



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
CURSO DE ADMINISTRAÇÃO

MARIA TEREZA MATIAS SAMPAIO ROCHA

CICLOS ECONÔMICOS E RISCO DE INSOLVÊNCIA NAS EMPRESAS
BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO

FORTALEZA

2025

MARIA TEREZA MATIAS SAMPAIO ROCHA

CICLOS ECONÔMICOS E RISCO DE INSOLVÊNCIA NAS EMPRESAS BRASILEIRAS
DE CAPITAL ABERTO

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao
Curso de Administração da Faculdade de
Economia, Administração, Atuária e
Contabilidade da Universidade Federal do
Ceará, como requisito parcial para a obtenção
do título de Bacharel em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Henrique Nobre
Parente.

FORTALEZA

2025

Página reservada para ficha catalográfica.

Utilize a ferramenta online Catalog! para elaborar a ficha catalográfica de seu trabalho acadêmico, gerando-a em arquivo PDF, disponível para download e/ou impressão.

(<http://www.fichacatalografica.ufc.br/>)

MARIA TEREZA MATIAS SAMPAIO ROCHA

CICLOS ECONÔMICOS E RISCO DE INSOLVÊNCIA NAS EMPRESAS BRASILEIRAS
DE CAPITAL ABERTO

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao
Curso de Administração da Faculdade de
Economia, Administração, Atuária e
Contabilidade da Universidade Federal do
Ceará, como requisito parcial para a obtenção
do título de Bacharel em Administração.

Aprovada em: 21/01/2025.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo Henrique Nobre Parente (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Daniel Tomaz de Sousa (Membro)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Diego de Queiroz Machado (Membro)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus, por me conceder saúde, força e perseverança ao longo de toda a trajetória acadêmica.

Aos meus pais, João e Zezinha, agradeço pelo incentivo constante e por todos os esforços realizados para tornar meus estudos possíveis. Ao meu noivo, Kauã, agradeço pelo apoio, compreensão e encorajamento em todos os momentos. À minha prima Melissa, agradeço pela companhia, parceria e apoio ao longo dessa caminhada.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Paulo Henrique Nobre Parente, pela orientação criteriosa, disponibilidade e contribuições fundamentais para o desenvolvimento deste trabalho, as quais foram essenciais para a qualidade e o rigor científico da pesquisa.

Agradeço aos membros da banca examinadora, Prof. Dr. Daniel Tomaz de Sousa e Prof. Dr. Diego de Queiroz Machado, pelas valiosas contribuições, sugestões e pela disponibilidade em avaliar este trabalho.

Aos professores do Curso de Administração da Universidade Federal do Ceará, agradeço pelos conhecimentos transmitidos ao longo da graduação, que contribuíram de forma significativa para minha formação acadêmica e profissional.

Às minhas amigas, Ana Nery, Leticya, Nicole e Eduarda, agradeço pela amizade, parceria e apoio durante a graduação, tornando essa trajetória mais leve e significativa.

Por fim, agradeço aos amigos e colegas que, direta ou indiretamente, contribuíram para a conclusão deste trabalho, seja pelo apoio, incentivo ou compartilhamento de experiências ao longo dessa jornada.

RESUMO

Este estudo tem como objetivo analisar os efeitos das fases dos ciclos econômicos sobre o risco de insolvência das empresas brasileiras de capital aberto. Foram estimadas regressões por dados em painel, com efeitos fixos e dinâmicos, por GMM–Sistêmico. O modelo de risco de insolvência de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#) foi utilizado nos testes empíricos, enquanto a metodologia de [Schumpeter \(1939\)](#) foi aplicada para assinalar as fases dos ciclos econômicos: expansão, recessão, contração e recuperação. A análise é realizada com base em uma amostra composta por 258 empresas e 2.438 observações, entre 2010 e 2022. Os dados foram obtidos das bases de dados da Economatica e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados demonstram que o risco de insolvência responde ao ciclo econômico de forma assimétrica e defasada: expansão e recessão associam-se a menor risco, enquanto contração e recuperação elevam o risco, sugerindo um efeito cumulativo. O estudo contribui ao mostrar que a leitura das fases em torno da tendência do PIB exige considerar o *timing* e o legado do regime anterior, além de evidenciar a heterogeneidade estrutural entre as firmas. Na prática, os achados sugerem calibrar políticas e a regulação para a contração e a recuperação; orientar empresas para uma gestão anticíclica de liquidez, de capital de giro e de estrutura de capital; e induzir investidores e credores a incorporar fases e defasagens na precificação do crédito, nos *covenants* e no monitoramento. Por fim, recomenda-se incluir a incerteza da política econômica e o sentimento de mercado como condicionantes da solvência.

Palavras-chave: Risco de Insolvência, Ciclos Econômicos, GMM–Sistêmico.

ABSTRACT

This study aims to analyze the effects of the phases of economic cycles on the insolvency risk of Brazilian publicly traded companies. Panel data regressions with fixed and dynamic effects were estimated using GMM–System. The insolvency risk model by Altman, Baidya, and Dias (1979) was used in the empirical tests, while Schumpeter's (1939) methodology was applied to identify the phases of economic cycles: expansion, recession, contraction, and recovery. The analysis is based on a sample of 258 companies and 2,438 observations from 2010 to 2022. Data were obtained from the Economatica database and the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The results show that insolvency risk responds to the economic cycle in an asymmetric and lagged manner: expansion and recession are associated with lower risk, while contraction and recovery increase the risk, suggesting a cumulative effect. The study contributes by demonstrating that interpreting the phases around the GDP trend requires considering the timing and the legacy of the previous regime, as well as highlighting the structural heterogeneity among firms. Practically, the findings suggest calibrating policies and regulation for contraction and recovery; guiding companies toward countercyclical management of liquidity, working capital, and capital structure; and encouraging investors and creditors to incorporate phases and lags into credit pricing, covenants, and monitoring. Finally, it is recommended to include economic policy uncertainty and market sentiment as conditioning factors of solvency.

