

Avaliação da convergência espacial da produtividade do café no Brasil (2003–2023)

Assessment of the spatial convergence of coffee productivity in Brazil (2003–2023)

Anna Karolyna Monteiro Torres

Programa de Pós-graduação (PPGAGRO). Goiânia, Goiás (GO), Brasil

Klaus de Oliveira Abdala

Programa de Pós-graduação (PPGAGRO). Goiânia, Goiás (GO), Brasil

João Felema

Programa de Pós-graduação (PPGAGRO). Goiânia, Goiás (GO), Brasil

GT 07 - Desenvolvimento rural, territorial e regional

Resumo: Este estudo analisou a convergência espacial da produtividade do café nas microrregiões brasileiras no período de 2003 a 2023. A presença de dependência espacial foi diagnosticada por meio do teste I de Moran, justificando a aplicação de modelos econométricos espaciais. Os testes do Multiplicador de Lagrange indicaram efeitos espaciais tanto na variável dependente quanto no termo de erro, apontando o modelo SARMA como o mais adequado. Os resultados evidenciaram a presença de β -convergência da produtividade cafeeira para o período completo e para os subperíodos de 2003–2013 e 2013–2023, evidenciando que microrregiões inicialmente menos produtivas apresentaram taxas de crescimento relativamente mais elevadas. Testes de mudança estrutural revelaram diferenças temporais nesse processo: no primeiro subperíodo, observou-se maior dinamismo das regiões menos produtivas, sugerindo competição espacial e persistência de autocorrelação em choques não observados, reduzida no período seguinte. Os spillovers espaciais mostraram-se relevantes para a compreensão da dinâmica regional da produtividade, mostrando a presença de transbordamentos entre microrregiões. Entretanto, a análise de σ -convergência indicou aumento da dispersão da produtividade ao longo do período, o que sugere que, apesar da convergência nas taxas de crescimento, a dispersão da produtividade entre as microrregiões não diminuiu.

Palavras-chave: Produtividade do café, Autocorrelação espacial, Modelos espaciais, Spillovers espaciais, Heterogeneidade microrregional.

Abstract: This study analyzed the spatial convergence of coffee productivity in Brazilian micro-regions from 2003 to 2023. The presence of spatial dependence was diagnosed using Moran's I test, justifying the application of spatial econometric models. Lagrange multiplier tests indicated spatial effects in both the dependent variable and the error term, pointing to the SARMA model as the most appropriate. The results showed the presence of β -convergence in coffee productivity for the entire period and for the sub-periods 2003–2013 and 2013–2023, showing that micro-regions that were initially less productive had relatively higher growth rates. Structural change tests revealed temporal differences in this process: in the first subperiod, greater dynamism was observed in the less productive regions, suggesting spatial competition and persistence of autocorrelation in unobserved shocks, which was reduced in the following period. Spatial spillovers proved relevant for understanding regional productivity dynamics, showing the presence of spillovers between micro-regions. However, σ -convergence analysis indicated an increase in productivity dispersion over the period, suggesting that, despite convergence in growth rates, productivity dispersion between micro-regions did not decrease.

Keywords: Coffee productivity, Spatial autocorrelation, Spatial models, Spatial spillovers, Microregional heterogeneity.

1. Introdução

O Brasil consolidou-se historicamente como o principal produtor mundial de café, respondendo por aproximadamente um terço da produção global na safra 2023/24, conforme dados da International Coffee Organization (2023), o que reforça sua centralidade no mercado internacional da *commodity*. Ainda assim, a crescente competitividade de países como Vietnã

e Colômbia exige ganhos contínuos de produtividade para que o país mantenha sua liderança e preserve sua participação nas exportações mundiais de café (Cardozo et al., 2019).

Em 2025, a espécie *Coffea arabica* foi cultivada em cerca de 1,48 milhão de hectares no Brasil, correspondendo a aproximadamente 80% da área nacional destinada à cafeicultura, enquanto *Coffea canephora* ocupou cerca de 370 mil hectares (EMBRAPA, 2025). Fatores cíclicos plurianuais, como a bienalidade produtiva característica do cafeeiro arábica, continuam determinando a alternância entre safras altas e baixas, influenciando diretamente a área efetivamente colhida e os volumes anuais de produção. Entretanto, assimetrias estruturais em tecnologia, infraestrutura e aptidão edafoclimática acentuam desigualdades microrregionais de produtividade e inserção competitiva na cafeicultura brasileira (Silva et al., 2023).

Nesse contexto, a difusão de inovações tecnológicas (e.g., variedades clonais, agricultura de precisão e manejo sustentável) configura-se como vetor potencial de convergência produtiva entre microrregiões cafeeiras, elevando a competitividade setorial e promovendo desenvolvimento territorial mais equilibrado. A convergência espacial da produtividade agrícola exerce influência significativa no desenvolvimento regional, uma vez que a implementação de inovações pode transformar economias locais por meio do aumento da produtividade e da criação de novas oportunidades econômicas (Almeida et al., 2008b). A magnitude desse impacto, porém, varia segundo a capacidade absorptiva de cada região para adotar e capitalizar tais tecnologias, considerando heterogeneidades estruturais locais (Felema & Spolador, 2022).

Uma questão ainda não plenamente resolvida no debate empírico refere-se à distribuição espacial desses ganhos. Após a maior inserção das *commodities* brasileiras no mercado internacional, ocorrida no início dos anos 2000, o setor agropecuário experimentou um período de expressiva expansão. Produtos como soja, milho, açúcar, trigo, laranja, algodão, café e carnes (bovina, suína e de frango) contribuíram significativamente para o bom desempenho da pauta de exportações brasileiras (Maranhão & Vieira Filho, 2016). Diante desse contexto, permanece a indagação: os ganhos de produtividade do café permanecem concentrados nos pólos tradicionais ou têm se difundido para áreas periféricas? Evidências preliminares de autocorrelação espacial positiva na produtividade cafeeira indicam a formação de padrões de aglomeração, o que reforça a necessidade de análises que considerem *spillovers* territoriais — isto é, efeitos de transbordamento em que avanços tecnológicos, conhecimentos ou investimentos difundem-se de áreas mais dinâmicas para áreas adjacentes — e a presença de dependência espacial (Cardozo et al., 2019).

Diante da relevância estratégica da cafeicultura e por ser um dos principais itens da pauta agropecuária de exportações brasileiras (Ministério da Agricultura e Pecuária, 2024; Conselho dos Exportadores de Café do Brasil, 2025), torna-se imperativo investigar empiricamente se microrregiões inicialmente menos produtivas convergem para aquelas de maior desempenho, elucidando padrões de concentração, difusão ou segmentação espacial (Cardozo et al., 2019). Este estudo tem como objetivo geral analisar a convergência espacial da produtividade cafeeira nas microrregiões brasileiras no período de 2003–2023. Alinhado a esse objetivo, busca-se: i) caracterizar padrões espaciais de produtividade e clusterização; ii) estimar modelos de convergência com dependência espacial a fim de avaliar a intensidade e a velocidade do processo de convergência da produtividade no período analisado e os efeitos espaciais.

