Concentração e diversificação na agricultura da Baixada Cuiabana: evidências de 50 anos sob múltiplos indicadores (1974–2024)

Concentration and diversification in Baixada Cuiabana agriculture: 50-year evidence from multiple indicators (1974–2024)

Helena Palú Desidério
Discente de Graduação, voluntário(a) em projeto de Iniciação Científica. Universidade Federal de Mato Grosso — Faculdade de Economia. Cuiabá, MT, Brasil.
Sheila Cristina Ferreira Leite
Docente. Universidade Federal de Mato Grosso — Faculdade de Economia. Cuiabá, MT, Brasil.
João Victor Pinho de Almeida
Discente de Graduação, voluntário(a) em projeto de Iniciação Científica. Universidade Federal de Mato Grosso — Faculdade de Economia. Cuiabá, MT, Brasil.
Ana Júlia Moura de Alcântara
Discente de Graduação, voluntário(a) em projeto de Iniciação Científica. Universidade Federal de Mato Grosso — Faculdade de Economia. Cuiabá, MT, Brasil.

GT 3 - Evolução, estrutura, competitividade e dinâmica das cadeias agroindustriais

Resumo: Em cinquenta anos, a estrutura produtiva da Baixada Cuiabana percorreu trajetória de reconcentração agrícola, com a soja passando de ausente até 1977 a dois terços da área colhida em 2024. Essa trajetória, contudo, não foi uniforme entre municípios nem linear ao longo do tempo. A partir de indicadores de concentração, diversificação e desigualdade, calculados sobre três variáveis-base (área colhida, valor real da produção e área de primeira safra), a análise examina a estrutura produtiva dos 13 municípios da região com dados da PAM/IBGE (1974–2024), reagrupados em 10 Áreas Mínimas Comparáveis. O teste de Bai-Perron identifica três fases: concentração elevada (1974–1986), menor concentração (1987–2004) e reconcentração acelerada (2005–2024). O coeficiente de concordância de Kendall revela que a variável-base altera o ranking municipal mais do que a escolha do indicador. A correlação entre o índice de Shannon e a escala produtiva é negativa em todos os 51 anos da série, porém municípios mais diversificados cultivam produtos de maior valor unitário por área, embora sobre escala territorial muito reduzida, o que resulta em baixo valor total de produção. A diversificação observada na Baixada Cuiabana está associada a restrições estruturais, não a uma estratégia de desenvolvimento.
Palavras-chave: diversificação agrícola, sensibilidade metodológica, concentração produtiva, Baixada Cuiabana, indicadores.

Abstract: Over fifty years, the productive structure of Baixada Cuiabana underwent agricultural reconcentration, with soybeans rising from absent until 1977 to two-thirds of the harvested area by 2024. This trajectory was neither uniform across municipalities nor linear over time. Using concentration, diversification, and inequality indicators calculated on three variable bases, the analysis examines the productive structure of the region's 13 municipalities with PAM/IBGE data (1974–2024). The Bai-Perron test identifies three phases: high concentration (1974–1986), lower concentration (1987–2004), and accelerated reconcentration (2005–2024). Kendall's concordance coefficient reveals that the variable base alters municipal rankings more than the choice of indicator. The correlation between the Shannon index and productive scale is negative across all 51 years of the series; yet diversified municipalities cultivate higher

unit-value products per area, albeit on a reduced scale. The observed diversification is associated with structural constraints rather than a development strategy.
Keywords: agricultural diversification, methodological sensitivity, crop concentration, Baixada Cuiabana, indicators.

1. Introdução

A transformação da estrutura agrícola ao longo do processo de desenvolvimento econômico é um fenômeno discutido na literatura (Timmer, 1988). À medida que economias se desenvolvem, a agricultura perde participação no produto e no emprego, enquanto a produção se concentra em menos culturas e mais propriedades, orientada por vantagens comparativas e integração a cadeias comerciais (Pingali, 1997). Esse processo de especialização produtiva, impulsionado por economias de escala, tem sido o caminho dominante de modernização agrícola em países em desenvolvimento.

A literatura questiona se a especialização é o único caminho viável. De Roest, Ferrari e Knickel (2017) argumentam que a diversificação, baseada em economias de escopo, constitui via alternativa de desenvolvimento agrícola, capaz de conferir maior resiliência a choques de mercado e clima. No entanto, Tacconi *et al.* (2022), em revisão de 97 estudos em 42 países, identificam que pequenos produtores de subsistência tendem a diversificar para enfrentar riscos ambientais, mas migram para a especialização quando surgem oportunidades de mercado e acesso a capital. A questão que se coloca, particularmente em regiões com inserção parcial no agronegócio, é se a diversificação observada reflete estratégia produtiva ou restrição estrutural.

No Brasil, Parré e Chagas (2022) documentam declínio contínuo dos índices de diversificação agrícola entre os estados, com tendência de especialização mais pronunciada no Centro-Oeste e no Sul. Em Mato Grosso, Stege e Bacha (2020) identificam clusters espaciais de "agriculturalização" onde a soja domina a estrutura produtiva municipal, e Richards *et al.* (2015) demonstram que essa expansão gerou crescimento econômico urbano, porém à custa de dependência de preços internacionais de commodities. Contudo, a modernização agrícola não foi absorvida de forma homogênea: Pires (2021) aponta que a heterogeneidade estrutural entre estabelecimentos modernizados e tradicionais se aprofundou, e Cruz *et al.* (2025) confirmam que as dinâmicas espaciais da agricultura brasileira variam significativamente entre regiões.

A Baixada Cuiabana, composta por 13 municípios na transição Cerrado-Pantanal no entorno da capital Cuiabá, apresenta um processo de concentração produtiva que avança de forma desigual entre seus municípios. A região, marcada pela agricultura tradicional de base familiar e pela produção de mandioca (Souza; Amaral, 2015), na qual mais de 40% dos estabelecimentos se encontravam em situação de pobreza no início dos anos 2000 (Garbin, 2006), vem sendo progressivamente integrada à cadeia da soja, embora parte dos municípios mantenha composição produtiva com maior variedade de culturas. A concentração agrícola no Centro-Oeste tem sido investigada em escala estadual (Parré; Chagas, 2022; Pires, 2021), porém a dinâmica entre

concentração e diversificação em escala municipal na Baixada Cuiabana ainda não foi objeto de análise. Permanece em aberto se a persistência de municípios diversificados reflete uma via alternativa de desenvolvimento ou a incompletude do processo de especialização regional.

O objetivo deste trabalho é analisar a estrutura produtiva agrícola da Baixada Cuiabana ao longo de 50 anos (1974–2024), a partir de indicadores de concentração, diversificação e desigualdade, calculados sobre três variáveis-base (área colhida, valor real da produção e área de primeira safra). Especificamente, busca-se: (i) caracterizar a trajetória temporal da concentração e da diversificação agrícola regional; (ii) avaliar a sensibilidade dos diagnósticos à escolha do indicador e da variável-base, testando se área colhida e valor da produção conduzem a conclusões distintas; e (iii) investigar a relação entre diversificação e escala produtiva, de modo a identificar se a diversificação observada está associada a uma via alternativa de desenvolvimento ou a restrições estruturais de produção.

2. Revisão da literatura

2.1 Indicadores de diversificação: origens, propriedades e armadilhas

A mensuração da estrutura produtiva agrícola recorre a indicadores originários de três tradições disciplinares distintas. Da ecologia, provêm os índices de Shannon e de Simpson, desenvolvidos para quantificar a diversidade de espécies em comunidades biológicas (Shannon, 1948; Simpson, 1949). Da economia industrial, origina-se o Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), concebido para medir a concentração de mercado (Herfindahl, 1950). Da mensuração da desigualdade, derivam o coeficiente de Gini, o índice de Theil e o coeficiente de variação, que mensuram a assimetria na distribuição entre unidades (Gini, 1912; Theil, 1967). Na agricultura, esses indicadores são frequentemente aplicados de forma intercambiável para avaliar a composição produtiva regional, embora captem dimensões analíticas distintas: diversidade, concentração e desigualdade.

