

Graduação Pós-Graduação

Artigo completo Relato de prática Resumo expandido

**CHOQUES MACROECONÔMICOS E RESILIÊNCIA DO EMPREGO FORMAL
NOS ESTADOS BRASILEIROS: evidências mensais do CAGED e indicadores do
Banco Central (2020–2025)**

Leonardo Hereman da Silva
Unisul – Universidade do Sul de Santa Catarina
Leonardoheremna5@gmail.com

RESUMO

Este estudo analisa a dinâmica e a resiliência do emprego formal nos estados brasileiros entre 2020 e 2025, combinando dados do CAGED em painel UF×mês (estoque, admissões, desligamentos e saldo) com séries mensais do BCB/SGS (Selic, IPCA, IBC-Br e câmbio de venda). A resiliência é mensurada por duas métricas operacionais: resistência, definida como a queda relativa do estoque no choque pandêmico (mar–ago/2020) em relação ao patamar de referência pré-choque (jan–fev/2020); e recuperação, definida como o tempo, em meses, até retorno a esse patamar. A estratégia empírica estima regressões em painel UF×mês com efeitos fixos por UF, controles sazonais, defasagens das variáveis macro e erros robustos, com estimação realizada em Python. As evidências sugerem heterogeneidade regional tanto no impacto inicial quanto na velocidade de recomposição e apontam associações dinâmicas entre condições macroeconômicas e a evolução do emprego formal, compatíveis com transmissão defasada e diferenças territoriais, sem alegação de causalidade forte. O artigo contribui ao operacionalizar métricas replicáveis de resiliência para o emprego formal e ao integrar alta frequência administrativa com variáveis macro em abordagem subnacional.

Palavras chave: Emprego formal; Resiliência regional; Política monetária; Painel subnacional.

1 INTRODUÇÃO

A década de 2010 recolocou no debate brasileiro como choques macroeconômicos podem se propagar de forma desigual no território, afetando com intensidades distintas as trajetórias de atividade e emprego entre unidades federativas. Ao deslocar o foco do agregado nacional para o recorte subnacional, a literatura enfatiza que choques de origem comum podem gerar respostas heterogêneas no espaço, o que justifica análises que tratem explicitamente assimetrias estaduais. (Almeida Jr. et al., 2020; Tupy et al., 2018)

A pandemia de COVID-19 elevou esse problema a um novo patamar ao combinar restrições sanitárias com queda abrupta de demanda e reorganização setorial, deteriorando rapidamente indicadores do mercado de trabalho e produzindo efeitos que podem se estender além do choque inicial. O recorte 2020–2025 é particularmente informativo por concentrar o choque pandêmico, a recomposição posterior e a transmissão do ciclo de normalização e aperto monetário, observável na trajetória da Selic ao longo do período. (Mattei & Heinen, 2022; Almeida Jr. et al., 2020)

A análise centra-se no emprego formal mensurado pelo CAGED em painel UF×mês, pois a decomposição em estoque e fluxos (admissões, desligamentos e saldo) permite interpretar contração e recomposição em alta frequência. A resiliência é tratada de forma operacional, distinguindo resistência (magnitude da queda no choque) e recuperação (velocidade/tempo de retorno), em linha com abordagens que mensuram resiliência como desvio em relação a um patamar de referência e como trajetória após o choque. (Doran & Fingleton, 2015; Tupy et al., 2018; Fernandes & Silva, 2023)

O problema de pesquisa é: como choques macroeconômicos entre 2020 e 2025 afetaram a dinâmica e a resiliência do emprego formal nos estados brasileiros? O objetivo geral é analisar, com dados mensais do CAGED e indicadores macro do BCB/SGS (Selic, IPCA, IBC-Br e câmbio), associações entre condições macroeconômicas e a dinâmica do emprego formal, incorporando métricas de resistência e recuperação. Especificamente, busca-se:

- (i) Mensurar a resistência no choque (mar–ago/2020) em relação ao patamar de referência pré-choque;
- (ii) Mensurar o tempo de recuperação por UF;

- (iii) Estimar a sensibilidade do emprego formal a variações da Selic e demais variáveis macro com defasagens;
- (iv) Sintetizar a heterogeneidade regional desses resultados;

A estratégia empírica estima regressões em Python em painel UF×mês com efeitos fixos por UF, controles sazonais, defasagens e erros robustos, interpretando os coeficientes como associações dinâmicas compatíveis com canais macroeconômicos, sem alegação de causalidade forte. O artigo contribui ao operacionalizar métricas transparentes de resiliência do emprego formal; explorar a granularidade mensal do CAGED combinada às séries do BCB/SGS, oferecer leitura regional sistemática e contrastar o choque pandêmico com o ciclo posterior de Selic; na sequência, o texto apresenta o referencial teórico, os dados e variáveis, a estratégia empírica e os resultados, antes da discussão e conclusão. (Hatamyar et al., 2023; Almeida Jr. et al., 2020).

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico articula evidências sobre a transmissão de choques macroeconômicos ao mercado de trabalho, a política monetária e canal do crédito, resiliência regional como resistência e recuperação e limites e boas práticas de painéis subnacionais com variáveis macro nacionais. Essa organização privilegia estudos aplicados ao Brasil e sustenta a escolha por métricas operacionais e por uma leitura prudente de heterogeneidade territorial. (Tupy et al., 2018; Almeida Jr. et al., 2020; Cravo & Schimanski, 2019).

2.1 CHOQUES MACRO E MERCADO DE TRABALHO

Choques macroeconômicos nacionais podem produzir respostas heterogêneas entre unidades federativas devido a diferenças estruturais e de integração, o que torna insuficiente interpretar efeitos apenas pelo agregado. Evidências para o Brasil indicam assimetrias estaduais diante de choques monetários e cambiais e reforçam que componentes idiossincráticos podem ter peso relevante na dinâmica regional, motivando abordagens comparativas no espaço (Almeida Jr. et al., 2020; Tupy et al., 2018; Eberhardt & Tupy, 2022).

O emprego formal é um canal particularmente informativo porque permite decompor o ajuste em estoque e fluxos e captar contrações e recomposições em alta frequência, com heterogeneidade entre estados e grupos. A literatura também sugere que choques podem gerar efeitos persistentes (“cicatrizes”), de modo que níveis médios de deterioração ou desemprego não necessariamente refletem a sensibilidade ao ciclo, reforçando a necessidade de acompanhar trajetórias e não apenas variações contemporâneas (Fernandes & Silva, 2023; Bernal-Verdugo et al., 2012; Cravo & Schimanski, 2019).

2.2 POLÍTICA MONETÁRIA E CANAL DO CRÉDITO

A política monetária, representada pela Selic, tende a afetar decisões de produção e contratação por canais que atuam sobre demanda, custo de capital e condições de financiamento, frequentemente com defasagens. Em contextos de crise, a discussão também envolve o papel do crédito e de medidas anticíclicas, especialmente quando há desigualdades regionais de acesso a financiamento e diferenças na estrutura produtiva. (Castro & Monte, 2013)

Embora a Selic seja comum no tempo para todas as UFs, evidências para o Brasil apontam que a transmissão pode ser assimétrica no território e que o emprego formal pode reagir de modo distinto conforme exposição regional e condições locais. Além disso, instituições e mecanismos de ajuste podem modular como choques macro se traduzem em resultados do trabalho, sem que isso implique atribuir causalidade estrutural forte no desenho observacional do artigo (Almeida Jr. et al., 2020; Barbosa & Marçal, 2018; Estevão & Carvalho Filho, 2012).

2.3 RESILIÊNCIA REGIONAL: RESISTÊNCIA E RECUPERAÇÃO

A resiliência regional é tratada como um conceito composto por duas dimensões: resistência, que captura a intensidade do impacto inicial, e recuperação, que expressa a velocidade/tempo de retorno após a contração. Essa decomposição é útil porque permite distinguir trajetórias em que a queda é menor, mas a retomada é lenta, daquelas em que a queda

é maior, mas o retorno é rápido, evitando reduzir o desempenho a um único indicador. (Tupy et al., 2018)

As métricas operacionais adotadas quedas relativas do estoque no choque e tempo de retorno ao patamar de referência são defensáveis por serem transparentes, comparáveis entre UFs e compatíveis com abordagens que usam patamar de referência e cenários contrafactuais. Em crises sanitárias, o uso de “proxies únicas” do choque pode discriminar pouco diferenças regionais, reforçando a prioridade por indicadores laborais diretos (estoques e fluxos) para caracterizar o ajuste efetivo. (Doran & Fingleton, 2015; Trevisan et al., 2023).

