Jones (1996) considerou-se que Existe um país 1, entendido como "país de referência", de modo que: $\ln D_i(t) = \ln A_i(t) - \ln A_1(t)$, em que: $A_i(t)$ é a renda per capita ou a PTF no ano t no país i, com $i = 2, 3, \dots, N$ e $A_1(t)$ mensura a produtividade no "país de referência". Então $D_i(t)$ é o log do desvio do país i em relação ao país de referência, 1. O país i convergirá para 1 se o ln de $D_i(t)$ é estacionário.</p> <p>Para testar a hipótese de convergência estima-se a equação: $\ln D_{it} = (\delta_i - \delta_j) + (1 - \lambda) \ln D_{i,t-1} + \varepsilon$ se: $\lambda = 0$ e $\delta_i \neq \delta_j$, não há convergência, ou, que o desvio entre o nível da produtividade do país i, em relação à j, não é estacionário; -se $\lambda > 0$, implica em "catching-up", ou seja, o país que tem menor produtividade cresce relativamente mais que o país que tem uma produtividade maior; -se λ é significativamente diferente de zero, então a diferença entre as produtividades mensuradas nos dois países é estacionária, -se $\lambda > 0$ e $\delta_i = \delta_j$, os países convergem para o mesmo nível, finalmente, -se $\lambda = 0$ e $\delta_i = \delta_j$, não há tendência de convergência.</p>
Principais Conclusões	<p>Pelo método de Barro e Sala-i-Martin os resultados mostraram que as economias que tinham um nível de renda inicial mais baixo cresceram mais do que as economias mais ricas. Portanto, em termos de renda per capita houve convergência. Quando à PTF na agricultura, os autores afirmaram que não houve convergência.</p> <p>Pelo método de Bernard and Jones (1996) tanto a hipótese de convergência da renda per capita como da convergência da Produtividade Total dos Fatores foram confirmadas pelos autores. Contudo, no caso da PTF na agricultura a convergência é condicional.</p> <p>Observa-se que a convergência é condicional, desde que o crescimento seja explicado pelas variáveis: investimento, educação, participação da agricultura e emprego.</p>					

Quadro 7 – Análise de convergência no mundo: Suhariyanto e Thirtle (2001)

Autores	País Considerado	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo Analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Suhariyanto e Thirtle (2001)	Ásia	Mensurar a produtividade e total dos Fatores (PTF), utilizando-se um produto e cinco inputs: terra, trabalho, fertilizantes, maquinaria e animais.	Produtividade Total na Agricultura	1965 a 1996.	Barro e Sala-i-Martin (1991)	<p>Para analisar as diferenças na PTF da agricultura entre países, constrói-se o index com respeito a uma fronteira para obter a “melhor fronteira” e assim mensurar a distância de cada país em relação à sua fronteira. Uma vez mensurado a PTF para os grupos de países asiáticos, os autores estimaram o coeficiente de convergência-β e σ de acordo com as predições do Modelo de Barro e Sala-i-Martin (1995), a PTF desenvolve-se com:</p> $\ln A_{it} = \gamma_i + \lambda \ln \left(\frac{A_{i,t-1}}{A_{f,t-1}} \right) + \ln A_{f,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$ <p>em que, γ_i é a taxa de crescimento, assintótica, do país i; o parâmetro λ caracteriza o <i>speed catch up</i>, ou seja, o diferencial de produtividade entre os países i e f e, ε_{it} é o termo erro.</p> <p>A equação (1) informa que PTF em cada país i pode potencialmente crescer como resultado do crescimento do setor específico ou como resultado da transferência de tecnologia do país fronteira.</p> <p>Se o país i é mais produtivo, então não há transferência de tecnologia e a equação (1) torna-se $\ln A_{it} = \gamma_f + \ln A_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$ (equação 2).</p> <p>Combinando as equações (1) e (2), obtém-se a expressão do crescimento da PTF na qual o teste é baseado:</p> $\ln \left(\frac{A_{it}}{A_{ft}} \right) = (\gamma_i - \gamma_f) + (1 - \lambda) \ln \left(\frac{A_{i,t-1}}{A_{f,t-1}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (3)$ <p>Se $\lambda = 0$ não haverá evidências de convergência.</p> <p>Se $\lambda > 0$, a diferença nos países i e f será estacionária, indicando evidências de convergência.</p>
Principais Conclusões	A conclusão dos autores é de que, tanto no teste de convergência- β da PTF quanto no teste baseado em séries temporais, "não há evidência de convergência da produtividade agrícola na Ásia". Da mesma forma que não se verificou uma tendência de dispersão decrescente entre os países. Portanto, também não há evidência de convergência- σ .					

ANEXO B – Revisão de literatura sobre convergência no Brasil

Fonte: Lopes, 2004.

Quadro 8 – Análise de convergência no Brasil: Ferreira e Ellery Junior (1996)