Diferentemente de Cardozo et al. (2019), que estudaram a convergência para o período de 1990–2015 nas microrregiões do Sudeste, a presente pesquisa mostra-se fundamental diante da elevada heterogeneidade estrutural da cafeicultura nacional. Embora o Sudeste concentre historicamente a maior parte da produção e da produtividade, outras regiões do Brasil (e.g., Norte, Nordeste e Centro-Oeste) têm ampliado sua participação, incorporando novas tecnologias, expandindo áreas cultivadas e diversificando sistemas produtivos (CONAB, 2025). Restringir-se ao Sudeste poderia gerar uma visão incompleta do processo de difusão tecnológica e dos potenciais ganhos de eficiência, já que dinâmicas emergentes em regiões periféricas podem alterar o padrão espacial da atividade. Dessa forma, avaliar a convergência em todo o território nacional permite captar assimetrias regionais, verificar a existência de novos pólos de crescimento e compreender se o avanço da produtividade ocorre de maneira concentrada ou difusa, contribuindo para uma formulação mais abrangente de políticas públicas voltadas ao desenvolvimento territorial da cafeicultura.

A análise espacial adotada incorpora dependência entre unidades vizinhas, superando vieses dos modelos convencionais e capturando transbordamentos produtivos (Anselin, 1988). Isso se fundamenta na hipótese de que a distribuição espacial da produtividade não é aleatória, mas marcada por dependência espacial. Nessas situações, a estimação de um modelo empírico por mínimos quadrados ordinários tende a produzir estimadores ineficientes e/ou inconsistentes (Raiher et al., 2016).

2. Revisão da Literatura

2.1 Convergência espacial da produtividade agropecuária e na cafeicultura brasileira

Do ponto de vista teórico, a análise de convergência tem como referência o modelo de crescimento neoclássico proposto por Robert Solow, segundo o qual economias ou regiões com menor nível inicial de renda ou produtividade tendem a apresentar taxas de crescimento relativamente mais elevadas, aproximando-se gradualmente de um estado estacionário de longo prazo. Esse resultado decorre principalmente da hipótese de retornos marginais decrescentes do capital, que favorecem maior crescimento relativo nas regiões menos dotadas de capital. Adaptando esse arcabouço à análise da produtividade agrícola, a convergência pode ser interpretada como a tendência de regiões inicialmente menos produtivas reduzirem a diferença em relação às regiões mais avançadas ao longo do tempo, desde que compartilhem condições estruturais semelhantes no longo prazo (Solow, 1956).

Nesse contexto, fatores territoriais como infraestrutura, capital humano, instituições, extensão rural, crédito e políticas setoriais podem deslocar o nível do estado estacionário e alterar a velocidade de convergência (Mankiw et al., 1992; Barro & Sala-i-Martin, 1992, 2004). A incorporação explícita da dimensão espacial a esse arcabouço, por meio de modelos de defasagem e erro espacial, ou de especificações mais gerais, permite captar *spillovers* de produtividade, efeitos de vizinhança e mecanismos de competição ou complementaridade entre regiões (Elhorst, 2014).

Desse modo, observa-se que a análise de convergência passa a trazer contribuições decisivas para consolidar a abordagem espacial, com o marco seminal de Rey e Montouri (1999), que introduzem a integração entre convergência econômica e autocorrelação espacial. Dall’Erba (2003) e Dall’Erba e Le Gallo (2008) deram contribuições relevantes, expandindo a agenda ao aplicar métodos espaciais à convergência regional na Europa.

A literatura sobre convergência da produtividade total dos fatores na agricultura reforça essa perspectiva teórica, ao demonstrar que o processo de aproximação entre regiões não é homogêneo e depende de condições estruturais específicas. Estudos comparativos indicam que diferenças em dotação de fatores, qualidade institucional, infraestrutura e capacidade de absorção tecnológica determinam tanto a velocidade quanto a ocorrência da convergência (Lusigi & Thirtle, 1998; Suhariyanto & Thirtle, 2001). Para o Brasil, essas evidências são particularmente importantes, pois sugerem que políticas voltadas à difusão tecnológica, ao fortalecimento institucional e à melhoria da infraestrutura desempenham um papel central na redução de barreiras ao crescimento regional (Lopes, 2004).

No contexto brasileiro, estudos recentes sobre a agropecuária confirmam a persistência da convergência espacial com heterogeneidades regionais. Felema e Spolador (2022) analisaram dependência espacial nacional (1995–2017), identificando *spillovers* de produtividade total dos fatores via infraestrutura e crédito, enquanto Raiher et al. (2016) e Hybner (2020) evidenciaram que investimentos em P&D aceleram a convergência da produtividade total dos fatores agropecuária.

Entre os trabalhos seminais para o Brasil, Magalhães et al. (2000) introduzem dependência espacial na convergência de renda; Almeida et al. (2008b) analisam produtividade agrícola nas microrregiões (1991–2003); e Lopes (2004) avalia a convergência da produtividade da terra entre estados, sem premissas espaciais, motivado por mudanças estruturais e difusão tecnológica.

Nesse sentido, a literatura específica sobre o café oferece a base empírica inicial deste trabalho, ao evidenciar tanto a presença de dependência espacial quanto indícios de convergência em determinados recortes regionais e temporais (Teixeira & Bertella, 2015; Cardozo et al., 2019). Por outro lado, a concentração em regiões e períodos específicos indica a necessidade de investigações com maior abrangência temporal e espacial, como propõe a análise da convergência da produtividade da cafeicultura em todo território nacional.

3. Metodologia

3.1 Dados

Os dados secundários foram obtidos a partir da Produção Agrícola Municipal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por meio do Sistema IBGE de Recuperação Automática. Foram utilizadas séries históricas agregadas de produtividade total do café por hectare, incluindo as variedades arábica e conilon, para o período de 2003 a 2023. O emprego da produtividade média por hectare como variável central de análise se justifica por representar uma medida de intensidade, conforme recomendado por Anselin e Rey (2014), obtida pela razão entre a produção total e a área cultivada. Indicadores dessa natureza são amplamente utilizados em análises espaciais por permitirem a padronização das unidades territoriais, reduzindo efeitos associados ao tamanho das regiões e possibilitando comparações mais adequadas de eficiência produtiva entre localidades. Além disso, variáveis normalizadas favorecem a identificação de padrões espaciais e a estimação de modelos econométricos espaciais mais robustos (Almeida et al., 2008b).