Keywords: Insolvency Risk, Economic Cycles, Systemic–GMM.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Processo de amostragem e amostra.....	21
Tabela 2 – Estatística descritiva.....	27
Tabela 3 – Comparação de médias e medianas do risco de insolvência.....	28
Tabela 4 – Tendência de médias e medianas do risco de insolvência.....	30
Tabela 5 – Matriz de correlação.....	31
Tabela 6 – Análise de regressão.....	33

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

PIB	Produto Interno Bruto
<i>MDA</i>	<i>Multiple Discriminant Analysis</i>
<i>DEA</i>	<i>Data Envelopment Analysis</i>
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
<i>NBER</i>	<i>National Bureau of Economic Research</i>
CODACE	Comitê de Datação de Ciclos Econômicos
BACON	<i>Blocked Adaptive Computationally Efficient Outlier Nominators</i>
RI	Risco de Insolvência
CE	Ciclo Econômico
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
EXPA	Expansão
RECE	Recessão
CONT	Contração
RECU	Recuperação
ROE	Rentabilidade
TAM	Tamanho
DIV	Dívida Onerosa
CRE	Crescimento
CAGR	<i>Compound Annual Growth Rate</i>

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO E HIPÓTESE.....	14
2.1 Risco de insolvência.....	14
2.2. Ciclos econômicos e desenvolvimento da hipótese.....	16
3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	21
3.1 População, amostra e período.....	21
3.2 Variável dependente: risco de insolvência.....	21
3.3 Variável independente: fases do ciclo econômico.....	23
3.3 Modelos econométricos e análise dos dados.....	24
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	27
4.1 Análise dos resultados.....	27
4.2 Discussão dos resultados.....	36
5 CONCLUSÃO.....	39
REFERÊNCIAS.....	41

1 INTRODUÇÃO

A teoria dos ciclos econômicos descreve o processo produtivo como um ambiente de flutuações agregadas recorrentes, caracterizado por fases de expansão, recessão, contração e recuperação ([Burns; Mitchell, 1946](#)). Sob esse prisma, as fases do ciclo econômico podem influenciar a sobrevivência das firmas, uma vez que o risco de insolvência — definido como a incapacidade da empresa de cumprir suas obrigações financeiras à medida que estas vencem ([Beaver, 1966](#); [Dimitras; Zanakis; Zopounidis, 1996](#)) — possui um componente sistemático vinculado ao desempenho da economia ([Dichev, 1998](#)).

O canal de transmissão do ambiente macro–microeconômico pode se manifestar por meio de múltiplos fatores que afetam a saúde financeira das empresas. Durante períodos de retração, as empresas enfrentam choques de demanda intensos que comprimem as margens de lucro e reduzem os fluxos de caixa, dificultando a manutenção das margens de segurança para o pagamento das dívidas ([Pearce II; Michael, 2006](#); [Santoro; Gaffeo, 2009](#)). Esse cenário de declínio geralmente se agrava devido a um aperto de crédito e ao aumento dos *spreads* bancários ([Akinsola; Ikhide, 2018](#)), tornando o capital externo mais caro justamente quando os recursos internos das empresas estão escassos.

Adicionalmente, a deterioração dos preços dos ativos em períodos de instabilidade reduz o valor de mercado das companhias e a qualidade de suas garantias reais, vinculando a probabilidade de falência à incapacidade da firma de obter novos financiamentos para cobrir perdas temporárias ou realizar desinvestimentos ([Gertler; Bernanke, 1989](#); [Gopalakrishnan; Mohapatra, 2020](#); [Scott, 1981](#)). Esse processo de fragilização frequentemente se intensifica devido a um realinhamento forçado da cadeia produtiva, dado que a insolvência de um agente pode se espalhar por toda a rede de fornecedores e clientes, provocando efeitos dominó ou de contágio que transformam dificuldades financeiras pontuais em crises sistêmicas e *defaults* coletivos ([Hamawaki et al., 2019](#); [Sieczka; Holyst, 2009](#)).

Tais evidências sustentam a plausibilidade teórica de que a dinâmica cíclica da economia pressiona as firmas até o limite da insolvência, uma vez que as falhas corporativas estão desproporcionalmente concentradas em fases retrativas ([Kane; Richardson; Graybeal, 1996](#); [Pearce II, Michael, 2006](#)). Assim, a propagação dos choques macroeconômicos pode criar um ambiente contínuo de *financial distress*, elevando sensivelmente a probabilidade de que essas companhias atinjam o estado jurídico formal de falência.

No contexto brasileiro, a relação entre fragilidade financeira e volatilidade cíclica apresenta características distintas em relação às abordagens seminais da literatura. Evidências empíricas indicam que choques exógenos ao sistema financeiro, como o aumento do prêmio

de risco e o racionamento de crédito, tendem a anteceder contrações na atividade econômica de curto prazo, afetando diretamente a dinâmica do Produto Interno Bruto (PIB) ([Teixeira; Tiriyaki; Drummond, 2020](#)). Ao contrário da hipótese de que a estabilidade macroeconômica induz comportamentos de risco que culminam em fragilidade financeira, os resultados para o Brasil apontam para uma causalidade predominantemente unidirecional, na qual a fragilidade financeira afeta o desempenho macroeconômico, sem evidência estatisticamente significativa do efeito inverso. Nesse sentido, a deterioração das condições de crédito pode atuar como um vetor que inibe a produção e aumenta a volatilidade do PIB, reforçando a centralidade do canal financeiro na propagação dos ciclos econômicos ([Moura; Tiriyaki; Teixeira, 2020](#)).