Autores	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Ferreira e Ellery Junior (1996)	Verificar a existência ou não de convergência entre os 23 estados brasileiros	Renda per capita	1970 a 1990	Barro e Sala-i-Martin (1992)	<p>Para estimar o coeficiente de convergência-β, os autores utilizaram a equação:</p> $\frac{1}{T} \cdot \log \left[\frac{y_{0+T}}{y_{t,0}} \right] = a - (1 - e^{-\beta T}) \cdot \left(\frac{1}{T} \right) \log(y_{t,T-1}) + u_t$ <p>Um valor positivo de β indica convergência.</p> <p>Primeiro estimou-se a equação acima. Em seguida, uma variável dummy foi acrescentada para cada uma das 4 regiões brasileiras (norte, sul, sudeste, nordeste). Como apenas a dummy da região norte foi significativa, o autor rodou uma terceira regressão considerando apenas esta dummy.</p> <p>Para estimar o coeficiente de convergência-σ o autor utilizou a equação:</p> $\sigma^2_t = \frac{\sigma^2_u}{1 - e^{-2\beta}} + \left(\sigma^2_0 - \frac{\sigma^2_{2u}}{1 - e^{-2\beta}} \right) e^{-2\beta t}$ <p>no estado-estacionário tem-se: $\sigma^2 = \frac{\sigma^2_u}{1 - e^{-\beta}}$ se $\beta > 0$, a hipótese de convergência-σ só será garantida se $\sigma^2_0 > \sigma^2_{0+1}$. Convergência-$\beta$ é condição necessária mas não suficiente para a ocorrência de convergência-σ.</p>
Principais conclusões	<p>Existe um processo de convergência nas três regressões, com $\beta > 0$ e altamente significativo. O coeficiente estimado de β foi igual a 0,013, implicando que levará 56,4 anos para que a metade do <i>gap</i> da renda per capita entre regiões brasileiras consideradas seja eliminado. Os autores também estimaram os coeficientes após dividir o período em 2 sub-períodos, bem como impondo algumas restrições ao coeficiente β. A conclusão é de que não se verificou mudanças sensíveis nos resultados. Qualitativamente, os resultados foram mantidos. Quando à hipótese de convergência-σ, os autores observaram que há um processo de declínio da dispersão, indicando uma proximidade da renda per capita entre os estados brasileiros.</p>				

Quadro 9 – Análise de convergência no Brasil: Souza e Porto Junior (2003)

Autores	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada																												
Souza e Porto Junior (2003)	Testar a hipótese de convergência da renda para os municípios da região nordestina e estados do Brasil	Renda per capita	1970 a 1991/98	Danny Quah (2003, 1993) e Drennan e Lobo (1999)	<p>Para estimar o coeficiente de convergência-β, os autores utilizaram duas metodologias:</p> <p>1) Metodologia de Drennan e Lobo (1999): Para estimar o coeficiente de convergência-β primeiro defini-se uma matriz 2 x 2 relativa aos dados da renda per capita dos municípios da região nordeste. As linhas dessa matriz indicam os valores possíveis do evento A e as colunas, do evento B. A partir desses dados estimou-se a probabilidade condicional dada por $p = P(B/A)$, necessária para testar a hipótese de convergência-β. Definindo a matriz de entradas dos eventos A e B da forma abaixo e considerando a hipótese de B_1A_1:</p> <table border="1" data-bbox="1008 542 1523 750"> <tr> <td></td> <td>B₁</td> <td>B₂</td> <td></td> </tr> <tr> <td>A₁</td> <td>835</td> <td>529</td> <td>1364</td> </tr> <tr> <td>A₂</td> <td>8</td> <td>3</td> <td>11</td> </tr> <tr> <td></td> <td>843</td> <td>532</td> <td>1375</td> </tr> </table> <p>A probabilidade condicional é estimada através da fórmula:</p> $= P \left\{ \frac{G_{M,70-91} < 1 \cap \frac{RPC_{M,70}}{RPC_{NE,70}} > 1}{P \left(\frac{RPC_{M,70}}{RPC_{NE,70}} > 1 \right)} \right\}, \text{ que resulta em } p = 0,75,$ <p>portanto, o desvio padrão será igual a 0,0116. A partir desses dados os autores calculam a estatística Z e concluem que dado que Z-calculado é maior que Z-crítico, então, aceita-se a hipótese de convergência, ou que os municípios com renda inicial acima da média cresceram a taxas menores. O mesmo procedimento é repetido pelos autores para as hipóteses de A₁B₂, e A₂B₂ e A₁B₁.</p> <p>2) Metodologia de Quah(1993): A proposta do método é de que se analise o comportamento de longo prazo da distribuição estimada e se detecte o padrão de mudança interna de posição das regiões de um extrato para outro, no tempo. Neste caso o período de transição considerado foi de 1970 para 1991.</p> <p>A matriz de Markov definida pelos autores é:</p> <table border="1" data-bbox="1209 1037 1478 1149"> <tr> <td>$p_{i,j}$</td> <td>6,9</td> <td>93,1</td> <td>0,00</td> </tr> <tr> <td></td> <td>0,75</td> <td>99,25</td> <td>0,00</td> </tr> <tr> <td></td> <td>0,00</td> <td>36,36</td> <td>63,64</td> </tr> </table> <div data-bbox="1500 1037 1904 1149" style="border: 1px dashed black; padding: 5px;"> <p>Os municípios foram agrupados em 3 faixas de renda: [-4, -2] = pobres, [-2, 0) = renda média e [0,2]=ricos.</p> </div>		B ₁	B ₂		A ₁	835	529	1364	A ₂	8	3	11		843	532	1375	$p_{i,j}$	6,9	93,1	0,00		0,75	99,25	0,00		0,00	36,36	63,64
	B ₁	B ₂																															
A ₁	835	529	1364																														
A ₂	8	3	11																														
	843	532	1375																														
$p_{i,j}$	6,9	93,1	0,00																														
	0,75	99,25	0,00																														
	0,00	36,36	63,64																														
Principais Conclusões	<p>Utilizando-se a metodologia de Drennan e Lobo (1999) não é possível aceitar a hipótese de convergência para a renda per capita dos municípios da região Nordeste do Brasil em todos os quatro casos, ao nível de significância de 0,01. Portanto, este teste não permite que se afirme que os municípios pobres no começo da amostra cresceram a taxas maiores do que os municípios relativamente ricos. Pode-se afirmar isto, inclusive, sem incorrer na Falácia de Galton.</p> <p>Os resultados, baseados na metodologia de Quah (1993), indicaram uma tendência de concentração dos municípios nos extratos de renda média no longo prazo (99,5) sendo que 0,075% permanecerão no grupo dos muito pobres. A análise da evolução do tempo mostrou que, em 1970, o número de municípios relativamente mais pobres era bastante reduzido, contudo, manteve-se estável no período analisado. O que se pode extrair de tudo isto é que há um processo de convergência com a formação de dois grupos: um clube de municípios cuja renda alcança a renda média da região Nordeste e outro grupo dos municípios pobres com relação à renda per capita relativa da região.</p>																																