2.4 EVIDÊNCIA EMPÍRICA SUBNACIONAL E DESENHO EM PAINEL

O uso de painéis subnacionais é apropriado para investigar choques macro porque permite examinar a heterogeneidade territorial diante de impulsos comuns no tempo, alinhando-se à evidência de respostas estaduais assimétricas no Brasil. Ao mesmo tempo, quando as variáveis macro são nacionais, a identificação repousa na variação temporal comum, exigindo escolhas de especificação que preservem essa variação e evitem extrapolações causais. (Almeida Jr. et al., 2020; Barbosa & Marçal, 2018)

Nesse contexto, um limite central é a colinearidade entre variáveis macro nacionais e controles temporais muito flexíveis (efeitos fixos completos por data), o que recomenda alternativas como sazonalidade mensal e defasagens, além de erros robustos em painel. Também é necessário cautela com inferência ingênua em desenhos inadequados, especialmente quando há heterogeneidade dinâmica, reforçando a postura interpretativa do estudo como associação dinâmica compatível com canais, e não causalidade forte. (Hatamyar et al., 2023; Chávez, 2023)

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Os procedimentos metodológicos seguem a motivação do referencial ao tratar choques como processos dinâmicos e potencialmente heterogêneos no espaço, de modo que a mensuração de resistência e recuperação seja comparável entre unidades federativas e informativa sobre trajetórias pós-choque. Essa opção é coerente com aplicações que

operacionalizam resiliência por meio de métricas simples e interpretáveis e, ao mesmo tempo, reconhecem que diferenças territoriais podem persistir após crises. (Trevisan et al., 2023; Doran & Fingleton, 2015)

3.1 DADOS E CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS (CAGED E BCB/SGS)

A base empírica é um painel mensal por unidade federativa (UF×mês), cobrindo 2020-01 a 2025-12, com 27 UFs e 72 meses (total de 1.944 observações). O painel foi construído para capturar o choque exógeno associado à pandemia, a recomposição imediata posterior e a fase subsequente marcada por mudanças relevantes no ambiente macroeconômico, com ênfase na trajetória da Selic. O emprego formal é analisado por se tratar de um canal sensível a contrações e recomposições, além de permitir leitura em alta frequência por meio de estoques e fluxos administrativos. (Catelan & Cunha, 2020; Almeida Jr. et al., 2020)

As informações de emprego formal provêm do CAGED, com as seguintes variáveis por UF e mês: estoque de vínculos formais ($estoque_{i,t}$), admissões ($admissões_{i,t}$), desligamentos ($desligamentos_{i,t}$) e saldo ($saldo_{i,t}$). O saldo mensal do emprego formal é definido pela identidade contábil entre fluxos: ele corresponde à diferença entre admissões e desligamentos. Essa variável é medida em número de vínculos (nível) e permite decompor a dinâmica do estoque em entradas e saídas:

$$saldo_{i,t} = admissões_{i,t} - desligamentos_{i,t}$$

O crescimento mensal do estoque é mensurado pela variação do logaritmo do estoque. Essa medida é uma proporção e, para variações pequenas, pode ser interpretada como uma aproximação da variação percentual mensal do estoque de vínculos formais, o que facilita comparações entre UFs com escalas distintas:

$$dlog_estoque_{i,t} = \ln(estoque_{i,t}) - \ln(estoque_{i,t-1})$$

A taxa de criação líquida ($saldo_rate$) é definida como o saldo do mês dividido pelo estoque do mês anterior. Trata-se de uma proporção útil para comparar a criação líquida entre estados independentemente do tamanho do mercado formal:

$$saldo_rate_{i,t} = \frac{saldo_{i,t}}{estoque_{i,t}}$$

A rotatividade é definida como o total de movimentações (admissões + desligamentos)

em proporção do estoque do mês anterior. Essa variável é uma proporção e pode ser lida como o percentual do estoque que foi “movimentado” no mês (entradas e saídas), captando a intensidade do ajuste via fluxos mesmo quando o saldo líquido é pequeno:

$$rotatividade_{i,t} = \frac{admissões_{i,t} + desligamentos_{i,t}}{estoque_{i,t-1}}$$

Por construção, $dlog_estoque_{i,t}$, $saldo_rate_{i,t}$ e $rotatividade_{i,t-1}$ não são definidos para 2020-01, pois requerem $estoque_{i,t-1}$; assim, as estimações em painel utilizam a amostra efetiva a partir de 2020-02, preservando o painel balanceado ao longo do tempo. (Trevisan et al., 2023)

As variáveis macroeconômicas mensais foram obtidas do BCB/SGS. A variação mensal da Selic é medida em pontos percentuais, refletindo mudanças no instrumento de política monetária entre $t - 1$ e t :

$$dselic_t = selic_t - selic_{t-1}$$

A variação mensal do IBC-Br é medida em pontos percentuais, refletindo mudanças no instrumento de política monetária entre $t - 1$ e t :

$$dlog_ibcbr_t = \ln(ibcbr_t) - \ln(ibcbr_{t-1})$$

A variação mensal do câmbio nominal (USD/BRL, venda) também é mensurada em logaritmos. Essa medida é uma proporção e aproxima a variação percentual mensal do câmbio:

$$dlog_cambio_t = \ln(cambio_t) - \ln(cambio_{t-1})$$

Essas transformações favorecem interpretação dinâmica e comparabilidade de magnitudes, além de serem compatíveis com a transmissão não contemporânea de juros e condições macro para decisões de contratação e desligamento.

Para refletir defasagens plausíveis na transmissão dos choques macroeconômicos para o emprego formal, optou-se por incluir defasagens de um e dois meses para cada variável macro transformada (por exemplo $dselic_{t-1}$ e $dselic_{t-2}$). Essa escolha baseia-se na literatura sobre mecanismos de transmissão de política monetária e ciclos de negócios, que sugere que os efeitos sobre contratações e desligamentos não são contemporâneos, podendo se manifestar entre um e três meses. (Castro & Monte, 2013; Almeida Jr. et al., 2020)

Para a mensuração operacional de resiliência, foram definidas três janelas temporais. A janela do choque corresponde a março a agosto de 2020; a janela de recuperação corresponde a setembro de 2020 a dezembro de 2021; e o período pós-2022 abrange janeiro de 2022 a

dezembro de 2025.

O patamar de referência pré-choque (ref_i) é definido como a média do estoque de vínculos formais em janeiro e fevereiro de 2020 para cada unidade federativa i . Essa variável está em número de vínculos (nível) e funciona como o valor de comparação para medir tanto a queda no choque quanto o retorno na recuperação:

$$ref_t = \frac{1}{2} (estoque_{i, 2020-01} + estoque_{i, 2020-02})$$

A resistência ($Resist_i$) mede a pior queda proporcional do estoque durante a janela do choque (março a agosto de 2020) em relação ao patamar de referência. Trata-se de uma proporção (adimensional) e pode ser interpretada como queda em pontos percentuais quando multiplicada por 100 (por exemplo, $-0,05 \approx -5\%$). Valores mais negativos indicam menor resistência ao choque.

$$Resist_i = \min_{t \in [2020-03, 2020-08]} \left(\frac{estoque_{i,t}}{ref_i} - 1 \right)$$

A recuperação ($Recup_i$) é mensurada como o tempo até retorno do estoque ao patamar de referência, contado em meses a partir do início da janela de recuperação (setembro de 2020). Essa variável é um número inteiro de meses e permite comparar a velocidade de recomposição entre unidades federativas. Quando o retorno não ocorre até o último mês observado, a recuperação pode ser tratada como censurada no fim da amostra.

$$Recup_i = \min \{ \Delta \geq 1 : estoque_{i,2020-09+\Delta} \geq ref_i \}$$

Essas métricas permitem comparar, de forma direta, a intensidade do choque e a velocidade de recomposição entre unidades federativas, preservando a leitura de trajetória e evitando impor mecanismos estruturais não observados. (Doran & Fingleton, 2015; Trevisan et al., 2023)

Antes das estimações, foram conduzidas verificações de consistência e de valores extremos para assegurar replicabilidade. O painel mostrou-se completo (72 meses para cada UF), sem duplicações em pares UF×mês; todas as séries de estoque foram estritamente positivas (condição necessária para logaritmos), e admissões e desligamentos foram não negativos; adicionalmente, a identidade $saldo = admissoes - desligamentos$ foi verificada em toda a amostra. Quanto a valores extremos, $dlog_estoque$ apresentou mínima concentrada em abril de 2020 e a rotatividade elevou-se em meses de choque e reabertura; tais valores foram mantidos por refletirem o fenômeno de interesse.