Essa dinâmica é amplificada pela estrutura e pela conduta do sistema bancário brasileiro, cujas provisões para créditos de liquidação duvidosa apresentam comportamento predominantemente pró-cíclico, intensificando a restrição de crédito e o aumento das taxas de juros em fases de retração econômica ([Araújo; Lustosa; Paulo, 2017](#); [Araújo; Lustosa; Dantas, 2018](#)). Tal mecanismo tende a intensificar os ciclos econômicos e a pressionar as companhias até os limites da insolvência. Adicionalmente, a elevada volatilidade cambial e os juros nominais continuamente altos afetam o endividamento e a previsibilidade dos fluxos de caixa das companhias ([Souza-Sobrinho, 2011](#)), enquanto a dependência dos preços das *commodities* e a sensibilidade do mercado acionário às incertezas fiscais contribuem para um ambiente recorrente de *financial distress*, no qual a fragilidade das contas públicas e do sistema financeiro se reforçam mutuamente durante as flutuações cíclicas ([Moura; Tiriyaki; Teixeira, 2020](#); [Schlömer; Palazzi; Klotzle, 2024](#)).

Em conjunto, essas características tornam o Brasil um contexto empírico relevante para investigar os mecanismos de transmissão entre a fragilidade financeira e a volatilidade macroeconômica. O presente estudo analisa os efeitos das fases dos ciclos econômicos sobre o risco de insolvência das empresas brasileiras de capital aberto. Emprega-se a regressão por GMM–Sistêmico em uma amostra de 258 empresas (2.438 observações) entre 2010 e 2022, na qual o risco de insolvência é mensurado pelo modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#) e as fases dos ciclos econômicos são identificadas com base em [Schumpeter \(1939\)](#).

As pesquisas que mais se aproximam deste estudo incluem [Cavalca et al. \(2017\)](#), [Cardoso e Pinheiro \(2020\)](#), [Venturini et al. \(2021\)](#), [Tempesta e Miranda \(2022\)](#) e [Silva et al. \(2024\)](#), por associarem o ciclo econômico ao desempenho empresarial e à estrutura de capital, bem como [Paulo e Mota \(2019\)](#), [Sousa et al. \(2022\)](#), [Castro et al. \(2024\)](#) e [Nakata, Bianchi e Pain \(2025\)](#), por relacionarem essas dimensões à qualidade da informação contábil. O escopo deste estudo consiste em quantificar a forma como as fases do ciclo econômico influenciam o

risco de insolvência, avançando em relação à literatura existente ao investigar essa relação de forma direta, por meio de um painel de firmas brasileiras de capital aberto.

Os resultados deste estudo mostram que os períodos de expansão e recessão estão associados a menor risco de insolvência, enquanto as fases de contração e recuperação elevam a fragilidade financeira das empresas. As estimativas no painel dinâmico confirmam, ainda, a persistência temporal do risco de insolvência. Ademais, os testes de causalidade revelam uma relação predominantemente unidirecional, na qual as condições macroeconômicas antecedem e afetam o risco de insolvência. Isso destaca o ciclo econômico como um fator determinante sistemático da fragilidade financeira das empresas no Brasil.

Esta pesquisa contribui para a literatura ao demonstrar que o risco de insolvência das empresas brasileiras de capital aberto apresenta um componente sistemático associado às fases do ciclo econômico. As evidências indicam que esse efeito é heterogêneo ao longo do ciclo, com maior aumento da fragilidade financeira nas fases de contração e de recuperação. Do ponto de vista metodológico, a utilização de modelos dinâmicos em painel estimados por *GMM*–Sistêmico permite lidar com a endogeneidade e com a persistência temporal do risco, conferindo maior robustez às evidências sobre o impacto das flutuações macroeconômicas na solvência corporativa.

As evidências deste trabalho têm implicações relevantes para gestores, credores e investidores. Os resultados indicam que decisões financeiras corporativas, modelos de crédito e avaliações de risco devem incorporar explicitamente as fases do ciclo econômico, sobretudo nos períodos de contração e de recuperação, quando o risco de insolvência tende a se agravar. Ademais, os achados reforçam a importância de instrumentos macroprudenciais contracíclicos para mitigar a ampliação do risco de insolvência em fases de retração econômica.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E HIPÓTESE

2.1 Risco de insolvência

A literatura acadêmica e jurídica frequentemente emprega os termos insolvência e falência; contudo, estabelece distinções fundamentais entre ambos. A insolvência é definida como uma condição econômica ou financeira em que a entidade não consegue honrar suas obrigações financeiras à medida que estas se tornam exigíveis, resultando na interrupção operacional da empresa ([Beaver, 1966](#); [Dimitras; Zanakis; Zopounidis, 1996](#); [Minatto, Borba, 2021](#)). Já a falência é um processo jurídico formal que ocorre quando uma empresa, incapaz de cumprir suas obrigações financeiras, recorre ao Judiciário para obter proteção legal, seja para reorganizar suas dívidas ou para liquidar seus ativos ([Bryan; Fernando; Tripathy, 2013](#)). Embora a falência seja tratada como o desfecho jurídico e formal desse processo de declínio, a insolvência descreve um estado financeiro de incapacidade. Assim, este estudo concentra-se na análise do risco de insolvência.

O desenvolvimento dos modelos de previsão de insolvência corporativa, embora tenha suas raízes em estudos de análise de índices financeiros iniciados na década de 1930, consolidou-se como um campo de pesquisa científica robusto a partir de meados da década de 1960 ([Aziz; Dar, 2006](#); [Bellovary et al., 2007](#)). O trabalho precursor de [Beaver \(1966\)](#) foi essencial por introduzir a análise estatística univariada, por testar a capacidade individual dos indicadores financeiros de prever falhas e por servir de base para pesquisas subsequentes ([Altman et al., 2017](#); [Balcaen; Ooghe, 2006](#); [Bellovary et al., 2007](#)).

Apesar disso, o marco definitivo no desenvolvimento dessa área foi estabelecido por [Altman \(1968\)](#), que superou as limitações das análises univariadas ao aplicar a Análise Discriminante Múltipla (*Multiple Discriminant Analysis* — MDA) para desenvolver o modelo Z-Score ([Alaka et al., 2018](#); [Gopalakrishnan; Mohapatra, 2020](#)). Essa abordagem multivariada inovou ao combinar diversos índices financeiros e de mercado para classificar empresas como solventes ou insolventes com maior precisão, estabelecendo o padrão dominante para estudos nas décadas seguintes e contribuindo para metodologias posteriores, como a análise logística ([Ohlson, 1980](#)), a probabilística ([Zmijewski, 1984](#)) e as redes neurais ([Odom; Sharda, 1990](#)).