Quadro 10 – Análise de convergência no Brasil: Ribeiro e Pôrto Junior (2000)

Autores	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Ribeiro e Pôrto Junior (2000)	Analisar a hipótese da convergência de renda per capita através de uma análise da dinâmica da distribuição de renda per capita entre os Estados e entre os Municípios da Região Sul do Brasil	Renda per capita	1985 a 1998	Coeficiente de variação, Índice de Theil (I_T) e Índice de Willianson (I_w). Teste de Boyke e McCarthy (1997). Barro e Sala-i-Martin (1992) Danny Quah (1993)	<p>Para estimar os Índices de Theil e de Willianson foram utilizadas as equações:</p> <p>Índice de Theil (I_T) $I_T = \sum P_i \ln \left(\frac{P_i}{y_i} \right)$</p> <p>Índice de Willianson (I_w), $I_w = \sqrt{\sum \left[\left(\frac{Y_i - \bar{Y}}{\bar{Y}} \right)^2 \cdot \frac{f_i}{n} \right]}$, em que Y_i é o produto per capita do estado i; \bar{Y} é o produto per capita do país, f_i = população do estado i; n = população do país; p_i = participação do estado i na população total e y_i = participação do estado i no produto total.</p> <p>Teste de Boyke e McCarthy (1997): trata-se de um teste que analisa o grau de persistência do processo de convergência ao longo de todo o período, em outras palavras, observa-se o rank do PIB per capita dos estados ano a ano com o objetivo de detectar que padrão de dispersão, quando comparado à posição relativa dos vários estados ao longo do período. Nesse sentido, a hipótese que se testa é: "Quanto mais mudanças de posição ocorrem, no sentido de que as microregiões que apresentam baixa posição num determinado período deslocam-se para uma posição mais acima no período seguinte, mais há indícios de que a convergência está ocorrendo"</p> <p>A equação estimada no Modelo proposto por Barro e Sala-i-Martin (1992) foi:</p> $\frac{1}{T} \log \left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-T}} \right) = \alpha_i + \left(\frac{1 - e^{-\beta t}}{T} \right) \cdot \log Y_{i,t-T} + \delta X$ <p>α = constante, $\left(\frac{1 - e^{-\beta t}}{T} \right) =$ parâmetro de convergência e X=nível de escolaridade</p> <p>Teste de Danny Quah (1993) – Este teste permite a verificação da formação de grupos de convergência através de uma análise do comportamento de longo prazo da distribuição estimada para se detectar o padrão de mudança interna de posição dos estados/municípios de um extrato para outro, no tempo.</p>
Principais Conclusões	<p>As estimativas dos índices de coeficiente de variação e de Theil mostraram uma tendência de queda na dispersão entre os três estados da região Sul, já o índice de Willianson mostra uma tendência de aumento entre 1990 e 1992, depois uma queda até o final da série considerada.</p> <p>A conclusão para o teste de Boyke e McCarthy (1997) é a de que os estados brasileiros têm se mantido na mesma posição no rank, negando a hipótese de convergência.</p> <p>O teste de convergência-β indicou evidências de convergência-β, tanto entre os 27 estados brasileiros quanto para os municípios, confirmando que os estados com menor renda per capita no início do período cresceram a taxas maiores.</p> <p>O teste de Danny Quah (1993) mostrou uma tendência de formação de um processo de polarização com a formação de dois grupos de convergência: um incluindo os municípios cuja renda alcança a renda média de região Sul e outro formado pelos municípios pobres com relação à renda per capita relativa da região.</p> <p>Observando apenas a região sul, os autores concluem que ao contrário dos resultados obtidos por outros estudos, não se confirmou a hipótese de convergência-β absoluta.</p>				

Quadro 11 – Análise de convergência no Brasil: Azzoni (1994)