Como verificação de robustez, o modelo foi reestimado com defasagens alternativas das variáveis macro (incluindo até três meses), com exclusão dos meses mais extremos do choque (abril e maio de 2020) e com a variável dependente alternativa *saldo_rate*. As conclusões centrais permaneceram qualitativamente estáveis nesses exercícios, com associações consistentes para atividade e para a Selic em defasagens relevantes, além de sinal semelhante para o câmbio; em contraste, a associação estimada para a inflação mostrou maior sensibilidade à escolha de defasagens, reforçando a interpretação cautelosa em termos de co-movimentos e endogeneidade. (Hatamyar et al., 2023; Almeida Jr. et al., 2020)

3.2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A estratégia empírica utiliza um painel UF×mês (2020-01 a 2025-12), construído a partir do CAGED e de séries mensais do BCB/SGS, tratamento de dados e as estimações foram executados em Python, utilizando as bibliotecas *pandas*, *statsmodels* e *linearmodels*. O objetivo é modelar a dinâmica do emprego formal em alta frequência, explorando a decomposição em estoque e fluxos e a associação dinâmica com variáveis macroeconômicas comuns no tempo. As variáveis dependentes consideradas são, alternativamente, o crescimento mensal do estoque formal em logaritmos (*dlog_estoque_{i,t}*) e a taxa de criação líquida (*saldo_rate_{i,t}*), pois ambas capturam dimensões complementares do ajuste do emprego formal em crises e recomposições. (Catelan & Cunha, 2020; Barbosa & Marçal, 2018)

O modelo base é estimado com efeitos fixos por unidade federativa, para absorver heterogeneidades persistentes entre estados (nível médio de emprego, estrutura produtiva e diferenças institucionais inobserváveis ao longo do período), e com variáveis indicadoras mensais para sazonalidade, dada a frequência mensal do CAGED. O componente macroeconômico é incorporado por transformações definidas na seção de dados (variações de juros, atividade e câmbio; inflação mensal), com defasagens para capturar a transmissão não contemporânea. A especificação geral pode ser escrita como:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{m=2}^{12} \gamma_m I(mes_t = m) + \delta_1 t + \delta_2 t + \beta_1 covid_{choque_t} + \beta_2 covid_{recup_t} + \sum_{k=0}^2 (\theta_k dselic_{t-k} + \phi_k ipca_{t-k} + \psi_k dlog_{ibcbr}_{t-k} + \omega_k dlog_{cambio}_{t-k} + \varepsilon_{i,t})$$

em que $y_{i,t} \in \{dlog_estoque_{i,t}, saldo_rate_{i,t}\}$, α_i são efeitos fixos por UF, $I(\cdot)$ representa variáveis indicadoras para os meses do ano (sazonalidade), e (t, t^2) capturam tendência temporal de baixa ordem. Essa formulação é compatível com evidências de que choques macro podem ter efeitos assimétricos no território e que a resposta pode se materializar ao longo de meses, especialmente no canal de juros e crédito. (Almeida Jr. et al., 2020; Castro & Monte, 2013)

Uma escolha central diz respeito ao tratamento do tempo. Como as variáveis macro são nacionais e variam apenas temporalmente, a inclusão de efeitos fixos completos por data (dummies mensais) tornaria seus coeficientes não identificados por colinearidade. Para contornar essa limitação sem abdicar de controle temporal, o modelo adota:

- (i) Sazonalidade mensal (dummies de mês do ano), para capturar padrões regulares intra-ano;
- (ii) Tendência polinomial de baixa ordem (linear e quadrática), para absorver mudanças graduais de longo prazo;
- (iii) Defasagens das variáveis macro, permitindo que a transmissão se manifeste ao longo do tempo.

Reconhece-se, porém, que essa estratégia não elimina o risco de que os coeficientes capturem outros choques temporais não modelados. Os resultados revelam interdependências condicionais que estruturam o fenômeno observado.

As hipóteses relativas ao choque pandêmico e à recomposição são testadas por um conjunto de medidas complementares. A hipótese H1 (queda do emprego formal no choque) é avaliada, no modelo, pelo parâmetro associado à variável indicadora $covid_choque_t$ (março–agosto de 2020) quando $y_{i,t}$ é $dlog_estoque$ ou $saldo_rate$, além das estatísticas descritivas que comparam fluxos e estoque no período. A hipótese H2 (recuperação heterogênea) é testada, primariamente, pelas métricas operacionais de resiliência definidas na seção de dados — queda relativa no choque (resistência) e tempo até retorno ao patamar de referência pré-choque (recuperação) e, adicionalmente, por especificações auxiliares que permitem heterogeneidade no choque por UF, via interações entre $covid_choque_t$ e indicadores de UF para recuperar impactos diferenciais dentro da mesma moldura de controle. Essa combinação evita depender apenas de médias nacionais e favorece leitura comparável entre unidades federativas. (Tupy et al., 2018; Trevisan et al., 2023)

As hipóteses macroeconômicas são testadas pela inclusão de variáveis macro e suas defasagens no modelo. A hipótese H3 (aperto monetário associado a menor dinamismo do emprego formal) é examinada pelos coeficientes θ_k associados a $dselic_{t-k}$, permitindo que a resposta se manifeste com atraso. A hipótese H4 (atividade sustentando criação de vagas) é avaliada pelos coeficientes ψ_k de $dlog_ibcbr_{t-k}$, coerentes com o papel do nível de atividade na demanda por trabalho formal. A hipótese H5 (inflação associada a menor dinamismo) é avaliada pelos coeficientes ϕ_k de $ipca_{t-k}$, reconhecendo que inflação pode se relacionar a incerteza e restrições macro que afetam o mercado de trabalho. A hipótese H6 (efeito médio ambíguo do câmbio, com heterogeneidade regional) é avaliada pelos coeficientes ω_k de $dlog_cambio_{t-k}$ e, em extensões, por interações do câmbio com agrupamentos regionais (macrorregiões), para verificar se a associação difere sistematicamente no território. A hipótese H7 (persistência) é tratada por duas vias: comparação do tempo de retorno ao patamar de referência e avaliação de padrões de recomposição durante $covid_recup_t$ (setembro de 2020 a dezembro de 2021) e no período pós-2022, interpretando persistência como recomposição lenta ou incompleta no horizonte observado, sem impor causalidade estrutural. (Almeida Jr. et al., 2020; Castro & Monte, 2013; Fernandes & Silva, 2023)

Os erros-padrão são calculados com agrupamento por unidade federativa, para acomodar heterocedasticidade e autocorrelação dentro de cada estado ao longo do tempo, o que é apropriado em painéis mensais com trajetórias persistentes. A interpretação dos parâmetros é deliberadamente conservadora: como as variáveis macro são comuns no tempo e podem responder endogenamente ao ciclo, os coeficientes são discutidos como associações dinâmicas compatíveis com canais macroeconômicos (juros, atividade, preços e câmbio), e não como efeitos causais fortes. Essa postura também responde ao fato de que médias nacionais podem mascarar heterogeneidade relevante e de que diferenças territoriais podem alterar a leitura de sensibilidade ao ciclo, o que torna a ênfase em dinâmica, heterogeneidade e prudência inferencial central para o estudo. (Hatamyar et al., 2023; Almeida Jr. et al., 2020; Cravo & Schimanski, 2019)

4 RESULTADOS

A discussão teórica destacou que choques macroeconômicos comuns no tempo podem

gerar respostas heterogêneas no território e que a leitura de resiliência exige atenção à trajetória do ajuste, evitando inferências baseadas apenas em médias nacionais. Nesta seção, as estatísticas descritivas situam a escala do emprego formal, a magnitude dos fluxos e a dispersão estadual do crescimento mensal, criando o pano de fundo empírico para a análise do choque pandêmico e da recomposição nas subseções seguintes. (Tupy et al., 2018; Almeida Jr. et al., 2020)

4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

No agregado Brasil, o estoque médio de vínculos formais entre 2020 e 2025 foi de aproximadamente 43,94 milhões, com mínimo de 38,06 milhões e máximo de 49,06 milhões, indicando expansão do nível do emprego formal no horizonte completo, apesar da ruptura no início do período. Em termos de dinâmica, o crescimento mensal do estoque em logaritmos apresentou média de 0,00285 (aproximadamente 0,28% ao mês), com mínimo de -0,0251 (cerca de -2,51% ao mês) e máximo de 0,00992 (cerca de 0,99% ao mês), refletindo a forte assimetria temporal induzida pelo choque de 2020 e pelas recomposições subsequentes. O saldo médio mensal foi de 124,6 mil vínculos, mas com elevada variabilidade, variando de -978,9 mil (contração intensa) a 438,0 mil (expansão líquida). Esse padrão é compatível com a ideia de que crises podem produzir quedas abruptas e recomposições posteriores, exigindo leitura dinâmica do ajuste. (Mattei & Heinen, 2022; Trevisan et al., 2023)

A decomposição por fluxos também caracteriza a intensidade de realocação. A rotatividade agregada do Brasil (admissões + desligamentos sobre estoque do mês anterior) teve média de 8,19% ao mês, variando de 4,93% a 10,12%. A coexistência de saldo líquido pequeno com rotatividade elevada indica que a dinâmica mensal decorre mais de entradas e saídas simultâneas do que de variações líquidas persistentes. Em choques, o saldo pode se deteriorar por queda de admissões ou aumento de desligamentos; a rotatividade capta a intensidade do ajuste mesmo quando o estoque varia pouco. (Catelan & Cunha, 2020; Trevisan et al., 2023)