Diversos modelos de risco de insolvência foram propostos no contexto brasileiro ([Elisabetsky, 1976](#); [Guimarães; Alves, 2009](#); [Kanitz, 1978](#); [Matias, 1978](#); [Minatto; Borba, 2021](#); [Silva, 1983](#); [Sanvicente; Minardi, 1998](#)). Porém, parte dessa literatura foi desenvolvida em contextos empíricos específicos, limitando a generalização dos resultados. Por exemplo, os modelos de [Elisabetsky \(1976\)](#), [Guimarães e Alves \(2009\)](#) e [Minatto e Borba \(2021\)](#) foram elaborados para setores específicos, como confecções, operadores de planos de saúde e clubes

de futebol, respectivamente, enquanto o modelo de [Sanvicente e Minardi \(1982\)](#) considerou apenas empresas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. [Silva et al. \(2012\)](#) demonstram que o modelo de [Matias \(1978\)](#) apresenta alta sensibilidade nas suas previsões, e [Pinheiro et al. \(2007\)](#) afirmam que os modelos de [Kanitz \(1978\)](#) e de [Silva \(1983\)](#) apresentam desempenho preditivo heterogêneo quando aplicados a diferentes amostras.

Complementarmente, tem-se o modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#), criado a partir do modelo de [Altman \(1968\)](#) para a realidade das empresas brasileiras, reconhecendo que a economia do país apresenta particularidades que levam a períodos de dificuldades econômicas e geram maiores pressões sobre as firmas, especialmente por meio da restrição ao crédito. Os resultados mostram que essa adaptação teve desempenho melhor do que o *Z-score* original na classificação de empresas em risco de insolvência, apresentando alta capacidade preditiva em diferentes setores ([Lott; Tenenwurcel; Camargos, 2021](#); [Pinheiro et al., 2007](#)).

[Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#) fizeram modificações nas variáveis contábeis do modelo para adaptá-lo às especificidades do contexto brasileiro. Os autores consideraram principalmente o elevado grau de endividamento característico das empresas nacionais, que tende a aumentar as despesas financeiras e, conseqüentemente, reduzir os lucros e a margem de segurança das firmas ([Altman; Baidya; Dias, 1979](#)). Ao analisar a capacidade preditiva de diferentes modelos de insolvência aplicados a companhias brasileiras, [Silva et al. \(2012\)](#) identificaram que os modelos propostos por [Altman \(1968\)](#) e por [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#) apresentaram o maior nível de acerto preditivo entre os modelos avaliados.

No cenário internacional, após a proposição dos modelos clássicos de [Altman \(1968\)](#), [Ohlson \(1980\)](#) e [Zmijewski \(1984\)](#), a literatura passou a avançar em novas abordagens metodológicas, incluindo técnicas de aprendizado de máquina, como as redes neurais, cujo emprego como objeto de investigação em publicações científicas se intensificou ([Prado et al., 2016](#)). Mais recentemente, os estudos têm incluído informações textuais, atributos temporais e variáveis macroeconômicas aos modelos de aprendizado de máquina, acompanhados por uma demanda crescente por aplicações em tempo real ([Gwalani; Teltumbde; Gwalani, 2025](#)).

No Brasil, os estudos têm se concentrado no desenvolvimento e na validação de modelos preditivos de insolvência. Em um primeiro momento, predominaram aplicações de modelos tradicionais, baseados em técnicas estatísticas clássicas, como as propostas por [Kanitz \(1978\)](#), [Elisabetsky \(1976\)](#), [Matias \(1978\)](#) e [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#). Mais recentemente, observa-se uma evolução metodológica, com a inclusão de novas abordagens, como a regressão logística ([Horta et al., 2014](#)), as redes neurais ([Minatto; Borba, 2021](#)) e a Análise Envoltória de Dados (DEA) ([Onusic et al., 2007](#)). Além disso, estudos recentes têm

destacado o papel de fatores macroeconômicos para explicar o risco de insolvência, indicando que variações no produto interno bruto (PIB), nas taxas de juros (SELIC), na inflação (IPCA) e na taxa de câmbio afetam a probabilidade de insolvência das empresas ([Bezerra et al., 2019](#); [Bortoluzzo et al., 2022](#); [Cunha et al., 2024](#); [Oliveira; Silva, 2024](#)). Essa ampliação do escopo analítico evidencia a percepção de que o risco de insolvência é sensível a choques sistêmicos e a flutuações no ambiente macroeconômico, especialmente em economias sujeitas a ciclos econômicos pronunciados.

2.2. Ciclos econômicos e desenvolvimento da hipótese

As primeiras tentativas de compreender os ciclos econômicos surgiram no século XVIII, em meio às recorrentes flutuações comerciais e aos episódios de falência observados após as Guerras Napoleônicas ([Pandini, 2018](#)). A teoria dos ciclos econômicos descreve essas flutuações como movimentos recorrentes, ainda que não regulares, refletidos em mudanças no nível de produção, renda, emprego e investimento. Conforme a definição de [Burns e Mitchell \(1946\)](#), o ciclo econômico consiste em fases de expansão que ocorrem simultaneamente em diversas atividades, seguidas de recessões, contrações e recuperações que se fundem à etapa de expansão do ciclo seguinte.

A mensuração e a identificação dos ciclos econômicos baseiam-se na detecção de pontos de inflexão da atividade econômica, denominados picos e vales. O pico corresponde ao ponto em que a atividade econômica atinge seu nível máximo antes de iniciar uma trajetória descendente, sinalizando o encerramento de uma fase de expansão e o início de uma recessão; enquanto o vale representa o nível mínimo da atividade econômica imediatamente anterior à retomada do crescimento, marcando o término da recessão e o começo de uma nova fase de expansão ou recuperação ([Knoop, 2010](#)). Estudos brasileiros usam estes marcos para analisar a duração e a extensão das flutuações, permitindo comparar diferentes ciclos ([Cunha; Ferreira, 2004](#); [Leal; Nakane, 2025](#)).

