



Resiliência Econômica, Reestruturação Produtiva e Complexidade Econômica: uma análise aplicada às Regiões Imediatas Brasileiras (2010–2023)

Victor Gustavo Santana Silva¹
Elton Eduardo Freitas²
Igor Santos Tupy³

Resumo: Esta pesquisa investiga os determinantes da resiliência econômica regional no Brasil entre 2010 e 2023, período marcado por choques recessivos e pela pandemia de COVID-19. Parte-se da premissa de que a resiliência é dinâmica e condicionada pela estrutura produtiva regional, com atenção especial à indústria, à diversificação e à complexidade econômica. O objetivo é analisar como especialização, diversidade setorial e capacidades produtivas mensuradas pelo Índice de Complexidade Econômica (ECI) afetam a capacidade de resistência e recuperação das Regiões Imediatas brasileiras. A metodologia combina análise descritiva e modelagem econométrica dinâmica, com dados em painel e estimador System GMM, a fim de tratar endogeneidade e capturar convergência. Os principais resultados indicam que a complexidade econômica constitui determinante central da resiliência regional, que os efeitos da especialização e da diversificação são não lineares e dependem do nível de sofisticação produtiva, e que há convergência na resiliência, acompanhada de forte persistência nos processos de reestruturação produtiva. Conclui-se que a construção da resiliência regional depende da sofisticação produtiva. Políticas de desenvolvimento devem ir além da diversificação setorial, priorizando o fortalecimento de ecossistemas de inovação, o adensamento de cadeias produtivas e a acumulação de capacidades locais, ampliando as opções adaptativas dos territórios diante de choques futuros.

Palavras-chave: Resiliência Econômica Regional; Complexidade Econômica; Diversificação Industrial; System-GMM.

Economic Resilience, Productive Restructuring, and Economic Complexity: an applied analysis of Brazilian Immediate Regions (2010–2023)

Abstract: This study examines the determinants of regional economic resilience in Brazil between 2010 and 2023, a period marked by recessionary shocks and the COVID-19 pandemic. It departs from the premise that resilience is dynamic and conditioned by regional productive structures, with particular attention to industry, diversification, and economic complexity. The objective is to analyze how specialization, sectoral diversity, and productive capabilities measured by the Economic Complexity Index (ECI) affect the ability of Brazilian Immediate Regions to withstand and recover from shocks. The methodology combines descriptive analysis and dynamic econometric modelling, using panel data and the System-GMM estimator to address endogeneity and capture convergence. The main results show that economic complexity is a central determinant of regional resilience, that the effects of specialization and diversification are non-linear and depend on the level of productive sophistication, and that there is convergence in resilience alongside strong persistence in structural reallocation processes. The study concludes that building regional resilience depends on productive sophistication. Development policies should go beyond sectoral diversification, prioritizing the strengthening of innovation ecosystems, the deepening of productive linkages, and the accumulation of local capabilities, thereby expanding the adaptive options available to territories when facing future shocks.

Keywords: Regional Economic Resilience; Economic Complexity; Industrial Diversification; System-GMM.

Código JEL: O4; R11

Área Temática: 1.4 Padrões de especialização produtiva e desenvolvimento

¹ Mestre em Economia na Universidade Federal de Sergipe.

² Professor Adjunto na Universidade Federal de Sergipe. E-mail: elton.freitas@academico.ufs.br

³ Técnico de Planejamento e Pesquisa no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

1. Introdução

A literatura internacional em Economia Regional ampliou o interesse sobre a noção de resiliência econômica após a crise financeira de 2008, ao evidenciar que choques de magnitude semelhante produzem impactos territoriais distintos. Esse resultado revelou heterogeneidades estruturais na capacidade de resistir, recuperar-se e adaptar-se, abrindo espaço para novas interpretações sobre dinâmica regional sob incerteza. No Brasil, o período recente foi marcado por choques políticos, econômicos e sanitários, como a recessão de 2014–2016 e a pandemia de COVID-19, que afetaram a produção e o mercado de trabalho de forma desigual no território. Esse contexto oferece oportunidade para investigar quais elementos condicionam a capacidade adaptativa das regiões brasileiras.

Entre os determinantes examinados pela literatura, destacam-se as características da base produtiva, notadamente a especialização setorial, a diversificação e a presença de capacidades produtivas relacionadas à complexidade econômica. A hipótese subjacente é que a estrutura produtiva opera como condicionante central da resposta regional a choques, modulando tanto a intensidade das perdas quanto o ritmo de recuperação.

Este artigo contribui a esse debate ao analisar o papel da estrutura produtiva na resiliência das Regiões Imediatas brasileiras entre 2010 e 2023. A análise mobiliza três dimensões: (i) especialização, medida pelo Quociente Locacional; (ii) diversidade, medida pelos índices de Shannon e Herfindahl-Hirschman; e (iii) complexidade econômica, mensurada por meio de adaptação subnacional do Índice de Complexidade Econômica (ECI). O emprego dessas métricas permite avaliar como diferentes configurações produtivas condicionam a capacidade regional de resistir, recuperar-se e reorientar-se após choques.

A contribuição do estudo é dupla. Primeiro, oferece evidências inéditas para o recorte espacial das Regiões Imediatas, captando heterogeneidades intraestaduais frequentemente ocultas em agregações mais amplas. Segundo, articula a literatura de resiliência econômica à abordagem de complexidade, interpretando esta como forma de “diversificação sofisticada”, que qualifica a diversidade pelo conteúdo de conhecimento e pelas capacidades produtivas associadas. A análise empírica revela que a complexidade opera como condicionante estrutural relevante, modulando os efeitos da especialização e da diversidade sobre a resiliência regional.

Metodologicamente, o estudo combina análise descritiva com modelagem econométrica dinâmica em painel. Utilizam-se dados anuais para 2010–2023 e estimador System-GMM a fim de tratar endogeneidade e persistência temporal. A resiliência é mensurada por desempenho relativo do emprego formal e complementada por indicador de reestruturação produtiva baseado no Índice de Lilien.

Os resultados indicam que a complexidade econômica exerce efeito positivo e significativo sobre a resiliência, enquanto a especialização e a diversidade exibem efeitos condicionados pelo nível de sofisticação produtiva. Observa-se ainda convergência na resiliência e persistência nos processos de reestruturação setorial. Esses achados dialogam com a literatura evolucionária e sugerem que políticas regionais voltadas à construção da resiliência devem priorizar o acúmulo de capacidades tecnológicas e institucionais, e não apenas a diversificação setorial.

2. Literatura Relacionada

O objetivo desta seção é sistematizar os referenciais conceituais e empíricos que embasam a análise da relação entre resiliência econômica regional e estrutura produtiva no Brasil, com ênfase no papel da complexidade econômica no período 2010–2023. Parte-se da literatura de Economia Regional e Geografia Econômica, que desenvolveu o conceito de resiliência como processo dinâmico, multidimensional e dependente da trajetória, articulando dimensões de resistência, recuperação, reorientação e renovação, em diálogo com abordagens evolucionárias e institucionais. Em seguida, discutem-se os principais indicadores empregados para mensuração da resiliência em nível subnacional, destacando medidas relativas de desempenho, trajetórias temporais e convergência entre regiões. Avança-se, então, para o exame da estrutura produtiva enquanto condicionante central da resposta regional a choques, considerando as tensões entre especialização e diversidade, bem como o modo como tais dimensões se manifestam em contextos de fragilidade ou fortalecimento produtivo. A seção seguinte

introduz o conceito de complexidade econômica, entendido como uma forma de “diversificação sofisticada”, capaz de qualificar a diversidade pelo conteúdo de conhecimento e pelas capacidades produtivas associadas, explicitando os canais por meio dos quais a complexidade pode ampliar a resiliência regional. Apresentam-se ainda evidências aplicadas ao caso brasileiro, com destaque para o papel da indústria, para os padrões territoriais de sofisticação produtiva e para as implicações desses arranjos na heterogeneidade das respostas a choques recentes.

2.1. Conceitos de resiliência econômica regional

A noção de resiliência econômica regional emergiu como uma das principais categorias analíticas para compreender as diferentes capacidades dos territórios em enfrentar choques e transformações estruturais. Em um contexto de incertezas multidimensionais econômicas, políticas, sociais, ambientais e geopolíticas, o conceito tornou-se central tanto para a literatura acadêmica quanto para a formulação de políticas públicas de desenvolvimento regional (PIKE; DAWLEY; TOMANEY, 2010; SIMMIE; MARTIN, 2010).

O debate ganhou força após a crise financeira global de 2008, que evidenciou a vulnerabilidade de economias altamente integradas a cadeias produtivas internacionais e expôs a heterogeneidade das respostas regionais a choques externos (BRISTOW, 2010). No Brasil, o período 2010–2023 foi particularmente marcado por dois choques sistêmicos relevantes, a recessão de 2014/2016 e a pandemia de COVID-19, ambos com impactos espaciais assimétricos sobre emprego, renda e produção (HILL; WIAL; WOLMAN, 2008; MARTIN et al., 2016). Esses episódios destacaram a importância da resiliência como lente interpretativa das desigualdades regionais.

Inicialmente, a resiliência foi abordada de forma estática, enfatizando a ideia de resistência, isto é, a capacidade de absorção do impacto inicial de uma crise. Posteriormente, o conceito evoluiu para uma visão dinâmica e multidimensional, que incorpora diferentes dimensões interligadas (MARTIN; SUNLEY, 2015; BRISTOW; HEALY, 2018, 2020): i) resistência, intensidade da queda inicial em indicadores como PIB e emprego, mensurando a sensibilidade da economia ao choque; ii) recuperação, velocidade e extensão do retorno à trajetória pré-crise; iii) reorientação, capacidade de promover ajustes na estrutura setorial, tecnológica e ocupacional em resposta ao choque; iv) renovação, retomada de uma trajetória de crescimento, seja pelo retorno ao patamar anterior, seja pela redefinição em direção a um novo nível de desenvolvimento.

Alguns autores acrescentam ainda uma quinta dimensão, o desempenho econômico anterior, que funciona como base para a capacidade de resposta, influenciado por fatores como estrutura produtiva, competitividade, inovação, base de habilidades, instituições e governança (MOURA et al., 2022).

Essa abordagem tem raízes em três tradições teóricas, a ecologia de sistemas, que introduziu o conceito de resiliência como capacidade de absorção de distúrbios (HOLLING, 1973), a economia evolucionária, que ressaltou a importância da trajetória dependente e da variedade relacionada (BOSCHMA, 2015), e a geografia econômica institucional, que destacou o papel da coordenação público-privada e da qualidade da governança na modulação dos efeitos de crises (PIKE; DAWLEY; TOMANEY, 2010; DAVIES, 2011).

A literatura distingue ainda choques exógenos, entendidos como eventos inesperados e externos ao sistema econômico regional, como crises financeiras globais, pandemias, conflitos armados, desastres naturais, e choques endógenos, associados a fragilidades estruturais internas, como mudanças políticas abruptas, falhas institucionais, crises fiscais locais (SIMMIE; MARTIN, 2010; MARTIN, 2012).

As respostas a esses choques variam segundo a tradição teórica. A visão keynesiana enfatiza políticas fiscais expansionistas e estímulos à demanda (BLANCHARD, 2017), a abordagem neoclássica prioriza ajustes de mercado e reformas estruturais, alertando para riscos fiscais e inflacionários (BARRO, 2009), enquanto a teoria dos ciclos reais interpreta choques como impulsos que podem reconfigurar a economia de forma eficiente (KYDLAND; PRESCOTT, 1982). Com a intensificação da globalização, a velocidade e a amplitude da transmissão de choques aumentaram, e os impactos passaram a depender de fatores como grau de inserção externa, composição setorial e capacidades institucionais (BOSCHMA, 2015).

A trajetória da literatura pode ser organizada em três fases principais: i) anos 2000, foco em

resistência, com ênfase na mensuração da queda do PIB e do emprego durante crises; ii) período pós-2008, foco em adaptação, com incorporação de variáveis institucionais, de inovação e de políticas públicas, refletindo capacidade de reorientação das economias (BOSCHMA, 2015); iii) fase recente, foco em transformação, com atenção à capacidade de renovação, isto é, a mudanças estruturais que permitem redefinir trajetórias de desenvolvimento de longo prazo (BRISTOW; HEALY, 2020).

A Figura 1 ilustra trajetórias possíveis pós-choque (MOURA et al., 2022). No cenário A (alta resiliência adaptativa), a economia não apenas se recupera, mas supera o nível pré-crise (“*bouncing forward*”). No cenário B (resiliência moderada), há retorno parcial, próximo ao nível anterior, sem avanços estruturais significativos. No cenário C (baixa resiliência), a economia não consegue se recuperar plenamente, entrando em trajetória descendente. Essas trajetórias mostram que economias regionais com características estruturais aparentemente semelhantes podem reagir de formas muito distintas a um mesmo choque, em função de suas bases produtivas, institucionais e inovativas.