3.2 Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) foi realizada com o objetivo de identificar padrões de distribuição espacial da produtividade do café e verificar a presença de dependência espacial entre as unidades territoriais analisadas. Para tanto, utilizou-se a malha das microrregiões brasileiras de 2022, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O recorte temporal contemplou os anos de 2003, 2013 e 2023, selecionados de forma a representar diferentes momentos da dinâmica produtiva da cafeicultura brasileira ao longo de duas décadas. Essa estratégia permite avaliar possíveis mudanças estruturais na distribuição espacial da produtividade e identificar a persistência ou alteração de padrões espaciais ao longo do tempo. As análises foram realizadas com os softwares GeoDa (Anselin, 2025) e R (R Core Team, 2024).

Utilizou-se uma matriz de pesos espaciais do tipo Queen, que define a vizinhança com base no compartilhamento de fronteiras ou vértices entre unidades espaciais. Esse critério amplia a conectividade entre regiões adjacentes, reduzindo a ocorrência de unidades isoladas e proporcionando maior robustez à análise da dependência espacial (Anselin, 1988; Almeida, 2012).

A autocorrelação espacial global foi mensurada por meio do índice I de Moran, apresentado na Equação 1, o qual avalia se valores semelhantes da variável de interesse tendem a se agrupar no espaço.

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

onde n é o número total de microrregiões; S_0 é a soma de todos os pesos da matriz espacial W ; z representa os valores padronizados da variável de interesse; e W a matriz de pesos espaciais. Valores do índice acima do esperado indicam autocorrelação espacial positiva, ou seja, concentração dos valores em regiões próximas.

3.3 Análise e velocidade de convergência

Para analisar o processo de convergência da produtividade cafeeira entre as microrregiões brasileiras, foi estimado um modelo de β -convergência absoluta, derivado do modelo neoclássico de crescimento proposto por Robert Solow (1956) e posteriormente operacionalizado empiricamente por Barro e Sala-i-Martin (1992).

O modelo é representado pela seguinte especificação econométrica:

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

onde $\ln(Pme_{i,t}/Pme_{i,t-n})$ é o logaritmo natural da razão entre a produtividade média do café no período final t e no período inicial $(t - n)$; α é o intercepto; β é o coeficiente de convergência que, se negativo, indica convergência; e ε_i é o termo de erro. A presença de β negativo e estatisticamente significativo indica evidência de β -convergência absoluta, sugerindo que regiões com menor nível inicial de produtividade tendem a apresentar taxas de crescimento mais elevadas ao longo do período analisado.

A verificação da dispersão da produtividade do café ao longo do período 2003 – 2023 foi testada pela σ -convergência. A β -convergência refere-se à relação negativa entre o nível inicial de renda ou produtividade e sua taxa de crescimento subsequente, indicando que regiões inicialmente menos produtivas tendem a crescer mais rapidamente. Já a σ -convergência refere-se à redução da dispersão da produtividade entre as regiões ao longo do tempo. Embora relacionados, esses conceitos não são equivalentes: a existência de β -convergência não garante necessariamente a ocorrência de σ -convergência, uma vez que choques regionais, heterogeneidade estrutural ou dinâmicas espaciais podem manter ou até ampliar a dispersão entre as regiões (Quah, 1996).

Para definir a especificação mais adequada do modelo de β -convergência considerando dependência espacial, adotou-se o procedimento sequencial proposto por Almeida et al. (2008), com base em Florax, Folmer e Rey (2003). Inicialmente, estimou-se o modelo clássico por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Em seguida, testou-se a presença de autocorrelação espacial nos resíduos por meio dos testes Multiplicador de Lagrange para defasagem espacial (LM-lag) e para erro espacial (LM-error). Caso os testes não apresentem significância estatística, o modelo estimado por MQO é considerado adequado. Quando há evidências de dependência espacial, utilizam-se as versões robustas dos testes (Robust LM-lag e Robust LM-error) para determinar a especificação espacial mais apropriada. Se o Robust LM-lag for mais significativo, estima-se o modelo de defasagem espacial (SAR); caso contrário, adota-se o modelo de erro espacial (SEM).

A presença de dependência espacial pode ocorrer tanto pela interação direta entre as variáveis observadas quanto pela autocorrelação entre termos de erro decorrente de fatores omitidos ou não observados no modelo, conforme discutido por Elhorst (2014). Nesse contexto, os modelos espaciais mais testados são o modelo autorregressivo espacial (SAR), que incorpora

a defasagem espacial da variável dependente, e o modelo de erro espacial (SEM), que captura dependência espacial nos resíduos.

O modelo SAR pode ser representado da seguinte forma:

$$\ln \ln \left(\frac{Pme_t}{Pme_{t-n}} \right) = \alpha + \beta \ln \ln (Pme_{t-n}) + \delta W \ln \ln \left(\frac{Pme_t}{Pme_{t-n}} \right) + \varepsilon_i \quad (3)$$

onde W representa a matriz de pesos espaciais e δ é o coeficiente de defasagem espacial, que capta a influência das regiões vizinhas sobre o crescimento da produtividade.

Alternativamente, quando a dependência espacial ocorre no termo de erro, utiliza-se o modelo SEM:

$$\ln \ln \left(\frac{Pme_t}{Pme_{t-n}} \right) = \alpha + \beta \ln \ln (Pme_{t-n}) + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$\varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u_i$$

em que λ representa o coeficiente de autocorrelação espacial dos resíduos.

Em situações nas quais tanto a defasagem espacial da variável dependente quanto a autocorrelação espacial nos resíduos se mostram estatisticamente significativas, pode-se considerar a especificação do modelo autorregressivo espacial com erro autorregressivo (SARMA). Esse modelo incorpora simultaneamente os efeitos de interação espacial entre as unidades analisadas e a dependência espacial nos termos de erro. Assim, o modelo SARMA combina as estruturas dos modelos SAR e SEM, permitindo capturar de forma mais abrangente diferentes fontes de dependência espacial (Alhorst, 2014).

A velocidade da convergência foi estimada com base no modelo de crescimento de Barro e Sala-i-Martin (2004), conforme Equação 5:

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

onde ψ é a velocidade de convergência, β o coeficiente estimado da regressão de convergência e T intervalo de tempo entre os períodos analisados. Quando $\psi > 0$ há um indicativo de convergência e seu valor representa a taxa anual de aproximação ao estado estacionário.