As propriedades matemáticas de cada indicador determinam sua sensibilidade a diferentes aspectos da distribuição. O índice de Shannon atribui peso relativamente maior a culturas com baixa participação, sendo mais sensível à presença de culturas minoritárias na composição produtiva. O HHI, por sua vez, pondera quadraticamente a participação de cada cultura, amplificando o peso da cultura dominante. O coeficiente de Gini capta a assimetria na distribuição intermediária, enquanto o índice de Pielou normaliza o Shannon pela riqueza máxima possível, isolando o componente de equitabilidade (Pielou, 1966). Uma relação matemática deve ser observada: o índice de Simpson ($1-D$) e o HHI ($D=\sum p_i^2$) contêm a mesma informação em escalas inversas, de modo que Simpson $=1-$ HHI. A combinação de índices de famílias distintas, a saber: diversidade, concentração e desigualdade, permite um diagnóstico multidimensional que evita que as conclusões dependam das propriedades de um único indicador.

A escolha da variável-base sobre a qual os indicadores são calculados constitui uma

decisão metodológica com implicações substantivas para o diagnóstico. Piedra-Bonilla, Braga e Braga (2020) alertam que a maioria dos estudos brasileiros utiliza a área colhida como base de cálculo, mas que o valor da produção pode gerar resultados distintos: culturas que ocupam pouca área podem gerar elevado valor econômico, e vice-versa. Além disso, a inclusão da segunda safra (safrinha) na base de área colhida pode inflar a presença de culturas como o milho, distorcendo os indicadores de diversificação. Não foram identificados estudos que testem formalmente a concordância entre rankings municipais gerados por diferentes variáveis-base na agricultura brasileira.

Na literatura brasileira, indicadores de concentração têm sido aplicados a produtos agrícolas e florestais sem comparação sistemática da concordância entre índices. Coelho Junior (2013) utiliza razão de concentração, HHI e Theil para a banana no Paraná; Coelho Junior (2016), razão de concentração, HHI e Gini para o pinhão no Paraná; e Coelho Junior *et al.* (2019), razão de concentração, HHI, Theil e Gini para a lenha na Paraíba, demonstrando que estruturas com elevada concentração tendem a apresentar maior vulnerabilidade a choques de preços. Milverstet e Fachinello (2019) aplicam HHI e quociente locacional à agropecuária catarinense com duas variáveis-base (área colhida e valor da produção), identificando sinais de especialização nas mesorregiões do estado. Contudo, nenhum dos estudos testa formalmente a concordância entre os rankings gerados por diferentes indicadores ou variáveis-base. O presente estudo avança nessa direção ao aplicar indicadores de três famílias distintas sobre três variáveis-base, testando a concordância entre os rankings por meio do coeficiente de Kendall (W).

2.2 Concentração e desigualdade na agricultura brasileira

A concentração produtiva no Brasil se consolidou de forma expressiva ao longo das últimas décadas, refletindo um processo estrutural de especialização da agricultura em torno de poucos produtos de alta relevância econômica. No agronegócio, esse fenômeno é marcado pelo protagonismo de culturas como a soja, o milho e a cana-de-açúcar como culturas dominantes da estrutura agrícola brasileira. Em Mato Grosso, a trajetória de concentração em soja é visível ao longo das últimas cinco décadas: em 1974, o estado respondia por 3,9% da produção nacional de soja, com 307 mil toneladas; em 2024, essa participação alcançou 26,8% da área plantada e 26,6% da produção do país, totalizando 12,4 milhões de hectares e 38,4 milhões de toneladas (IBGE, 2024).

Vieira Júnior, Figueiredo e Reis (2014) analisam os alcances e limites da agricultura para o desenvolvimento regional de Mato Grosso e destacam que a expansão agrícola no estado foi condicionada pela aptidão dos solos e pela disponibilidade de infraestrutura, resultando em padrão espacialmente desigual: enquanto as regiões do norte e médio-norte se integraram ao agronegócio de grande escala, regiões como a Baixada Cuiabana permaneceram à margem desse processo, mantendo estruturas produtivas vinculadas à agricultura tradicional.

2.3 Diversificação como estratégia ou como vulnerabilidade

A literatura sobre diversificação agrícola tradicionalmente associa maior variedade produtiva à resiliência econômica e ambiental dos sistemas rurais. Estudos recentes apontam que a diversificação reduz a exposição a choques de preços, diminui riscos climáticos e amplia as fontes de renda dos produtores, contribuindo para a segurança alimentar e para a estabilidade econômica das famílias rurais. Nesse sentido, Reckling *et al.* (2023) destacam que sistemas agrícolas diversificados apresentam maior robustez frente à variabilidade climática e menor dependência de insumos externos. De forma semelhante, Sharma e Shastri (2025) argumentam que a diversificação melhora a estabilidade da renda agrícola ao distribuir o risco entre diferentes culturas, enquanto Sambuichi *et al.* (2016) ressaltam que a diversificação produtiva constitui estratégia relevante para fortalecer a agricultura familiar e ampliar oportunidades de geração de renda. Essa abordagem dominante parte, contudo, de um pressuposto implícito: a diversificação é interpretada como uma escolha estratégica do produtor, adotada para reduzir riscos e aumentar a eficiência econômica.

Uma interpretação alternativa, porém, sugere que a diversificação pode refletir não uma estratégia ativa, mas uma condição associada a restrições estruturais. Em regiões de menor dinamismo agrícola ou com baixa inserção nos mercados, a coexistência de múltiplas culturas pode indicar limitações de escala que impedem a concentração em atividades mais competitivas, levando o produtor a dispersar recursos entre diferentes produtos. Schneider (2012) observa que a agricultura familiar diversificada nem sempre é sinônimo de eficiência produtiva, podendo representar limitações de acesso a tecnologia, crédito e mercados. Tacconi *et al.* (2022) identificam padrão semelhante em revisão internacional: pequenos produtores de subsistência tendem a diversificar para enfrentar riscos, mas migram para a concentração quando surgem oportunidades de mercado e acesso a capital. Evidências empíricas reforçam essa interpretação: Bellon *et al.* (2020) ao analisar áreas agrícolas marginais em Gana, mostram que produtores com menor acesso a recursos tendem a diversificar mais, não como estratégia de maximização, mas como resposta defensiva à instabilidade produtiva. Nesses casos, a diversificação pode refletir fragilidade econômica e não robustez produtiva.

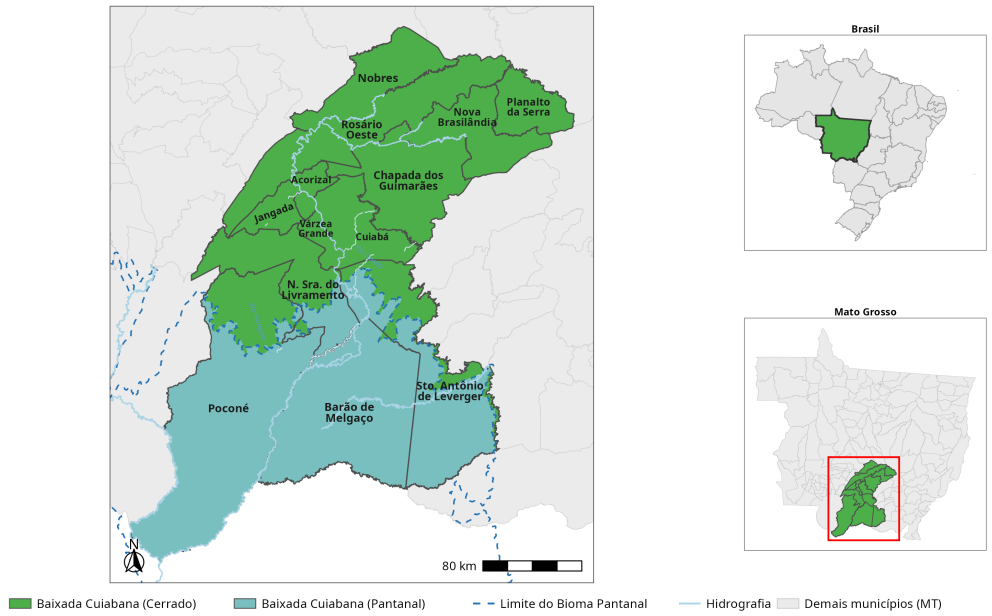
Essa ambiguidade interpretativa revela uma lacuna na literatura, que frequentemente classifica regiões como diversificadas sem distinguir se tal configuração resulta de estratégia produtiva ou de restrições de escala. Análises baseadas apenas em índices de diversidade podem ocultar situações de baixa escala produtiva e reduzido valor de produção, conduzindo a diagnósticos que não refletem a realidade econômica dos municípios. Essa distinção é particularmente relevante para regiões com inserção parcial no agronegócio, como a Baixada Cuiabana, onde a heterogeneidade na estrutura produtiva entre municípios pode gerar padrões de diversificação com significados econômicos distintos.