Figura 1 - Tipos de resiliência para uma região sob choque



Fonte: Moura et al. (2022).

Assim, a resiliência econômica regional pode ser entendida como a capacidade de absorver impactos adversos, recuperar-se em diferentes velocidades e graus, reorientar sua estrutura produtiva e institucional e, eventualmente, renovar sua trajetória de desenvolvimento. Trata-se, portanto, de um conceito que vai além da simples resistência, incorporando adaptação e transformação, fundamentais para explicar a heterogeneidade das respostas regionais frente a crises (MARTIN; SUNLEY, 2020).

2.2. Estrutura produtiva e resiliência: especialização e diversidade

A estrutura produtiva regional condiciona a capacidade de absorção, adaptação e transformação frente a choques econômicos. Nesse contexto, as dimensões de especialização e diversidade ocupam lugar central no debate sobre resiliência regional, tanto por seus mecanismos microeconômicos associados, como externalidades, encadeamentos e aprendizado, quanto por suas implicações macroestruturais de médio e longo prazos (HIRSCHMAN, 1958; KRUGMAN, 1991; IAMMARINO; RODRÍGUEZ-POSE; STORPER, 2019).

A especialização setorial é usualmente aproximada pelo Quociente Locacional (QL), que compara a participação de um setor no emprego, ou produto, de uma região à média nacional. Em termos analíticos, valores de QL superiores a 1 sinalizam concentração relativa. Seus efeitos sobre a resiliência, entretanto, são ambíguos. De um lado, a hiperespecialização em atividades voláteis, como commodities intensivas em recursos naturais ou segmentos dependentes de ciclos exógenos de demanda, tende a amplificar choques, concentrando risco e limitando as possibilidades de realocação produtiva (AUTY, 1993; IAMMARINO; RODRÍGUEZ-POSE; STORPER, 2019). De outro, quando ancorada em setores

dinâmicos, com fortes encadeamentos para trás e para frente e elevado potencial de difusão tecnológica, a especialização pode sustentar trajetórias de recuperação mais rápidas e favorecer transformações estruturais (HIRSCHMAN, 1958; DORAN; FINGLETON, 2016).

Esse duplo efeito remete ao contraste clássico entre as externalidades MAR/Porter (Marshall–Arrow–Romer), que salientam ganhos estáticos de produtividade e aprendizado intra-setorial, e as externalidades de Jacobs, para as quais a vitalidade urbana e setorial diversificada fomenta inovação por recombinação (JACOBS, 1969; GLAESER et al., 1992). Em outras palavras, a especialização pode gerar eficiência estática e ganhos de curto prazo, mas, isoladamente, tende a reduzir o leque de opções para ajustes em períodos de choque.

A diversidade produtiva, por sua vez, é entendida como a dispersão do emprego, ou do produto, entre diferentes atividades econômicas. Em termos de mensuração, são recorrentes os índices de Shannon, associados à diversidade, e de Herfindahl–Hirschman (HHI), associados à concentração. Diversidade elevada atua como seguro de portfólio, pois choques negativos em determinados setores tendem a ser compensados por estabilidade ou crescimento em outros, reduzindo a volatilidade agregada do emprego e da renda (IMBS; WACZIARG, 2003). Além do efeito estático de mitigação de risco, a diversidade amplia interações e fluxos de conhecimento, facilitando adaptações organizacionais e tecnológicas, mecanismo intimamente ligado à inovação e à renovação de trajetórias (JACOBS, 1969; RODRIK, 2007).

Contudo, nem toda diversidade é igualmente eficaz para fins de resiliência. Uma base setorial heterogênea, mas formada majoritariamente por atividades de baixa sofisticação tecnológica e fracos encadeamentos locais, pode oferecer proteção limitada contra choques mais profundos e, sobretudo, contribuir pouco para trajetórias de crescimento sustentado. Evidências recentes para o Brasil sugerem que regiões mais diversificadas e com melhores encadeamentos experimentaram quedas mais moderadas e retomadas mais céleres em crises recentes, ao passo que estruturas fortemente concentradas em segmentos primários apresentaram maior persistência de perdas (TUPY; SILVA; CROCCO, 2018).

Em síntese, a especialização pode fortalecer ou fragilizar a resiliência, a depender da natureza do setor e de seus encadeamentos, enquanto a diversidade tende a reduzir a vulnerabilidade agregada e a ampliar margens de ajuste. Todavia, os efeitos de cada dimensão isoladamente são condicionados pela qualidade das atividades que compõem a base produtiva. Essa qualificação é captada, neste estudo, pelo conceito de complexidade econômica, entendido como uma forma de diversificação sofisticada, tema da seção seguinte (HAUSMANN et al., 2007; HIDALGO; HAUSMANN, 2009; HAUSMANN et al., 2014).

2.3. Complexidade econômica como “diversificação sofisticada”

A literatura de complexidade econômica interpreta a estrutura produtiva como manifestação observável de um estoque de capacidades tácitas e explícitas incorporadas em trabalhadores, firmas, instituições e redes de fornecedores. Tais capacidades permitem realizar um conjunto amplo e sofisticado de atividades (HIDALGO; HAUSMANN, 2009; HAUSMANN et al., 2014). Diferentemente da mera contagem de setores, a complexidade qualifica a diversidade pelo conteúdo de conhecimento e pela sofisticação tecnológica embutidos nas atividades presentes em determinado território, motivo pelo qual pode ser entendida como diversificação sofisticada.

Do ponto de vista de mensuração, o Índice de Complexidade Econômica (ECI) combina informações sobre diversidade, quantidade de produtos ou atividades em que um território revela vantagem, e ubiquidade, grau de difusão desses produtos ou atividades entre os territórios, resultando em uma medida do conhecimento produtivo incorporado (HIDALGO; HAUSMANN, 2009). Em aplicações subnacionais, adaptações do ECI a bases de emprego e indústria têm sido utilizadas para capturar a sofisticação das redes produtivas locais, que refletem não apenas a composição setorial, mas também a presença de serviços de apoio, capital humano e arranjos institucionais (FREITAS, 2019; CRISTELLI; GABRIELI; PIETRONERO, 2015; ALBEAIK et al., 2017; FREITAS et al., 2023; FREITAS; BRITTO; AMARAL, 2024). Resultados internacionais e nacionais indicam que portfólios mais complexos estão associados a maior previsibilidade do crescimento e a menor volatilidade, atributos compatíveis com a ideia de resiliência (HAUSMANN et al., 2014; CRISTELLI et al., 2015).

A conexão entre complexidade e resiliência pode ser entendida por três canais analíticos principais. Primeiro, a realocação eficiente de fatores, já que portfólios complexos ampliam o valor de opção do sistema, disponibilizando atividades adjacentes que requerem menores custos de reconversão de capital físico e humano, o que acelera ajustes diante de choques (HAUSMANN; RODRIK, 2003; HAUSMANN et al., 2014). Segundo, a elasticidade dos encadeamentos, uma vez que bases complexas tendem a dispor de teias densas de fornecedores e serviços especializados, o que amortece rupturas e facilita recombinações quando elos específicos são afetados (HIRSCHMAN, 1958; CONTENT; DE PROPRIIS, 2014). Terceiro, a plasticidade de trajetória, pois ambientes mais complexos preservam caminhos alternativos de crescimento e são mais propensos ao bouncing forward após choques, descobrindo e escalando novas combinações tecnológicas a partir de capacidades já existentes (BOSCHMA, 2015; MARTIN et al., 2016; HAUSMANN et al., 2014).

Esses mecanismos permitem qualificar os resultados discutidos na seção anterior. Enquanto a diversidade reduz a vulnerabilidade por meio do efeito portfólio, a complexidade indica quão útil é essa diversidade para sustentar ajustes adaptativos e transformações com ganhos de produtividade. Assim, uma economia pode ser relativamente diversificada e, ainda assim, pouco resiliente, caso sua diversidade esteja concentrada em atividades de baixa sofisticação e fracos encadeamentos. Por outro lado, uma base produtiva com diversificação sofisticada tende a apresentar maior estabilidade dinâmica e melhores perspectivas de retomada e renovação após choques (HAUSMANN et al., 2014; CRISTELLI et al., 2015).

Para o caso brasileiro, há evidências de que estruturas industriais diversificadas e com maior sofisticação exibiram quedas menos profundas e recuperações mais rápidas ao longo de crises recentes, ao passo que configurações hiperespecializadas em segmentos primário-exportadores foram mais vulneráveis e apresentaram maior persistência de perdas (TUPY et al., 2021; DINIZ, 2006; CEPAL, 2008). A literatura clássica e contemporânea sobre o papel da indústria reforça esse diagnóstico, na medida em que setores manufatureiros, sobretudo os intensivos em conhecimento e com encadeamentos intersetoriais robustos, operam como vetores de difusão tecnológica e de crescimento agregado, com efeitos positivos sobre produtividade e emprego (KALDOR, 1957, 1966; CHENERY, 1960).

Neste artigo, a complexidade é empregada como métrica central para qualificar a diversidade regional, por meio do ECI aplicado a dados subnacionais, o que permite contrastar empiricamente três dimensões: especialização (via QL), diversidade (via Shannon/HHI) e complexidade (via ECI). A estratégia empírica desloca o foco da dicotomia “especialização vs. diversidade” para a avaliação de como a diversidade é estruturada, se predominantemente em atividades de baixa sofisticação, com menor potencial adaptativo, ou em atividades intensivas em capacidades, com maior potencial de ajuste e transformação. Essa distinção é fundamental para interpretar a heterogeneidade de respostas regionais a choques e fundamenta, adiante, as implicações de política econômica voltadas à diversificação qualificada, ao fortalecimento de encadeamentos e ao acúmulo de capacidades.

3. Dados e estratégia empírica

3.1. Construção das variáveis

O universo de análise compreende todas as Regiões Imediatas definidas pelo IBGE na Divisão Regional do Brasil em Regiões Imediatas e Intermediárias (IBGE, 2017). Adota-se a malha fixa de Regiões Imediatas do IBGE para todo o horizonte 2010–2023, agregando informações municipais por meio de chave de correspondência município–região. Esse procedimento garante comparabilidade temporal, com a ressalva de que eventuais mudanças de limites municipais não afetam as fronteiras das Regiões Imediatas, que permanecem constantes ao longo do período (IBGE, 2017).

O recorte temporal 2010–2023 é definido pela disponibilidade e consistência das bases de emprego (RAIS), de estatísticas municipais (IBGE) e de comércio exterior (ComexStat), bem como pela necessidade de abranger dois episódios relevantes de choque na economia brasileira, a recessão de 2014/2016 e a pandemia de COVID-19 em 2020, ainda que a modelagem não dependa de um único marco específico de choque.

As variáveis são construídas a partir de microdados e estatísticas anuais agregadas para cada

Região Imediata i e ano t . Todas as medidas setoriais utilizam a CNAE 2.0; quando indicado, restringem-se às divisões 05–33 (indústrias extrativas e de transformação) para caracterizar a estrutura industrial.

A operacionalização do conceito de resiliência econômica regional requer uma medida que capture a capacidade de um território de mitigar os efeitos de um choque exógeno e se recuperar em relação a um benchmark. Seguindo a tradição metodológica consolidada por Martin (2012) e amplamente adotada em estudos empíricos recentes (GIANNAKIS; BRUGGEMAN, 2017a; MUŠTRA et al., 2023), elege-se a dinâmica do emprego formal como métrica central para aferir a resiliência. A opção pelo emprego, em detrimento do produto interno bruto (PIB), justifica-se por sua maior sensibilidade em capturar o impacto social dos ciclos econômicos, refletindo de forma mais imediata o bem-estar da população frente a perturbações (FINGLETON et al., 2012).

O indicador de resiliência empregado mensura o desempenho relativo da região, ou seja, avalia se a taxa de crescimento (ou declínio) do emprego em um território foi superior ou inferior à taxa observada para o agregado nacional no mesmo período. Essa comparação direta permite isolar o efeito idiossincrático regional do componente cíclico comum à economia nacional. Formalmente, o Índice de Resiliência Econômica Regional para a região i no ano t é dado por:

$$Resiliência_{i,t} = \frac{\left(\frac{Emp_{it} - Emp_{i,t-1}}{Emp_{i,t-1}}\right) - \left(\frac{Emp_{ct}^{BR} - Emp_{c,t-1}^{BR}}{Emp_{c,t-1}^{BR}}\right)}{\left|\left(\frac{Emp_{ct}^{BR} - Emp_{c,t-1}^{BR}}{Emp_{c,t-1}^{BR}}\right)\right|} \quad (1)$$

em que: Emp_{it} e $Emp_{i,t-1}$ representam o emprego formal total na região i nos anos t e $t - 1$, respectivamente; Emp_{ct}^{BR} e $Emp_{c,t-1}^{BR}$ representam o emprego formal total no Brasil nos anos t e $t - 1$.