4. Resultados e discussão

A produtividade média do café apresentou crescimento no Brasil ao longo das últimas duas décadas, embora com desaceleração no período mais recente. Conforme apresentado na Tabela 1, a produtividade média nacional passou de 829 kg/ha em 2003 para 1421 kg/ha em 2013, o que representa um crescimento acumulado de 71,4% no período, equivalente a uma taxa média anual de 5,53%. Entre 2013 e 2023, a produtividade continuou aumentando,

alcançando 1773 kg/ha, porém em ritmo menor: crescimento acumulado de 24,7% e taxa média anual de 2,23%.

Tabela 1. Produtividade média da produção de café (kg/ha) no Brasil e grandes regiões nos anos de 2003, 2013 e 2023.

Regiões e Brasil	2003	2013	2023
Brasil	829	1421	1773
Norte	750	798	3597
Nordeste	841	936	1869
Sudeste	828	1508	1704
Sul	928	1546	1575
Centro-Oeste	909	1026	1465

Fonte: IBGE (2023a).

Regionalmente, observa-se elevada heterogeneidade no crescimento da produtividade cafeeira entre as regiões brasileiras. Esses resultados sugerem uma mudança recente na dinâmica espacial da produtividade cafeeira no Brasil, com maior expansão relativa em regiões historicamente menos produtivas, o que pode indicar um processo de redução das disparidades regionais. A figura 1 apresenta a evolução espacial da produtividade média do café nas microrregiões brasileiras nos anos de 2003, 2013 e 2023.

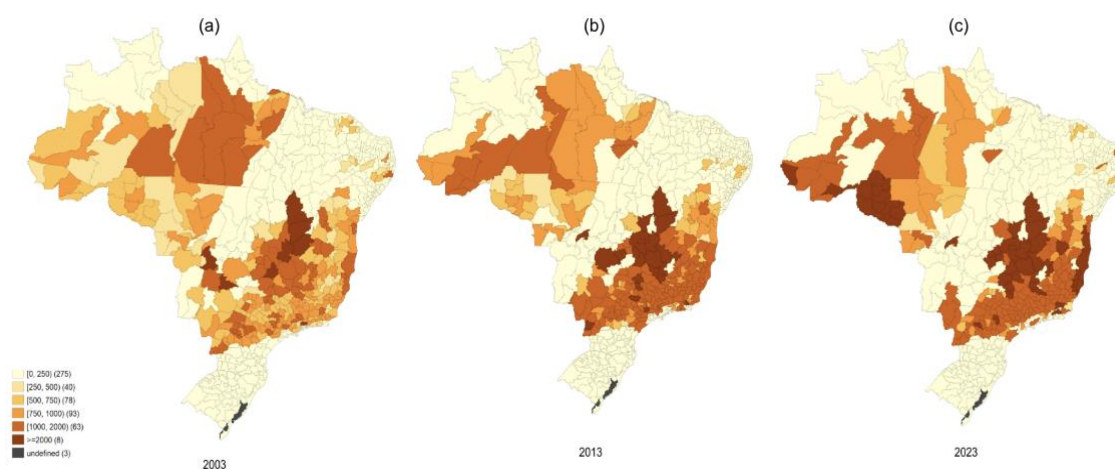


Figura 1. Mapeamento da produtividade média do café por microrregião brasileira, em 2003, 2013 e 2023 (kg/ha); (a) 2003; (b) 2013; (c) 2023.

Fonte: Elaboração própria com o software GeoDa (2025).

Observa-se predominância de microrregiões situadas nas faixas mais baixas de produtividade, concentradas principalmente nas regiões Nordeste, extremo Sul e em partes do Centro-Oeste. Por outro lado, os maiores níveis de produtividade encontram-se concentrados nos pólos tradicionais de produção do Sudeste e Sul, particularmente nos estados de Minas Gerais, São Paulo e Paraná. Nota-se também que parte da região Norte a presença de microrregiões em extratos intermediários de produtividade.

A análise comparativa da figura 1 evidencia o aumento da produtividade média do café no Brasil, acompanhado pela consolidação espacial de polos altamente produtivos e pela persistência de extensas áreas com baixos rendimentos. Esses resultados indicam que a dinâmica da cafeicultura brasileira permanece marcada por forte heterogeneidade espacial, associada a fatores tecnológicos, estruturais e ambientais, o que pode limitar a ocorrência de um processo de convergência plena da produtividade entre as microrregiões do país. Diante desse padrão espacial heterogêneo, torna-se relevante investigar se a dinâmica observada está associada a um processo de convergência da produtividade entre as microrregiões cafeeiras brasileiras.

4.1 Autocorrelação espacial da produtividade

Para identificar os padrões espaciais na distribuição da produtividade do café entre as microrregiões brasileiras, foi empregada a estatística Índice de Moran global (I de Moran) no âmbito da análise exploratória de dados espaciais (AEDE). A análise do diagrama de dispersão do Índice de Moran indica a presença de autocorrelação espacial positiva na produtividade do café entre as microrregiões brasileiras. Em 2003, o índice apresentou valor de 0,548, evidenciando a formação de clusters espaciais de alta produtividade e de baixa produtividade. Em 2013, observa-se aumento da autocorrelação espacial ($I = 0,611$), sugerindo maior consolidação desses agrupamentos regionais. Já em 2023, o índice alcança 0,637, indicando intensificação da dependência espacial e reforçando a presença de polos produtivos e áreas de menor desempenho distribuídas de forma espacialmente concentrada (Anselin, 1995).

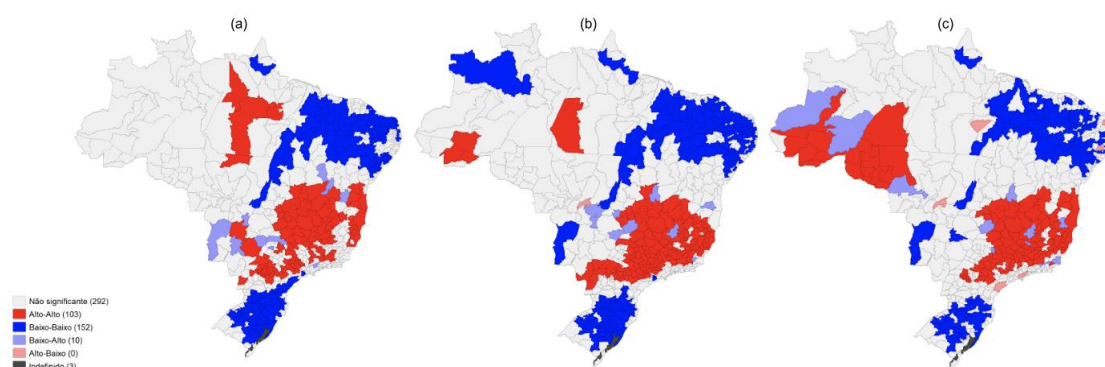


Figura 2. Análise de autocorrelação espacial da produtividade média do café com diagrama de dispersão do I de Moran (kg/ha); (a) 2003; (b) 2013; (c) 2023.