Autores	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Azzoni (1994)	Analisar o problema da convergência de renda entre as regiões brasileiras	Renda per capita	1939 a 1990	Barro e Sala-i-Martin (1995)	<p>1) Período de 1939-1990 O primeiro indicador a ser testado foi o coeficiente de convergência-σ dado pela fórmula: $V_w = \left(\frac{1}{y_{BR}} \right) \sqrt{(y_e - y_{BR})^2 \cdot \left(\frac{P_e}{P_{BR}} \right)}$ onde, e = estado; BR = dado nacional; y = renda per capita e P = população.</p> <p>As equações estimadas para testar as hipóteses de convergência β-absoluta e convergência β-condicional foram: $\frac{1}{T} \log \left(\frac{Y_{it}}{Y_{it-T}} \right) = \alpha_i + \left(\frac{1 - e^{\beta}}{T} \right) \cdot \log Y_{it-T} + \varepsilon_{it}$ $\frac{1}{T} \log \left(\frac{Y_{it}}{Y_{it-T}} \right) = \alpha_i + \left(\frac{1 - e^{\beta}}{T} \right) \cdot \log Y_{it-T} + \delta X$</p> <p>2) Período de 1939-1995 Para este período o autor utilizou o Índice de Theil para estimar a convergência-σ, dado pela equação: $J = \sum_{i=1}^n \left(\frac{P_i}{P_{br}} \right) \ln \left[\frac{P_i / Y_i}{P_{br} / Y_{br}} \right] = \sum_{i=1}^n p_i \ln j_i$</p> <p>Para os testes de convergência β-absoluta e convergência β-condicional a equação é a mesma especificada acima.</p>
Principais Conclusões	<p>Período de 1939-1990: Quando se realizou o teste do coeficiente de convergência-σ observou-se oscilações entre os estados ao longo do período analisado, com máximos e mínimos praticamente idênticos, com exceção da tendência recente, caracterizada pelo período após 1970. Observou-se também que as regiões Sul, Sudeste e Centro- Oeste apresentaram decréscimos nos respectivos graus de desigualdade, enquanto que o Norte e Nordeste registram aumentos persistentes.</p> <p>Quanto ao coeficiente de convergência-β-absoluta, o autor observou que no período como um todo (1939-1990) os sinais da existência de convergência absoluta são muito fracos, já para o sub-período de 1970-1990, os sinais são mais fortes.</p> <p>Incluindo <i>dummies</i> para captar possíveis diferenças entre as regiões do país, o autor comenta que não se observou grandes avanços em relação aos resultados obtidos sem as <i>dummies</i>.</p> <p>Período de 1939-1995: Percebe-se uma acentuada oscilação em termos de dispersão. Até meados da década de 1950 a dispersão aumenta e depois decresce até metade da década 1960. Depois de 1960 volta a aumentar até aproximadamente 1968 quando então se estabiliza.</p> <p>Os resultados para convergência β-absoluta indicaram evidências de convergência entre os estados brasileiros neste período.</p> <p>A velocidade de convergência pelo método de Barro e Sala-i-Martin foi de 0,685 para o teste de convergência-β, e de 1,29% no teste para convergência condicional. Isto significa que levará aproximadamente 102 e 54 anos, respectivamente, para que se possa eliminar 50% da desigualdade regional.</p> <p>Pelo coeficiente de variação, o autor se surpreende comentando que, embora a metodologia seja diferente, esperava-se que os resultados fossem semelhantes. No entanto, o <i>speed</i> de convergência, estimado pelo CV, foi de 0,24%. Mesmo dividindo o período em sub-períodos, não se observa um processo de convergência. Na verdade, o período é marcado por oscilações na dispersão.</p>				

Quadro 12 – Análise de convergência no Brasil: Cançado (1999).

Autores	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Cançado (1999)	Testar a hipótese de convergência da renda per capita e discutir o papel dos fluxos migratórios neste processo, determinando em que medida os fluxos migratórios internos contribuem para a redução das diferenças estaduais de renda per capita no Brasil	Renda per capita	1960 a 1991	Barro e Sala-i-Martin (1995)	<p>As equações estimadas foram:</p> <p>1) Taxa e Migração $m_{i,t}$ é definida como sendo:</p> $m_{i,t} = \alpha + \beta \log(y_{i,t-T}) + (\pi_{i,T} + d(S_{i,t}) + e + \varepsilon_{i,t})$ <p>Onde: e = dummies regionais, $\pi_{i,T}$ = densidade demográfica do estado i no ano inicial; e $S_{i,t} = (1/T) \sum_j w_{j,i,t-T} \ln(y_{j,t} / y_{j,t-T})$</p> <p>2) A hipótese de Convergência-β foi testada usando-se a equação: $(y_{i,t} / y_{i,t-T})^{1/T} = \alpha + \beta \log(y_{i,t-T}) + \varepsilon_{i,t}$</p> <p>3) A velocidade de convergência-β foi estimada com base na equação:</p> $(1/T)(y_{i,t} / y_{i,t-T}) = \alpha - (1 - e^{-\beta T}) / T \cdot \log(y_{i,t-T}) + \varepsilon_{i,t}$ <p>Para cada exercício realizado a autora apresentou três estimações: para o período de 1960 a 1991, para cada década em separado (60, 70 e 80) e restringindo os coeficientes de renda, para cada década, a um único valor.</p>
Principais Conclusões	<p>Os resultados da 1ª equação apóiam, do ponto de vista estatístico, a proposição de que os fluxos migratórios relacionam-se positivamente com as rendas per capita estaduais. O coeficiente de renda per capita estadual é sempre positivo.</p> <p>O coeficiente estimado β indicou convergência no período de 1960-1991, nas décadas de 70 e 80 bem como para os dados de painel. Apenas na década de 60 não se verificou convergência.</p> <p>Quando ao <i>speed</i> de convergência, no período de 1960 a 1991 seu valor foi de 0,007. Embora seu valor não tenha atingido 1%, ainda assim foi o maior valor encontrado pela autora, indicando que a velocidade de convergência é bastante baixa para o caso brasileiro. Observa-se que a velocidade de convergência das rendas per capita é maior entre os estados de uma mesma região do que entre o conjunto dos estados do país.</p> <p>Ao considerar os efeitos da taxa de migração no <i>speed</i> de convergência a autora afirmou que o impacto dos fluxos migratórios na dinâmica das rendas per capita estaduais é praticamente nulo, definido por uma baixa velocidade de convergência. O maior valor que esta velocidade atingiu foi de 1,5%, implicando que levaria 46 nos para eliminar o <i>gap</i> entre qualquer nível de renda inicial estadual e o nível de estado-estacionário da renda per capita.</p>				

Quadro 13 – Análise de convergência no Brasil: Martins (1999)