3. Metodologia

3.1 Área de estudo e dados

A Baixada Cuiabana corresponde à Região Metropolitana do Vale do Rio Cuiabá, instituída pela Lei Complementar Estadual nº 359/2009 do Estado de Mato Grosso (Mato Grosso, 2009). A região situa-se na transição entre os biomas Cerrado e Pantanal (Figura 1) e é composta por 13 municípios: Acorizal, Barão de Melgaço, Chapada dos Guimarães, Cuiabá, Jangada, Nobres, Nossa Senhora do Livramento, Nova Brasilândia, Planalto da Serra, Poconé, Rosário Oeste, Santo Antônio de Leverger e Várzea Grande. Embora a LC nº 796/2024 (Mato Grosso, 2024) tenha incorporado Campo Verde à região metropolitana, esse município foi excluído da análise por incorporação tardia (2024), perfil produtivo estruturalmente distinto e impossibilidade de constituição de Área Mínima Comparável, uma vez que foi desmembrado de Dom Aquino e Cuiabá em 1988, assim parcialmente tem origem em município externo à Baixada Cuiabana.

Figura 1 – Localização da Baixada Cuiabana no estado de Mato Grosso e no Brasil, com destaque para a transição entre os biomas Cerrado e Pantanal e a rede hidrográfica regional. Os 13 municípios que compõem a região de estudo estão diferenciados por bioma predominante.



Fonte: IBGE — malhas municipais (geobr), biomas (2019) e hidrografia OpenStreetMap. Elaboração própria.

Para viabilizar a análise temporal em painel balanceado (1974–2024), três municípios emancipados após o início da série (Nova Brasilândia (1979), Jangada (1986) e Planalto da Serra (1991)) foram reagrupados aos seus municípios de origem, constituindo Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs), conforme a lógica proposta por Reis *et al.* (2011) e estendida por Ehrl (2017). Esse procedimento resultou em 10 AMCs: Acorizal–Jangada (emancipação em 1986),

Chapada dos Guimarães–Nova Brasilândia–Planalto da Serra (emancipações em 1979 e 1991), e os demais oito municípios como AMCs individuais.

Os dados de produção agrícola municipal foram obtidos no Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA) (IBGE, 2024), a partir da Tabela 5457 (Produção Agrícola Municipal – PAM), série 1974–2024, contendo área colhida, quantidade produzida e valor da produção para todas as culturas temporárias e permanentes. Para avaliar o efeito da segunda safra sobre os indicadores, utilizaram-se as Tabelas 839 (milho) e 1002 (feijão), que decompõem a produção por safra no período 2003–2024, únicas culturas com presença relevante de 2ª safra na Baixada Cuiabana.

Os valores da produção agrícola reportados pela PAM/IBGE são expressos em mil unidades monetárias correntes do ano de referência. Dado que a série abrange seis mudanças monetárias (1974–2024), os valores nominais foram convertidos para Real conforme paridade oficial (IPEADATA, 2025) e deflacionados pelo IGP-DI/FGV, base 2024, conforme: $\text{deflator}_t = \text{IGP-DI}_{2024}/\text{IGP-DI}_t$, onde $\text{IGP-DI}_{2024} = 1127{,}81$ (média anual). Todos os valores monetários estão expressos em mil Reais de 2024.

A periodização da série temporal foi determinada pelo teste de quebra estrutural de Bai-Perron (Bai; Perron, 1998), aplicado à série do HHI, que identifica mudanças significativas na média de uma série por meio da minimização da soma dos quadrados dos resíduos. O número ótimo de quebras foi selecionado pelo critério BIC, resultando em dois pontos de ruptura (1986 e 2004) que definem três fases na evolução da concentração agrícola regional.

Três variáveis-base foram utilizadas para o cálculo dos indicadores: (i) área colhida (hectares); (ii) valor real da produção (R$ de 2024); e (iii) área colhida de 1ª safra (hectares, excluindo segunda safra de milho e feijão, disponível para 2003–2024). As figuras descritivas utilizam a área colhida como variável-base de referência, por ser a medida predominante na literatura brasileira (Piedra-Bonilla; Braga; Braga, 2020). A sensibilidade dos resultados à escolha da base é testada formalmente na seção 4.2.

3.2 Indicadores utilizados

Três conceitos correlatos orientam a análise. Concentração refere-se à distribuição da produção entre culturas: quanto maior a participação de poucas culturas no total, mais concentrada é a estrutura produtiva. Diversificação supõe simultaneamente variedade de culturas (riqueza) e distribuição equilibrada entre elas, sendo um conceito mais amplo que a simples ausência de concentração, por exemplo, um município pode apresentar baixa concentração sem ser efetivamente diversificado, caso possua poucas culturas em equilíbrio. Especialização designa o processo econômico pelo qual uma região direciona seus recursos a um número reduzido de culturas, motivada por vantagens comparativas ou ganhos de escala; trata-se de uma interpretação sobre as causas do padrão observado, não de uma medida direta. Os indicadores utilizados neste trabalho (Quadro 1) diferem não apenas pelo conceito que nomeiam, mas pelas proprieda-

des matemáticas que determinam sua sensibilidade a diferentes aspectos da distribuição: o HHI amplifica o peso da cultura dominante, o Shannon confere maior peso às culturas minoritárias, e o Gini capta a assimetria par a par entre todas as culturas.

Quadro 1 – Indicadores de diversificação, concentração e desigualdade utilizados

Notação	Indicador	Fórmula	Família	Interpretação	Faixa
H'	Shannon	$-\sum_{i=1}^{S} p_i \ln p_i$	Diversidade	↑ diversificado	$[0,\ \ln S]$
$1-D$	Simpson	$1-\sum_{i=1}^{S} p_i^2$	Diversidade	↑ diversificado	$[0,\ 1]$
J'	Pielou	$H'/\ln S$	Equitabilidade	↑ equitativo	$[0,\ 1]$
HHI	Herfindahl-Hirschman	$\sum_{i=1}^{S} p_i^2$	Concentração	↑ concentrado	$[1/S,\ 1]$
G	Gini	$\frac{\sum_i \sum_j \lvert p_i - p_j \rvert}{2S\sum_i p_i}$	Desigualdade	↑ desigual	$[0,\ 1]$
CV	Coef. variação	$\sigma/\bar{p}$	Dispersão	↑ heterogêneo	$[0,\ \infty)$
T	Theil	$\frac{1}{S}\sum_{i=1}^{S} \frac{p_i}{\bar{p}} \ln\left(\frac{p_i}{\bar{p}}\right)$	Desigualdade	↑ desigual	$[0,\ \ln S]$

Fonte: Elaboração própria com base em Shannon (1948), Simpson (1949), Herfindahl (1950), Pielou (1966), Theil (1967) e Gini (1912). Nota: p_i = participação relativa da cultura i; S = número de culturas com $p_i > 0$; $\bar{p} = 1/S$. Observar que $HHI = D = \sum p_i^2$ e $1 - D = 1 - HHI$: Simpson e HHI contêm a mesma informação em escalas inversas. Indicadores com ↑ = mais diversificado: H', $1-D$, J'. Indicadores com ↑ = mais concentrado/desigual: HHI, G, CV, T.