Fonte: Elaboração própria com o software GeoDa (2025).

A análise da convergência da produtividade do café foi iniciada pela verificação da presença de dependência espacial entre as microrregiões brasileiras. O cálculo do Índice de Moran global indicou autocorrelação espacial significativa nos anos de 2003, 2013 e 2023,

sugerindo que microrregiões com níveis semelhantes de produtividade tendem a se concentrar geograficamente. Esse resultado justifica a incorporação de efeitos espaciais na modelagem econométrica da convergência (Almeida, 2012).

Com base nesse diagnóstico inicial, foram estimados modelos de convergência utilizando inicialmente o estimador OLS, procedimento adotado por Almeida et al. (2008) e Florax et al. (2003) e, posteriormente, especificações de econometria espacial, incluindo os modelos SAR, SEM e SARMA. Os testes de Multiplicadores de Lagrange¹ (LM), tabela 2, indicaram a presença simultânea de dependência espacial na variável dependente e nos termos de erro, evidenciada pelos valores significativos dos testes LM-lag e LM-error, bem como de suas versões robustas. Esses resultados sugerem que a especificação mais adequada é o modelo SARMA, que permite capturar simultaneamente os efeitos de defasagem espacial e a autocorrelação espacial dos erros.

Tabela 2. Resultados da estimação dos parâmetros utilizando modelos espaciais para análise da convergência da produtividade do café no 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-likelihood	-1220,46	-1213,63	-1203,76	-1166,24
LM	-	17,7524***	32,3642***	-
LM-robust	-	73,9026***	88,5144***	106,2668***
LR Test	-	13,819***	33,558***	108,61***
Moran I statistic		0,0308 (0,2062)	-0,0297 (0,2786)	0,0016 (0,894)

Fonte: Elaboração própria.

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

Os resultados estimados indicam coeficiente² β negativo e estatisticamente significativo em todos os modelos, evidenciando a existência de β -convergência da produtividade do café

¹ A regra usual de Anselin (1988) para decidir o modelo adequado é a aplicação do Teste LM simples (RSerr e RSlag). Se apenas um deles é significativo, escolha aquele tipo de modelo. Se ambos forem significativos, olhe os LM robustos (adjRSerr e adjRSlag). Se apenas um robusto for significativo, escolha aquele modelo. Se ambos robustos forem significativos, pode haver evidência para um modelo combinado (SARMA)

² Conforme observado em Elhorst (2014) e LeSage & Pace (2009), a interpretação direta do parâmetro β -convergência não é válida, pois não é um efeito marginal, mas apenas um parâmetro estrutural do processo espacial. A interpretação deve ser feita por meio dos impactos espaciais (spillovers).

entre as microrregiões brasileiras. Em termos econômicos, esse resultado sugere que microrregiões inicialmente menos produtivas apresentaram taxas de crescimento relativamente maiores ao longo do período analisado, reduzindo parcialmente as disparidades regionais de produtividade (Raither et al, 2016).

No modelo SARMA, que apresentou o melhor ajuste estatístico segundo critério de informações AIC e BIC, também corroborado pela log-verossimilhança e estatística LR. Observa-se a presença simultânea de dependência espacial na variável dependente ($\rho = -0,869$) e nos termos de erro ($\lambda = 0,831$), ambos estatisticamente significativos³. Esses resultados indicam que a dinâmica da produtividade cafeeira apresenta forte componente espacial, refletindo tanto processos de interação produtiva entre microrregiões vizinhas quanto a influência de fatores espaciais não observados que afetam conjuntamente áreas geograficamente próximas. Por fim, a estatística de Moran aplicada aos resíduos dos modelos espaciais não se mostra estatisticamente significativa, sugerindo que a dependência espacial presente nos dados foi adequadamente capturada pela especificação do modelo (Almeida, 2012).

A Figura 3 apresenta a evolução temporal dos coeficientes β de convergência estimados para a produtividade do café entre microrregiões brasileiras no período de 2002 a 2022, a partir do modelo SARMA para intervalos anuais consecutivos. Observa-se, entretanto, variação significativa na magnitude dos coeficientes ao longo do tempo, sugerindo que a intensidade do processo de convergência não foi constante durante o período analisado. Essa oscilação temporal sugere que o processo de convergência da produtividade cafeeira no Brasil é dinâmico e sujeito a flutuações conjunturais, possivelmente associadas a fatores climáticos, tecnológicos e institucionais que afetam de maneira diferenciada as regiões produtoras. Ainda assim, a predominância de coeficientes negativos ao longo de todo o período reforça a evidência de um processo persistente de convergência regional, embora caracterizado por ritmos distintos ao longo do tempo.

³ O sinal negativo para ρ (dependência espacial negativa na variável dependente) podem sugerir que o crescimento da produtividade em uma microrregião podem estar associados a menores níveis de crescimento nas microrregiões vizinhas, decorrentes realocação de fatores produtivos, processos de especialização regional ou mesmo efeitos competitivos entre regiões produtoras. O coeficiente λ positivo e significativo indica autocorrelação espacial positiva nos termos de erro e isso significa que fatores (condições climáticas semelhantes, características edafoclimáticas, infraestrutura regional, difusão tecnológica, políticas públicas regionais) não observados que afetam a produtividade em uma microrregião tendem a estar correlacionados espacialmente com os fatores que afetam as microrregiões vizinhas (LeSage & Pace, 2009).

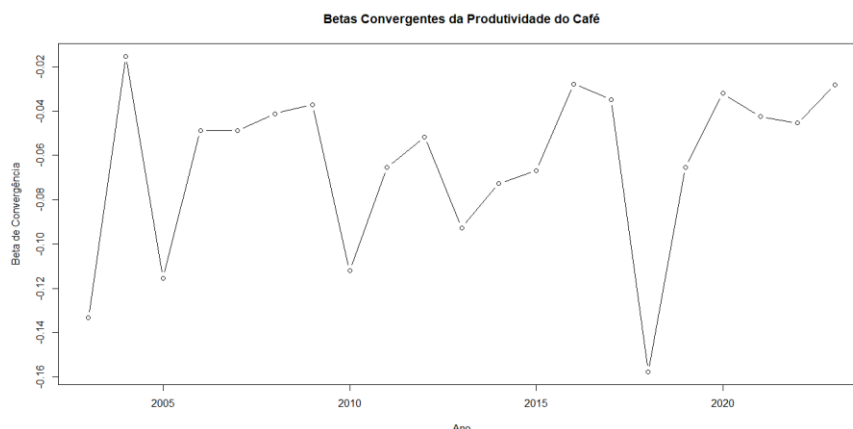


Figura 3. Evolução temporal dos coeficientes β de convergência da produtividade do café estimados por modelo espacial SARMA (2002–2022)

Fonte: Elaboração própria com o software R (2025).