A distribuição do crescimento mensal do emprego formal por unidade federativa (Figura 1) evidencia dispersão sistemática, reforçando que médias nacionais podem mascarar heterogeneidade relevante (Cravo & Schimanski, 2019; Tupy et al., 2018). A mediana estadual de $dlog_estoque$ situa-se entre 0,33% e 0,72% ao mês, com diferenças na amplitude

interquartílica e nas caudas. As maiores quedas mensais concentram-se no choque, chegando a -3,81% em algumas UFs, enquanto os maiores crescimentos superam 2,6% em episódios de recomposição. Estados com crescimento "típico" semelhante podem ter volatilidade distinta, o que se conecta às trajetórias de resistência e recuperação)

Figura 1: Distribuição do crescimentos formal ($\Delta \log_estoque$) por UF; 2020-2025

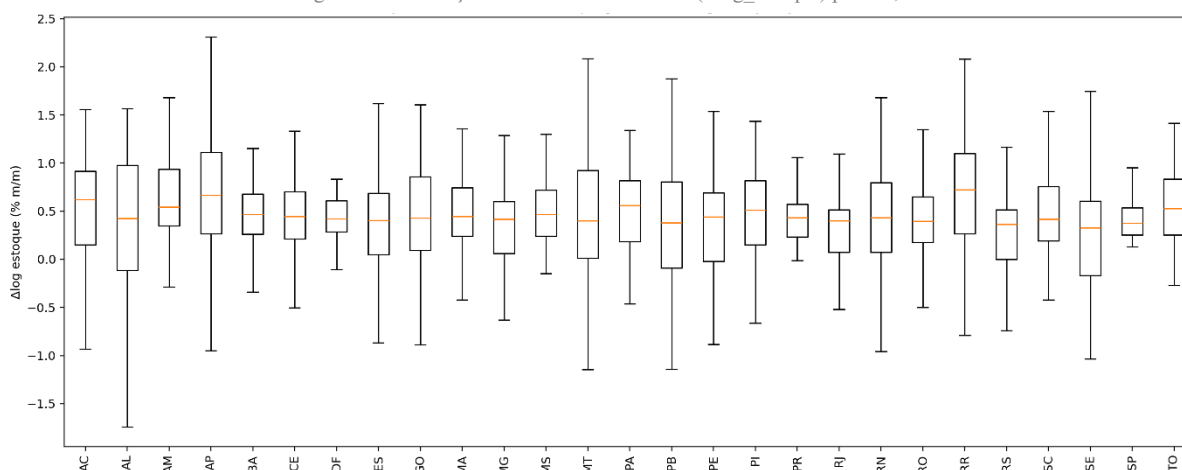


Figura 1. Distribuição do crescimento mensal do emprego formal $\Delta \log_estoque$ por unidade federativa (2020–2025), variação mensal aproximada em percentuais;

Fonte: Elaboração própria

A heterogeneidade de escala também é marcante: a média do estoque estadual varia de 71,2 mil a 13,44 milhões de vínculos, justificando o uso de medidas proporcionais (crescimento em logaritmos, saldo relativo, rotatividade). A rotatividade média estadual varia de 6,04% a 10,57% ao mês, indicando que o "ritmo" de movimentação difere entre UFs mesmo quando o saldo líquido é pequeno. Essas diferenças reforçam a necessidade de uma abordagem que permita síntese regional sem reduzir a análise a um único indicador agregado (Almeida Jr. et al., 2020; Trevisan et al., 2023).

Como contexto macroeconômico, a Selic variou de 1,90 a 14,90; o IPCA mensal, de -0,68 a 1,62; o IBC-Br, de 83,79 a 114,15; e o câmbio, de 4,27 a 6,19. Essas amplitudes motivam o uso de defasagens e interpretação cuidadosa dos coeficientes como associações dinâmicas, já que as variáveis macro são comuns no tempo e podem interagir com o emprego de modo não contemporâneo (Castro & Monte, 2013; Hatamyar et al., 2023). As próximas subseções detalham as métricas de resistência e recuperação, e a sensibilidade macro é explorada na seção.

4.2 CHOQUE PANDEMIA: MECANISMO, RESISTÊNCIA E ROTATIVIDADE

Conforme detalhado na seção 3.1, o saldo líquido do emprego formal é determinado pela diferença entre admissões e desligamentos. Essa forma de leitura é particularmente adequada para o emprego formal, pois o ajuste pode ser rápido e concentrado em poucos meses, com recomposição posterior igualmente relevante para interpretar resiliência. (Barbosa & Marçal, 2018; Catelan & Cunha, 2020)

Figura 2. Fluxos do mercado formal (admissões/desligamentos, saldo e rotatividade (2020-2025))

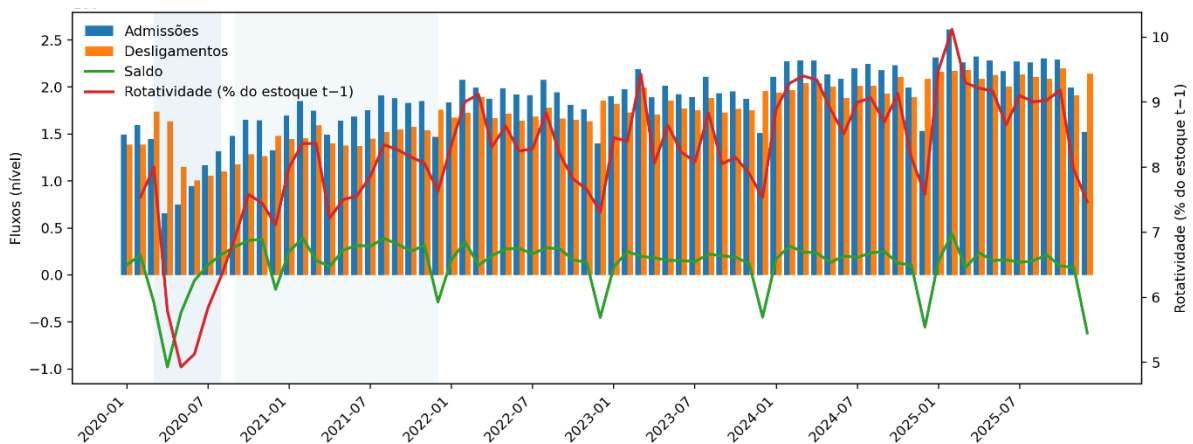


Figura 2. Fluxos do mercado formal (admissões/desligamentos, saldo e rotatividade (2020-2025))

Fonte: Elaboração própria

No agregado Brasil, o choque de 2020 combinou uma contração abrupta nos fluxos com deterioração expressiva do saldo e, conseqüentemente, queda do estoque. Entre março e agosto de 2020, as admissões mensais médias foram de aproximadamente 1,05 milhão, enquanto os desligamentos médios foram de cerca de 1,28 milhão, produzindo saldo médio negativo em torno de -234,6 mil vínculos e crescimento médio do estoque em torno de -0,60% ao mês (em variação logarítmica). O ponto mais agudo ocorreu em abril de 2020, quando as admissões atingiram aproximadamente 654,9 mil, os desligamentos cerca de 1,63 milhão e o saldo aproximadamente -978,9 mil, com queda mensal do estoque de cerca de -2,51%. Esse padrão é consistente com a interpretação de que a pandemia provocou contração abrupta do mercado de trabalho e que o emprego formal reage de forma sensível em episódios de choque, exigindo leitura dinâmica do ajuste. (Mattei & Heinen, 2022; Trevisan et al., 2023)

A rotatividade sintetiza a intensidade de movimentação mesmo quando o saldo líquido é pequeno. Como detalhado na Tabela 1, a rotatividade média caiu de 7,54% no pré-choque

para 6,00% durante o choque, atingindo 4,93% em maio de 2020 – o ponto mais baixo –, refletindo compressão simultânea de admissões e desligamentos. Na recomposição, retornou a 7,78%, e no pós-2022 elevou-se a 8,61%, indicando maior movimentação ao longo do ciclo (Trevisan et al., 2023; Barbosa & Marçal, 2018). A leitura por janelas separa o ajuste emergencial da normalização subsequente.