Um valor positivo do índice ($Resiliência_{i,t} > 0$) indica desempenho superior da região em relação à média nacional, refletindo maior resistência durante crises (menores perdas de emprego) ou maior dinamismo em expansões (ganhos mais elevados). Inversamente, um $Resiliência_{i,t} < 0$ sinaliza desempenho inferior, denotando maior vulnerabilidade à recessão ou menor capacidade de crescimento. Por fim, $Resiliência_{i,t} = 0$ equivale a um desempenho igual à média nacional.

O Índice de Lilien, proposto originalmente por Lilien (1982) e adaptado para este estudo, é utilizado para mensurar a reestruturação produtiva regional, refletindo a intensidade das mudanças na composição setorial do emprego de uma região ao longo do tempo. Diferente da aplicação tradicional que foca em realocações setoriais, a adaptação aqui empregada captura transformações de mais longo prazo na estrutura econômica da região.

Na prática, o índice adaptado compara a trajetória de especialização produtiva de cada região com sua própria estrutura passada. Para isso, calcula-se o quanto a participação setorial no emprego regional se desviou de um cenário de estabilidade relativa, ponderando esses desvios pela importância de cada setor. Desvios significativos indicam que a região passou por um processo relevante de transformação estrutural em seu perfil produtivo, seja por ganhos de competitividade em novos setores, seja por declínio em atividades tradicionais.

Essa medida é interpretada como uma *proxy* para a resiliência adaptativa da região, uma vez que mudanças profundas na estrutura produtiva estão frequentemente associadas à capacidade de se adaptar a novas condições econômicas, tecnológicas ou institucionais. Um valor mais elevado para o índice sinaliza maior dinamismo e capacidade de reorientação econômica, enquanto um valor mais baixo sugere maior estabilidade ou inércia estrutural. A fórmula do índice é expressa como:

$$LIL_{i,t} = \sqrt{\sum_{k=1}^c s_{i,t-1,k} (g_{i,t,k} - g_{i,t})^2} \quad (2)$$

em que: $LIL_{i,t}$: índice de reestruturação de Lilien para a região i entre $t - 1$ e t ; $s_{i,t-1,k}$: participação do setor k no emprego regional no período base $t - 1$; $g_{i,t,k}$: taxa de crescimento setorial em termos de diferença de logaritmos; $g_{i,t}$: taxa de crescimento do emprego total regional.

O Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) é amplamente utilizado na literatura para mensurar o grau de concentração ou diversificação setorial de uma economia regional. Originalmente empregado para avaliar o nível de concentração de mercado, o índice tem sido amplamente aplicado em estudos de economia regional para identificar a quão diversificada é a estrutura produtiva de um território (Eraydin, 2016). A fórmula do índice é dada por:

$$HHI_{i,t} = \sum_{k=1}^c s_{i,t,k}^2 \quad (3)$$

em que: $HHI_{i,t}$: índice de concentração da região i no ano t ; $s_{i,t,k}$: participação do setor k no emprego total da região i no ano i .

Já o Índice de Shannon (ROSWELL, 2021), originalmente derivado da teoria da informação, é uma das medidas mais consagradas para quantificar a diversidade em estudos ecológicos e, por analogia, em economia regional. Sua aplicação permite mensurar a diversificação setorial com base na distribuição do emprego entre diferentes atividades.

Conforme Roswell, Dushoff e Winfree (2021), a grande vantagem do Índice de Shannon em relação a medidas mais simples, como a contagem de setores, é a capacidade de capturar simultaneamente o número de setores presentes e a uniformidade da distribuição do emprego entre eles. Um valor elevado é obtido quando uma região possui muitos setores e nenhum deles domina excessivamente a estrutura produtiva. Essa propriedade torna o índice particularmente adequado para estudos de resiliência econômica, uma vez que uma base produtiva diversificada e balanceada é comumente associada a maior capacidade de absorver e se adaptar a choques setoriais específicos (BRISTOW; HEALY, 2014).

$$H_{i,t} = - \sum_{k=1}^c p_{i,t,k} \ln(p_{i,t,k}) \quad (4)$$

em que: $H_{i,t}$: Índice de Shannon da região imediata i no ano t ; $p_{i,t,k}$: Participação do setor k no emprego total da região i no ano t ; c : Número de setores considerados.

Em que, quanto maior o valor de $H_{i,t}$, maior a diversidade setorial da região. Um valor igual a zero indica uma concentração absoluta (todo o emprego concentrado em um único setor). À medida que o emprego se distribui de forma mais uniforme por um maior número de setores, o valor do índice aumenta. Em conjunto com o Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), o Shannon permite uma caracterização mais rica da estrutura produtiva, distinguindo entre diversidade equilibrada e concentração.

O quociente locacional (QL) foi utilizado para capturar o grau de especialização setorial das Regiões Imediatas. Trata-se de um indicador amplamente empregado na literatura de economia regional, justamente por sua simplicidade de cálculo e pela capacidade de comparar a estrutura produtiva de diferentes localidades. Sua fórmula é:

$$QL_{i,k,t} = \frac{\frac{Emp_{i,k,t}}{Emp_{i,t}}}{\frac{Emp_{k,t}}{Emp_t}} \quad (5)$$

em que: $Emp_{i,k,t}$ é o emprego total do setor k , na região i , no ano t ; $Emp_{i,t}$ é o emprego total na região i , no ano t ; $Emp_{k,t}$ é o emprego total do setor k , no ano t no Brasil; Emp_t é o emprego total no Brasil no ano t . A interpretação do QL é direta: $QL_{i,k,t} > 1$: indica que o setor possui maior participação no emprego regional do que na média nacional, sugerindo especialização produtiva local; $QL_{i,k,t} < 1$: indica que o setor tem importância relativa menor na região do que no país, sugerindo sub-representação; $QL_{i,k,t} = 1$: indica que a importância relativa do setor na região é igual à sua participação média nacional.

A complexidade econômica regional foi mensurada por meio do Índice de Complexidade Econômica (ECI), calculado com dados de emprego a partir da plataforma DataViva, seguindo a proposta metodológica de Freitas (2019), Freitas et al. (2023) e Freitas, Britto e Amaral (2024).

O índice é construído com base na adaptação do método originalmente formulado por Hidalgo e Hausmann (2009), combinando duas dimensões: Diversidade: número de setores nos quais a região apresenta vantagem comparativa revelada (VCR); Ubiquidade: número de regiões que também possuem atividade relevante no mesmo setor.

Regiões mais complexas são aquelas que apresentam maior diversidade de atividades e se especializam em setores menos ubíquos, associados a maior sofisticação e dificuldade de reprodução. Para fins de comparabilidade, os valores do ECI são normalizados em escala de 0 a 100 pelo procedimento max–min, de forma que o menor valor observado no período corresponda a 0 e o maior a 100. Paralelamente, elabora-se um ranking anual do ECI, no qual as regiões são ordenadas conforme seus valores brutos, da mais complexa (posição 1) à menos complexa (posição N). Esse ranking evidencia a posição relativa de cada região na hierarquia nacional de complexidade econômica e permite acompanhar sua ascensão ou queda na “escada” da sofisticação produtiva ao longo do tempo, independentemente da variação absoluta do índice.

As variáveis a seguir são incluídas como controles, de modo a reduzir vieses de omissão e garantir maior robustez às estimativas, embora não constituam foco central da análise: PIB per capita real (ln): deflacionado por IPCA (base 2020); População (ln); Corrente de comércio: Participação da soma de exportações e importações municipais sobre o PIB, agregada à região; Capital Humano: participação do emprego formal com ensino superior (RAIS), proxy de capital humano.

3.2 Fontes e dicionário de dados

A base de dados construída contempla informações anuais de todas as regiões imediatas brasileiras entre 2010 e 2023. As variáveis capturam diferentes dimensões da resiliência econômica, abrangendo aspectos de emprego formal, estrutura produtiva, complexidade econômica, desempenho macroeconômico, inserção externa e características demográficas.

As principais fontes de dados utilizadas foram: RAIS/MTE – Relação Anual de Informações Sociais: emprego formal por setor e região; IBGE – Produto Interno Bruto (PIB) per capita e população municipal; ComexStat: utilizada para a variável de corrente de comércio, como proxy de inserção externa das regiões. A Quadro 1 a seguir apresenta a descrição detalhada das variáveis utilizadas na análise, indicando suas respectivas fontes e métodos de construção.

Quadro 1 - Variáveis Utilizadas e Fonte dos Dados

Variável	Descrição	Fonte
Resiliência Econômica (RES)	Índice de resiliência regional baseado no desempenho relativo do emprego formal.	Cálculo próprio com base na RAIS
Transformação Estrutural (Lilien)	Índice de Lilien, mede a redistribuição do emprego entre setores.	Cálculo próprio com base na RAIS
Diversidade (Shannon)	Índice de Shannon, mede a diversificação setorial do emprego formal.	Cálculo próprio com base na RAIS
Concentração (Herfindahl)	Índice de Herfindahl, mede a concentração setorial do emprego formal.	Cálculo próprio com base na RAIS
Quociente Locacional (QL)	QL para o emprego industrial por setor e região.	Cálculo próprio com base na RAIS
Complexidade Econômica (ECI)	Índice de Complexidade Econômica regional (normalizado).	DataViva
PIB per capita (<i>log</i>)	Produto Interno Bruto per capita real, logaritmizado.	IBGE
População (<i>log</i>)	População residente, logaritmizada.	IBGE
Corrente de Comércio	Soma das exportações e importações municipais.	ComexStat
Capital Humano	Participação do emprego formal com ensino superior	Cálculo próprio com base na RAIS

Fonte: elaboração própria.

3.3 Especificação econométrica

A escolha metodológica decorre da natureza do banco de dados e do objetivo de analisar a relação entre estrutura produtiva, complexidade econômica e resiliência regional no Brasil. O conjunto de informações combina observações anuais entre 2010 e 2023, desagregadas simultaneamente por região imediata e por setor de atividade econômica, o que implica um painel tridimensional (região–setor–tempo). Essa estrutura amplia o potencial da análise ao permitir explorar variação espacial, setorial e temporal de forma integrada, mas também exige cuidados adicionais, dado que a presença de heterogeneidade não observada e de dinâmica temporal pode gerar vieses de estimação.

Com o intuito de assegurar consistência e robustez, a estratégia empírica segue um caminho progressivo, partindo de modelos mais simples e avançando para uma especificação dinâmica estimada via System-GMM. Essa progressão metodológica permite identificar os limites de cada abordagem e reforçar a credibilidade dos resultados finais.

3.3.1 Pooled OLS

O ponto de partida foi a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários agrupados (Pooled OLS), que ignora a estrutura em painel e trata todas as observações como independentes. O modelo pode ser formalmente representado por:

$$Y_{i,s,t} = \alpha + \beta' X_{i,s,t} + e_{i,s,t} \quad (6)$$

em que $Y_{i,s,t}$ representa a medida de resiliência econômica (ou de reestruturação produtiva) para a região i , setor s , e ano t ; $X_{i,s,t}$ é o vetor de variáveis explicativas (incluindo: ECI, Shannon, Part.Emp.Sup.(participação do emprego de nível superior), PIB per capita, correntes de comércio e população); $e_{i,s,t}$ é o termo de erro idiossincrático.

Ao qual, embora seja útil como linha de base, o Pooled OLS desconsidera a heterogeneidade não observada das unidades (regiões e setores), atribuindo a variáveis observáveis efeitos que, na realidade, podem refletir características permanentes e invariantes no tempo. Esse problema gera viés por omissão de variáveis não observadas, motivo pelo qual a análise prossegue para modelos de painel.

3.3.2 Modelos de Painel com Efeitos Fixos

Na segunda etapa, estimaram-se modelos de efeitos fixos, introduzindo parâmetros específicos para cada unidade região (α_i), setor (λ_s) e ano (γ_t), e para cada ano a especificação pode ser representada da seguinte forma:

$$Y_{i,s,t} = \alpha + \beta' X_{i,s,t} + \alpha_i + \lambda_s + \gamma_t + e_{i,s,t} \quad (7)$$

A introdução de α_i e λ_s permite controlar por fatores estruturais e institucionais invariantes no tempo, como características históricas, geográficas ou institucionais de cada região-setor, enquanto (γ_t) capta choques macroeconômicos comuns a todas as unidades em determinado ano (ex.: crises nacionais ou políticas federais). Ao utilizar efeitos fixos e não aleatórios parte-se da premissa de que essas características inobservadas podem estar correlacionadas com as variáveis explicativas, o que torna a abordagem mais adequada ao contexto da economia regional brasileira.