A operacionalização empírica desses conceitos requer métodos formais de datação dos ciclos econômicos. O modelo desenvolvido pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER) utiliza uma classificação binária entre expansão e recessão, em que o pico indica o início da retração e o vale, o início da retomada ([Richardson; Kane; Lobingier, 1998](#)). No contexto brasileiro, a datação oficial dos ciclos econômicos é conduzida pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE), que estabelece cronologias de referência para os ciclos nacionais com base em indicadores de atividade agregada e desempenha papel central

na identificação das diferentes fases do ciclo econômico ([Cavalca et al., 2017](#); [Silva; Ferreira; Oliveira, 2024](#)).

Em contraste com os modelos institucionais, [Schumpeter \(1939\)](#) apresenta uma abordagem segmentada em quatro fases — expansão, recessão, contração e recuperação — que permite analisar os efeitos das flutuações econômicas sobre o desempenho das empresas ao longo do ciclo. O modelo schumpeteriano de ciclos econômicos visa capturar nuances nas variações da produção e sistematizar as flutuações em diferentes escalas temporais. Seguindo essa abordagem, [Kuznets \(1940\)](#) explica que cada fase do ciclo econômico apresenta atributos distintos. Durante a expansão, a economia cresce devido ao aumento da atividade econômica, incluindo maior produção, mais investimentos, redução do desemprego e aumento dos preços. Na recessão, observa-se uma queda na atividade econômica, um aumento do desemprego e uma redução dos preços. A fase de contração é o estágio mais crítico, marcado por uma queda acentuada nos principais indicadores econômicos, como produção, emprego, investimentos, consumo, renda e lucros. Por fim, a fase de recuperação consiste em uma retomada gradual do crescimento econômico, aumento da produção, contratação de trabalhadores e recuperação progressiva dos preços, resultando em uma nova estabilidade econômica.

A literatura destaca que essas flutuações macroeconômicas não são apenas ruídos estatísticos, mas também forças estruturais que influenciam o desempenho e as estratégias das empresas. As flutuações da economia influenciam a rentabilidade e a solvência das empresas por meio de múltiplos canais de transmissão macroeconômicos, como, por exemplo, o custo e a disponibilidade de crédito, a inflação e a taxa de câmbio ([Fedorova et al., 2022](#); [Oliveira; Silva, 2024](#); [Souza-Sobrinho, 2011](#)). Embora a relação entre condições macroeconômicas e *defaults* corporativos seja caracterizada por mecanismos de retroalimentação em diferentes regimes econômicos, os estudos sugerem que os fatores macroeconômicos exercem influência predominante sobre o desempenho das firmas ([Xing; Luo; Li, 2023](#); [Cunha et al., 2024](#)).

Em períodos de crescimento econômico — representados pelas fases de expansão e recuperação —, o aumento da demanda por bens e serviços impulsiona as receitas de vendas e as margens de lucro, permitindo que as firmas acumulem capital e realizem investimentos ([Enqvist; Graham; Nikkinen, 2014](#); [Manzaneque; García-Pérez-De-Lema; Renart, 2015](#)). Esse ambiente econômico favorável tende a se refletir em melhorias nos índices de rentabilidade e lucratividade ([Cavalca et al., 2017](#); [Venturini et al., 2021](#)). Adicionalmente, durante as fases de expansão, a estrutura de capital das empresas tende a se ajustar, com redução relativa do endividamento e da necessidade de financiamento externo para o cumprimento de obrigações ([Cardoso; Pinheiro, 2020](#); [Levy; Hennessy, 2007](#)).

A relação entre o crescimento econômico e o risco de falência caracteriza-se como inversa, na qual o fortalecimento da economia reduz a probabilidade de *financial distress* ([Charalambakis; Garrett, 2019](#); [Rezende et al., 2017](#)). Estudos clássicos sobre previsão de insolvência estabeleceram que a rentabilidade e a geração de fluxo de caixa são preditores importantes da sobrevivência empresarial ([Altman, 1968](#); [Ohlson, 1980](#); [Zmijewski, 1984](#)). Em períodos de crescimento econômico, a capacidade das empresas de gerar recursos internos aumenta, permitindo o cumprimento das obrigações financeiras e a manutenção das margens de segurança ([Chortareas; Magkonis; Zekente, 2020](#); [Mota; Moura, 2024](#); [Santoro; Gaffeo, 2009](#)). Reciprocamente, a ausência de crescimento compromete o faturamento, enfraquece a capacidade de pagamento e aumenta a taxa de liquidações compulsórias ([Kane; Richardson; Graybeal, 1996](#); [Oliveira; Silva, 2024](#)).

O impacto das flutuações econômicas não é uniforme entre os setores produtivos, e a sensibilidade aos ciclos depende da natureza do consumo. Nesse sentido, estudos mostram que o setor de bens duráveis apresenta maior vulnerabilidade às oscilações macroeconômicas do que o setor de bens de primeira necessidade ([Cardoso; Pinheiro, 2020](#); [Pandini; Stüpp; Fabre, 2018](#); [Silva et al., 2024](#)). Os setores de infraestrutura também apresentam respostas heterogêneas ao risco de inadimplência, muitas vezes influenciadas por variáveis específicas, como a distância ao default e a volatilidade dos ativos ([Delapedra-Silva, 2021](#)).

A dinâmica do mercado de crédito atua como canal de transmissão do crescimento econômico ao risco corporativo. Durante a fase de expansão, o aumento do patrimônio líquido das empresas reduz a assimetria de informação e o prêmio de risco, facilitando o acesso a financiamentos externos de menor custo. Esse fenômeno está ligado ao conceito de acelerador financeiro ([Bernanke; Gertler, 1996, 1999](#)). Apesar disso, o crescimento econômico elevado pode incentivar posturas financeiras mais alavancadas ([Bahry; Gabriel, 2010](#)). Em países emergentes como o Brasil, o custo do capital e a disponibilidade monetária são fatores críticos que explicam o volume de pedidos de recuperação judicial ([Brunassi; Sampaio; Netto, 2018](#)). De forma equivalente, [Bortoluzzo et al. \(2022\)](#) mostraram que o aumento da atividade econômica reduz a taxa de falência entre empresas de médio e grande porte. Nesse contexto, pode-se esperar que o risco de insolvência diminua em períodos de crescimento, superando o observado nas fases retrativas.