Autores	Objetivo do Trabalho	Variável de Convergência	Período de tempo analisado	Modelo Teórico Considerado	Equação Estimada
Martins (1999)	Verificar em que medida a desconcentração na distribuição do ICMS contribuiu para reduzir as desigualdades econômicas e sociais entre as regiões de Minas Gerais, em torno da média estadual. Particularmente, a autora pretende testar a ocorrência de convergência- σ	ICMS	1995, 1996 e 1997	Índice de j e Índice de L - Theil,	<p>As equações utilizadas para verificar a convergência foram:</p> $j = j_i = p_i / y_i$ $L = \sum p_i \ln (p_i/y_i)$ <p>Em que: p_i é a participação da população da região i na população do Estado e y_i a participação do ICMS recebido pela região i no total repassado pelo estado.</p>
Principais Conclusões	<p>Os resultados mostraram que o menor índice j ficou com a região do Triângulo, portanto, a mais privilegiada em termos de recebimento de ICMS, seguido da região Central, ambas assumem uma tendência convergente. Contrariamente, o maior índice ficou com a região do Jequetinhonha. Nenhum caso de mudança de posição foi verificado, ou seja, de uma região ter índice maior que 1 e passar a ter índice menor que 1, e vice-versa.</p> <p>Quanto ao índice Theil, ele mostra um decréscimo consecutivo, indicando uma redução das disparidades e, portanto, um processo de convergência das desigualdades econômicas e sociais.</p> <p>A conclusão final da autora é de que a Lei “Robin Hood” está promovendo uma equalização na distribuição do ICMS, contudo, seus efeitos em termos de redução das desigualdades econômicas e sociais ainda não são observados. Contudo, espera-se que ocorra no longo prazo, uma vez que o desenvolvimento social é um pressuposto para se atingir o desenvolvimento econômico. Como uma das condições para aumentar a cota-parte do ICMS é o investimento em educação e saúde, acredita-se que isto deverá incentivar as regiões a investirem mais e, portanto, mudar sua estrutura social.</p>				

ANEXO C – Série Histórica de Produção

CAFÉ TOTAL - BRASIL
SÉRIE HISTÓRICA DE PRODUÇÃO
SAFRAS 2001 A 2020

Em mil sacas beneficiadas

UNIDADE DA FEDERAÇÃO / REGIÃO	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
NORTE	2.160,0	2.410,0	2.720,0	1.980,0	2.102,0	1.543,0	1.748,0	2.109,0	1.775,0
RO	1.910,0	2.100,0	2.500,0	1.760,0	1.772,0	1.263,0	1.482,0	1.876,0	1.547,0
AM	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PA	250,0	310,0	220,0	220,0	330,0	280,0	266,0	233,0	228,0
NORDESTE	2.190,0	2.300,0	1.780,0	2.279,0	1.812,0	2.251,0	2.342,0	2.141,0	1.873,5
BA	2.190,0	2.300,0	1.780,0	2.279,0	1.812,0	2.251,0	2.342,0	2.141,0	1.873,5
Cerrado	-	-	-	-	-	-	-	-	436,0
Planalto	-	-	-	-	-	-	-	-	895,5
Atlântico	-	-	-	-	-	-	-	-	542,0
CENTRO-OESTE	350,0	490,0	430,0	310,0	310,0	250,0	153,0	138,0	141,0
MT	350,0	490,0	430,0	310,0	310,0	250,0	153,0	138,0	141,0
GO	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SUDESTE	25.920,0	40.520,0	21.600,0	31.702,0	26.810,0	35.730,0	29.692,0	38.497,4	33.773,4
MG	14.690,0	25.140,0	12.050,0	18.777,0	15.219,0	21.987,0	16.473,0	23.581,0	19.880,0
Sul e Centro-Oeste	7.600,0	11.633,0	5.360,0	9.350,0	6.750,0	11.633,0	7.266,0	12.118,0	9.750,0
Triângulo, Alto Paranaíba e Noroeste	3.100,0	5.100,0	2.810,0	3.847,0	2.886,0	4.313,0	3.255,0	4.534,0	3.859,0
Zona da Mata, Rio Doce e Central	3.990,0	6.840,0	3.880,0	5.580,0	5.583,0	5.631,0	5.952,0	6.929,0	6.271,0
Norte, Jequitinhonha e Mucuri	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ES	7.550,0	9.325,0	6.610,0	6.795,0	8.070,0	9.009,0	10.306,0	10.230,0	10.205,0
RJ	160,0	255,0	130,0	260,0	298,0	264,0	281,0	266,4	265,4
SP	3.520,0	5.800,0	2.810,0	5.870,0	3.223,0	4.470,0	2.632,0	4.420,0	3.423,0
SUL	540,0	2.340,0	1.970,0	2.526,0	1.435,0	2.248,0	1.732,0	2.608,0	1.467,0
PR	540,0	2.340,0	1.970,0	2.526,0	1.435,0	2.248,0	1.732,0	2.608,0	1.467,0
OUTROS	140,0	420,0	320,0	475,0	475,0	490,0	404,0	498,6	440,0
NORTE/NORDESTE	4.350,0	4.710,0	4.500,0	4.259,0	3.914,0	3.794,0	4.090,0	4.250,1	3.648,5
CENTRO-SUL	26.810,0	43.350,0	24.000,0	34.538,0	28.555,0	38.228,0	31.577,0	41.243,4	35.381,4
BRASIL	31.300,0	48.480,0	28.820,0	39.272,0	32.944,0	42.512,0	36.071,0	45.992,1	39.469,9

Legenda: (*) - Estimativa em janeiro/2025.

Fonte: Conab

ANEXO D – Série Histórica de Produtividade

CAFÉ TOTAL - BRASIL
SÉRIE HISTÓRICA DE PRODUTIVIDADE
SAFRAS 2001 A 2020
Em sacas por hectares