Tabela 1. Rotatividade média por janela temporal e unidade federativa (pré-choque, choque, recuperação e pós-2022)

SIGLA UF	Pré-choque (jan–fev/2020)	Choque (mar–ago/2020)	Recuperação (set/2020–dez/2021)	Pós-2022 (jan/2022–dez/2025)
AC	6,70%	5,30%	7,08%	8,01%
AL	7,63%	4,69%	6,47%	7,12%
AM	6,71%	6,01%	7,49%	8,26%
AP	6,56%	4,80%	7,13%	8,40%
BA	5,92%	5,21%	6,68%	7,28%
CE	6,03%	4,95%	6,34%	7,01%
DF	6,55%	5,27%	6,33%	7,21%
ES	8,07%	6,52%	8,52%	9,79%
GO	8,20%	6,64%	8,91%	10,00%
MA	4,93%	4,91%	6,06%	6,56%
MG	7,59%	6,36%	8,12%	9,02%
MS	8,28%	6,46%	8,22%	9,76%
MT	9,23%	7,81%	10,09%	11,10%
PA	6,48%	5,79%	7,55%	7,89%
PB	7,01%	4,82%	6,49%	7,16%
PE	5,77%	5,13%	6,32%	6,81%
PI	5,23%	4,36%	6,05%	6,73%
PR	9,15%	6,82%	8,82%	9,77%
RJ	6,52%	4,99%	6,26%	6,92%
RN	6,59%	5,22%	6,60%	7,16%
RO	8,62%	6,72%	8,63%	9,28%
RR	8,39%	6,82%	9,50%	10,12%
RS	8,28%	6,14%	8,06%	8,76%
SC	9,94%	7,22%	9,99%	10,37%
SE	5,83%	4,10%	5,65%	6,42%
SP	7,60%	6,10%	7,88%	8,89%
TO	6,37%	5,47%	7,27%	8,32%
BR	7,54%	6,01%	7,78%	8,61%

Fonte: Elaboração própria

A heterogeneidade regional manifesta-se de forma nítida quando a rotatividade é comparada entre unidades federativas (Tabela 1). Os estados diferem tanto no nível médio de rotatividade quanto na intensidade da queda durante o choque. Por exemplo, Mato Grosso,

Santa Catarina e Roraima apresentaram as maiores taxas de rotatividade no período crítico (mar–ago/2020), indicando mercados de trabalho mais dinâmicos mesmo sob choque adverso. Esse padrão pode estar associado a estruturas produtivas com maior presença de setores de serviços e comércio, que historicamente exibem maior rotatividade, ou a características institucionais locais.

Em contraste, Sergipe, Piauí e Alagoas registraram as menores taxas, sugerindo mercados de trabalho menos fluidos, possivelmente relacionados a maior participação do setor público ou a menor dinamismo econômico. A leitura combinada da rotatividade com as métricas de resistência (Figura 4) revela que estados com baixa rotatividade no choque, como Alagoas, tiveram queda acentuada no estoque, enquanto Mato Grosso, com alta rotatividade, apresentou queda moderada. Essa relação sugere que a capacidade de 'movimentação' do mercado formal pode estar associada a uma absorção mais rápida do choque, mas também pode refletir diferenças na composição setorial e nas relações trabalhistas. A análise detalhada desses mecanismos foge ao escopo deste artigo, mas os padrões observados na Tabela 1 fornecem pistas para investigações futuras sobre os determinantes da resiliência regional. (Cravo & Schimanski, 2019; Almeida Jr. et al., 2020)

A combinação entre fluxos, rotatividade e resistência qualifica o choque como evento comum, mas não uniforme no espaço. Os estados com maiores e menores quedas

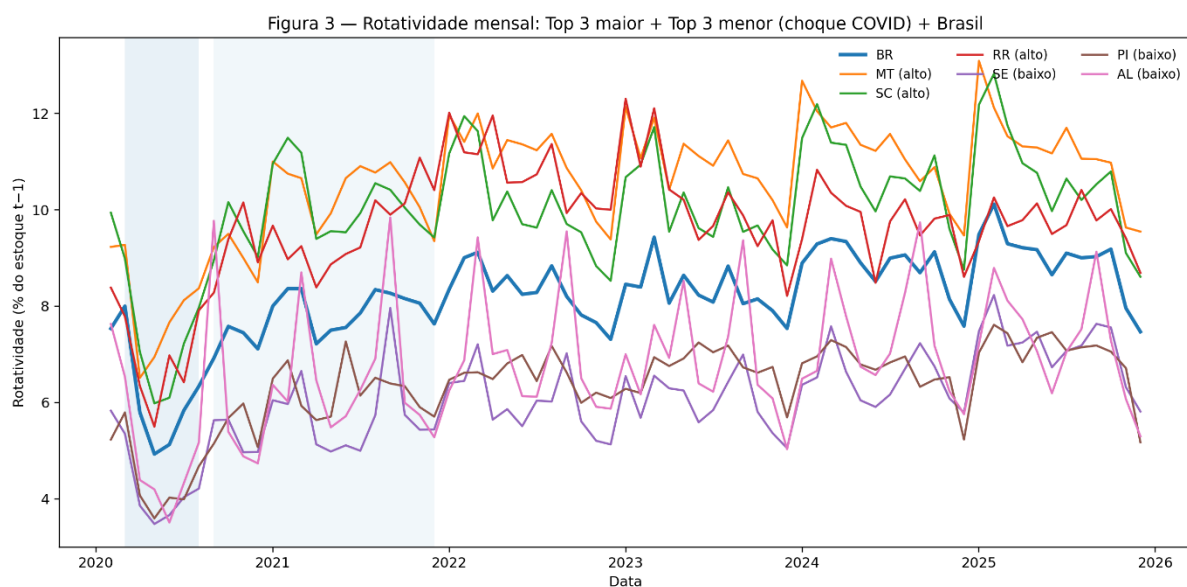


Figura 3. Rotatividade mensal no choque: três unidades federativas com maior rotatividade, três com menor rotatividade e Brasil (2020–2025)

Fonte: Elaboração própria

(exemplificados anteriormente) mostram que o ajuste combinou diferentes intensidades de movimentação e contração do estoque, reforçando que resistência e recomposição são dimensões complementares da resiliência (Trevisan et al., 2023; Tupy et al., 2018). Essa heterogeneidade prepara a análise da recuperação na seção seguinte.

4.3 RECUPERAÇÃO: TEMPO DE RETORNO E RELAÇÃO ENTRE QUEDA E RECOMPOSIÇÃO

A recuperação é definida como o tempo (em meses) necessário para o estoque de emprego formal voltar ao patamar de referência pré-choque, estabelecido pela média do estoque em janeiro e fevereiro de 2020, contado a partir do início da janela de recomposição (setembro de 2020). Essa definição permite comparar, de modo padronizado, a velocidade de retorno entre unidades federativas sem reduzir a dinâmica pós-crise a um único valor contemporâneo, preservando a noção de resiliência como trajetória composta por impacto inicial e recomposição subsequente. (Doran & Fingleton, 2015; Tupy et al., 2018)

Figura 4. Resistência no choque de COVID-19 por UF

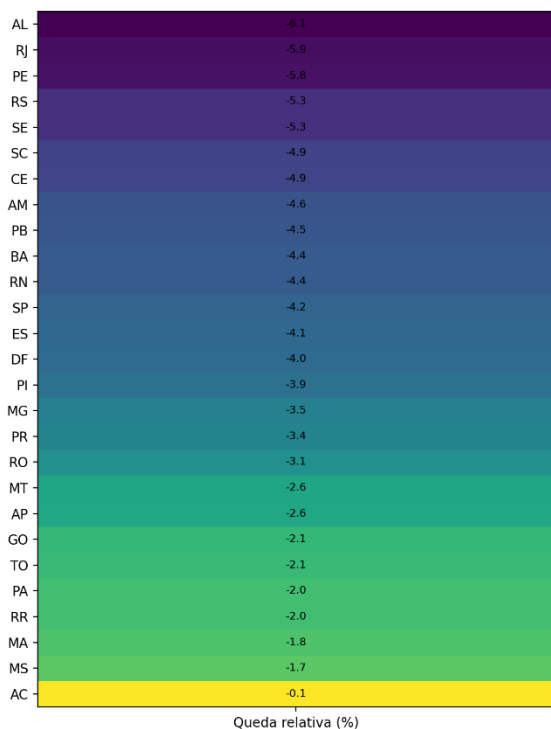


Figura 4. Resistência no choque de COVID-19 por unidade federativa: queda relativa do estoque de emprego formal (mar-ago/2020)

Fonte: Elaboração própria

No conjunto das UFs, o tempo de recuperação variou de 1 a 14 meses, com média de 4,15 meses e mediana de 3 meses (Figura 5), evidenciando dispersão significativa. Entre os retornos mais lentos, destacam-se Rio de Janeiro (14 meses) e Sergipe (12 meses); por outro lado, várias unidades (Acre, Alagoas, Maranhão, Pará, Roraima, Tocantins e Mato Grosso) atingiram o patamar já no primeiro mês da janela de recomposição. Em dezembro de 2021, todas as UFs estavam acima do patamar pré-choque, mas com diferenças na magnitude da recomposição acumulada, indicando que “retornar ao patamar” e “recuperar folga” são dimensões distintas do processo pós-choque (Trevisan et al., 2023; Eberhardt & Tupy, 2022).