Em contrapartida, as fases retrativas — recessão e contração — são marcadas pela redução do consumo, pelo aumento do desemprego e pela queda generalizada nos níveis de preços, comprometendo o fluxo de caixa das empresas ([Manzaneque; García-Pérez-De-Lema; Renart, 2015](#); [Pearce II; Michael, 2006](#)). Esse cenário intensifica a

concorrência e pressiona os preços, reduzindo a produtividade e a lucratividade ([Richardson; Kane; Lobingier, 1998](#)). A deterioração das condições operacionais tende a ser acompanhada por restrições no acesso ao financiamento, uma vez que os bancos tornam mais rigorosos os critérios de concessão de crédito, com o objetivo de preservar a qualidade de suas carteiras ([Pearce II; Michael, 2006](#); [Enqvist; Graham; Nikkinen, 2014](#)).

O risco de insolvência da firma é intensificado pela natureza contracíclica desses fenômenos, tornando-os mais proeminentes quando o PIB apresenta trajetórias descendentes ([Bhattacharjee et al., 2009](#)). A literatura clássica sobre o “acelerador financeiro” aponta que recessões provocam a deterioração do patrimônio das firmas e que a desvalorização dos ativos usados como garantia real eleva o prêmio de financiamento externo exigido pelos credores ([Adjei; Tweneboah; Owusu Junior, 2022](#); [Akinsola; Ikhide, 2018](#); [Bhattacharjee et al., 2009](#)). Evidências indicam que o aumento das taxas de juros e a volatilidade cambial durante crises macroeconômicas atuam como determinantes críticos que elevam o número de pedidos de recuperação judicial e de falência, especialmente em economias emergentes como a brasileira ([Brunassi; Sampaio; Netto, 2018](#)).

A restrição na oferta de crédito compromete a manutenção do capital de giro das empresas justamente no momento em que a geração interna de caixa é reduzida ([Xie; Hansen, 2020](#)). Instituições financeiras tornam-se mais avessas ao risco durante retrações econômicas, endurecendo as exigências de garantias e elevando os prêmios de risco, levando empresas financeiramente frágeis a processos de liquidação obrigatória ([Pearce II; Michael, 2006](#)). [Gopalakrishnan e Mohapatra \(2020\)](#) demonstram que a robustez do regime de insolvência de uma nação pode moderar os efeitos adversos de choques macroeconômicos, ao incentivar a disciplina de crédito e facilitar a reestruturação de firmas economicamente viáveis. No Brasil, a implementação de marcos legais eficientes demonstrou reduzir a incidência de falências e ampliar o mercado de crédito, embora o custo do capital continue elevado devido a incertezas institucionais ([Araujo; Ferreira; Funchal, 2012](#); [Araujo; Funchal, 2009](#)).

Em última análise, a sobrevivência da empresa em tempos de recessão econômica depende da combinação entre sua situação financeira e a intensidade dos impactos externos. Recessões costumam funcionar como mecanismos de revelação de fragilidades pré-existentes ([Fuhrer; Schuh, 1998](#)). Nesse contexto, firmas com estruturas de capital mais conservadoras, maior liquidez e maior eficiência apresentam maior capacidade de absorver choques e manter sua continuidade operacional. A análise contemporânea sugere que indicadores financeiros tradicionais permanecem como preditores robustos de falência, cujo poder explicativo é condicionado ao estágio do ciclo econômico atual ([Camska; Klecka, 2020](#)). Diante disso, o

risco de insolvência pode se intensificar em períodos retrativos, superando o observado nas fases de expansão econômica.

No contexto brasileiro, a relação entre os ciclos econômicos e o risco de falência caracteriza-se por uma volatilidade superior à observada em economias maduras ([Cavalca et al., 2017](#); [Teixeira; Tiryaki; Drummond, 2020](#)). A economia nacional registrou dez recessões entre 1980 e 2022, e episódios como a crise de 2014-2016 e a pandemia de 2020 provocaram quedas no PIB e aumentos nos pedidos de recuperação judicial ([Bortoluzzo et al., 2022](#); [Matos; Alves; Monteiro, 2025](#)). Evidências indicam ainda que choques na taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) e na volatilidade cambial são vetores que elevam o custo do capital e reduzem a capacidade de pagamento das empresas, especialmente das de pequeno e médio porte ([Bortoluzzo et al., 2022](#); [Matos; Alves; Monteiro, 2025](#); [Oliveira; Silva, 2024](#)). Estudos mostram que setores cíclicos, como a construção civil e os bens duráveis, apresentam retornos sobre o investimento que dependem das fases de expansão e recessão do PIB ([Silva; Ferreira; Oliveira, 2024](#); [Tempesta; Miranda, 2022](#)).

Dessa forma, a suposição de que cada fase do ciclo exerce efeito distinto sobre o risco de insolvência é sustentada por evidências de que a estrutura e a eficiência dos modelos de previsão variam conforme o ambiente econômico. A probabilidade de sucesso de uma empresa não depende apenas de seus fundamentos microeconômicos, mas também da sua capacidade de absorver choques sistemáticos e de se adaptar a novas realidades de mercado decorrentes das flutuações econômicas. Assim, o ciclo econômico não deve ser visto como um fator externo isolado, mas como o motor dinâmico que determina os limites da solvência das empresas e a intensidade dos processos de reestruturação. Diante do exposto, apresenta-se a hipótese de pesquisa:

Hipótese 1 (H_1): O risco de insolvência das empresas brasileiras de capital aberto apresenta comportamento assimétrico ao longo do ciclo econômico, sendo menor em fases de expansão e recuperação e maior em fases de recessão e contração.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 População, amostra e período

A população deste estudo é composta por empresas brasileiras de capital aberto com ações negociadas na B3 S.A. – Brasil, Bolsa, Balcão. Para assegurar a consistência e a comparabilidade das informações, foram excluídas as instituições financeiras, dado que suas operações, estrutura regulatória e forma de apresentação das demonstrações contábeis diferem substancialmente das demais companhias, o que poderia comprometer a mensuração do risco de insolvência e a interpretação dos resultados.