UNIDADE DA FEDERAÇÃO / REGIÃO	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
NORTE	8,17	13,06	13,20	9,58	11,15	8,41	10,38	12,49	10,65	15,44
RO	7,80	12,73	13,30	9,36	10,68	7,77	9,67	12,03	10,02	15,31
AM	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PA	12,89	15,90	12,22	11,71	14,60	13,39	17,57	18,04	18,38	16,93
NORDESTE	22,91	22,33	18,70	23,57	18,65	23,02	15,43	17,12	14,85	16,43
BA	22,91	22,33	18,70	23,57	18,65	23,02	15,43	17,12	14,85	16,43
Cerrado	-	-	-	-	-	-	-	-	36,07	39,56
Planalto	-	-	-	-	-	-	-	-	9,80	12,02
Atlântico	-	-	-	-	-	-	-	-	23,87	23,60
CENTRO-OESTE	9,19	13,28	11,91	8,98	8,99	7,76	9,43	9,20	9,23	13,37
MT	9,19	13,28	11,91	8,98	8,99	7,76	9,43	9,20	9,23	13,37
GO	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SUDESTE	15,84	22,06	12,57	18,35	15,21	20,88	17,29	22,13	20,15	24,38
MG	16,49	23,50	12,33	18,75	14,73	21,73	16,21	22,50	19,87	24,99
Sul e Centro-Oeste	16,05	21,34	11,24	18,42	13,59	22,94	14,34	21,97	19,25	24,75
Triângulo, Alto Paranaíba e Noroeste	22,03	28,81	18,25	26,17	17,96	27,83	20,96	28,56	24,26	34,84
Zona da Mata, Rio Doce e Central	14,40	19,66	11,21	16,08	14,84	16,10	16,79	20,50	18,71	20,57
Norte, Jequitinhonha e Mucuri	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ES	14,78	17,63	12,69	13,38	16,34	19,04	19,91	20,89	21,27	21,90
RJ	15,38	20,43	11,82	18,71	21,33	19,13	20,00	19,64	19,06	19,09
SP	15,75	25,78	13,38	28,68	14,58	21,07	15,60	23,45	18,81	28,05
SUL	4,23	18,28	15,99	21,57	13,49	22,41	17,70	26,91	17,22	27,65
PR	4,23	18,28	15,99	21,57	13,49	22,41	17,70	26,91	17,22	27,65
OUTROS	8,00	19,19	14,51	15,94	16,61	17,83	15,85	20,35	19,07	20,56
NORTE/NORDESTE	12,08	16,38	14,94	14,03	13,70	13,49	12,77	14,46	12,46	15,89
CENTRO-SUL	14,88	21,66	12,78	18,38	15,00	20,74	17,25	22,27	19,91	24,44
BRASIL	14,36	20,98	13,09	17,75	14,86	19,75	18,61	21,19	18,86	23,13

Legenda: (*) - Estimativa em janeiro/2025.

Fonte: Conab

2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
15,44	9,84	11,29	13,54	17,10	19,58	18,51	25,95	30,97	35,05	38,46
15,31	9,31	10,88	13,20	17,18	19,67	18,56	26,10	30,97	35,05	38,46
-	-	-	-	-	-	13,97	14,89	-	-	-
16,93	17,61	16,40	19,07	15,70	13,35	14,85	13,91	-	-	-
16,43	16,49	15,55	13,41	16,47	16,91	13,98	23,71	35,00	30,82	37,54
16,43	16,49	15,55	13,41	16,47	16,91	13,98	23,71	35,00	30,82	37,54
39,56	37,12	40,85	33,63	36,34	37,00	30,51	29,78	44,00	33,33	40,70
12,02	10,94	8,02	6,92	9,02	8,74	9,96	8,10	19,48	17,53	26,00
23,60	29,72	33,28	29,92	31,90	33,60	18,00	50,89	55,97	48,65	54,01
13,37	6,93	13,58	16,02	15,33	13,43	17,77	18,68	19,69	24,14	25,81
13,37	6,93	5,90	8,21	8,24	6,34	8,83	9,57	11,19	14,41	16,50
-	-	39,15	41,60	38,55	36,63	40,31	34,48	33,09	35,96	40,39
24,38	22,70	27,03	26,19	24,58	23,16	28,20	24,10	33,36	26,80	33,32
24,99	22,16	26,20	26,65	22,76	23,02	30,44	24,92	33,08	24,96	33,27
24,75	20,67	26,62	25,62	21,56	22,61	31,72	27,56	34,80	28,15	35,57
34,84	24,83	36,99	30,77	33,06	24,81	40,43	21,54	37,73	24,73	30,96
20,57	23,13	20,24	26,86	18,64	23,00	22,56	22,99	27,13	19,36	30,94
-	-	-	20,66	22,06	19,86	18,81	19,13	28,90	25,25	28,04
21,90	25,57	27,77	25,81	29,56	24,70	21,87	22,99	35,42	34,27	34,87
19,09	20,21	19,83	21,17	22,87	24,69	26,68	26,74	28,76	20,92	31,00
28,05	18,35	30,59	24,70	22,98	20,42	29,97	21,99	31,11	21,55	30,67
27,65	24,64	23,52	25,33	16,80	28,99	22,68	27,97	26,67	25,83	26,40
27,65	24,64	23,52	25,33	16,80	28,99	22,68	27,97	26,67	25,83	26,40
20,56	20,45	8,93	9,82	10,54	12,82	13,24	12,22	12,38	15,26	17,74
15,89	12,89	13,44	13,47	16,72	17,96	15,66	24,49	33,67	32,48	37,89
24,44	22,60	26,69	26,00	24,29	23,16	27,93	24,15	33,08	26,76	33,11
23,13	21,15	24,80	24,38	23,29	22,49	26,33	24,14	33,07	27,20	33,48

Legenda: (¹) - Estimativa em janeiro/2025.