Os índices de concentração, como o HHI, quantificam a dominância das culturas principais, amplificando o peso daquelas com maior participação; seu complemento aritmético, o Simpson ($1-D$), contém a mesma informação em escala inversa, sendo convencionalmente tratado na literatura agrícola como índice de diversificação. O índice de Shannon e o índice de equitabilidade de Pielou ponderam logaritmicamente todas as culturas, conferindo maior sensibilidade às culturas minoritárias; Pielou normaliza o Shannon pela riqueza máxima, isolando o componente de equitabilidade. Os indicadores de desigualdade (Gini, Theil e coeficiente de variação) medem a dispersão da produção entre culturas independentemente do número delas, captando assimetrias que os índices anteriores podem subestimar. Sete indicadores foram calculados para cada município e ano (Quadro 1). A análise descritiva utiliza o HHI e o Shannon como indicadores de referência, por captarem, respectivamente, a concentração e a diversificação da estrutura produtiva. A concordância entre os rankings municipais foi testada pelo coeficiente de Kendall (W) em dois níveis: entre quatro indicadores (Shannon, Simpson, HHI e Pielou) calculados sobre a mesma variável-base (Painel A da Tabela 2), e entre três variáveis-base calculadas com o mesmo indicador (Painel B). Adicionalmente, o teste foi replicado com cinco indicadores de famílias distintas (Shannon, HHI, Gini, CV e Theil) para verificar se a concordância se mantém entre famílias matematicamente independentes, resultado reportado

na nota da Tabela 2.

3.3 Tipologia municipal e correlações socioeconômicas

Para investigar o significado econômico da diversificação observada, os municípios foram classificados em quatro quadrantes definidos pelas medianas regionais do índice de Shannon (H', base área colhida) e do valor real da produção (R$ mil de 2024), permitindo distinguir municípios cuja diversificação está associada a elevado desempenho produtivo daqueles em que a variedade de culturas coexiste com baixa geração de valor. Complementarmente, identificou-se a cultura dominante por área colhida e por valor da produção em cada município, rastreando-se anualmente a divergência entre as duas bases de 1974 a 2024.

Correlações de Pearson e de Spearman foram calculadas entre o Shannon e variáveis de escala produtiva (área total colhida, valor real total e valor por hectare) para os 13 municípios em 2024. A correlação de Spearman foi reportada como robusta a valores extremos, dado o perfil predominantemente urbano de Cuiabá e Várzea Grande. Para contornar a limitação do corte transversal ($n = 13$), adotou-se estratégia de replicação temporal: a correlação entre Shannon e escala foi calculada separadamente para cada um dos 51 anos da série (1974–2024) no nível das 10 AMCs ($n = 10$ fixo), e o teste binomial do sinal foi aplicado sobre a proporção de anos com correlação negativa — sob a hipótese nula de ausência de associação, essa proporção seria de 50%. O procedimento foi repetido para quatro combinações de variável-base e variável de escala. Como correção conservadora para a autocorrelação temporal introduzida pela persistência da estrutura produtiva entre anos consecutivos, a série foi dividida em cinco blocos decenais ($n_{\text{eff}} = 5$).

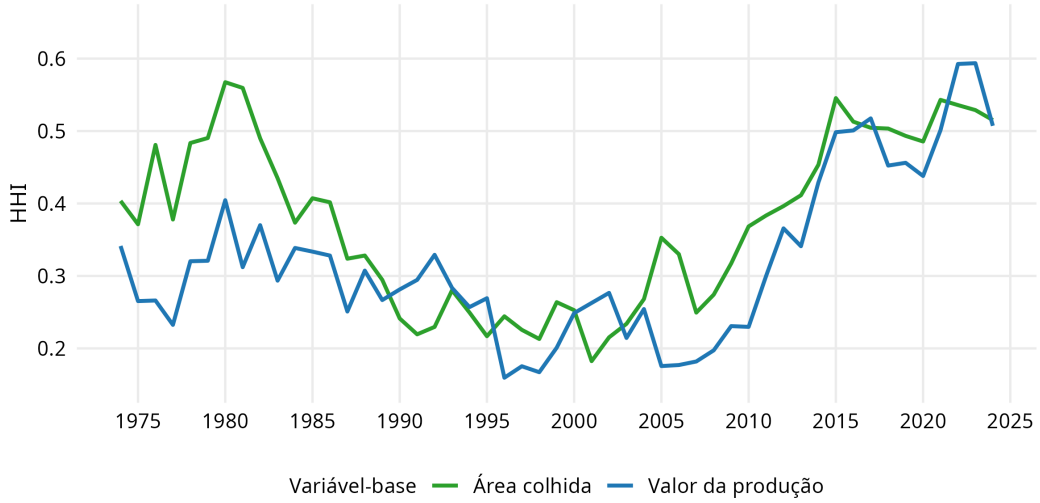
4. Resultados e discussão

4.1 Evolução temporal da concentração agrícola (1974–2024)

Em cinquenta anos, a Baixada Cuiabana transitou de uma estrutura agrícola centrada em arroz para outra em que a soja, sozinha, responde por dois terços da área colhida. Essa trajetória, contudo, não foi linear. A Figura 2 apresenta a evolução do HHI regional entre 1974 e 2024, calculado com duas variáveis-base. Observam-se três fases distintas, conforme a periodização descrita na seção 3.1: (i) concentração elevada com oscilações (1974–1986), em que o HHI por área colhida inicia em 0,40 e encerra em 0,40, com pico de 0,57 em 1980; (ii) menor concentração (1987–2004), com o HHI declinando ao mínimo histórico de 0,18 em 2001; e (iii) reconcentração acelerada (2005–2024), com o HHI alcançando 0,52 em 2024. Na primeira fase, a soja, ausente na região até 1977, registrou seus primeiros 500 hectares em 1978 nos municípios de Cuiabá e Nobres e expandiu-se rapidamente, de modo que em 1986 soja e arroz juntos respondiam por mais de 85% da área colhida. Na segunda fase, a retração da soja, cuja área recuou de 186 mil hectares em 1986 para cerca de 12 mil hectares em 1993, elevou

a participação relativa das demais culturas, reduzindo a concentração. Na terceira fase, a soja retomou sua expansão e consolidou-se como cultura dominante, respondendo por 66% da área colhida regional em 2024.

Figura 2 – Evolução temporal do índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) para o agregado regional da Baixada Cuiabana, 1974–2024, por variável-base.



Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA, 1974–2024. Elaboração própria.

A heterogeneidade entre municípios é marcante. A Tabela 1 permite identificar ao menos três perfis produtivos para 2024: municípios com concentração elevada ($HHI_{á}$ acima de 0,54), como Poconé, Jangada e Nossa Senhora do Livramento; municípios com concentração moderada, como Chapada dos Guimarães e Santo Antônio de Leverger; e municípios com menor concentração, como Barão de Melgaço, Várzea Grande e Cuiabá. Essa heterogeneidade não é recente: em 1986, quando a soja respondia por 53% da área colhida regional, sua produção concentrava-se em Cuiabá e Nobres, que juntos detinham 88% da área de soja da região, enquanto os demais municípios mantinham estrutura centrada em outras culturas. A comparação entre $HHI_{á}$ e HHI_{v} revela que a classificação dos municípios não é estável entre variáveis-base: Jangada, por exemplo, migra do perfil moderado para o muito concentrado quando avaliada por área em vez de valor, enquanto Nobres segue o caminho inverso. Essa divergência indica que a área colhida e o valor da produção contam histórias distintas sobre a concentração, e que uma análise restrita a uma única variável subestimaria a complexidade da estrutura produtiva municipal.

Os resultados são compatíveis com a literatura: a heterogeneidade estrutural documentada por Pires (2021) e a concentração espacial identificada por Cruz *et al.* (2025) no Centro-Oeste se reproduzem na Baixada Cuiabana, onde o transbordamento descrito por Stege e Bacha (2020) alcançou os municípios de forma desigual, com reconcentração mais intensa a partir de 2015.