Esse modelo melhora substancialmente a consistência das estimativas em relação ao Pooled OLS. No entanto, permanece limitado em situações em que, a defasagem da variável dependente é incluída entre os regressores, como ocorre neste trabalho para capturar a persistência temporal da resiliência. Nesse caso, o estimador de efeitos fixos sofre do chamado viés de Nickell (1981), decorrente da correlação entre a variável dependente defasada e o erro transformado.

3.3.3 System-GMM

Para lidar com o problema do viés dinâmico e com a endogeneidade potencial de variáveis-chave (como complexidade econômica e especialização), adotou-se o System-GMM, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Esse estimador combina condições de momento em diferenças e em níveis, utilizando defasagens apropriadas das variáveis endógenas como instrumentos válidos.

A especificação dinâmica estimada pode ser expressa por:

$$Y_{i,s,t} = \alpha Y_{i,s,t-1} + \beta' X_{i,s,t} + \alpha_i + \lambda_s + \gamma_t + e_{i,s,t} \quad (8)$$

em que $Y_{i,s,t-1}$ é a defasagem da variável dependente, captando persistência; $X_{i,s,t}$ inclui as variáveis de interesse (ECI, QL, Shannon, Part.Emp.Sup.) e os controles econômicos e demográficos; α_i efeitos fixos de região; λ_s efeitos fixos de setor; γ_t efeitos fixos de ano.

Dessa forma, o System-GMM permite tratar simultaneamente: i. Endogeneidade dinâmica, associada à defasagem da variável dependente; ii. Endogeneidade dos regressores estruturais, como o índice de complexidade econômica (ECI), que pode estar correlacionado com choques não observados; iii. Heterogeneidade não observada, por meio da eliminação dos efeitos fixos regionais-setoriais; iv. Correlação serial nos erros, controlada via testes de Arellano-Bond para AR(1) e AR(2).

Além disso, foram consideradas especificações alternativas e estratégias de robustez, de modo a garantir que os resultados não fossem consequência de um modelo específico ou de uma definição particular das variáveis.

- i. Transformação ortogonal em vez de diferenciação em primeira ordem, evitando perda de observações e melhorando a eficiência das estimativas.
- ii. Uso do colapse na matriz de instrumentos, reduzindo a proliferação de instrumentos tendo em vista a dimensão do painel, prevenindo problemas de sobreidentificação.
- iii. As estimativas foram comparadas entre diferentes estratégias de modelagem Pooled OLS, efeitos fixos e painel dinâmico permitindo verificar como a introdução gradual da heterogeneidade não observada e do tratamento da endogeneidade afeta a magnitude e a significância dos coeficientes.
- iv. Foram introduzidos termos de interação entre complexidade econômica e especialização ($ECI \times QL$) e entre complexidade e diversidade ($ECI \times \text{Shannon}$), com o objetivo de testar se a complexidade atua como condicionante da relação entre estrutura produtiva e resiliência regional
- v. Foram empregadas medidas alternativas das variáveis principais, utilizando o ranking do índice de complexidade econômica e o índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) como medida de diversidade setorial, o que possibilita avaliar a robustez dos resultados frente a diferentes formas de operacionalização teórica.

A validade do System-GMM foi verificada por meio dos testes usuais: o teste de Hansen (validade dos instrumentos), os testes de Arellano-Bond AR(1) e AR(2) (para autocorrelação serial) e o monitoramento da razão entre número de instrumentos e número de grupos no painel.

4. Resultados

Esta seção apresenta os resultados empíricos, articulando a análise descritiva dos dados e os modelos econométricos estimados para as Regiões Imediatas brasileiras entre 2010 e 2023. O objetivo é avaliar em que medida a estrutura produtiva, expressa pelas dimensões de especialização, diversidade e complexidade, condiciona a resiliência regional diante de choques econômicos.

Inicialmente, a subseção 4.1 caracteriza o comportamento das variáveis-chave, explorando estatísticas sumárias, correlações e padrões espaciais, de modo a antecipar hipóteses sobre a heterogeneidade regional. Em seguida, as subseções 4.2 e 4.3 apresentam os resultados da modelagem econométrica para resiliência e reestruturação produtiva, incorporando progressivamente diferentes especificações e tratamentos da endogeneidade. Por fim, a subseção 4.4 introduz os testes de robustez, com indicadores alternativos de diversidade e complexidade, assegurando maior consistência às inferências. Dessa forma, a seção busca verificar a validade empírica das proposições teóricas discutidas anteriormente, conectando os resultados à literatura sobre resiliência econômica regional e complexidade produtiva.

4.1 Análise descritiva

A análise exploratória combina estatísticas sumárias, correlações e visualizações espaciais, com o intuito de antecipar padrões que serão posteriormente testados por meio da modelagem econométrica. O foco recai sobre o comportamento das variáveis centrais no período 2010–2023, examinando distribuição, associações preliminares e padrões espaciais nas Regiões Imediatas brasileiras.

A análise articula quatro dimensões complementares: i) estatísticas descritivas, que resumem a distribuição das variáveis; ii) matriz de correlação, que identifica associações lineares brutas entre os construtos de interesse; iii) séries temporais, que contextualizam os ciclos econômicos nacionais; e iv) mapas temáticos e de clusters espaciais (LISA bivariado), que evidenciam padrões geográficos e heterogeneidades intra e inter-regionais. São examinados os indicadores de Resiliência Econômica (RES), Reestruturação Produtiva (Lilien), Diversificação (Shannon), Concentração (Herfindahl), Quociente Locacional (QL), Complexidade Econômica (ECI) e variáveis de controle (PIB per capita, população, corrente de comércio e capital humano).

A Tabela 1 revela padrões importantes na distribuição das variáveis no painel de 110.870 observações (região imediata $\times$ ano). A variável de resiliência apresenta média de 9,66 pontos (escala 0–100), com desvio padrão elevado (10,31), sinalizando forte dispersão entre regiões, o que reforça a ideia de que choques macroeconômicos incidem de forma altamente diferenciada no território brasileiro. A complexidade econômica (ECI) mostra distribuição mais concentrada (média 56,34), enquanto o

Quociente Locacional (QL) exibe heterogeneidade extrema, com casos de hiperespecialização (máximo 466,4).

Tabela 1 - Estatística Descritiva das Variáveis Do Modelo

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Resiliência	110.870	9,657	10,314	0,00	100
Reestruturação	110.870	17,532	3,199	0,00	27,714
ECI	110.870	56,342	15,008	0,00	100
QL	110.870	1,571	6,569	0,00	466,459
Shannon	110.870	1,874	0,526	0,00	3,054
HHI	110.870	0,231	0,161	0,056	1
Capital Humano	110.870	5,991	10,664	0,00	100
PIB per capita	110.870	10,186	0,572	8,537	12,472
Corrente comercio	110.870	6,199	10,079	0,00	200,227
População	110.870	12,446	0,967	10,207	16,908

Fonte: elaboração própria.

As variáveis de controle também evidenciam desigualdade regional marcante. A participação do emprego com ensino superior apresenta média baixa (5,99%) e grande amplitude (0–100%), refletindo disparidades na qualificação da força de trabalho. O PIB per capita e a população em logaritmo são relativamente concentrados, mas a corrente de comércio apresenta dispersão elevada, com médias baixas e alguns casos de inserção internacional extremamente intensa (máximo 200,2%). Esses resultados antecipam a necessidade de considerar a heterogeneidade estrutural na análise econométrica da resiliência regional.

A matriz de correlação traz algumas evidências relevantes. Em primeiro lugar, chama atenção a correlação quase nula entre resiliência e a maior parte das variáveis explicativas. Isso sugere que a capacidade de manutenção do emprego frente a choques não se associa de forma linear simples às características estruturais das regiões, podendo envolver relações não lineares, interações condicionais ou efeitos mediados por fatores institucionais e contextuais.

Por outro lado, as demais variáveis revelam padrões consistentes com a literatura. A reestruturação produtiva correlaciona-se positivamente com complexidade (0,32), diversificação (0,50), qualificação da mão de obra (0,20), PIB per capita (0,53) e população (0,70), sugerindo que regiões maiores, mais desenvolvidas e sofisticadas são também aquelas em que se observa maior dinamismo de realocação setorial. A forte correlação negativa entre os índices de Shannon e HHI (-0,95) confirma a natureza conceitualmente oposta dos dois indicadores: um atua como proxy de diversificação, o outro de concentração.

Tabela 2 -Correlação das Variáveis do Modelo

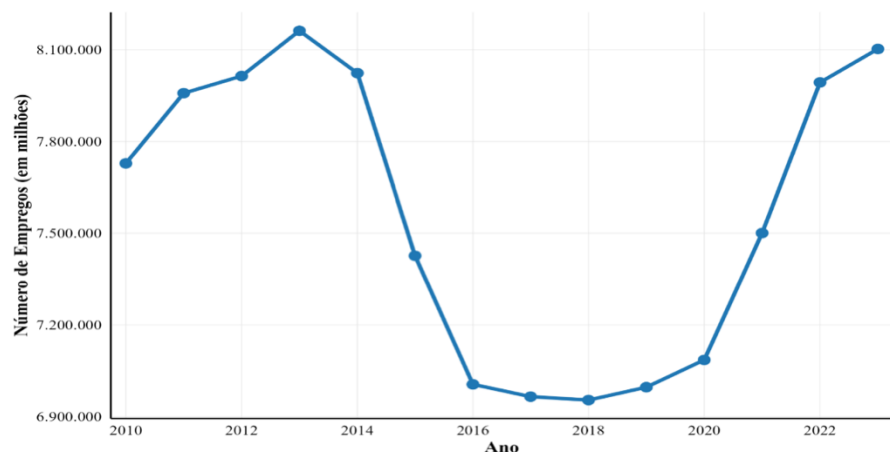
Variáveis	Resiliência	Reestruturação	ECI	QL	Shannon	HHI	Capital Humano	PIB per capita	Corrente de comercio	População
Resiliência	1,0000									
Reestruturação	-0,0489	1,0000								
ECI	-0,0033	0,3173	1,0000							
QL	0,0279	-0,0616	-0,0378	1,0000						
Shannon	-0,0355	0,4992	0,3207	-0,0263	1,0000					
HHI	0,0274	-0,3282	-0,2720	0,0114	-0,9527	1,0000				
Capital Humano	0,0298	0,2027	0,0462	0,0614	0,1630	-0,119	1,0000			
PIB per capita	-0,0294	0,5283	0,2275	-0,0249	0,3017	-0,205	0,1583	1,0000		
Corrente comercio	-0,0197	0,1429	-0,0532	0,0299	0,0355	0,0029	0,0394	0,3461	1,0000	
População	-0,0203	0,6977	0,0621	-0,0295	0,5660	-0,4200	0,2015	0,1248	0,0524	1,0000

Fonte: elaboração própria.

A série temporal do emprego formal explicita os ciclos recentes da economia brasileira (Figura 2). Entre 2010 e 2013 observa-se expansão sustentada por políticas de estímulo ao consumo e ao crédito, com pico de cerca de 8,1 milhões de vínculos. A partir de 2015, a crise política e fiscal precipita forte recessão (MENDES; MARQUES, 2017), levando a uma queda para 6,9 milhões em 2018, o que equivale

à perda de 1,2 milhão de postos. Segue-se breve estabilização (2018–2019), interrompida pela crise da COVID-19 em 2020. A recuperação subsequente, a partir de 2021, é vigorosa, apoiada na reabertura econômica, na retomada das exportações e em estímulos fiscais, levando o emprego formal a se reaproximar de 8 milhões em 2023. Esses ciclos ilustram de forma clara os múltiplos choques enfrentados e a capacidade de resposta parcial, mas recorrente, do mercado de trabalho brasileiro.