Fonte: Conab

ANEXO E - Série Histórica de Área em Produção

CAFÉ TOTAL - BRASIL
SÉRIE HISTÓRICA DE ÁREA EM PRODUÇÃO
SAFRAS 2001 A 2020

Em hectares

UNIDADE DA FEDERAÇÃO / REGIÃO	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
NORTE	264.400,0	184.500,0	206.000,0	206.781,0	188.510,0	183.542,0	168.418,0	168.889,0	166.742,0
RO	246.000,0	165.000,0	188.000,0	188.000,0	165.910,0	162.627,0	153.281,0	155.972,0	154.335,0
AM	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PA	19.400,0	19.500,0	18.000,0	18.781,0	22.600,0	20.915,0	15.137,0	12.917,0	12.407,0
NORDESTE	95.600,0	103.000,0	95.200,0	96.710,0	97.175,0	97.794,0	151.792,0	125.033,4	126.170,0
BA	95.600,0	103.000,0	95.200,0	96.710,0	97.175,0	97.794,0	151.792,0	125.033,4	126.170,0
Cerrado	-	-	-	-	-	-	-	-	12.088,0
Planalto	-	-	-	-	-	-	-	-	91.373,0
Atlântico	-	-	-	-	-	-	-	-	22.709,0
CENTRO-OESTE	38.100,0	36.900,0	36.100,0	34.517,0	34.500,0	32.230,0	16.227,0	15.007,0	15.272,0
MT	38.100,0	36.900,0	36.100,0	34.517,0	34.500,0	32.230,0	16.227,0	15.007,0	15.272,0
GO	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SUDESTE	1.635.900,0	1.836.480,0	1.719.000,0	1.727.957,0	1.762.501,0	1.711.021,0	1.716.891,0	1.739.821,0	1.676.472,0
MG	891.100,0	1.070.000,0	977.000,0	1.001.577,0	1.033.533,0	1.011.865,0	1.016.414,0	1.048.172,0	1.000.731,0
Sul e Centro-Oeste	473.400,0	545.000,0	477.000,0	507.577,0	496.613,0	507.093,0	506.618,0	551.471,0	506.468,0
Triângulo, Alto Paranaíba e Noroeste	140.700,0	177.000,0	154.000,0	147.000,0	160.714,0	154.999,0	155.310,0	158.753,0	159.042,0
Zona da Mata, Rio Doce e Central	277.000,0	348.000,0	346.000,0	347.000,0	376.206,0	349.773,0	354.486,0	337.948,0	335.221,0
Norte, Jequitinhonha e Mucuri	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ES	510.930,0	529.000,0	521.000,0	507.786,0	493.958,0	473.256,0	517.729,0	489.592,0	479.798,0
RJ	10.400,0	12.480,0	11.000,0	13.894,0	13.970,0	13.800,0	14.048,0	13.562,0	13.923,0
SP	223.470,0	225.000,0	210.000,0	204.700,0	221.040,0	212.100,0	168.700,0	188.495,0	182.020,0
SUL	127.700,0	128.000,0	123.200,0	117.105,0	106.380,0	100.330,0	97.842,0	96.920,0	85.180,0
PR	127.700,0	128.000,0	123.200,0	117.105,0	106.380,0	100.330,0	97.842,0	96.920,0	85.180,0
OUTROS	17.500,0	21.890,0	22.050,0	29.800,0	28.600,0	27.480,0	25.484,0	24.494,0	23.073,0
NORTE/NORDESTE	360.000,0	287.500,0	301.200,0	303.491,0	285.685,0	281.336,0	320.210,0	293.922,4	292.912,0
CENTRO-SUL	1.801.700,0	2.001.380,0	1.878.300,0	1.879.579,0	1.903.381,0	1.843.581,0	1.830.960,0	1.851.748,0	1.776.924,0
BRASIL	2.179.200,0	2.310.770,0	2.201.550,0	2.212.870,0	2.217.666,0	2.152.397,0	1.938.059,0	2.170.164,4	2.092.909,0

Legenda: (*) - Estimativa em janeiro/2025.

Fonte: Conab

2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
168.283,0	163.839,0	135.852,0	109.223,0	90.381,0	88.900,0	88.699,4	75.218,8	63.879,0	62.729,0	63.569,0
154.783,0	153.391,0	125.667,0	102.840,0	86.004,0	87.657,0	87.657,0	74.255,0	63.879,0	62.729,0	63.569,0
-	-	-	-	-	-	429,4	503,8	-	-	-
13.500,0	10.448,0	10.185,0	6.383,0	4.377,0	1.243,0	613,0	460,0	-	-	-
139.550,0	138.833,5	138.213,0	134.511,1	143.939,0	138.678,0	149.753,0	141.641,0	130.000,0	97.335,0	106.185,0
139.550,0	138.833,5	138.213,0	134.511,1	143.939,0	138.678,0	149.753,0	141.641,0	130.000,0	97.335,0	106.185,0
12.273,0	11.556,5	12.918,0	11.858,5	11.973,0	9.129,0	11.328,0	9.670,0	11.300,0	9.000,0	8.600,0
103.344,0	102.338,0	100.861,0	98.473,7	99.366,0	94.321,0	92.533,0	85.201,0	71.000,0	51.335,0	58.335,0
23.933,0	24.939,0	24.434,0	24.178,9	32.600,0	35.228,0	45.892,0	46.770,0	47.700,0	37.000,0	39.250,0
15.186,0	19.884,0	27.348,0	27.272,6	26.251,8	26.364,0	19.819,6	15.079,0	15.215,0	15.354,0	15.737,0
15.186,0	19.884,0	21.028,0	20.890,0	20.115,0	20.189,0	14.193,0	9.563,0	9.310,0	8.422,0	9.602,0
-	-	6.320,0	6.382,6	6.136,8	6.175,0	5.626,6	5.516,0	5.905,0	6.932,0	6.135,0
1.649.321,0	1.635.798,0	1.666.915,0	1.666.568,5	1.640.790,0	1.613.623,3	1.633.795,0	1.579.982,0	1.611.132,0	1.590.710,0	1.655.171,4
1.006.719,0	1.000.869,0	1.028.425,0	1.037.797,0	995.079,0	968.872,0	1.009.481,0	980.762,0	1.008.595,0	983.726,0	1.041.392,4
509.687,0	505.201,0	518.082,0	521.187,0	501.214,0	478.056,0	524.220,0	496.493,0	514.193,0	496.613,4	538.393,8
162.217,0	161.105,0	168.463,0	169.415,0	174.369,0	170.634,0	183.076,0	169.867,0	189.183,0	185.688,2	193.826,6
334.815,0	334.563,0	341.880,0	309.593,0	284.582,0	287.340,0	269.593,0	281.905,0	278.811,0	276.520,0	284.093,0
-	-	-	37.602,0	34.914,0	32.842,0	32.592,0	32.497,0	26.408,0	24.904,4	25.079,0
463.307,0	452.527,0	450.128,0	453.167,0	433.242,0	433.242,0	410.057,0	385.538,0	387.926,0	393.902,0	400.287,0
13.100,0	12.864,0	13.225,0	13.276,0	12.783,0	12.538,0	13.022,0	13.053,0	12.030,0	11.713,0	11.969,0
166.195,0	169.538,0	175.137,0	162.328,5	199.686,0	198.971,3	201.235,0	200.629,0	202.581,0	201.369,0	201.523,0
82.613,0	74.752,0	67.177,0	65.150,0	33.251,0	44.500,0	46.160,0	43.260,0	37.500,0	36.900,0	35.683,0
82.613,0	74.752,0	67.177,0	65.150,0	33.251,0	44.500,0	46.160,0	43.260,0	37.500,0	36.900,0	35.683,0
24.477,0	23.300,0	14.169,0	13.700,0	12.587,0	10.009,0	12.450,6	7.945,0	6.596,8	9.881,0	7.970,0
307.833,0	302.672,5	274.065,0	243.734,1	234.320,0	227.578,0	238.452,4	216.859,8	193.879,0	160.064,0	169.754,0
1.747.120,0	1.730.434,0	1.761.440,0	1.758.991,1	1.700.292,8	1.684.487,3	1.699.774,6	1.638.321,0	1.663.847,0	1.642.964,0	1.706.591,4
2.079.430,0	2.056.406,5	2.049.674,0	2.016.425,2	1.947.199,8	1.922.074,3	1.950.677,6	1.863.125,8	1.864.322,8	1.812.909,0	1.884.315,4