Além disso, foram excluídas as observações que apresentavam dados ausentes nas variáveis dependentes e de controle utilizadas no estudo. Em seguida, realizou-se o tratamento de *outliers* das variáveis contínuas por meio do algoritmo *Blocked Adaptive Computationally Efficient Outlier Nominators (BACON)*, criado por [Billor, Hadi e Velleman \(2000\)](#). A [Tabela 1](#) apresenta o processo de amostragem e a amostra final.

Tabela 1 – Processo de amostragem e amostra

Descrição dos procedimentos	Empresas	Observações
População inicial entre 2010 e 2022	372	4.836
(-) Empresas/Observações do setor financeiro	(47)	(611)
(-) Empresas/Observações sem os dados de controle	(22)	(1.043)
(-) Empresas/Observações sem os dados de risco de insolvência	(43)	(567)
(-) Empresas/Observações com <i>outliers</i>	(2)	(177)
(=) Amostra final	258	2.438

Fonte: elaboração própria.

A amostra final é composta por 258 empresas e 2.438 observações, distribuídas em um painel desbalanceado. A redução do número de empresas e das observações se deve, sobretudo, à ausência de dados para as variáveis de controle e de risco de insolvência na base de dados da Economatica, bem como à exclusão de *outliers* nas variáveis contínuas. Ainda que haja redução na população, a amostra mantém diversidade setorial e temporal suficiente para a realização das análises em painel propostas no estudo.

3.2 Variável dependente: risco de insolvência

Para fornecer uma visão objetiva acerca da relação entre o risco de insolvência (*RI*) e os ciclos econômicos (*CE*), aplicou-se o modelo de análise discriminante de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#). Essa modelagem foi desenvolvida a partir do *Z-Score* de [Altman](#)

(1968), com o objetivo de ajustá-lo à realidade brasileira, por meio da reestimação dos coeficientes com base em dados contábeis de empresas nacionais. A adoção de um modelo calibrado para o mercado brasileiro é especialmente relevante neste estudo, uma vez que a análise da relação entre *RI* e *CE* demanda uma medida sensível às instituições, às práticas contábeis e às estruturas de capital específicas das empresas listadas na B3 S.A.

Reconhece-se que o modelo foi estimado no final da década de 1970. Todavia, sua permanência na literatura nacional ([Martins; Ventura Júnior, 2020](#); [Nakata; Bianchi; Pain, 2025](#)), aliada à inexistência de modelos alternativos calibrados de forma abrangente para o mercado brasileiro, sustenta sua adequação como métrica de *RI*. Adicionalmente, utiliza-se o modelo como *proxy* padronizada, e não como um meio preditivo, reduzindo a sensibilidade às mudanças estruturais no ambiente econômico. Portanto, sua utilização não compromete a validade das inferências realizadas.

[Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#) propuseram duas versões adaptadas do modelo, denominadas Z_1 e Z_2 , que preservam a estrutura conceitual do *Z-Score*, mas ajustam seus parâmetros ao contexto nacional. Nesta pesquisa, utiliza-se a versão Z_1 , definida conforme a [Equação 1](#):

$$Z_1 = -1,44 + 4,03X_2 + 2,25X_3 + 0,14X_4 + 0,42X_5 \quad \text{Equação 1}$$

Em que: X_2 = (patrimônio líquido – capital social)/ativo total; X_3 = lucro operacional/ativo total; X_4 = patrimônio líquido/(passivo – participação dos acionistas minoritários); X_5 = receita líquida/ativo total.

Durante o processo de estimação, os autores verificaram que a variável X_1 (capital de giro sobre o ativo total) apresentava um coeficiente de sinal oposto ao esperado e um baixo poder discriminante. Esse resultado pode refletir circunstâncias em que empresas em rápido crescimento apresentam esse indicador reduzido, sem necessariamente estar em situação de insolvência. Assim, X_1 foi excluída da especificação final do modelo Z_1 .

Por sua vez, o modelo Z_2 remove a variável X_2 , devido a duas razões principais: a dificuldade de mensuração precisa dos lucros retidos a partir dos balanços brasileiros à época e a alta similaridade conceitual entre as variáveis X_2 e X_4 , gerando redundância informacional. Além disso, de acordo com [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#), o modelo Z_1 apresentou precisão ligeiramente maior na previsão de insolvência ao ser aplicado nos anos imediatamente anteriores ao problema.

Os escores obtidos permitem classificar as empresas como solventes ($Z_t > 0$) ou insolventes ($Z_t < 0$), mantendo a lógica do modelo original de [Altman \(1968\)](#). Assim, quanto maior for o valor do escore Z_t , menor será a probabilidade de insolvência da empresa. No presente estudo, as variáveis necessárias ao cálculo do modelo foram extraídas da plataforma de dados secundários da Economatica.

3.3 Variável independente: fases do ciclo econômico

A variável independente corresponde às fases do ciclo econômico (CE), definidas com base na metodologia tradicional schumpeteriana e amplamente utilizada na literatura empírica brasileira ([Castro et al., 2024](#); [Mota; Moura, 2024](#); [Nakata; Bianchi; Pain, 2025](#); [Paulo; Mota, 2019](#); [Tempesta; Miranda, 2022](#)). A identificação dessas fases foi realizada com base na variação anual do Produto Interno Bruto (PIB) real a preços de mercado, comparada à tendência de equilíbrio da economia. O PIB real anual, referente ao período de 2010 a 2022, foi coletado junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Inicialmente, calculou-se a taxa de crescimento anual do PIB real, definida como a variação percentual em relação ao ano anterior. Em seguida, determinou-se a tendência de equilíbrio da economia com base na média das taxas anuais de crescimento do período. Essa média funciona como referencial que permite distinguir os anos em que o crescimento econômico se encontra acima da tendência, indicando posições relativas de pico, e os em que o crescimento está abaixo da tendência, sugerindo posições relativas de vale.