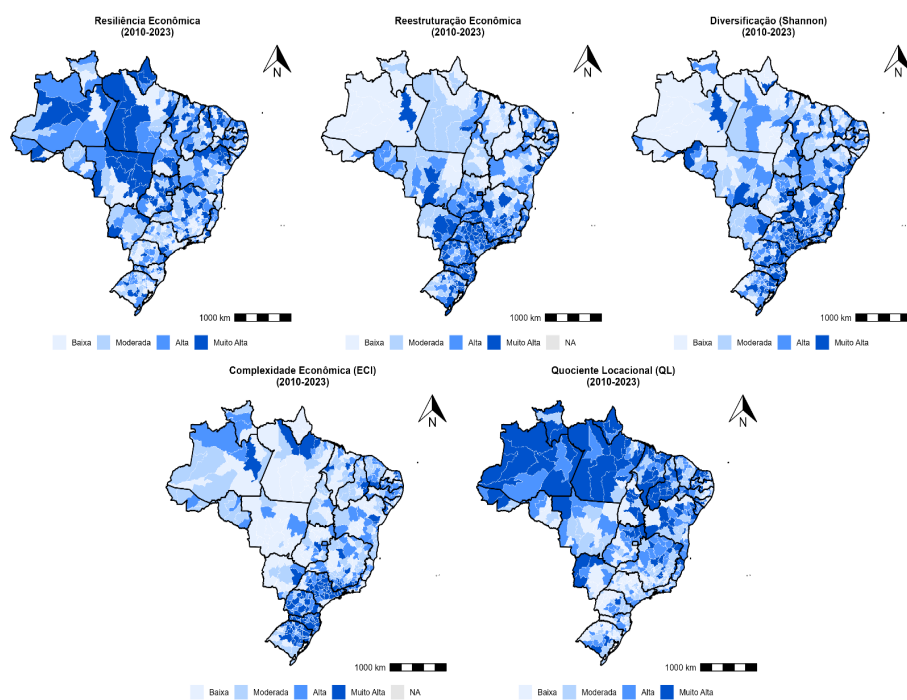
Figura 1 - Evolução temporal do Emprego da indústria (2010 -2023)



Fonte: Elaboração própria com dados do RAIS/Ministério do Trabalho

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Figura 2 - Médias anuais dos indicadores por Região Imediata (2010–2023)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

A análise espacial dos indicadores médios evidencia padrões heterogêneos (Figura 3). Em termos de resiliência, destacam-se várias Regiões Imediatas do Centro-Oeste, do Norte e bolsões no Nordeste, frequentemente sustentadas por bases agroexportadoras (soja, milho, carne), pela proteção institucional da Zona Franca de Manaus ou pela predominância de economias locais de serviços. Por outro lado, os indicadores de reestruturação produtiva, diversificação e complexidade concentram-se no Sul e no Sudeste, refletindo o núcleo manufatureiro e tecnológico do país, onde se observa maior capacidade de recombinação atividades e inovar. Já o Quociente Locacional (QL) destaca especializações marcantes no Norte e no Nordeste, ligadas a recursos naturais (mineração, celulose, fruticultura irrigada, energia), que

sustentam emprego em determinados ciclos, mas tornam essas regiões vulneráveis a choques externos de preços e demanda.

Essa leitura revela um dualismo estrutural: regiões mais resilientes no curto prazo, apoiadas em especializações relativamente estáveis, mas com baixo potencial transformativo (Norte, Centro-Oeste), contrastam com regiões mais aptas à reestruturação e à inovação de médio prazo (Sul, Sudeste).

4.2 Resultados econométricos - Resiliência

Esta subseção apresenta e discute os resultados dos modelos econométricos estimados para a resiliência econômica regional, seguindo a estratégia metodológica delineada na seção de dados e métodos. A análise inicia-se com a estimação de modelos de linha de base (Pooled OLS, painel com efeitos fixos e painel dinâmico via GMM), incorporando em seguida interações entre complexidade e medidas de estrutura produtiva (especialização e diversidade) e, por fim, verificações de robustez. O objetivo é avaliar se a evidência empírica sustenta a hipótese central do estudo: estruturas produtivas mais complexas tendem a ser mais resilientes a choques, em linha com a literatura de Economia Regional e Complexidade Econômica.

Um primeiro resultado central na Tabela 3 refere-se ao coeficiente da variável de resiliência defasada, que aparece negativo e estatisticamente significativo em todas as especificações dinâmicas. Esse achado indica convergência dinâmica: regiões menos resilientes em t tendem a melhorar seu desempenho em $t+1$, enquanto aquelas que exibiram elevada resiliência reduzem sua vantagem relativa no período seguinte. Tal padrão confirma que a resiliência não é um atributo fixo das economias regionais, mas um processo evolutivo de adaptação, coerente com a literatura evolucionária (MARTIN; SUNLEY, 2015; BOSCHMA, 2015).

Tabela 3 - Resultados dos modelos de resiliência econômica para as Regiões Imediatas brasileiras (2010–2023)

	(1) OLS	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM Orthog
Resiliência	0.0359*** (0.00423)	-0.138*** (0.00468)	-0.416*** (0.130)	-0.119*** (0.0274)
ECI	0.00805*** (0.00269)	0.0466*** (0.0159)	21.11*** (7.969)	2.370** (1.147)
QL	0.0445*** (0.0106)	0.526*** (0.0978)	1.532 (1.193)	0.281** (0.135)
Shannon	-0.520*** (0.0939)	0.626 (0.420)	-227.6*** (86.02)	-25.84** (12.40)
Capital Humano	0.0346*** (0.00455)	0.0195** (0.00965)	0.114 (0.217)	0.0363 (0.0293)
PIB per capita	-0.700*** (0.0813)	-0.0917 (0.394)	-113.8*** (43.16)	-13.44** (6.203)
Corrente de Comércio	0.0117*** (0.00455)	0.00464 (0.00863)	3.791*** (1.462)	0.440** (0.210)
População	-0.133*** (0.0430)	-0.262 (1.909)	52.69*** (20.37)	5.774** (2.910)
Constante	16.64*** (0.934)	8.554 (24.89)	-273.6* (139.8)	-13.74 (19.11)
N	89265	89265	89265	89265
R ²	0.024	0.044	-	-
Teste F	110.63	145.81	-	-
Teste Hansen	-	-	0.19 (0.9091)	44.45 (0.0000)
Teste Sargan	-	-	3.74 (0.1538)	119.39 (0.0000)
Teste AR (1)	-	-	-3.14 (0.0017)	-34.82 (0.0000)
Teste AR (2)	-	-	-2.70 (0.0070)	-1.74 (0.0818)
N. Instrumentos	-	-	21	21

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrões estão entre parênteses * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Entre as variáveis principais, destaca-se a complexidade econômica (ECI), cujo coeficiente é positivo e significativo em todas as especificações. No Pooled OLS, o efeito é pequeno (0,008), mas cresce nos modelos de painel com efeitos fixos (0,047) e atinge magnitudes mais elevadas nas estimações dinâmicas (21,1 no GMM e 2,37 no GMM ortogonal). Apesar das diferenças de escala, a consistência do sinal positivo reforça a hipótese de que regiões mais complexas são também mais resilientes, em conformidade com estudos que associam complexidade produtiva à capacidade de adaptação e sustentação do emprego em períodos de crise (HAUSMANN; HIDALGO, 2011; CRISTELLI et al., 2015).

A análise das variáveis estruturais revela nuances adicionais. O Quociente Locacional (QL) apresenta efeito positivo e significativo na maioria dos modelos (0,045 no OLS, 0,526 no painel com efeitos fixos e 0,281 no GMM ortogonal), sugerindo que a especialização setorial pode reforçar a resiliência, possivelmente via ganhos de eficiência e externalidades marshallianas (MARSHALL, 1890; KRUGMAN, 1991). Contudo, a ausência de significância no GMM tradicional sugere que esses efeitos se reduzem quando se controla de forma mais rigorosa a endogeneidade, indicando que a especialização contribui, mas não é determinante isolada da resiliência.

Já a diversidade produtiva (Shannon) apresenta resultados mais ambíguos. No OLS, o coeficiente é negativo e significativo (-0,520), sugerindo que, de forma bruta, a diversificação pode estar associada a menor resiliência, possivelmente pela dispersão de recursos em setores de baixa escala ou baixa sofisticação. Nos modelos dinâmicos, os coeficientes permanecem negativos e aumentam em magnitude (-227,6 no GMM e -25,8 no GMM ortogonal). Esses achados indicam que a diversidade isolada não garante maior resiliência, reforçando a importância de qualificá-la pela complexidade (tema aprofundado na Tabela 4). Assim, enquanto a diversidade reduz vulnerabilidade de forma estática (efeito portfólio), os ganhos adaptativos parecem depender de interações com a sofisticação produtiva.

Entre as variáveis de controle, o PIB per capita aparece, em várias especificações, com coeficiente negativo e estatisticamente significativo. Esse resultado, embora contraintuitivo à primeira vista, pode refletir a maior vulnerabilidade de regiões ricas e integradas a mercados globais, mais expostas a choques externos (RODRIK, 1999). A corrente de comércio, por sua vez, apresenta coeficiente positivo e significativo, sugerindo que a integração comercial, em muitos casos, reforça a capacidade de ajuste.

Os testes de diagnóstico dos modelos GMM indicam, em geral, adequação da estimação, ainda que alguns resultados (por exemplo, o Sargan no GMM ortogonal) sinalizem potenciais fragilidades instrumentais. Os testes de autocorrelação (AR(1) e AR(2)) estão, porém, em linha com as expectativas, reforçando a validade dos resultados principais.

A Tabela 4 aprofunda a análise ao incluir termos de interação entre complexidade (ECI) e as medidas de especialização (QL) e diversidade (Shannon). O coeficiente da resiliência defasada mantém-se negativo, confirmando a convergência dinâmica e a natureza adaptativa do processo.

Os efeitos da complexidade permanecem robustos: nos modelos dinâmicos, o ECI mantém coeficientes positivos e significativos, reiterando seu papel como determinante-chave da resiliência. Contudo, os termos de interação mostram que esse efeito não opera de forma isolada.

A interação $ECI \times QL$ apresenta coeficientes negativos e significativos (-0,372 e -0,244 nos modelos dinâmicos). Isso implica que, em regiões mais complexas, os ganhos advindos da especialização setorial são menores, indicando que a resiliência passa a ser menos dependente da concentração em setores específicos e mais sustentada pela capacidade de diversificação e inovação. Já em regiões menos sofisticadas, a especialização pode ter maior peso relativo, reforçando a resiliência por meio de ganhos de escala e encadeamentos setoriais.

De forma análoga, a interação $ECI \times Shannon$ apresenta coeficientes negativos expressivos (-55,2 e -36,2 nos modelos dinâmicos). Isso sugere que a diversidade bruta tem maior relevância em contextos de baixa complexidade, enquanto em economias já complexas seu efeito marginal é reduzido. Em outras palavras, a diversidade desempenha papel crucial para ampliar opções adaptativas em regiões pouco sofisticadas, mas tende a perder força em regiões que já acumulam amplo estoque de capacidades produtivas.

Em síntese, os resultados econométricos confirmam que a resiliência regional no Brasil não decorre de um único fator, mas da interação entre especialização, diversidade e, sobretudo,

complexidade. A complexidade econômica emerge como variável central, capaz de elevar diretamente a resiliência e, ao mesmo tempo, modular os efeitos da diversidade e da especialização. Esses achados reforçam a visão de que a resiliência é um processo dinâmico, não linear e dependente de trajetória, no qual diferentes combinações de capacidades estruturais determinam a intensidade e a velocidade de resposta das regiões a choques.

Tabela 4 - Resultados dos modelos de resiliência com termos de interação para as Regiões Imediatas brasileiras (2010–2023)

	(1) OLS	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM Orthog
Resiliência	0.0359*** (0.00423)	-0.138*** (0.00468)	-0.0226 (0.0333)	-0.0670*** (0.0121)
ECI	-0.00734 (0.00984)	0.118** (0.0469)	117.7*** (45.53)	77.06** (32.41)
QL	0.0375* (0.0202)	0.682*** (0.133)	25.92** (10.33)	16.93** (6.957)
Shannon	-0.926*** (0.272)	2.408* (1.267)	27.86*** (10.78)	18.25** (7.69)
ECI x QL	0.000111 (0.000319)	-0.00282 (0.00264)	-0.372** (0.150)	-0.244** (0.102)
ECI x Shannon	0.00777 (0.00474)	-0.0334 (0.0219)	-55.21*** (21.36)	-36.17** (15.23)
Capital Humano	0.0346*** (0.00455)	0.0196** (0.00966)	0.117 (0.171)	0.0987 (0.0862)
PIB per capita	-0.723*** (0.0826)	-0.113 (0.396)	110.8** (43.70)	72.73** (31.45)
Corrente de Comércio	0.0115** (0.00455)	0.00438 (0.00863)	3.325** (1.304)	2.182** (0.926)
População	-0.143*** (0.0432)	-0.114 (1.909)	91.80** (35.65)	60.09** (25.36)
Constant	17.79*** (1.169)	3.194 (25.03)	-8195.3*** (3180.6)	-5364.5** (2269.6)
N	89265	89265	89265	89265
R ²	0.024	0.044	-	-
Teste F	99.58	132.28	-	-
Teste Hansen	-	-	1.68 (0.6417)	20.08 (0.0002)
Teste Sargan	-	-	9.23 (0.0263)	67.02 (0.0000)
Teste AR (1)	-	-	-2.72 (0.0065)	-2.62 (0.0088)
Teste AR (2)	-	-	-1.40 (0.1617)	-1.36 (0.1729)
N. Instrumentos	-	-	24	24

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrões estão entre parênteses *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01

4.3 Resultados econométricos – Reestruturação

Nesta subseção, a variável dependente passa a ser a reestruturação setorial (Índice de Lilien), mantendo a mesma lógica de apresentação: modelos de linha de base (Pooled OLS, efeitos fixos e painéis dinâmicos via GMM) na Tabela 5 e, em seguida, especificações com interações entre complexidade e estrutura produtiva na Tabela 6. O objetivo é verificar se, e em que condições, especialização, diversidade e, sobretudo, complexidade econômica se associam a mudanças na composição ocupacional setorial ao longo de 2010–2023.