Embora os resultados apresentados na tabela 2 indiquem coeficientes estatisticamente significativos para o parâmetro de convergência, a interpretação direta desses coeficientes não é apropriada em modelos de econometria espacial que incorporam defasagem espacial da variável dependente. Nesses modelos, alterações em uma determinada microrregião podem gerar efeitos que se propagam para regiões vizinhas por meio da estrutura de interdependência espacial, retornando posteriormente à própria região de origem (LeSage & Pace, 2009). Dessa forma, os coeficientes estimados não representam diretamente os efeitos marginais sobre a variável dependente. Para capturar adequadamente essas interações, torna-se necessário decompor os impactos do modelo em efeitos diretos, indiretos (spillovers espaciais) e totais, os quais permitem identificar separadamente os efeitos locais e aqueles transmitidos entre microrregiões por meio das relações espaciais (Elhorst, 2014).

A decomposição dos impactos apresentada na Tabela 3 fornece evidências importantes sobre os mecanismos espaciais associados ao processo de convergência. O efeito direto negativo e estatisticamente significativo em todos os períodos indica que microrregiões com maior produtividade inicial tendem a apresentar taxas de crescimento menores no período subsequente. Esse resultado constitui evidência de convergência produtiva, sugerindo que regiões inicialmente menos produtivas têm crescido relativamente mais rápido, reduzindo gradualmente as disparidades espaciais de produtividade (Jeleskovic e Loeber, 2023; Fingleton e López-Bazo, 2006).

Tabela 3. Resultados do modelo SARMA e decomposição dos impactos espaciais na convergência da produtividade do café por subperíodos.

Parâmetros	Subperíodos		
	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)
Direto	-0,01832***	-0,4068***	-0,2186***
Indireto	0,0098*	0,2151***	0,0794***
Total	-0,0085***	-0,1961***	-0,1392***

Fonte: Elaboração própria.

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

O efeito indireto positivo evidencia a presença de spillovers espaciais no processo de crescimento da produtividade do café. Esse resultado indica que o aumento da produtividade em determinadas microrregiões gera efeitos positivos sobre o crescimento da produtividade em microrregiões vizinhas, possivelmente por meio da difusão de tecnologias produtivas, compartilhamento de conhecimento técnico, encadeamentos produtivos ou condições agroclimáticas semelhantes (Cardozo et al., 2019). Assim, o desempenho produtivo de uma região não depende apenas de suas condições internas, mas também do dinamismo produtivo do seu entorno espacial (Almeida et al, 2008).

O efeito total, resultante da combinação dos impactos direto e indireto, permanece negativo e significativo em todos os períodos analisados, reforçando a evidência de convergência da produtividade da cafeicultura no Brasil. Contudo, a magnitude desses efeitos diminui no subperíodo mais recente (2013–2023), sugerindo uma redução na intensidade do processo de convergência ao longo do tempo. Esse resultado pode indicar que parte das disparidades regionais já foi reduzida nos períodos anteriores ou que fatores estruturais passaram a limitar a velocidade de difusão da produtividade entre as microrregiões.

A Figura 4 apresenta a evolução temporal dos impactos espaciais da produtividade inicial do café sobre o crescimento anualizado da produtividade, considerando 2003 como período base.

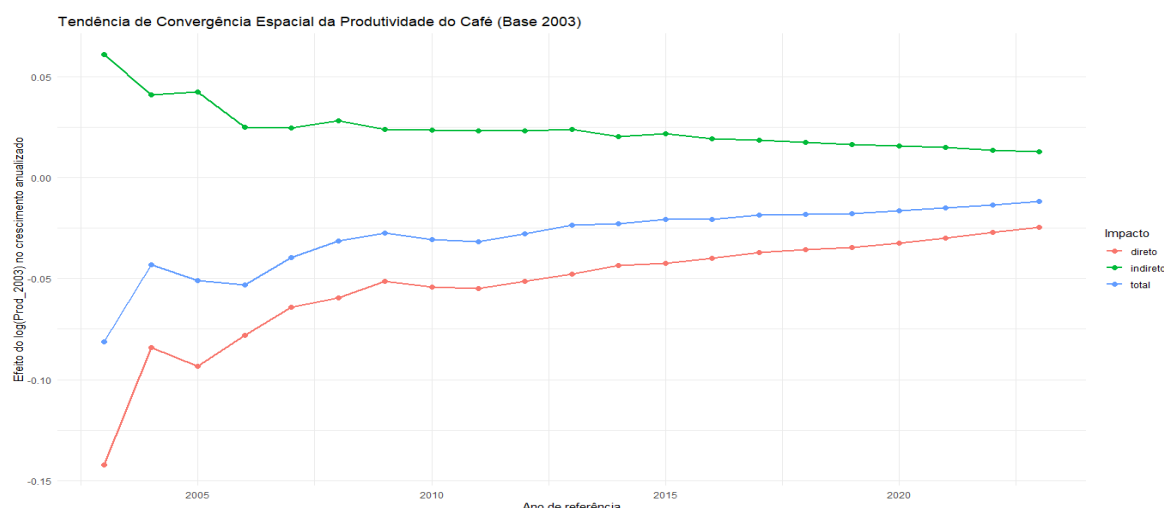


Figura 4. Tendência temporal dos efeitos direto, indireto e total na convergência espacial da produtividade do café (base 2003).

Fonte: Elaboração própria com o software R (2025).

Observa-se que o efeito direto permanece negativo ao longo de todo o período analisado, evidenciando a presença de β -convergência, na qual microrregiões com maior produtividade inicial apresentam menores taxas de crescimento subsequente. Por sua vez, o efeito indireto assume valores positivos, indicando a presença de spillovers espaciais, de modo que ganhos de produtividade em determinadas microrregiões tendem a se difundir para regiões vizinhas. O efeito total permanece negativo, confirmando a existência de convergência no sistema espacial. Adicionalmente, verifica-se redução gradual na magnitude desses efeitos ao longo do tempo, sugerindo que o processo de convergência foi mais intenso nos anos iniciais do período analisado, aproximando-se progressivamente de um estado de equilíbrio produtivo entre as microrregiões brasileiras.