Figura 5: Classificação do tempo de recuperação do estoque por UF

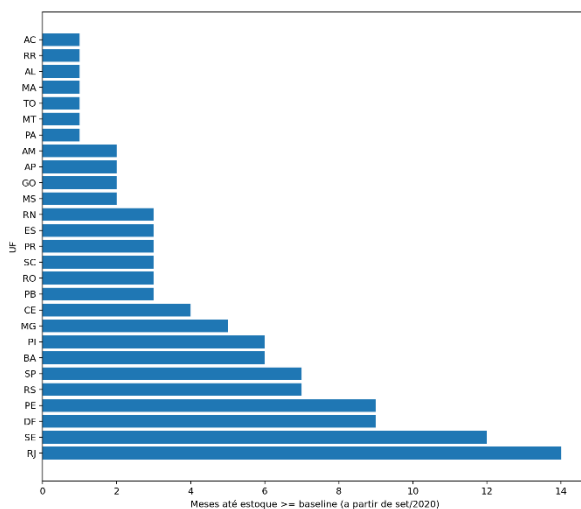


Figura 5. Classificação do tempo de recuperação do estoque de emprego formal por unidade federativa (meses até retornar ao patamar de referência pré-choque).

Fonte: Elaboração própria

A comparação entre queda relativa e tempo de recuperação (Figura 6) sugere uma relação positiva, mas não unívoca: quedas mais intensas tendem a associar-se a retornos mais lentos, porém há exceções como Alagoas (maior queda, recuperação em 1 mês), indicando que resistência e recuperação podem se dissociar (Tupy et al., 2018; Cravo & Schimanski, 2019). Isso reforça a necessidade de tratar a resiliência como combinação de dimensões, evitando inferências determinísticas a partir de médias nacionais.

Em termos analíticos, a dispersão do tempo de recuperação e sua relação com a queda inicial sintetizam a heterogeneidade regional: há desde quedas intensas com retorno rápido até quedas moderadas com recuperação lenta. Esse padrão, consistente com respostas subnacionais diferenciadas a choques comuns (Almeida Jr. et al., 2020), justifica a análise da próxima seção sobre a associação do emprego formal com as condições macroeconômicas no período pós-2022, mantendo a perspectiva de associações dinâmicas.

4.4 SENSIBILIDADE À SELIC E DEMAIS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

A análise da sensibilidade do emprego formal às condições macroeconômicas parte da ideia de transmissão com defasagens: mudanças na taxa básica afetam custo de crédito, investimento e demanda agregada, e a resposta do emprego pode ocorrer de forma não contemporânea. A Figura 7 sobrepõe a trajetória do crescimento mensal do estoque formal no Brasil ($\Delta \log_estoque$) com a variação mensal da Selic ($\Delta Selic$) entre 2020 e 2025, oferecendo uma motivação visual para a modelagem com defasagens. (Castro & Monte, 2013; Almeida Jr. et al., 2020)

Observa-se que o colapso do emprego formal em abril de 2020 (queda de aproximadamente 2,5%) ocorreu simultaneamente a uma forte redução da Selic (que passou de 4,25% para 3,75% ao ano), refletindo a resposta emergencial da política monetária. Nos meses seguintes, o emprego iniciou trajetória de recuperação, enquanto a Selic permaneceu em níveis historicamente baixas até o início de 2021. A partir do segundo semestre de 2021, o ciclo de aperto monetário se intensifica, com elevações sucessivas da Selic, coincidindo com uma desaceleração do ritmo de crescimento do emprego formal, que, no entanto, manteve-se positivo. Em 2023-2024, observa-se que picos de alta da Selic ($\Delta Selic$ positiva) tendem a ser seguidos, após um ou dois meses, por reduções na taxa de crescimento do emprego, sugerindo a presença de defasagens na transmissão. Por exemplo, o forte aumento da Selic em março de 2021 ($\Delta Selic \approx +0,75$ p.p.) precede a desaceleração do crescimento do emprego em abril-maio do mesmo ano.

Figura 6. Relação entre a resistência (queda vs tempo de recuperação)

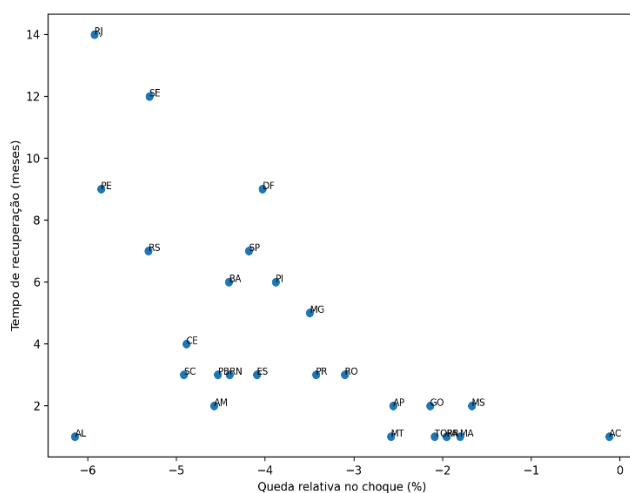


Figura 6. Relação entre queda relativa do estoque no choque de COVID-19 e tempo de recuperação por unidade federativa

Fonte: Elaboração própria

Essa inspeção visual é consistente com a hipótese de que os efeitos contracionistas da política monetária sobre o mercado de trabalho formal se manifestam com alguma defasagem, reforçando a necessidade de incluir lags na especificação econométrica. Naturalmente, a simples sobreposição de séries não estabelecenexo causal, mas serve como ponto de partida para a modelagem mais rigorosa apresentada a seguir, que controla por outros fatores e utiliza defasagens distribuídas.

Figura 7. Crescimento do emprego formal vs política monetária (2020-2025)

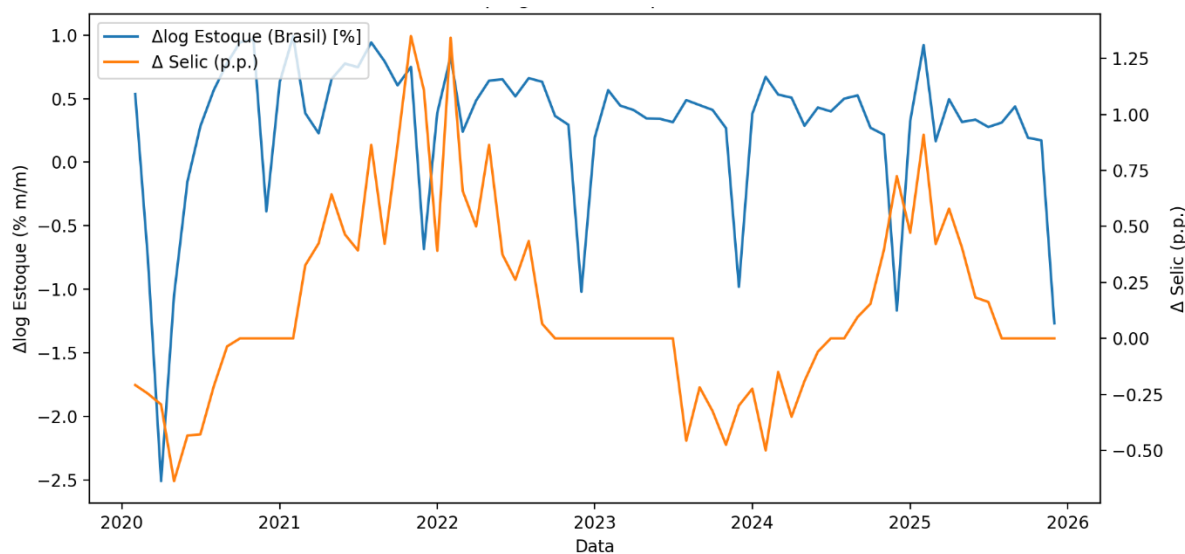


Figura 7. Crescimento do emprego formal no Brasil ($\Delta\log_estoque$) e variação mensal da Selic ($\Delta Selic$), 2020–2025 (2020–2025)

Fonte: Elaboração própria

As estimativas em painel para $\Delta\log_estoque$ sugerem que a variação da Selic se associa ao crescimento do emprego formal de forma distribuída no tempo. O coeficiente associado à $\Delta Selic$ contemporânea é positivo ($\approx 0,00105$), enquanto a defasagem de um mês é negativa ($\approx -0,00115$) e a defasagem de dois meses volta a ser positiva ($\approx 0,00091$), padrão compatível com respostas defasadas e com o fato de a Selic reagir ao próprio ciclo, o que recomenda cautela interpretativa. Em termos de ordem de grandeza, a estimativa para a defasagem de um mês implica que um aumento de 1 ponto percentual em $\Delta Selic$ no mês anterior se associa a uma redução aproximada de 0,115 ponto percentual no crescimento mensal do estoque formal, mantendo os demais controles. (Almeida Jr. et al., 2020; Hatamyar et al., 2023)