Um primeiro resultado diz respeito ao coeficiente da variável dependente defasada ($Lilien_{t-1}$), que surge positivo e elevado em todas as estimações: 0,999 (OLS), 0,615 (FE), 1,022 (GMM) e 0,820 (GMM ortogonal). Em termos substantivos, isso indica forte persistência (estado-dependência) da reestruturação: regiões que já vinham se reestruturando tendem a continuar nesse processo. Convém qualificar a leitura dinâmica: coeficientes inferiores a 1 (FE e GMM ortogonal) sugerem inércia com

alguma reversão ao longo do tempo; o coeficiente superior a 1 no GMM tradicional apontaria divergência, mas os diagnósticos desaconselham confiar nessa estimativa. A evidência mais robusta favorece a interpretação de alta persistência com reversão parcial, e não de divergência explosiva.

Tabela 5 - Resultados dos modelos de reestruturação setorial (Índice de Lilien) para as Regiões Imediatas brasileiras (2010–2023)

	(1) OLS	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM Orthog
Reestruturação	0.999*** (0.000961)	0.615*** (0.0363)	1.022*** (0.0149)	0.820*** (0.0910)
ECI	0.000109*** (0.0000342)	0.0000270 (0.000170)	-0.0251** (0.0107)	0.129** (0.0593)
QL	-0.000283* (0.000148)	-0.000496 (0.00219)	-0.00186 (0.00198)	0.00699 (0.0106)
Shannon	0.000440 (0.00110)	-0.103*** (0.0100)	0.263** (0.114)	-1.371** (0.631)
Capital Humano	0.000106** (0.0000492)	0.000211*** (0.0000747)	0.00000496 (0.000370)	0.000808 (0.00202)
PIB per capita	0.00709*** (0.00212)	-0.0131* (0.00717)	0.0845 (0.0728)	-0.230 (0.306)
Corrente de Comércio	0.0000267 (0.0000353)	-0.000172*** (0.0000553)	-0.00379** (0.00189)	0.0188* (0.00986)
População	0.00323** (0.00158)	0.289*** (0.0351)	-0.101*** (0.0349)	0.648** (0.262)
Constant	-0.0652*** (0.0232)	3.713*** (0.919)	0.934** (0.465)	-7.356** (3.258)
N	96864	96864	96864	96864
R ²	0.998	0.455	-	-
Teste F	3.310	1053.42	-	-
Teste Hansen	-	-	0.46 (0.7936)	8.91 (0.0116)
Teste Sargan	-	-	3.87 (0.1445)	33.46 (0.0000)
Teste AR (1)	-	-	-9.47 (0.0000)	-3.09 (0.0020)
Teste AR (2)	-	-	3.55 (0.0004)	-2.08 (0.0372)
N. Instrumentos	-	-	22	22

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrões estão entre parênteses *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01

No que tange aos determinantes, os efeitos diretos mostram resultados menos estáveis entre estimadores. A complexidade (ECI) é pequena e positiva no OLS, perde significância no modelo de efeitos fixos e apresenta sinais divergentes nos modelos dinâmicos: negativo no GMM e positivo no GMM ortogonal. A especialização (QL) tende a coeficientes negativos, porém pouco robustos; já a diversidade (Shannon) oscila, negativa e significativa em FE, positiva no GMM. Entre os controles, a população aparece positiva (FE, GMM ortogonal), compatível com maior massa crítica para realocar fatores, enquanto o PIB per capita alterna sinais, sugerindo heterogeneidade no papel da renda regional sobre a necessidade e a velocidade de ajuste estrutural.

Os testes de diagnóstico são decisivos para avaliar a confiabilidade das estimações dinâmicas. Na Tabela 5, o GMM tradicional apresenta AR(2) significativo ($p < 0,01$), sinalizando autocorrelação de segunda ordem nos resíduos em diferenças e, portanto, violação da hipótese chave de exogeneidade dos instrumentos. O GMM ortogonal, por sua vez, exibe Hansen e Sargan desfavoráveis ($p \sim 0,01$ e $p = 0,000$), além de AR(2) significativo ($p < 0,05$). Em suma, os dois painéis dinâmicos da Tabela 5 apresentam fragilidades diagnósticas, o que recomenda cautela na leitura de seus coeficientes e reforça a utilidade de avançar para as especificações com interações (Tabela 6), nas quais os diagnósticos melhoram.

A Tabela 6 incorpora os termos $ECI \times QL$ e $ECI \times Shannon$, permitindo testar se o efeito de especialização e diversidade depende do nível de complexidade acumulado. A variável defasada mantém-se positiva e elevada, confirmando a persistência do processo de reestruturação.

Tabela 6 - Resultados dos modelos de reestruturação com termos de interação para as Regiões Imediatas brasileiras (2010–2023)

	(1) OLS	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM Orthog
Reestruturação	0.999*** (0.000993)	0.615*** (0.0364)	1.037*** (0.0132)	0.831*** (0.0445)
ECI	0.000312* (0.000178)	0.000326 (0.000909)	-0.0688*** (0.0247)	0.268*** (0.0986)
QL	-0.000202 (0.000230)	0.00185 (0.00268)	-0.0148** (0.00626)	0.0546** (0.0256)
Shannon	0.00590 (0.00532)	-0.0978*** (0.0286)	-1.588*** (0.581)	6.130*** (2.310)
ECI x QL	-0.00000126 (0.00000320)	-0.0000420 (0.0000425)	0.000212** (0.0000957)	-0.000819** (0.000412)
ECI x Shannon	-0.000104 (0.0000900)	-0.000106 (0.000420)	0.0316*** (0.0115)	-0.123*** (0.0458)
Capital Humano	0.000105** (0.0000491)	0.000214*** (0.0000747)	-0.0000622 (0.000247)	0.000892 (0.00115)
PIB per capita	0.00727*** (0.00202)	-0.0131* (0.00716)	-0.140*** (0.0428)	0.633*** (0.176)
Corrente de Comércio	0.0000309 (0.0000365)	-0.000183*** (0.0000570)	-0.00147* (0.000764)	0.00550* (0.00308)
População	0.00326** (0.00156)	0.290*** (0.0352)	-0.120*** (0.0356)	0.523*** (0.143)
Constant	-0.0788*** (0.0192)	3.688*** (0.905)	5.714*** (1.860)	-23.42*** (7.680)
N	96864	96864	96864	96864
R ²	0.998	0.455	-	-
Teste F	3.850	967.48	-	-
Teste Hansen	-	-	0.39 (0.8224)	0.88 (0.6430)
Teste Sargan	-	-	0.74 (0.6924)	2.30 (0.3159)
Teste AR (1)	-	-	-8.10 (0.0000)	-6.29 (0.0000)
Teste AR (2)	-	-	7.68 (0.0000)	-1.38 (0.1686)
N. Instrumentos	-	-	24	24

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrões estão entre parênteses * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Duas observações centrais emergem quando se consideram os diagnósticos. Nos modelos dinâmicos, o GMM tradicional volta a registrar AR(2) significativo ($p = 0,000$), o que compromete sua interpretação. Já o GMM ortogonal apresenta Hansen ($p = 0,643$) e Sargan ($p = 0,316$) aceitáveis, bem como AR(2) não significativo ($p = 0,169$). Assim, a leitura substantiva deve privilegiar o GMM ortogonal da Tabela 6 como referência principal para os efeitos dinâmicos com interações.

À luz desse critério, três resultados se destacam. Primeiro, o efeito direto da complexidade (ECI), positivo e significativo no GMM ortogonal (0,268). Regiões mais complexas reestruturam mais, o que é coerente com a ideia de que capacidades produtivas amplas e sofisticadas reduzem custos de reconversão e ampliam o “valor de opção” para deslocamentos ocupacionais setoriais.

Segundo, a interação ECI $\times$ QL, negativa e significativa no GMM ortogonal (-0,000819). Isso sugere efeitos decrescentes da especialização à medida que a complexidade aumenta: quando a base cognitiva e organizacional é ampla, a dependência de nichos setoriais específicos perde centralidade para explicar o ajuste estrutural, que passa a ser orientado por recombinações mais difusas e por trajetórias de diversificação qualificada. Em contrapartida, em regiões menos complexas, a especialização pode ter papel relativamente mais relevante para deflagrar mudanças (ganhos de escala, encadeamentos locais).

Terceiro, a interação ECI $\times$ Shannon, negativa e significativa no GMM ortogonal (-0,123). A interpretação é análoga: a diversidade bruta importa mais em contextos de baixa complexidade, nos

quais ampliar o leque setorial efetivamente expande as possibilidades de realocação. À medida que a complexidade cresce, e com ela o número de caminhos adjacentes já disponíveis, o ganho marginal de adicionar “mais diversidade” diminui, compatível com a ideia de retornos marginais decrescentes da variedade quando a fronteira de capacidades já é extensa.

Os efeitos diretos na Tabela 6 também são informativos quando lidos em conjunto com as interações. No GMM ortogonal, QL aparece positivo (0,0546) e Shannon fortemente positivo (6,130), mas ambos têm seus impactos modulados para baixo à medida que o ECI cresce (interações negativas). A mensagem, portanto, não é de que especialização ou diversidade “não funcionam”, e sim de que funcionam mais onde a complexidade é baixa; onde a complexidade é alta, os motores do ajuste tendem a ser menos setoriais e mais sistêmicos.

Entre os controles, população e PIB per capita são positivos e significativos no GMM ortogonal, sugerindo que escala demográfica e renda ampliam a base de recursos e a capacidade de reorganização (mercados maiores, serviços de apoio, infraestrutura e instituições). A corrente de comércio mostra efeito pequeno e positivo, compatível com margens de ajuste via integração externa (diversificação de mercados e fornecedores).

Em conjunto, os resultados indicam que a reestruturação setorial no Brasil é altamente persistente, com evidências robustas de inércia e reversão parcial. No plano explicativo, a complexidade econômica emerge como determinante importante do ajuste estrutural, tanto de forma direta (efeito positivo) quanto como moduladora dos ganhos de especialização e diversidade. Em regiões menos complexas, especialização e diversidade exercem papel mais pronunciado na deflagração de mudanças; em regiões mais complexas, seus efeitos marginais decrescem, pois há um estoque mais amplo de capacidades que torna o ajuste menos dependente de concentrações setoriais específicas ou de aumentos “em quantidade” de variedade.

Por fim, os diagnósticos econométricos orientam o grau de confiança nas conclusões: as especificações dinâmicas com interações e métricas de validade instrumental mais favoráveis (GMM ortogonal da Tabela 6) devem ser tomadas como referência principal. Como extensão de robustez, exercícios adicionais poderiam reduzir/“colapsar” o conjunto de instrumentos, limitar defasagens, incluir dummies de tempo e testar janelas alternativas do período, de modo a mitigar proliferação de instrumentos e eventuais violações de AR(2).

4.4 Análise de Robustez

Com o objetivo de aferir a estabilidade dos resultados frente a escolhas de mensuração, são realizados testes de robustez em duas frentes. Primeiro, substitui-se a medida de diversidade (Shannon) pelo índice de Herfindahl–Hirschman (HHI), que capta concentração setorial quanto maior o HHI, mais concentrada a estrutura. Essa troca é útil porque Shannon e HHI, embora fortemente correlacionados em sentido inverso, têm sensibilidades distintas às caudas da distribuição: o HHI pesa mais fortemente os setores dominantes, o que permite testar se os achados dependem de como se trata a dominância setorial (diversidade “ampla” versus concentração “de topo”).