Seguindo o conceito clássico de Barro & Sala-i-Martin (2004) é possível calcular⁴ a velocidade de convergência e o half-life, derivados do coeficiente beta. No período de 2003-2023 velocidade estimada de 2,67% ao ano indica um processo de convergência relativamente gradual entre as microrregiões cafeeiras brasileiras. O half-life de aproximadamente 26 anos sugere que seria necessário mais de duas décadas para reduzir pela metade as disparidades iniciais de produtividade. No primeiro sub período (2003-2013) observa-se convergência mais rápida, com velocidade de 4,45% ao ano e half-life de aproximadamente 16 anos. No segundo

⁴ A velocidade de convergência foi calculada a partir do coeficiente estimado do modelo de β -convergência, conforme $\lambda = -1/T \ln(1 + \beta)$, onde T representa o intervalo temporal analisado. A partir dessa medida, estimou-se também o half-life do processo de convergência, definido como o tempo necessário para que metade das disparidades iniciais seja eliminada, dado por $t_{1/2} = \ln(2)/\lambda$.

sub período (2013-2023) a velocidade de convergência diminui para 2,35% ao ano, com half-life próximo de 30 anos, indicando desaceleração do processo de convergência regional. Esses resultados são consistentes com os efeitos espaciais estimados apresentados na figura 5, onde observa-se uma maior intensidade no sub período de 2003-2013.

O β -convergência avalia o crescimento de regiões menos produtivas no período. Por outro lado, existe o interesse em avaliar a evolução da dispersão da produtividade entre as regiões ao longo do tempo. O σ -convergência observa diretamente se as desigualdades regionais estão diminuindo ou aumentando. No caso da figura 5 apresentada, observa-se uma tendência geral de aumento do desvio-padrão do logaritmo da produtividade entre 2003 e 2023, ainda que com pequenas oscilações ao longo do período. Esse comportamento indica ausência de σ -convergência e sugere que as diferenças de produtividade entre as microrregiões brasileiras tendem a se ampliar moderadamente ao longo do tempo.

Esse resultado pode ser interpretado como reflexo da heterogeneidade estrutural da cafeicultura brasileira, marcada pela coexistência de polos altamente tecnificados e regiões com menor intensidade tecnológica. Além disso, a expansão recente de novas fronteiras produtivas, especialmente em áreas do Norte e do Centro-Oeste, pode ter contribuído para ampliar temporariamente a dispersão da produtividade regional.

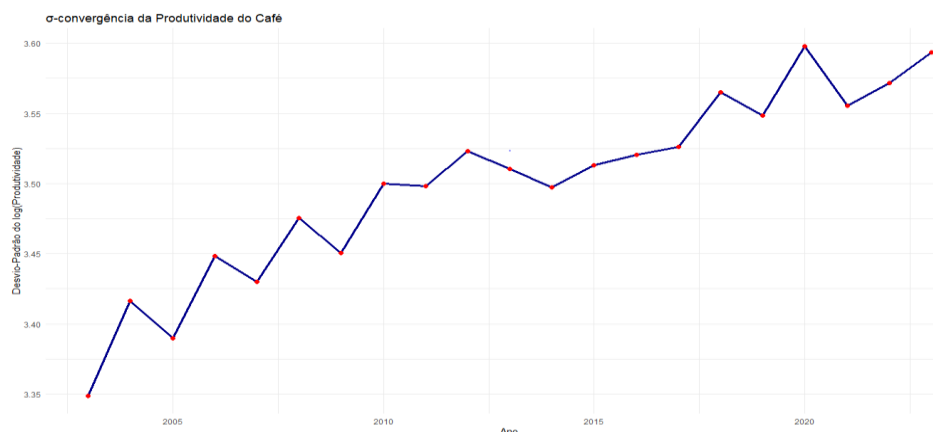


Figura 5. Evolução da σ -convergência da produtividade do café no Brasil (2003–2023).

Fonte: Elaboração própria com o software R (2025).

Um ponto importante na literatura é que a ausência⁵ de σ -convergência não invalida a existência de β -convergência. Como discutido por Barro e Sala-i-Martin (2004), a β -

⁵ A coexistência de β -convergência e ausência de σ -convergência não constitui resultado contraditório na literatura de crescimento econômico. Conforme demonstrado por Danny Quah (1993), a existência de β -convergência representa condição necessária, mas não suficiente, para a redução da dispersão da renda ou produtividade. Assim, regiões inicialmente menos produtivas podem apresentar taxas de crescimento mais elevadas, enquanto choques estruturais, mudanças tecnológicas ou expansão de novas fronteiras produtivas ampliam temporariamente a dispersão agregada (Barro & Sala-i-Martin).

convergência constitui uma condição necessária, mas não suficiente, para a redução efetiva da dispersão regional. Assim, é possível observar regiões inicialmente menos produtivas crescendo mais rapidamente, ao mesmo tempo em que choques estruturais ou mudanças tecnológicas ampliam a dispersão agregada da produtividade.

Em síntese, a análise de σ -convergência sugere que, embora existam evidências de ajuste produtivo entre regiões, as disparidades espaciais da produtividade do café no Brasil permanecem relevantes e, em alguns momentos, até se intensificam, refletindo a dinâmica heterogênea da atividade cafeeira no território nacional. Os resultados apresentados ajudaram a entender essa dinâmica ao constatar que, novas regiões altamente produtivas surgem (Rondônia), polos tradicionais permanecem fortes (São Paulo e Minas Gerais) e regiões de baixa produtividade persistem.

5. Considerações finais

Este estudo teve como objetivo analisar a convergência espacial da produtividade do café nas microrregiões brasileiras no período de 2003 a 2023, considerando a presença de interações espaciais entre as regiões produtoras. A análise evidenciou a existência de dependência espacial na produtividade cafeeira, o que justificou a aplicação de modelos de econometria espacial para a investigação do processo de convergência.

Os resultados indicaram evidências de β -convergência da produtividade do café tanto para o período completo quanto para os subperíodos analisados, sugerindo que microrregiões inicialmente menos produtivas apresentaram taxas de crescimento relativamente mais elevadas. Entretanto, a dinâmica desse processo apresentou diferenças ao longo do tempo. No primeiro subperíodo, observou-se maior dinamismo das regiões menos produtivas, indicando um processo mais intenso de aproximação nas taxas de crescimento da produtividade. Já no segundo subperíodo, embora a convergência ainda esteja presente, sua intensidade mostrou-se menor, sugerindo mudanças na dinâmica regional da cafeicultura. Além disso, os resultados dos modelos espaciais revelaram a presença de spillovers espaciais, mostrando que o desempenho produtivo de uma microrregião é influenciado pela dinâmica observada nas regiões vizinhas, o que evidencia a importância das interações territoriais na evolução da cafeicultura brasileira.