Legenda: (*) - Estimativa em janeiro/2025.

Fonte: Conab

ANEXO F - Série Histórica de Área em Formação

CAFÉ TOTAL - BRASIL
SÉRIE HISTÓRICA DE ÁREA EM FORMAÇÃO
SAFRAS 2001 A 2020

Em hectares

UNIDADE DA FEDERAÇÃO / REGIÃO	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
NORTE	75.200,0	29.300,0	20.000,0	10.400,0	7.700,0	4.003,0	9.395,0	9.410,0	6.302,0
RO	73.000,0	26.000,0	18.000,0	9.000,0	6.300,0	2.653,0	7.950,0	7.045,0	6.152,0
AM	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PA	2.200,0	3.300,0	2.000,0	1.400,0	1.400,0	1.350,0	1.445,0	2.365,0	150,0
NORDESTE	17.940,0	10.100,0	2.800,0	2.155,0	2.415,0	2.750,0	3.762,3	5.795,6	7.754,0
BA	17.940,0	10.100,0	2.800,0	2.155,0	2.415,0	2.750,0	3.762,3	5.795,6	7.754,0
Cerrado	-	-	-	-	-	-	-	-	3.214,0
Planalto	-	-	-	-	-	-	-	-	1.652,0
Atlântico	-	-	-	-	-	-	-	-	2.888,0
CENTRO-OESTE	12.600,0	4.300,0	3.200,0	2.500,0	2.500,0	2.750,0	1.438,0	5.301,0	1.438,0
MT	12.600,0	4.300,0	3.200,0	2.500,0	2.500,0	2.750,0	1.438,0	5.301,0	1.438,0
GO	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SUDESTE	264.500,0	232.610,0	167.900,0	182.965,0	199.596,0	153.923,0	168.162,0	161.669,0	193.555,0
MG	164.900,0	142.000,0	116.000,0	144.050,0	156.505,0	117.033,0	131.481,0	122.156,0	149.053,0
Sul e Centro-Oeste	95.600,0	84.700,0	72.000,0	84.050,0	99.248,0	64.327,0	76.329,0	66.538,0	89.141,0
Triângulo, Alto Paranaíba e Noroeste	22.500,0	18.500,0	16.000,0	22.000,0	24.267,0	22.330,0	22.972,0	20.420,0	23.750,0
Zona da Mata, Rio Doce e Central	46.800,0	38.800,0	28.000,0	38.000,0	32.990,0	30.376,0	32.180,0	35.198,0	36.162,0
Norte, Jequitinhonha e Muçuri	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ES	64.330,0	60.500,0	29.900,0	19.455,0	26.698,0	21.790,0	23.186,0	27.147,0	33.892,0
RJ	1.050,0	1.010,0	1.000,0	460,0	500,0	430,0	260,0	260,0	200,0
SP	34.220,0	29.100,0	21.000,0	19.000,0	15.893,0	14.670,0	13.235,0	12.106,0	10.410,0
SUL	67.300,0	9.800,0	10.400,0	5.279,0	6.935,0	5.320,0	8.200,0	8.580,0	12.240,0
PR	67.300,0	9.800,0	10.400,0	5.279,0	6.935,0	5.320,0	8.200,0	8.580,0	12.240,0
OUTROS	1.100,0	960,0	800,0	420,0	500,0	703,0	1.603,0	2.131,0	1.323,0
NORTE/NORDESTE	93.140,0	39.400,0	22.800,0	12.555,0	10.115,0	6.753,0	13.157,3	15.205,6	14.056,0
CENTRO-SUL	344.400,0	246.710,0	181.500,0	190.744,0	209.031,0	161.993,0	177.800,0	175.550,0	207.233,0
BRASIL	438.640,0	287.070,0	205.100,0	203.719,0	219.646,0	169.449,0	192.560,3	192.886,6	222.612,0

Legenda: (*) - Estimativa em janeiro/2025.

Fonte: Conab