Segundo, reestimam-se os modelos substituindo o ECI contínuo por seu ranking (ordem). A opção por ranquear o ECI se justifica por três razões: i) robustez a escala e outliers, pois o ranking elimina dependência de unidades e reduz influência de observações extremas; ii) comparabilidade intertemporal, ao focar a posição relativa de cada região a cada ano, atenuando efeitos de mudanças na distribuição do ECI ao longo do período; e iii) interpretação ordinal, já que, quando o interesse substantivo é saber se “regiões mais complexas (no sentido ordinal)” são mais resilientes ou mais propensas à reestruturação, o ranking captura exatamente essa hierarquia e mitiga problemas de alavancagem em regressões dinâmicas.

A Tabela 7 apresenta os resultados para a variável dependente Resiliência. Os principais padrões se mantêm: a resiliência defasada permanece negativa e altamente significativa nos modelos dinâmicos (−0,912 no GMM; −0,896 no GMM ortogonal), confirmando a convergência dinâmica observada nas especificações de linha de base. A complexidade (ECI) segue associada positivamente à resiliência no GMM (0,0829), ainda que com magnitude mais modesta que nos modelos sem a troca da proxy de diversidade. Isso sugere que o vínculo positivo entre complexidade e resiliência não é artefato da métrica

de diversidade ou concentração. A especialização (QL) mantém coeficientes positivos e significativos em todos os estimadores, sugerindo que a presença de setores âncora pode sustentar níveis de emprego durante choques (efeitos marshallianos e de localização). O HHI apresenta efeito positivo e significativo no GMM (17,46). A interpretação é condicional: concentração pode, em certos contextos, amortecer perdas de curto prazo, ainda que não necessariamente favoreça transformação de médio prazo.

Tabela 7 - Análise de robustez - Modelos de resiliência com HHI para as Regiões Imediatas brasileiras (2010–2023)

	(1) OLS	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM Orthog
Resiliência	0.0361*** (0.00423)	-0.138*** (0.00469)	-0.912*** (0.0555)	-0.896*** (0.0625)
ECI	-0.0000786 (0.000278)	0.0269*** (0.00543)	0.0829*** (0.0252)	0.0166 (0.0224)
QL	0.0441*** (0.0106)	0.527*** (0.0984)	0.209*** (0.0532)	0.124*** (0.0407)
HHI	0.862*** (0.270)	-0.655 (1.142)	17.46*** (4.840)	4.818 (4.284)
Part. Emp. Sup.	0.0341*** (0.00455)	0.0191** (0.00965)	0.112*** (0.0236)	0.0547*** (0.0206)
PIB per capita	-0.713*** (0.0803)	-0.104 (0.393)	-5.362*** (1.274)	-2.042* (1.126)
Corrente de Comércio	0.0108** (0.00453)	0.00395 (0.00862)	0.128*** (0.0362)	0.0384 (0.0311)
População	-0.219*** (0.0382)	0.0618 (1.904)	1.063** (0.463)	-0.0948 (0.393)
Constant	17.10*** (0.957)	3.424 (24.94)	37.42*** (3.486)	35.13*** (2.406)
N	89265	89265	89265	89265
R ²	0.023	0.044	-	-
Teste F	110.58	153.95	-	-
Teste Hansen	-	-	8.88 (0.0118)	15.69 (0.0004)
Teste Sargan	-	-	26.88 (0.0000)	39.76 (0.0000)
Teste AR (1)	-	-	-0.09 (0.9270)	-0.10 (0.9207)
Teste AR (2)	-	-	-14.18 (0.0000)	-12.83 (0.0000)
N. Instrumentos	-	-	21	21

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrões estão entre parênteses *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01

Importa salientar, contudo, que os diagnósticos dinâmicos na Tabela 7 são frágeis: Hansen e Sargan rejeitam a validade dos instrumentos ($p < 0,05$) e AR(2) é significativo. Portanto, embora os sinais dialoguem com a ideia de “setores âncora”, a inferência causal deve ser cautelosa; os resultados confirmam a direção qualitativa, mas não constituem as estimativas mais confiáveis do estudo.

Em relação ao ECI em ranking, ao substituir o ECI contínuo por ranking/percentil, os sinais e a significância para resiliência permanecem, em geral, consistentes com o uso do ECI em nível (resultados não apresentados em detalhe). Isso reforça que a posição relativa de complexidade, e não apenas seu nível contínuo, está associada a maior resiliência, atenuando preocupações com escala e outliers.

A Tabela 8 aplica o mesmo procedimento à reestruturação, permitindo verificar se os padrões de persistência dinâmica e os impactos da estrutura produtiva persistem sob essa redefinição. A variável Lilien defasada volta a ser positiva e alta (1,018 no GMM; 0,801 no GMM ortogonal), confirmando a elevada persistência da reestruturação. Novamente, é fundamental considerar os diagnósticos: o GMM collapsed apresenta Hansen e Sargan aceitáveis ($p > 0,60$ – $0,90$), mas AR(2) permanece significativo; o GMM ortogonal mostra sobreidentificação fraca e AR(2) significativo. Assim, a direção (persistência) é reiterada, mas as estimativas dinâmicas exigem parcimônia interpretativa.

O ECI mantém padrão ambíguo entre estimadores (negativo no GMM, positivo no GMM ortogonal), coerente com as tabelas de linha de base e de interações. Em conjunto com os testes, isso

sugere que o efeito da complexidade sobre a velocidade da reestruturação é sensível ao tratamento da endogeneidade, algo esperado, dada a possibilidade de causalidade reversa (regiões que mais se reestruturam podem alterar seu ECI). Ainda assim, a leitura substantiva das especificações dinâmicas com melhores diagnósticos (seção 4.3, Tabela 6) sustenta o papel positivo e modulador da complexidade.

A especialização (QL) aparece negativa no GMM (−0,00345) e positiva no GMM ortogonal (0,0160), sinalizando que seu impacto sobre a reestruturação depende do ambiente de capacidades: em estruturas menos sofisticadas, a concentração tende a restringir deslocamentos; em estruturas complexas, pode acelerar ajustes via setores de alta tecnologia e fortes encadeamentos. O HHI é negativo no GMM (−0,493) e fortemente positivo no GMM ortogonal (2,969), reforçando a leitura contextual: concentração pode inibir realocações quando cristaliza especializações de baixa sofisticação, mas estimular transformações quando ancorada em segmentos complexos com redes de fornecedores e serviços avançados. Dado que os diagnósticos dinâmicos da Tabela 8 são frágeis (AR(2) significativo em ambos os modelos; sobreidentificação problemática no ortogonal), esses efeitos devem ser tratados como indícios, e não como estimativas definitivas.

Tabela 8 - Análise de robustez - Modelos de reestruturação com HHI para as Regiões Imediatas brasileiras (2010–2023)

	(1) OLS	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM Orthog
Reestruturação	0.999*** (0.000958)	0.616*** (0.0362)	1.018*** (0.0118)	0.801*** (0.0903)
ECI	0.0000127*** (0.00000344)	-0.0000293 (0.0000453)	-0.00256*** (0.000881)	0.0153*** (0.00541)
QL	-0.000275* (0.000148)	-0.000544 (0.00219)	-0.00345** (0.00142)	0.0160** (0.00721)
HHI	-0.00338 (0.00352)	0.202*** (0.0315)	-0.493*** (0.165)	2.969*** (1.045)
Part. Emp. Sup.	0.000121** (0.0000506)	0.000214*** (0.0000747)	-0.00215*** (0.000772)	0.0138*** (0.00491)
PIB per capita	0.00699*** (0.00211)	-0.0157** (0.00714)	0.0860 (0.0586)	-0.248 (0.218)
Corrente de Comércio	0.0000261 (0.0000355)	-0.000185*** (0.0000557)	-0.00279** (0.00119)	0.0155** (0.00627)
População	0.00316** (0.00153)	0.277*** (0.0350)	-0.0774*** (0.0238)	0.638*** (0.238)
Constant	-0.0589** (0.0238)	3.622*** (0.930)	0.425 (0.384)	-5.885** (2.773)
N	96864	96864	96864	96864
R ²	0.998	0.453	-	-
Teste F	3.350	1062.90	-	-
Teste Hansen	-	-	0.17 (0.9180)	16.59 (0.0002)
Teste Sargan	-	-	1.01 (0.6023)	183.73 (0.0000)
Teste AR (1)	-	-	-9.43 (0.0000)	-6.94 (0.0000)
Teste AR (2)	-	-	4.44 (0.0000)	3.07 (0.0022)
N. Instrumentos	-	-	22	22

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrões estão entre parênteses *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01

Ao empregar o ranking/percentil do ECI nos modelos de reestruturação (em lugar do nível), os resultados não alteram as conclusões centrais: a posição relativa de complexidade segue associada a maior propensão a ajustes, embora as magnitudes variem e a significância dependa do estimador. O uso de ranking reforça que as conclusões não são sensíveis a mudanças de escala e assimetria na distribuição do ECI.

Em síntese, as conclusões não são um artefato da escolha de Shannon: quando a diversidade é representada pelo HHI (concentração), os padrões qualitativos para resiliência e reestruturação permanecem reconhecíveis, com nuances esperadas (por exemplo, concentração estabiliza o nível de

emprego no curto prazo, mas pode frear realocações em estruturas pouco sofisticadas). Substituir o nível do ECI por seu ranking estratégia robusta a outliers, mudanças de escala e não linearidades também não altera a mensagem substantiva: quanto mais alta a posição relativa de complexidade, maior a resiliência e, condicionalmente, maior a capacidade de reestruturação.

Em várias especificações dinâmicas de robustez, os testes AR(2) e de sobreidentificação (Hansen/Sargan) indicam cautela. Por isso, as especificações dinâmicas com interações e diagnósticos mais favoráveis (seção 4.3, Tabela 6) são tomadas como referência principal, e os exercícios com HHI e ranking do ECI funcionam como evidência complementar, corroborando a direção dos resultados e a consistência qualitativa das conclusões.

5. Considerações finais

Este artigo investigou os determinantes da resiliência econômica regional no Brasil entre 2010 e 2023, período marcado por choques sistêmicos significativos a recessão de 2014/2016 e a crise da COVID-19, com efeitos espacialmente assimétricos. Com base em um arcabouço teórico que combina a literatura de resiliência em geografia econômica, a perspectiva evolucionária e a abordagem da complexidade, testou-se empiricamente como a estrutura produtiva (especialização e diversidade) e a complexidade econômica se relacionam com a capacidade das Regiões Imediatas brasileiras de absorver, resistir e se reorientar diante de choques.

A estratégia metodológica combinou estatísticas descritivas, análise espacial e modelos de painel dinâmico (System-GMM), o que permitiu explorar padrões agregados e, ao mesmo tempo, mecanismos de interação entre as variáveis. Os resultados sugerem que a resiliência não decorre apenas do número de setores presentes em uma economia, mas, sobretudo, da sofisticação e da articulação das atividades produtivas, aproximando-se da noção de “diversificação qualificada”.

O principal achado refere-se ao papel da complexidade econômica (ECI) como determinante positivo e robusto da resiliência regional. Regiões com portfólios mais complexos mostraram-se mais capazes de sustentar o emprego em períodos de crise e de se reorientar em direção a novas trajetórias de crescimento, corroborando a literatura que associa complexidade a capacidades adaptativas ampliadas (HAUSMANN; HIDALGO, 2011; BOSCHMA, 2015). O ECI, ao qualificar a diversidade em termos de sofisticação, mostrou-se mais informativo que medidas convencionais de especialização (QL) ou de dispersão setorial (Shannon).

Os efeitos da especialização e da diversidade revelaram-se condicionais. A especialização setorial apresentou ganhos em contextos de menor complexidade, sugerindo que setores âncora podem gerar resiliência inicial por meio de economias de escala e externalidades marshallianas (MARSHALL, 1890; KRUGMAN, 1991). Em regiões mais sofisticadas, porém, o impacto da especialização foi atenuado, indicando que o excesso de concentração tende a restringir margens de ajuste. A diversidade produtiva, por sua vez, não apresentou efeito linear: os resultados variaram entre especificações, mas, quando considerada em conjunto com a complexidade, a evidência aponta para efeitos positivos, em linha com a interpretação jacobiana segundo a qual a variedade amplia o espaço para recombinações e inovação (JACOBS, 1969).

Outro resultado importante diz respeito à diferenciação entre os padrões de resiliência e de reestruturação. Enquanto a resiliência do emprego evidenciou convergência dinâmica regiões menos resilientes tenderam a recuperar desempenho relativo, a reestruturação (Índice de Lilien) mostrou forte persistência e path dependence. Esse contraste sugere que resistir a choques e transformar estruturalmente a base produtiva são processos distintos: a resiliência é mais distribuída e adaptativa, ao passo que a reestruturação se concentra em regiões com trajetórias históricas de acumulação de capacidades, em consonância com o debate sobre lock-in e dependência de trajetória (MARTIN; SUNLEY, 2006).