Para a atividade, as estimativas indicam associação positiva: os coeficientes associados a $\Delta\log_{IBC} - Br$ são positivos no contemporâneo ($\approx 0,075$) e permanecem positivos nas

defasagens ($\approx 0,064$ e $\approx 0,054$), sugerindo que melhora do nível de atividade se relaciona a maior expansão do emprego formal ao longo de alguns meses. Essa evidência é coerente com a interpretação de que o emprego formal responde ao ciclo de demanda com atraso, especialmente quando a recomposição ocorre por admissões e recontrações em fase de retomada. Resultados análogos aparecem quando a variável dependente é o saldo relativo (*saldo_rate*), reforçando que a associação não é exclusiva de uma única métrica do mercado formal. (Barbosa & Marçal, 2018)

No caso da inflação, as estimativas indicam um coeficiente positivo na defasagem de dois meses do IPCA ($\approx 0,00283$), enquanto o efeito contemporâneo não é estatisticamente diferente de zero. Esse sinal positivo é contraintuitivo, uma vez que a teoria econômica sugere que aumentos de preços tendem a comprimir a demanda e elevar a incerteza, com efeitos negativos sobre o emprego. Uma possível explicação é que o coeficiente esteja captando correlações espúrias decorrentes da omissão de outros fatores temporais (como expectativas, políticas fiscais ou choques de oferta) que coincidem com a trajetória da inflação no período analisado. Alternativamente, pode refletir a endogeneidade da política monetária: momentos de aquecimento da atividade geram tanto inflação quanto contratações, e o modelo, mesmo com defasagens, pode não estar isolando adequadamente o efeito próprio da inflação. Dada a fragilidade desse resultado e a ausência de significância contemporânea, a interpretação deve ser extremamente cautelosa. Recomenda-se que essa associação não seja tratada como evidência de um efeito positivo da inflação sobre o emprego, mas sim como um indicativo da necessidade de especificações mais resistentes (por exemplo, com controles adicionais ou instrumentos) para investigar o canal de preços. (Hatamyar et al., 2023)

Para o câmbio, as estimativas sugerem associação negativa sobretudo na defasagem de um mês ($\approx -0,0169$), com efeito menor na defasagem de dois meses, padrão compatível com encarecimento de insumos importados e compressão de margens em segmentos mais expostos, ainda que a magnitude e o sinal possam variar conforme a composição produtiva regional. (Hatamyar et al., 2023)

4.5 HETEROGENEIDADE REGIONAL

Os resultados das seções anteriores confirmam que o choque pandêmico, embora comum no tempo, produziu trajetórias estaduais marcadamente heterogêneas, em linha com evidências de assimetrias regionais diante de choques macroeconômicos no Brasil (Almeida Jr. et al., 2020; Tupy et al., 2018). A resistência variou de -6,14% a -0,12%, e o tempo de recuperação, de 1 a 14 meses, corroborando a pertinência de decompor resiliência em impacto inicial e velocidade de retorno (Doran & Fingleton, 2015; Trevisan et al., 2023). Mais importante, a relação entre essas duas dimensões não é unívoca: há casos de queda intensa seguida de retorno rápido (Alagoas) e outros de queda moderada com recuperação lenta, sugerindo que fatores estruturais locais (composição setorial, acesso a crédito, etc.) podem modular a resiliência de forma independente (Cravo & Schimanski, 2019).

No entanto, o modelo econométrico adotado supõe coeficientes comuns para as variáveis macro, não testando formalmente se a sensibilidade a juros, câmbio ou atividade difere entre estados – hipótese sugerida pela literatura sobre transmissão assimétrica de política monetária no território (Barbosa & Marçal, 2018; Almeida Jr. et al., 2020). Essa limitação, já reconhecida na seção 3.2, implica que as associações estimadas representam médias nacionais que podem ocultar respostas regionais distintas. A investigação dessas interações – por meio de modelos com efeitos heterogêneos ou recortes setoriais – permanece como agenda para trabalhos futuros (Hatamyar et al., 2023; Castro & Monte, 2013).

5 DISCUSSÃO

Os resultados reforçam que o emprego formal reage a choques por um mecanismo contábil no qual admissões e desligamentos determinam o saldo e, por acumulação, o estoque, sendo a rotatividade um indicador sintético da intensidade de movimentação do mercado formal. No choque de 2020, a queda do estoque esteve associada a deterioração do saldo em meses críticos, acompanhada por redução da rotatividade, compatível com compressão simultânea de entradas e saídas em um ambiente de incerteza e restrições de funcionamento. Esse diagnóstico converge com a ideia de que o emprego formal é sensível a choques e que a decomposição em fluxos é essencial para interpretar contrações e recomposições em alta frequência. (Mattei & Heinen, 2022; Catelan & Cunha, 2020)

A decomposição de resiliência em resistência (queda relativa no choque) e recuperação (tempo de retorno ao patamar de referência pré-choque) mostrou que o choque, embora comum no tempo, teve impactos e velocidades de recomposição heterogêneos entre unidades federativas. Essa evidência é convergente com aplicações de resiliência regional que separam impacto contemporâneo e recuperação e com a interpretação de trajetória (queda + retorno) como unidade analítica para comparar territórios. Ao mesmo tempo, o fato de algumas UFs retornarem lentamente ao patamar de referência é compatível com a noção de “cicatrices” em resultados do trabalho, embora a identificação de histerese em sentido forte exija testes adicionais e critérios mais estritos do que o tempo de retorno isoladamente. (Tupy et al., 2018; Doran & Fingleton, 2015; Fernandes & Silva, 2023)

As associações estimadas em painel sugerem que a Selic se relaciona ao crescimento do emprego formal de forma distribuída no tempo, com sinal relevante em defasagens, enquanto a atividade (IBC-Br) se associa positivamente ao dinamismo do emprego formal em múltiplos horizontes. Esses padrões são compatíveis com transmissão não contemporânea de condições macro para decisões de contratação e desligamento, mas devem ser interpretados como associação dinâmica, dada a natureza nacional das séries macro e a possibilidade de endogeneidade de política. Para inflação e câmbio, os sinais estimados podem refletir comovimentos do ciclo e interação com condições financeiras, reforçando que a leitura não deve impor um mecanismo único; além disso, a heterogeneidade regional desses canais permanece como agenda empírica quando não se estima explicitamente a variação do efeito por território. (Almeida Jr. et al., 2020; Castro & Monte, 2013; Hatamyar et al., 2023)

As implicações de política são condicionais ao desenho e aos resultados: se parte do ajuste decorre de forte deterioração do saldo em meses críticos, medidas que preservem liquidez e viabilizem capital de giro podem reduzir a intensidade da contração; se a recomposição é heterogênea, instrumentos de intermediação e qualificação podem ser mais relevantes onde o retorno é lento, sem prescrever soluções uniformes para todas as UFs. As limitações são centrais: variáveis macro nacionais variam no tempo, o que eleva o risco de colinearidade com controles temporais; a política monetária e outras variáveis podem responder endogenamente ao ciclo; o estudo não incorpora informalidade e transições entre segmentos, restringindo a leitura do ajuste total do mercado de trabalho; e explicações estruturais (composição setorial, exposição externa, crédito, instituições) não são testadas diretamente nesta versão, devendo ser

tratadas como hipóteses para trabalho futuro com desenho e variáveis adicionais. (Hatamyar et al., 2023; Ponczek & Ulyssea, 2015)

5.1 SÍNTESE DAS HIPÓTESES (H1–H7)

A seguir, sintetiza-se a evidência para cada hipótese, com linguagem compatível com o enquadramento do estudo (associações descritivas e em painel), distinguindo resultados consistentes, parciais e não corroborados nesta versão.