Tabela 1 – Indicadores da estrutura produtiva por município da Baixada Cuiabana — ano-base 2024

Município	N	$HHI_{á}$	HHI_{v}	$H'_{á}$	H'_{v}
Poconé	12	0,875	0,786	0,318	0,555
Jangada	8	0,688	0,550	0,728	1,017
N. Sra. Livramento	8	0,685	0,632	0,676	0,827
Rosário Oeste	13	0,619	0,690	0,645	0,641
Planalto da Serra	8	0,548	0,627	0,930	0,826
N. Brasilândia	7	0,546	0,595	0,720	0,759
Nobres	13	0,537	0,607	0,701	0,651
Sto. Ant. Leverger	10	0,470	0,428	0,863	1,075
Chapada dos Guim.	17	0,424	0,382	0,985	1,110
Cuiabá	8	0,374	0,260	1,279	1,584
Acorizal	7	0,292	0,333	1,518	1,399
Várzea Grande	7	0,251	0,240	1,552	1,603
Barão de Melgaço	7	0,213	0,276	1,685	1,494

Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA, 2024. Nota: N = número de culturas com área colhida positiva; $HHI_{á}$ e HHI_{v} = índice de Herfindahl-Hirschman por área colhida e valor da produção; $H'_{á}$ e H'_{v} = entropia de Shannon por área colhida e valor da produção. Municípios ordenados por $HHI_{á}$ decrescente. Elaboração própria.

4.2 Sensibilidade metodológica dos indicadores

A escolha de como medir importa mais do que a escolha do que medir. Trocar o indicador, mantida a variável-base, pouco altera o ranking dos municípios. No entanto, trocar a variável-base, mantido o indicador, pode redesenhá-lo. A Tabela 2 quantifica essa assimetria por meio do coeficiente de concordância de Kendall (W) para o ano-base 2024.

Tabela 2 – Coeficiente de concordância de Kendall (W) entre rankings de municípios da Baixada Cuiabana — ano-base 2024

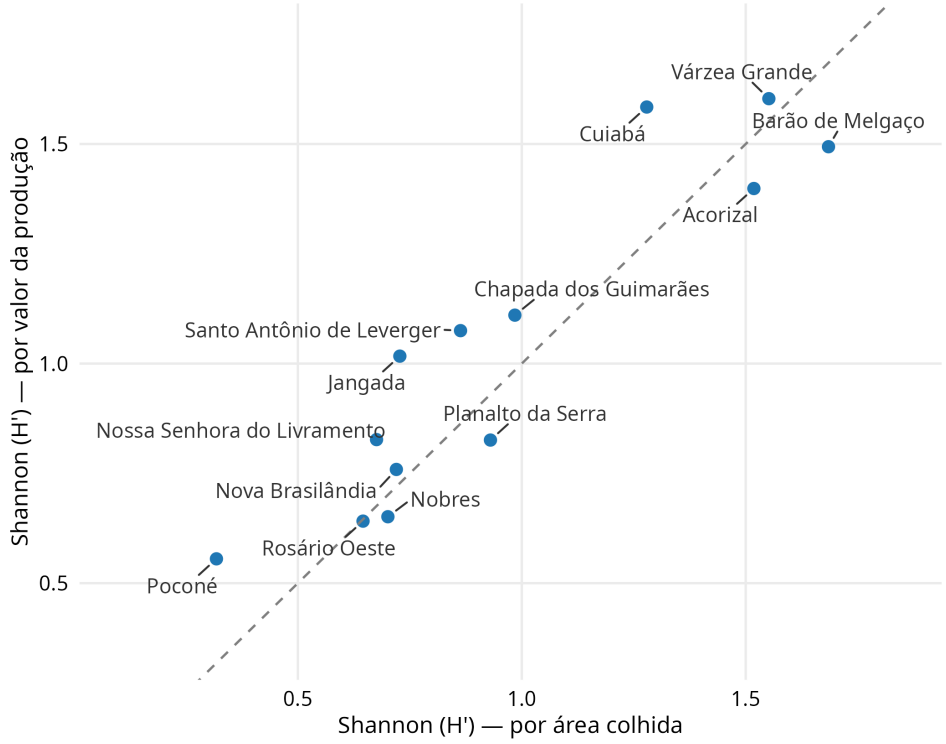
Comparação	W	χ^2	p
Painel A — Concordância entre 4 índices (mesma variável-base)			
Área colhida	0,916	43,98	<0,001
Valor da produção	0,945	45,36	<0,001
Área 1ª safra	0,991	47,57	<0,001
Painel B — Concordância entre 3 variáveis-base (mesmo índice)			
Shannon (H')	0,929	33,45	<0,001
Simpson ($1-D$)	0,880	31,69	0,002
HHI	0,880	31,69	0,002
Pielou (J)	0,915	32,92	<0,001

Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA. W varia de 0 a 1 (concordância perfeita). Painel A: $k = 4$ índices, $n = 13$. Painel B: $k = 3$ bases, $n = 13$. Como Simpson = 1− HHI, dois dos quatro índices são matematicamente equivalentes. Replicando com $k = 5$ índices de famílias distintas, o W permanece elevado (área: 0,881; valor: 0,912; $p < 0,001$). Elaboração própria.

No Painel A, os quatro índices testados (Shannon, Simpson, HHI e Pielou), calculados sobre a mesma variável-base, apresentam concordância elevada (W entre 0,916 e 0,991). No Painel B, as três variáveis-base (área colhida, valor da produção e área de primeira safra), calculadas com o mesmo índice, apresentam concordância sistematicamente inferior (W entre 0,880 e 0,929). Todos os valores de W no Painel A excedem os correspondentes do Painel B. Essa assimetria se mantém ao longo da série temporal: em 36 dos 51 anos analisados, a concordância entre índices supera a concordância entre variáveis-base.

A Figura 3 ilustra essa divergência para o índice de Shannon no ano-base 2024. Municípios sobre a diagonal teriam distribuição igualmente diversificada por área e por valor; acima dela, a composição por valor é mais diversificada que por área, e abaixo, o inverso.

Figura 3 – Dispersão entre o índice de Shannon (H') calculado com área colhida e com valor da produção, por município da Baixada Cuiabana — ano-base 2024. A diagonal tracejada indica concordância perfeita entre as duas variáveis-base.



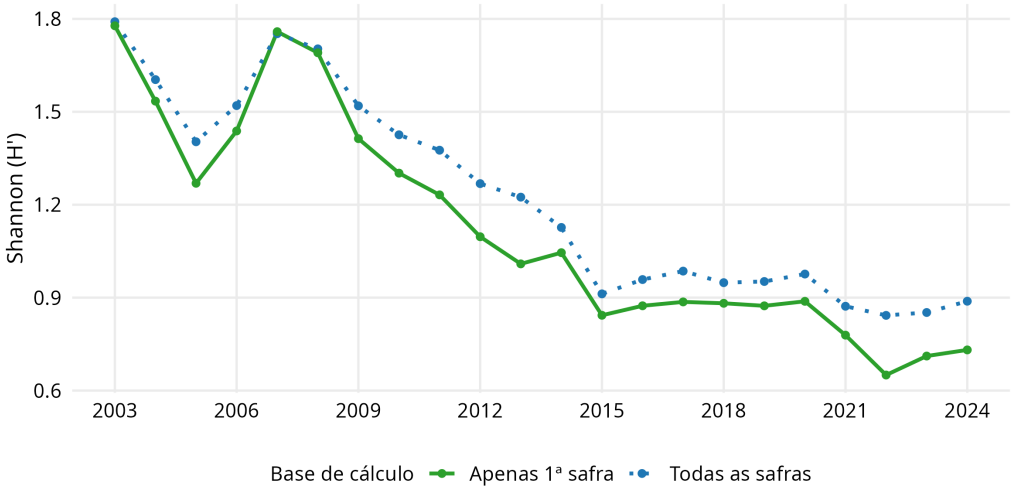
Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA, 2024. Elaboração própria.

Cuiabá e Jangada são os casos de maior divergência positiva: culturas como mandioca e abacaxi ocupam pouca área, mas geram valor proporcionalmente elevado. Em Cuiabá, por exemplo, a mandioca responde por 10,6% da área e 37,1% do valor, tornando a composição por valor mais equilibrada. Em contraste, Barão de Melgaço e Acorizal situam-se abaixo da diagonal: embora apresentem Shannon elevado por ambas as bases, culturas como milho e cana ocupam parcela expressiva da área, mas contribuem com reduzida fração do valor, resultando

em distribuição por área mais diversificada do que por valor.

A inclusão da segunda safra constitui fonte adicional de sensibilidade. A Figura 4 apresenta o índice de Shannon regional calculado com e sem a área de segunda safra de milho e feijão no período 2003–2024.