A análise espacial reforçou esse diagnóstico ao evidenciar um dualismo territorial. Regiões do Norte e Centro-Oeste, ancoradas em especializações primário-exportadoras, apresentaram maior resiliência de curto prazo. Já o Sul e o Sudeste concentraram a capacidade de reestruturação, associada a ecossistemas produtivos complexos, diversificados e tecnologicamente sofisticados. Em termos substantivos, resistir e adaptar-se não são atributos equivalentes nem distribuídos de maneira

homogênea, o que tende a aprofundar desigualdades regionais.

Os resultados geram implicações claras para o desenho de políticas regionais. Em regiões de baixa complexidade, a prioridade recai sobre a diversificação qualificada, isto é, ampliar a variedade de atividades com base em vocações existentes e fortalecer encadeamentos produtivos locais. Isso requer políticas industriais e de inovação que apoiem a formação de capacidades básicas, a qualificação da força de trabalho e a infraestrutura produtiva.

Nas regiões de alta complexidade, o desafio é distinto: trata-se de aprofundar trajetórias tecnológicas, estimulando inovação, ramificação em setores adjacentes de maior valor agregado (regional branching) e integração em cadeias globais de conhecimento. Em escala nacional, a evidência aponta para a necessidade de políticas capazes de reduzir a distância entre esses dois “Brasis”, reforçando sistemas regionais de inovação, conectividade logística e arranjos institucionais que facilitem a difusão de capacidades.

Algumas limitações devem ser reconhecidas. Em primeiro lugar, embora tenham sido consideradas medidas de especialização, diversidade e complexidade, não se incorporou explicitamente a dimensão da variedade relacionada (related variety), que vem se consolidando como canal fundamental de recombinação de capacidades (FRENKEN et al., 2007; BOSCHMA, 2015). O aprofundamento dessa agenda permitiria verificar se a proximidade tecnológica entre setores amplia de forma sistemática a resiliência e a reestruturação.

Em segundo lugar, os testes de robustez poderiam ser estendidos com métricas alternativas de complexidade, como o Fitness (TACHELLA et al., 2012) e o ECI+ (ALBEAIK et al., 2017). Essas medidas corrigem limitações do ECI tradicional, conferindo maior estabilidade matemática e captando dimensões distintas da sofisticação produtiva. A aplicação conjunta dessas métricas em trabalhos futuros permitirá avaliar a robustez dos efeitos encontrados e enriquecer a compreensão da relação entre complexidade e resiliência.

Por fim, pesquisas futuras podem explorar bases mais desagregadas, como microdados de empresas e vínculos trabalhistas, bem como abordagens mistas (quantitativas e qualitativas) para investigar o papel das instituições locais, da governança territorial e das políticas regionais na mediação dos efeitos da estrutura produtiva sobre a resiliência.

Em síntese, os resultados reforçam que a resiliência econômica regional não deve ser entendida apenas como resistência a choques, mas como capacidade adaptativa e transformativa, fortemente condicionada pela complexidade produtiva. A experiência brasileira entre 2010 e 2023 sugere que apenas territórios capazes de combinar diversificação sofisticada, encadeamentos produtivos densos e acúmulo de capacidades conseguem transformar vulnerabilidade em oportunidade, resistindo no curto prazo e se reconfigurando no longo prazo. Ao mesmo tempo em que contribui para o debate acadêmico, a evidência apresentada oferece insumos concretos para políticas regionais orientadas à redução de desigualdades estruturais e à preparação do país para os choques de um ambiente econômico em permanente transformação.

Referências bibliográficas

- ALBEAIK, S.; AL SHEHABI, M.; HAUSMANN, R.; HIDALGO, C. **ECI+: the algorithm for the new Economic Complexity Index**. Cambridge, MA: Harvard University, Center for International Development (CID Working Paper 2017-12), 2017.
- AMARAL, P.; RIBEIRO, E.; OLIVEIRA, V. Impactos da COVID-19 no emprego formal brasileiro: heterogeneidades regionais. **Texto para Discussão**, 2022.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29–51, 1995.
- AUTY, R. M. **Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis**. London: Routledge, 1993.
- BARRO, R. J. **Macroeconomics: a modern approach**. Mason, OH: South-Western Cengage Learning, 2009.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 7. ed. São Paulo: Pearson, 2017.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.
- BOSCHMA, R. Towards an evolutionary perspective on regional resilience. **Regional Studies**, v. 49, n. 5, p. 733–751, 2015.

- BRISTOW, G. Resilient regions: re-‘place’ing regional competitiveness. **Cambridge Journal of Regions, Economy and Society**, v. 3, n. 1, p. 153–167, 2010.
- BRISTOW, G.; HEALY, A. **Economic Crisis and the Resilience of Regions: an evolutionary approach**. Cheltenham: Edward Elgar, 2018.
- BRISTOW, G.; HEALY, A. **Handbook on Regional Economic Resilience**. Cheltenham: Edward Elgar, 2020.
- CEPAL. **Mudança estrutural para a igualdade: uma visão integrada do desenvolvimento**. Santiago: CEPAL, 2008.
- CHENERY, H. Patterns of industrial growth. **American Economic Review**, v. 50, n. 4, p. 624–654, 1960.
- CONTENT, J.; DE PROPRIIS, L. Relational proximity and regional resilience. **Cambridge Journal of Regions, Economy and Society**, v. 7, n. 2, p. 259–274, 2014.
- CRISTELLI, M.; GABRIELLI, A.; PIETRONERO, L.; TACCHETTI, G.; ZACCARIA, A. The heterogeneity and predictability of economic development. **Scientific Reports**, v. 5, 11816, 2015.
- DAVIES, S. Regional resilience in the 2008–2010 downturn. **Cambridge Journal of Regions, Economy and Society**, v. 4, n. 1, p. 369–382, 2011.
- DINIZ, C. C. A nova configuração urbano-industrial no Brasil. **Nova Economia**, v. 16, n. 1, p. 11–39, 2006.
- DORAN, J.; FINGLETON, B. Employment resilience in regions: evidence from the 2008–2010 crisis. **Regional Studies**, v. 50, n. 4, p. 644–656, 2016.
- ERAYDIN, A. Attributes and characteristics of regional resilience. **European Planning Studies**, v. 24, n. 6, p. 1201–1217, 2016.
- FINGLETON, B. et al. Regional economic resilience. **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 1, p. 109–132, 2012.
- FREITAS, E. **Espaço de Atividades Econômicas e Complexidade Estrutural: uma análise das regiões brasileiras**. 2019. 275 f. Tese (Doutorado em Economia) – UFMG/Cedeplar, Belo Horizonte, 2019.
- FREITAS, E.; BRITTO, G.; AMARAL, P. Related industries, economic complexity, and regional diversification: An application for Brazilian microregions. **Papers in Regional Science**, v. 103, p. 100011, 2024.
- FREITAS, E.; ROMERO, J. P.; BRITTO, G.; STEIN, A. Q.; TORRES, R. **Dataviva: espaço de atividades e indicadores regionais de complexidade econômica**. Textos para Discussão Cedeplar-UFMG, n. 657. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2023.
- FRENKEN, K.; VAN OORT, F.; VERBURG, T. Related variety, unrelated variety and regional economic growth. **Regional Studies**, v. 41, n. 5, p. 685–697, 2007.
- GIANNAKIS, E.; BRUGGEMAN, A. Economic crisis and regional resilience: Evidence from Greece. **Papers in Regional Science**, v. 96, n. 3, p. 451–476, 2017.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 6, p. 1126–1152, 1992.
- HAUSMANN, R.; HIDALGO, C.; BUSTOS, S.; COSCIA, M.; SIMOES, A.; YILDIRIM, M. A. **The Atlas of Economic Complexity: mapping paths to prosperity**. Cambridge, MA: MIT Press, 2014.
- HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. **Journal of Economic Growth**, v. 12, n. 1, p. 1–25, 2007.
- HAUSMANN, R.; RODRIK, D. Economic development as self-discovery. **Journal of Development Economics**, v. 72, n. 2, p. 603–633, 2003.
- HIDALGO, C. A.; HAUSMANN, R. The building blocks of economic complexity. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 106, n. 26, p. 10570–10575, 2009.
- HIDALGO, C. A.; KLINGER, B.; BARABÁSI, A.-L.; HAUSMANN, R. The product space conditions the development of nations. **Science**, v. 317, n. 5837, p. 482–487, 2007.
- HILL, E.; WIAL, H.; WOLMAN, H. **Exploring regional resilience**. Berkeley: University of California, Institute of Urban and Regional Development (IURD Working Paper), 2008.
- HIRSCHMAN, A. O. **The Strategy of Economic Development**. New Haven: Yale University Press, 1958.
- IAMMARINO, S.; RODRÍGUEZ-POSE, A.; STORPER, M. Regional inequality in Europe: evidence, theory and policy implications. **Journal of Economic Geography**, v. 19, n. 2, p. 273–298, 2019.
- IMBS, J.; WACZIARG, R. Stages of diversification. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 63–86, 2003.
- JACOBS, J. **The Economy of Cities**. New York: Random House, 1969.
- KALDOR, N. A model of economic growth. **The Economic Journal**, v. 67, n. 268, p. 591–624, 1957.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483–499, 1991.
- KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v. 50, n. 6, p. 1345–1370, 1982.
- LILIEN, D. M. Sectoral shifts and cyclical unemployment. **Journal of Political Economy**, v. 90, n. 4, p. 777–793, 1982.
- MARSHALL, A. **Principles of economics**. London: Macmillan, 1890.

- MARTIN, R. Regional economic resilience, hysteresis and recessionary shocks. **Journal of Economic Geography**, v. 12, n. 1, p. 1–32, 2012.
- MARTIN, R.; SUNLEY, P. On the notion of regional economic resilience: conceptualization and explanation. **Journal of Economic Geography**, v. 15, n. 1, p. 1–42, 2015.
- MARTIN, R.; SUNLEY, P.; GARDINER, B.; TYLER, P. How regions react to recessions: resilience and the role of economic structure. **Regional Studies**, v. 50, n. 4, p. 561–585, 2016.
- MENDES, M.; MARQUES, R. **A Crise Econômica de 2014–2016**. Rio de Janeiro: Ipea, 2017. (Texto para Discussão, n. 2315).
- MOURA, Fábio Rodrigues de; PORTO JÚNIOR, Sabino da Silva; MARIN, Gabriel F.; FREITAS, Elton E. **Resiliência Econômica do Setor de Turismo no Brasil: o papel da diversidade de estabelecimentos turísticos.**, ANPEC, 2024. p. 3
- MUŠTRA, V.; PERIĆ, J.; PIVČEVIĆ, S. Cultural heritage sites, tourism and regional economic resilience. **Papers in Regional Science**, v. 102, n. 3, p. 465–482, 2023.
- PIKE, A.; DAWLEY, S.; TOMANEY, J. Resilience, adaptation and adaptability. **Cambridge Journal of Regions, Economy and Society**, v. 3, n. 1, p. 59–70, 2010.
- RODRIK, D. **One Economics, Many Recipes: Globalization, Institutions, and Economic Growth**. Princeton: Princeton University Press, 2007.
- RODRIK, D. Why do more open economies have bigger governments? **Journal of Political Economy**, v. 106, n. 5, 1998/1999.
- ROSWELL, M.; DUSHOFF, J.; WINFREE, R. A conceptual guide to measuring species diversity. **Oikos**, v. 130, n. 3, p. 321–338, 2021.
- SIMMIE, J.; MARTIN, R. The economic resilience of regions. **Cambridge Journal of Regions, Economy and Society**, v. 3, n. 1, p. 27–43, 2010.
- TACCHELLA, A.; CRISTELLI, M.; PIETRONERO, L. A new metrics for countries' fitness and products' complexity. **Scientific Reports**, v. 2, 723, 2012.
- TUPY, I. S.; SILVA, F. F.; CROCCO, M. Resiliência e impactos regionais de crises financeiras: uma análise para os estados brasileiros-2007/08. **Economia e Sociedade**, v. 27, p. 607-636, 2018.
- TUPY, I. S.; SILVA, F. F.; DO AMARAL, P. V. M.; CAVALCANTE, A. T. M. The spatial features of recent crises in a developing country: analysing regional economic resilience for the Brazilian case. **Regional Studies**, v. 55, n. 4, p. 693-706, 2021. DOI: 10.1080/00343404.2020.1851025