Entretanto, a análise da σ -convergência revelou aumento da dispersão da produtividade ao longo do período analisado, indicando que, apesar da convergência nas taxas de crescimento, as diferenças absolutas de produtividade entre as microrregiões não foram reduzidas. Esse

resultado sugere que fatores estruturais, tecnológicos e institucionais podem continuar condicionando a persistência de desigualdades regionais na cafeicultura brasileira.

Em termos gerais, os resultados destacam a relevância de considerar a dimensão espacial na análise da produtividade agrícola e no desenho de políticas voltadas ao desenvolvimento regional da cafeicultura. Políticas de difusão tecnológica, fortalecimento da assistência técnica e estímulo à cooperação entre regiões produtoras podem contribuir para reduzir as disparidades produtivas observadas. Além disso, a mudança na dinâmica da convergência observada no subperíodo de 2013–2023 sugere a necessidade de investigações adicionais que permitam compreender os fatores associados a essa inflexão na trajetória do processo de convergência. Nesse sentido, pesquisas futuras podem aprofundar a análise incorporando variáveis explicativas relacionadas a aspectos tecnológicos, institucionais e climáticos, bem como explorar diferentes escalas espaciais de análise, de modo a verificar se a tendência observada nesse período se confirma e quais mecanismos econômicos e territoriais podem estar associados a essa mudança.

Referências

- Almeida, E. (2012). *Econometria espacial aplicada*. Alínea.
- Almeida, E. S. de, Perobelli, F. S., & Ferreira, P. G. C. (2008b). Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 46(1), 31-52. <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100002>
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- Anselin, Luc; REY, Sergio J. Modern spatial econometrics in practice: A guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL, 2014.
- Anselin, L., & Geo Data Center. (2025). *GeoDa: Spatial data analysis software* (Version 1.20) [Software]. Center for Spatial Data Science, University of Chicago. <https://geodacenter.github.io/>
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2a ed.). MIT Press.
- Cardozo, D. P., Schaab, L. L., & Parré, J. L. (2019). Análise espacial da produtividade do café na região Sudeste do Brasil: 1990-2015. *Revista Economia e Ensaio*, 1, 176-198. <https://doi.org/10.14393/REE-v34n1a2019-40853>
- CONAB. (2025). *Acompanhamento da safra brasileira de café* (Vol. 12, No. 4, 4a ed.). Conab. <https://www.gov.br/conab/pt-br/atuacao/informacoes-agropecuarias/safras/safra-de-cafe/4o-levantamento-de-cafe-safra-2025>
- Conselho dos Exportadores de Café do Brasil. (2025). *Relatório de exportações dos Cafés do Brasil: Outubro 2025*. Cecafé. <https://www.cecafe.com.br/publicacoes/relatorio-de->

exportacoes/

Dall'Erba, S. (2003). Distribution of regional income and regional funds in Europe 1989–1999: An exploratory spatial data analysis. *Annals of Regional Science*, 37(3), 269-289. <https://doi.org/10.1007/s00168-003-0153-8>

Dall'Erba, S., & Le Gallo, J. (2008). Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989–1999: A spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science*, 87(2), 219-244. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2007.00184.x>

Elhorst, 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.

EMBRAPA. (2025). *Produção da espécie de Coffea arabica ocupa área de 1,48 milhões de hectares e de Coffea canephora 369,65 mil hectares no ano-cafeeiro 2025*. Embrapa Café. <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/100067590/artigo---producao-da-especie-de-coffee-arabica-ocupa-area-de-148-milhoes-de-hectares-e-de-coffee-canephora-36965-mil-hectares-no-ano-cafeeiro-2025>

Felema, J., & Spolador, H. F. S. (2022). Dependência espacial na agropecuária brasileira e seus efeitos sobre a produção e a produtividade da terra e do trabalho. *Nova Economia*, 32(3), 743-774. <https://doi.org/10.1590/0103-6351/7145>

Florax, R. J. G. M., et al. (2003). 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).

Hybner, B. R. (2020). Convergência da produtividade total dos fatores da agropecuária do Sul do Brasil: Uma análise espacial. *Revista de Política Agrícola*, 29(4), 45-62. <https://rpa.sede.embrapa.br/RPA/article/view/1509>

IBGE. (2023a). *Produção agrícola municipal: Culturas temporárias e permanentes*. IBGE. <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam>

International Coffee Organization. (2023). *Coffee report and outlook: December 2023*. ICO. https://icocoffee.org/documents/cy2023-24/Coffee_Report_and_Outlook_December_2023_ICO.pdf

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

Lusigi, A., & Thirtle, C. (1998). Convergence of per capita incomes and agricultural productivity in Africa. *Journal of International Development*, 10(1), 105-124. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1328\(199801\)10:1<105::AID-JID503>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1328(199801)10:1<105::AID-JID503>3.0.CO;2-T)

Magalhães, A. S., Hewings, G. J. D., & Azzoni, C. R. (2000). Spatial dependence and regional convergence in Brazil Texto para discussão, REAL/UIUC, Illinois, no. 2000-05). REAL/UIUC. http://www.real.illinois.edu/d-paper/2000/2000_05.pdf

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>

Maranhão, R. L. A., & Vieira Filho, J. E. R. (2016). *A dinâmica do crescimento das exportações do agronegócio brasileiro* (Texto para Discussão No. 2249). IPEA.

https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2249.pdf

Martins, J. & Buhler, W. (2015). 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/2022P20034A360700366.pdf>

Ministério da Agricultura e Pecuária. (2024). *Exportações do agronegócio fecham 2023 com US\$ 166,55 bilhões em vendas*. Mapa. <https://agenciagov.ebc.com.br/noticias/202401/exportacoes-do-agronegocio-fecham-2023-com-us-166-55-bilhoes-em-vendas>

Quah, D. T. Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. *Economic Journal*, Oxford, v. 106, n. 437, p. 1045-1055, jul. 1996

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/>.

Reis, J. R. & Silva, T. M. (2023). 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>

Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1999). U.S. regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33(2), 143-156. <https://doi.org/10.1080/003434099460402>

Raiher, A. P., et al. (2016). Convergência da produtividade agropecuária do Sul do Brasil: Uma análise espacial. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 54(4), 517-536. <https://doi.org/10.1590/1234-56782248u20160004000517>

Silva, J. F. da, et al. (2023). Obsolescência dos índices mínimos de produtividade na política de reforma agrária. *Revista de Política Agrícola*, 32(3), 122-135. <https://rpa.sede.embrapa.br/RPA/article/view/1934>

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>

Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320. <https://doi.org/10.2307/1926047>

Suhariyanto, K., & Thirtle, C. (2001). Asian agricultural productivity and convergence. *Journal of Agricultural Economics*, 52(3), 96-110. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2001.tb00941.x>

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>