Figura 4 – Efeito da inclusão/exclusão da segunda safra (safrinha) sobre o índice de Shannon (H', base área colhida) no agregado regional da Baixada Cuiabana, 2003–2024.

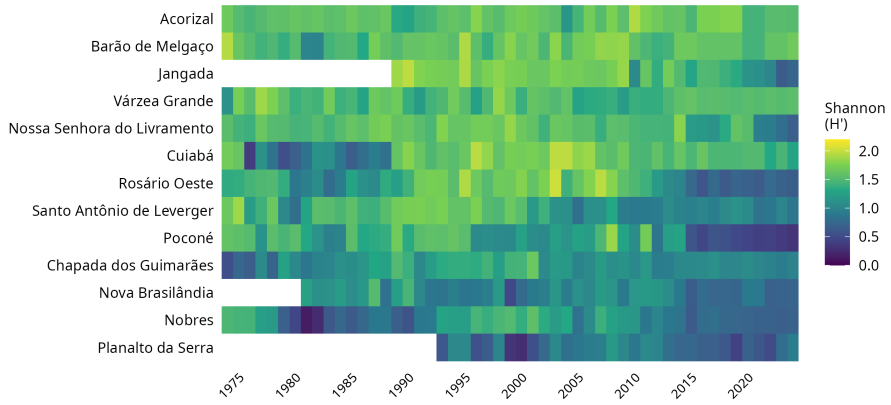


Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA e Tabelas 839/1002, 2003–2024. Elaboração própria.

A safrinha, ao contabilizar a mesma área física em duas culturas distintas no ciclo anual, infla a presença do milho na composição produtiva e eleva o Shannon calculado por área total. O efeito é expressivo: em 2024, o $HHI_{á}$ calculado com área colhida total é 0,52, mas sobe para 0,67 quando calculado apenas com área de primeira safra, indicando que a exclusão da safrinha revela grau de concentração substancialmente maior. Esse resultado é consistente com a discussão de Piedra-Bonilla, Braga e Braga (2020) sobre a sensibilidade dos indicadores à definição da variável-base. Na Baixada Cuiabana, onde 64% da área de milho em 2024 corresponde à segunda safra, ignorar essa distinção levaria a subestimar o grau de concentração da estrutura produtiva regional.

A Figura 5 acrescenta a dimensão municipal à análise. Enquanto o HHI agregado (Figura 2) sugere trajetória uniforme de reconcentração, o heatmap revela dinâmicas divergentes: municípios como Barão de Melgaço e Várzea Grande mantêm Shannon elevado ao longo de toda a série, enquanto Nobres e Rosário Oeste apresentam queda acentuada a partir de 2005. Além do índice e da variável-base, a escala de análise constitui uma terceira fonte de sensibilidade metodológica.

Figura 5 – Evolução do índice de Shannon (H', base área colhida) por município da Baixada Cuiabana, 1974–2024. Cores mais escuras indicam maior diversificação.

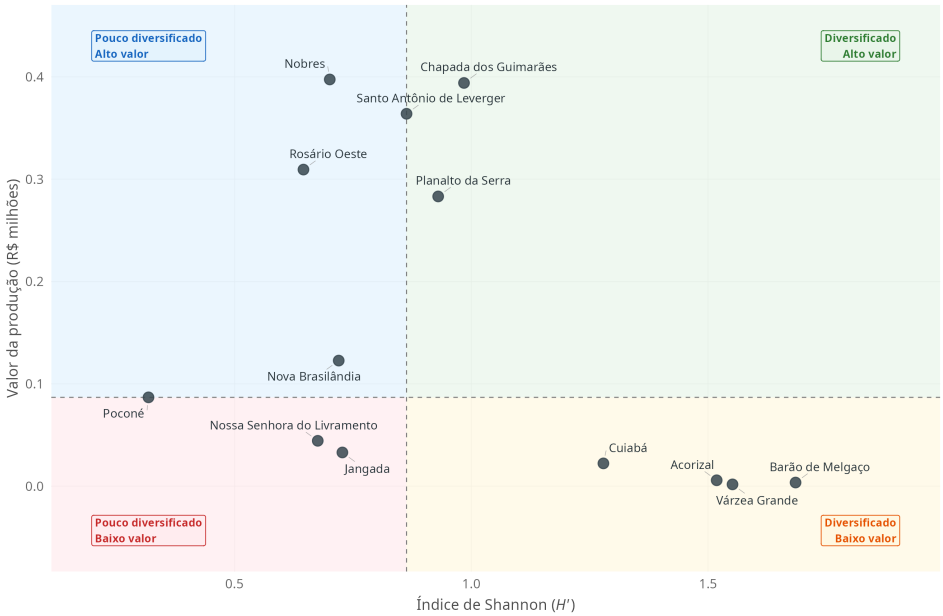


Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA, 1974–2024. Elaboração própria.

4.3 Tipologia municipal e significado econômico da diversificação

A literatura associa diversificação agrícola a resiliência e estabilidade econômica, porém essa associação pressupõe contextos onde a diversificação resulta de escolha estratégica. Na Baixada Cuiabana, os dados revelam padrão distinto. A Figura 6 distribui os municípios em quadrantes definidos pelas medianas regionais do índice de Shannon (H', base área colhida) e do valor da produção para 2024.

Figura 6 – Tipologia municipal, ano-base 2024. Quadrantes definidos pelas medianas regionais do Shannon (H', base área colhida) e do valor da produção (R$ mil de 2024), Baixada Cuiabana.



Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA, 2024. Elaboração própria.

Os municípios mais diversificados, como Acorizal, Barão de Melgaço, Várzea Grande e Cuiabá, situam-se no quadrante de baixo valor total de produção, ao passo que os de menor diversificação, como Nobres, Chapada dos Guimarães e Santo Antônio de Leverger, ocupam o quadrante de alto valor. Poconé constitui exceção parcial: apesar do menor Shannon da região ($H' = 0{,}29$), seu reduzido valor total de produção o posiciona no quadrante de baixo valor, evidenciando que a escala produtiva do município é insuficiente para que a baixa diversificação se traduza em maior volume econômico.

As correlações entre o Shannon e variáveis de escala produtiva (Tabela 3) confirmam quantitativamente essa associação. A correlação entre Shannon e área total colhida é negativa e significativa ($r = -0{,}593$; $\rho = -0{,}736$): municípios mais diversificados operam em menor escala. A correlação com o valor total, embora não significativa por Pearson ($r = -0{,}506$), torna-se significativa por Spearman ($\rho = -0{,}698$), sugerindo influência de valores extremos na estimativa paramétrica. Em direção oposta, a correlação entre Shannon e valor por hectare é positiva e significativa por ambos os métodos ($r = +0{,}784$; $\rho = +0{,}764$). A correlação positiva indica que municípios diversificados cultivam produtos de maior valor unitário por área, porém sobre escala territorial muito reduzida, o que resulta em baixo valor total de produção.

Tabela 3 – Correlações entre o índice de Shannon (H', base área colhida) e variáveis de escala, municípios da Baixada Cuiabana, 2024 ($n = 13$)

Variável	Pearson (r)	Spearman (ρ)
Área total colhida (ha)	$-0{,}593^{*}$	$-0{,}736^{*}$
Valor real da produção	$-0{,}506$	$-0{,}698^{*}$
Valor/ha (R$/ha)	$+0{,}784^{*}$	$+0{,}764^{*}$

* $|r| \geq 0{,}553$ ($\alpha = 0{,}05$, bicaudal).

Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA, 2024. Spearman reportado como robustez a outliers. Excluindo Cuiabá e Várzea Grande ($n = 11$): Shannon × Área: $r = -0{,}495$; Shannon × Valor/ha: $r = +0{,}835$. Elaboração própria.