- **H1 (choque COVID reduz emprego formal): evidência consistente.** A contração do estoque no intervalo mar–ago/2020 e a resistência negativa por UF são consistentes com queda do emprego formal no choque. (Mattei & Heinen, 2022; Trevisan et al., 2023)
- **H2 (recuperação heterogênea entre UFs): evidência consistente.** O tempo de retorno ao patamar de referência varia amplamente entre estados, indicando velocidades distintas de recomposição. (Tupy et al., 2018; Trevisan et al., 2023)
- **H3 (Selic contrai dinamismo com defasagens): evidência consistente.** Nas estimações em painel, a associação negativa em defasagens relevantes é compatível com transmissão não contemporânea de juros para decisões de emprego. (Almeida Jr. et al., 2020; Castro & Monte, 2013)
- **H4 (atividade sustenta criação de vagas): evidência consistente.** A associação positiva do IBC-Br aparece de forma persistente nas estimações, em linha com um canal de demanda para o emprego formal. (Barbosa & Marçal, 2018; Hatamyar et al., 2023)
- **H5 (inflação reduz dinamismo do emprego formal): não corroborada nesta versão.** Os coeficientes do IPCA não exibem um padrão negativo robusto; uma leitura empírica plausível é que o IPCA esteja captando co-movimentos do ciclo e interação com condições financeiras (inclusive resposta da política monetária), o que dificulta isolar um mecanismo contracionista simples no período e especificação analisados. (Estevão & Carvalho Filho, 2012; Hatamyar et al., 2023)
- **H6 (câmbio com efeito médio ambíguo e heterogêneo regionalmente): evidência parcial.** Há evidência de associação média defasada do câmbio com o dinamismo do emprego formal, mas a heterogeneidade regional do efeito não foi estimada de forma

dedicada (por exemplo, por interações regionais), permanecendo como extensão imediata. (Almeida Jr. et al., 2020; Hatamyar et al., 2023)

- **H7 (persistência/histerese em parte das UFs): evidência parcial.** Tempos de retorno mais longos em algumas UFs são compatíveis com persistência em sentido descritivo; contudo, não foi aplicado um teste específico de histerese em sentido forte, o que limita a conclusão a diferenças na velocidade de recomposição. (Fernandes & Silva, 2023; Doran & Fingleton, 2015)

6 CONCLUSÃO

Este artigo analisou a dinâmica e a resiliência do emprego formal nos estados brasileiros entre 2020 e 2025, combinando a decomposição do mercado formal em estoque e fluxos (admissões, desligamentos e saldo) com a evolução do ambiente macroeconômico nacional. O recorte é informativo por concentrar o choque pandêmico, a recomposição subsequente e o ciclo de normalização e aperto monetário, permitindo comparar trajetórias estaduais em alta frequência sob métricas consistentes de resistência e recuperação.

Em resposta ao problema de pesquisa, as evidências indicam que choques macroeconômicos no período se associaram a mudanças marcantes na dinâmica do emprego formal, com contração expressiva no choque inicial e recomposição heterogênea entre unidades federativas. A leitura por fluxos sugere que a queda de 2020 decorreu de deterioração do saldo em meses críticos, enquanto as métricas de resiliência captaram dispersão tanto na intensidade do impacto quanto na velocidade de retorno, reforçando que médias nacionais podem ocultar trajetórias estaduais distintas.

Os resultados confirmam heterogeneidade regional tanto na resistência (de -6,14% a -0,12%) quanto na recuperação (de 1 a 14 meses). As estimativas em painel indicam associações dinâmicas: a atividade (IBC-Br) apresenta associação positiva com o emprego formal, enquanto a Selic tem efeito defasado negativo, consistente com transmissão não contemporânea. A síntese regional reforça que resistência, tempo de retorno e padrões de ajuste via rotatividade não se alinham de forma uniforme no território, recomendando interpretação prudente e evitando explicações estruturais não testadas nesta versão.

As contribuições do estudo são quatro: operacionalização da resiliência em duas dimensões comparáveis; uso de painel mensal UF×mês com dados do CAGED e séries do BCB/SGS; (leitura regional sistemática, evitando médias nacionais; e contraste entre o choque pandêmico e o ciclo monetário posterior, com estimações implementadas em Python (pandas, statsmodels, linearmodels) e interpretação em termos de associação dinâmica. As limitações decorrem do desenho: variáveis macro nacionais variam no tempo (risco de colinearidade com controles temporais), a política monetária pode responder endogenamente ao ciclo, e o estudo não incorpora informalidade nem transições entre segmentos, além de não estimar mecanismos estruturais (composição setorial, exposição externa, crédito local) que poderiam explicar parte da heterogeneidade observada.

Como agenda futura, recomenda-se incorporar medidas explícitas de exposição diferencial e recortes setoriais para aprofundar a heterogeneidade, aplicar critérios adicionais para persistência e exercícios dinâmicos mais flexíveis, além de integrar informações sobre informalidade e transições para avaliar o ajuste conjunto do mercado de trabalho em choques.

Em termos acadêmicos, o estudo oferece métricas operacionais replicáveis de resiliência do emprego formal e documenta heterogeneidade estadual em alta frequência com base em registros administrativos, integrando séries macro nacionais a um painel subnacional mensal. Do ponto de vista aplicado, os resultados sugerem que o monitoramento e a resposta ao emprego formal devem considerar simultaneamente intensidade do choque e velocidade de recomposição, uma vez que as trajetórias estaduais diferem sistematicamente. Ademais, a leitura por fluxos e rotatividade pode apoiar diagnósticos contingentes ao estágio do ciclo, distinguindo contrações agudas de fases de recomposição.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA JR., Luiz Carlos de; LIMA, Elcyon C. Rocha; PAULA, Luiz Fernando de. **Assimetrias nas respostas dos estados brasileiros aos choques na política monetária e no câmbio: uma análise utilizando um modelo FAVAR.** *Nova Economia*, v. 30, n. 1, p. 143-175, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/4643>.

BARBOSA, Bruno Tebaldi Queiroz; MARÇAL, Emerson Fernandes. **Modeling how macroeconomic shocks affect regional employment: analyzing the Brazilian formal labor market using the global VAR approach.** 2018. (Texto para Discussão, n. 468; CEMAP, n. 13). Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas.

BERNAL-VERDUGO, Lorenzo E.; FURCERI, Davide; GUILLAUME, Dominique. **Crises, labor market policy, and unemployment.** *IMF Working Paper*, WP/12/65, 2012. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp1265.pdf>. Acesso em: 1 mar. 2026.

CASTRO, Inez Silvia Batista; MONTE, João Bosco. **Policy response of Brazilian government to the 2008 crisis: the Northeast region case.** *Business Systems Review*, v. 2, n. 2, p. 368-389, 2013. DOI: <https://doi.org/10.7350/BSR.V18.2013>.

CATELAN, Davi Winder; CUNHA, Marina Silva da. **Crise econômica brasileira e ajuste da ocupação: uma análise para diferentes grupos de trabalhadores entre 2012 e 2017.** *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 14, n. 4, p. 601-628, 2020. DOI: <https://doi.org/10.54766/rberu.v14i4.666>.

CHÁVEZ, Carlos. **Heterogeneous effects of monetary policy on industries: evidence from publicly traded firms in Peru (2000–2019).** *Latin American Journal of Trade Policy*, n. 15, p. 79-106, 2023.

CRAVO, Túlio; SCHIMANSKI, Caroline. **Who suffers during recessions in Brazil?** *IDB Working Paper Series*, IDB-WP-00975, 2019.

DORAN, Justin; FINGLETON, Bernard. **Resilience from the micro perspective.** *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, v. 8, n. 2, p. 205-223, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1093/cjres/rsv004>.

EBERHARDT, Paulo Henrique de Cezaro; TUPY, Igor Santos. **Resiliência econômica e dinâmica regional-setorial no Brasil pós-crise: uma análise exploratória para o período 2014–2019.** *Informe GEPEC*, v. 26, n. 3, p. 234-253, 2022. DOI: <https://doi.org/10.48075/igepec.v26i3.29800>.

ESTEVIÃO, Marcello; CARVALHO FILHO, Irineu de. **Institutions, informality, and wage flexibility: evidence from Brazil.** *IMF Working Papers*, 2012/084, 2012. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2012-084.html>. Acesso em: 1 mar. 2026.

FERNANDES, Ana Margarida; SILVA, Joana. **Adjusting to transitory shocks: worker impact, firm channels, and (lack of) income support.** *Policy Research Working Paper*, n. 10448, 2023.

HATAMYAR, Julia; KREIF, Noemi; ROCHA, Rudi; HUBER, Martin. **Machine learning for staggered difference-in-differences and dynamic treatment effect heterogeneity.** *arXiv*, 2310.11962v1, 2023. Disponível em: <https://arxiv.org/pdf/2310.11962v1>. Acesso em: 1 mar. 2026.

MATTEI, Lauro; HEINEN, Vicente Loeblein. **Balanço dos impactos da crise da COVID-19 sobre o mercado de trabalho brasileiro em 2020.** *Revista Katálysis*, v. 25, n. 1, p. 43-61, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-0259.2022.e82492>.

PONCZEK, Vladimir; ULYSSEA, Gabriel. **Trade opening, enforcement and informality: evidence from Brazil.** 2015. Manuscrito preliminar (Very preliminary draft), 1 set. 2015.

TREVISAN, Lais Viera; SCHMIDT, Vitor Klein; LIMA, Marissa Yanara de Godoy; REICHERT, Fernanda Maciel. **Resiliência econômica ao choque da COVID-19: evidências das mesorregiões e unidades federativas brasileiras.** *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v. 19, n. 2, p. 4-27, 2023.

TUPY, Igor Santos; CROCCO, Marco; SILVA, Fernanda Faria. **Resiliência e impactos regionais de crises financeiras: uma análise para os estados brasileiros – 2007/08.** *Economia e Sociedade*, v. 27, n. 2, p. 607-636, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2017v27n2art9>.