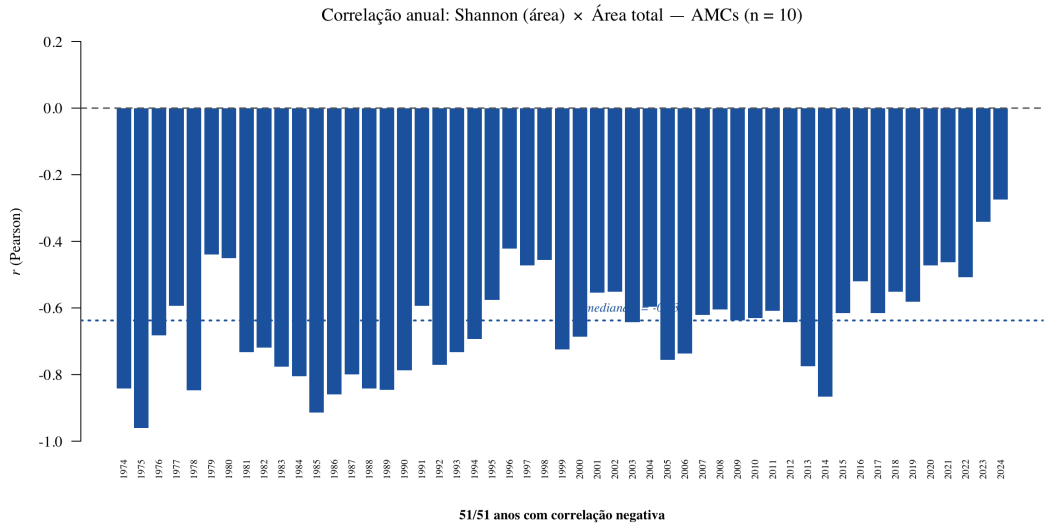
Tabela 4 – Teste binomial do sinal para a correlação anual entre Shannon e variáveis de escala, Baixada Cuiabana, 1974–2024 (51 anos)

Combinação	n anos	n negativos	%	Mediana r	p binomial
Shannon(área) × Área total	51	51	100,0	−0,638	$< 10^{-15}$
Shannon(área) × Valor total	51	51	100,0	−0,542	$< 10^{-15}$
Shannon(valor) × Área total	51	35	68,6	−0,356	0,005
Shannon(valor) × Valor total	51	40	78,4	−0,377	$< 10^{-5}$

Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA. Correlações no nível das 10 AMCs ($n = 10$ fixo). Sob H_0, $P(\text{negativa}) = 0{,}5$. Correção por blocos decenais: 5 blocos com mediana negativa ($p = 0{,}031$). Elaboração própria.

A associação negativa entre diversificação e escala não se restringe ao corte transversal de 2024. A Figura 7 mostra que a correlação é negativa em todos os 51 anos da série.

Figura 7 – Correlações de Pearson anuais entre Shannon (H', base área colhida) e área total colhida, 10 AMCs ($n = 10$), 1974–2024. Linha tracejada: $r = 0$.



Fonte: IBGE — PAM, Tabela 5457/SIDRA, 1974–2024. Elaboração própria.

A mediana das correlações anuais é $r = -0{,}638$, e o teste binomial do sinal (Tabela 4) indica que a proporção de correlações negativas ao longo da série é significativamente superior à esperada sob a hipótese nula de ausência de associação ($p < 10^{-15}$). Com correção por blocos decenais, os cinco blocos apresentam mediana negativa ($p = 0{,}031$). A exclusão de Cuiabá e Várzea Grande mantém a direção das correlações, e a associação positiva entre Shannon e valor por hectare se fortalece ($r = +0{,}835$), confirmando que municípios diversificados cultivam produtos de maior valor unitário por área, ainda que em escala reduzida. A associação é robusta à troca da variável-base: as quatro combinações testadas são significativas ($p < 0{,}01$), embora a base monetária introduza maior variabilidade (68,6% de anos negativos para Shannon por valor). O padrão identificado é compatível com a evidência de Tacconi *et al.* (2022), segundo a qual pequenos produtores diversificam diante de restrições, mas migram para a concentração quando surgem oportunidades de mercado, e com a tensão entre economias de escala e economias de escopo descrita por De Roest, Ferrari e Knickel (2017).

5. Considerações finais

A estrutura produtiva da Baixada Cuiabana percorreu, em cinquenta anos, uma trajetória de reconcentração agrícola compatível com o processo de transição para produção comercial descrito na literatura. Essa trajetória, contudo, não é uniforme: persiste heterogeneidade significativa entre municípios, e o diagnóstico sobre a estrutura produtiva varia conforme a variável-

base adotada. A diversificação observada nos municípios de menor escala está associada a culturas de maior valor unitário por área, porém sobre escala territorial reduzida que resulta em baixo valor total de produção, configurando um padrão distinto daquele previsto pela literatura que associa diversificação a resiliência estratégica. No plano metodológico, a aplicação do coeficiente de Kendall ao longo de 51 anos permitiu demonstrar que a variável-base altera o diagnóstico mais do que a escolha do indicador. No plano empírico, o estudo documenta cinco décadas de transformação agrícola em região ainda pouco investigada. No plano interpretativo, os resultados evidenciam que a diversificação de culturas e o desempenho econômico não estão necessariamente associados, contrariando a expectativa predominante na literatura.

Esses resultados sugerem que políticas de desenvolvimento rural que incentivam a diversificação agrícola podem ser insuficientes se não distinguirem a diversificação associada a economias de escopo daquela que reflete limitações de acesso a escala, tecnologia e mercados. Na Baixada Cuiabana, qualificar o tipo de diversificação observada é condição prévia para o desenho de instrumentos efetivos.

O estudo apresenta limitações. Os dados da PAM não incluem produção pecuária, relevante em municípios como Poconé e Barão de Melgaço; a análise é correlacional, não causal; e o número de 13 municípios limita o poder estatístico em corte transversal, restrição parcialmente mitigada pela replicação temporal com teste binomial. Estudos futuros podem incorporar dados do Censo Agropecuário, aplicar a abordagem a outras regiões de transição e estimar modelos em painel com efeitos fixos municipais.

Referências

BAI, Jushan; PERRON, Pierre. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, JSTOR, v. 66, n. 1, p. 47, jan. 1998. ISSN 0012-9682. DOI: 10.2307/2998540. Disponível em: http://dx.doi.org/10.2307/2998540.

BELLON, Mauricio R. *et al.* To diversify or not to diversify, that is the question. Pursuing agricultural development for smallholder farmers in marginal areas of Ghana. *World Development*, Elsevier BV, v. 125, p. 104682, jan. 2020. ISSN 0305-750X. DOI: 10.1016/j.worlddev.2019.104682. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104682.

COELHO JUNIOR, Luiz Moreira. Concentração regional do valor bruto de produção da banana do Paraná, Brasil (1995 a 2010). *Ciência Rural*, FapUNIFESP (SciELO), v. 43, n. 12, p. 2304–2310, out. 2013. ISSN 1678-4596. DOI: 10.1590/s0103-84782013005000137. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/S0103-84782013005000137.

COELHO JUNIOR, Luiz Moreira. Concentração regional do valor bruto de produção do pinhão no Paraná. *Ciência Florestal*, Universidad Federal de Santa Maria, v. 26, n. 3, p. 853–861, set. 2016. ISSN 0103-9954. DOI: 10.5902/1980509824213. Disponível em: http://dx.doi.org/10.5902/1980509824213.

COELHO JUNIOR, Luiz Moreira *et al.* Regional Concentration of The Gross Production Value of Firewood in Paraíba. *Floresta e Ambiente*, FapUNIFESP (SciELO), v. 26, n. 3, 2019. ISSN 1415-0980. DOI: 10.1590/2179-8087.088717. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/2179-8087.088717.

CRUZ, Bruno de Oliveira *et al.* Dinâmicas espaciais e estruturais na agricultura brasileira: análises comparativas dos períodos 2013-2017 e 2018-2022. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, FapUNIFESP (SciELO), v. 63, 2025. ISSN 0103-2003. DOI: 10.1590/1806-9479.2025.290289. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1806-9479.2025.290289.

DE ROEST, Kees; FERRARI, Paolo; KNICKEL, Karlheinz. Specialisation and economies of scale or diversification and economies of scope? Assessing different agricultural development pathways. *Journal of Rural Studies*, v. 59, p. 222–231, 2017. DOI: 10.1016/j.jrurstud.2017.04.013.

EHRL, Philipp. Minimum comparable areas for the period 1872-2010: an aggregation of Brazilian municipalities. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, FapUNIFESP (SciELO), v. 47, n. 1, p. 215–229, mar. 2017. ISSN 0101-4161. DOI: 10.1590/0101-416147182phe. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/0101-416147182phe.

GARBIN, Valerio Luiz. *Plano de Desenvolvimento Territorial de Desenvolvimento Rural Sustentável: Território da Baixada Cuiabana*. 2006. Disponível em: https://territoriosrurais.org/pdf/ptdrs/ptdrs_territorio016.pdf.

GINI, Corrado. Variabilità e mutabilità: contributo allo studio delle distribuzioni e delle relazioni statistiche. *Studi Economico-Giuridici della Regia Università di Cagliari*, v. 3, p. 3–159, 1912.

HERFINDAHL, Orris C. *Concentration in the Steel Industry*. 1950. Tese (Doutorado) – Columbia University, New York.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *SIDRA: Tabela 5457 – Produção agrícola municipal*. 2024. Série histórica 1974–2024. Acesso em 2026. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br.

IPEADATA. *Histórico de moedas e paridades*. 2025. Acesso em: mar. 2025. Disponível em: https://ipeadata.gov.br/iframe_histmoedas.aspx.

MATO GROSSO. Lei Complementar nº 359, de 27 de maio de 2009, 2009. Cria a Região Metropolitana do Vale do Rio Cuiabá e dá outras providências. Disponível em: https://www.al.mt.gov.br/norma-juridica/urn:lex:br;mato.grosso:estadual:lei.complementar:2009-05-27;359.

MATO GROSSO. Lei Complementar nº 359, de 27 de maio de 2009, 2024. Lei Complementar nº 796, de 2024. Altera a composição da Região Metropolitana do Vale do Rio Cuiabá. Dispo-

nível em: https://www.al.mt.gov.br/norma-juridica/urn:lex:br;mato.grosso:estadual:lei.complementar:2024-06-26;796.

MILVERSTET, Matheus Setubal; FACHINELLO, Arlei Luiz. Análise da concentração produtiva na agropecuária catarinense no período de 1996 a 2016. *Textos de Economia*, Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), v. 22, n. 1, p. 170–203, jul. 2019. ISSN 0103-6017. DOI: 10.5007/2175-8085.2019v22n1p170. Disponível em: http://dx.doi.org/10.5007/2175-8085.2019V22N1P170.

PARRÉ, José Luiz; CHAGAS, André Luis Squarize. Determinants of agricultural diversification in Brazil: a spatial econometric analysis. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, Springer Science e Business Media LLC, v. 15, n. 2, p. 173–195, jan. 2022. ISSN 1864-404X. DOI: 10.1007/s12076-021-00295-0. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1007/s12076-021-00295-0.

PIEDRA-BONILLA, Elena Beatriz; BRAGA, Cicero; BRAGA, Marcelo José. Diversificação agropecuária: conceitos e estatísticas no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, Revista de Economia e Agronegocio - REA, v. 18, n. 2, p. 1–28, nov. 2020. ISSN 1679-1614. DOI: 10.25070/rea.v18i1.9501. Disponível em: http://dx.doi.org/10.25070/rea.v18i1.9501.

PIELOU, E. C. The measurement of diversity in different types of biological collections. *Journal of Theoretical Biology*, v. 13, p. 131–144, 1966. DOI: 10.1016/0022-5193(66)90013-0.

PINGALI, Prabhu L. From Subsistence to Commercial Production Systems: The Transformation of Asian Agriculture. *In:* AMERICAN Journal of Agricultural Economics. 1997. v. 79. p. 628–634.

PIRES, Murilo. O grau de heterogeneidade da estrutura agrícola da região Centro-Oeste segundo os censos agropecuários de 1995, 2006 e 2017. *Revista Econômica do Nordeste*, Banco do Nordeste do Brasil S/A, v. 52, n. 3, p. 83–94, ago. 2021. ISSN 0100-4956. DOI: 10.61673/ren.2021.1250. Disponível em: http://dx.doi.org/10.61673/ren.2021.1250.

RECKLING, Moritz *et al.* Diversification for sustainable and resilient agricultural landscape systems. *Agronomy for Sustainable Development*, Springer Science e Business Media LLC, v. 43, n. 4, jul. 2023. ISSN 1773-0155. DOI: 10.1007/s13593-023-00898-5. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1007/s13593-023-00898-5.

REIS, Eustáquio José *et al.* Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. *In:* ANAIS do 1º Simpósio Brasileiro de Cartografia Histórica. Paraty, RJ, 2011. p. 1–22. Disponível em: https://www.ufmg.br/rededemuseus/crch/simposio/REIS_EUSTAQUIO_JOSE_R_ET_AL.pdf.

RICHARDS, Peter *et al.* Soybean Development: The Impact of a Decade of Agricultural Change on Urban and Economic Growth in Mato Grosso, Brazil. *PLoS ONE*, v. 10, n. 4, e0122510, 2015. DOI: 10.1371/journal.pone.0122510.

SAMBUICHI, Regina Helena Rosa *et al. Diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil: uma análise econométrica baseada no cadastro da Declaração de Aptidão ao PRONAF (DAP)*. Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/6678.

SCHNEIDER, Sérgio. Reflexões sobre diversidade e diversificação: agricultura, formas familiares e desenvolvimento rural. *RURIS (Campinas, Online)*, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas - UNICAMP, v. 4, n. 1, maio 2012. ISSN 2317-1480. DOI: 10.53000/rr.v4i1.708. Disponível em: http://dx.doi.org/10.53000/rr.v4i1.708.

SHANNON, Claude E. A Mathematical Theory of Communication. *The Bell System Technical Journal*, v. 27, n. 3, p. 379–423, 1948. DOI: 10.1002/j.1538-7305.1948.tb01338.x.

SHARMA, Simran; SHASTRI, Swati. Unveiling patterns and drivers of agricultural diversification: empirical findings from farm households in Kaithal district of Haryana in India. *International Journal of Social Economics*, Emerald, v. 52, n. 10, p. 1447–1462, jan. 2025. ISSN 1758-6712. DOI: 10.1108/ijse-12-2023-0963. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1108/ijse-12-2023-0963.

SIMPSON, Edward H. Measurement of Diversity. *Nature*, v. 163, n. 4148, p. 688, 1949. DOI: 10.1038/163688a0.

SOUZA, Gabriela Coellho de; AMARAL, Cleomara Nunes do. Política territorial e os agricultores tradicionais do território da Baixada Cuiabana, Mato Grosso. *Guaju*, Universidade Federal do Parana, v. 1, n. 1, p. 64, jun. 2015. ISSN 2447-4096. DOI: 10.5380/guaju.v1i1.43431. Disponível em: http://dx.doi.org/10.5380/guaju.v1i1.43431.

STEGE, Alysson Luiz; BACHA, Carlos José Caetano. Clusters espaciais de "agriculturalização" no meio rural de alguns estados brasileiros. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, FapUNIFESP (SciELO), v. 58, n. 3, 2020. ISSN 0103-2003. DOI: 10.1590/1806-9479.2020.191298. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1806-9479.2020.191298.

TACCONI, Francesco *et al.* Drivers and constraints of on-farm diversity. A review. *Agronomy for Sustainable Development*, v. 42, n. 2, 2022. DOI: 10.1007/s13593-021-00736-6.

THEIL, Henri. *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North-Holland, 1967.

TIMMER, C. Peter. The Agricultural Transformation. *In: Handbook of Development Economics*. Edição: Hollis Chenery e T. N. Srinivasan. Elsevier, 1988. v. 1, p. 275–331.

VIEIRA JÚNIOR, Pedro Abel; FIGUEIREDO, Eliana Valéria Covolan; REIS, Júlio César dos. Alcance e limites da agricultura para o desenvolvimento regional: o caso de Mato Grosso. *In: O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Edição: Antônio Márcio Buainain. Embrapa, Brasília, DF, jan. 2014. p. 1125–1156. Capítulo 36. Disponível em: https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/bitstream/doc/1005889/1/cpamt2014reisagriculturadesenvolvimentoregionalmt.pdf.