Além da comparação com a média, empregou-se a identificação de picos e vales locais com base na dinâmica da série, considerando os dois anos anteriores e os posteriores. Um pico ocorre no ano t quando há aumento nos dois períodos anteriores e redução nos dois períodos seguintes: $(y_t - y_{t-2}) > 0$, $(y_t - y_{t-1}) > 0$ e $(y_{t+2} - y_t) < 0$, $(y_{t+1} - y_t) < 0$. De modo análogo, um vale ocorre quando a série apresenta decréscimo até t e crescimento a partir de t : $(y_t - y_{t-2}) < 0$, $(y_t - y_{t-1}) < 0$ e $(y_{t+2} - y_t) > 0$, $(y_{t+1} - y_t) > 0$.

A identificação desses pontos de inflexão permite caracterizar formalmente a trajetória cíclica do PIB, em conformidade com a abordagem dos ciclos de crescimento e com evidências empíricas no Brasil. A partir dos picos e vales, cada ano foi classificado em uma das quatro fases propostas por [Schumpeter \(1939\)](#): Expansão (EXPA) — período posterior a um vale, marcado por crescimento positivo e acima da média histórica; Recessão (RECE) — fase que sucede um pico, caracterizada por crescimento ainda positivo do PIB, porém em ritmo desacelerado, permanecendo acima da tendência de longo prazo; Contração (CONT) —

ocorre quando o crescimento se torna negativo e permanece abaixo da média histórica; Recuperação (*RECU*) — fase na qual o PIB volta a crescer, embora ainda abaixo da tendência de longo prazo.

Com base nessa classificação, foram elaboradas quatro variáveis *dummies* (*EXPA*, *RECE*, *CONT*, *RECU*), assumindo valor 1 para os anos em que a economia se encontrava na respectiva fase e 0 nos demais anos. Para reduzir potenciais problemas de simultaneidade entre as condições macroeconômicas e o risco de insolvência das empresas, essas variáveis foram defasadas em relação ao período $t - 1$ nas estimações econométricas.

Finalmente, a taxa real anual de crescimento do PIB, além de servir de base para a identificação das fases do ciclo econômico, foi incorporada como variável alternativa em uma análise de robustez, permitindo testar a sensibilidade dos resultados à adoção de um indicador contínuo de atividade econômica.

3.3 Modelos econométricos e análise dos dados

Para avaliar a hipótese deste estudo, de que as fases do ciclo econômico afetam o risco de insolvência das empresas brasileiras, utilizou-se o *Software Stata* e desenvolveu-se um modelo empírico baseado em dados em painel e na estrutura dinâmica do risco financeiro das firmas. Reconhece-se, desde o início, a possibilidade de retroalimentação entre condições macroeconômicas adversas e fragilidade financeira das companhias. Por essa razão, o desenho empírico incorpora medidas destinadas a mitigar vieses de simultaneidade e de causalidade reversa, como a defasagem das variáveis de ciclo econômico (*CE*), a inclusão do termo defasado do risco de insolvência (*RI*) e o uso do estimador *GMM*–Sistêmico.

Considerando o propósito de investigar a influência das fases do ciclo econômico sobre o risco de insolvência, foram estimados dois modelos complementares: um estático por efeitos fixos (EF) e outro dinâmico por *GMM*–Sistêmico (Arellano–Bover/Blundell–Bond), elaborado por [Arellano e Bover \(1995\)](#) e por [Blundell e Bond \(1998\)](#). Inicialmente, estima-se um modelo estático, sem o termo defasado do risco de insolvência, conforme [Equação 2](#), cujo objetivo é capturar a relação contemporânea entre as fases do *CE* e o *RI*:

$$RF_{it} = \alpha + \beta_1 CE_{t-1} + \beta_{2-5} X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 2}$$

Onde: RF_{it} é o risco de insolvência calculado pelo modelo Z_1 de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#); CE_{t-1} representa as fases do ciclo econômico defasadas em um período (*EXPA*

, *RECE*, *CONT*, *RECU*); X_{it} constitui as variáveis de controle (*TAM*, *ROE*, *DIV*, *CRE*); μ_i captura efeitos fixos não observáveis das firmas; ε_{it} é o termo de erro idiossincrático.

O modelo incorpora variáveis de controle reconhecidas como determinantes do *RI*, a saber: tamanho (*TAM*), rentabilidade (*ROE*), dívida onerosa (*DIV*), o crescimento das receitas (*CRE*) ([Bhattacharjee et al., 2009](#); [Bryan; Fernando; Tripathy, 2013](#)). O *TAM* corresponde ao logaritmo natural do ativo total. O *ROE* é definido como o lucro líquido em t dividido pelo patrimônio líquido em $t - 1$. A *DIV* representa a razão entre a dívida onerosa e o passivo total em t . O *CRE* é calculado pela variação da receita líquida entre t e $t - 1$.

Esse modelo controla por heterogeneidade não observada entre firmas e emprega erros-padrão robustos clusterizados. Trata-se do modelo de referência, útil como comparação inicial para análises subsequentes. Além disso, recorreu-se ao teste de *Lagrange Multiplier* (*LM*), proposto por [Breusch e Pagan \(1980\)](#), para avaliar a pertinência do uso de modelos em painel em relação ao modelo *pooled*, bem como ao teste de [Hausman \(1978\)](#) para verificar a adequação do estimador de efeitos fixos em comparação ao estimador de efeitos aleatórios. Os resultados confirmam a preferência pelo modelo de efeitos fixos (ver [Tabela 6](#)).

Ademais, aplicou-se o teste de Wald modificado ([Wooldridge, 2010](#)) para verificar heterocedasticidade entre firmas, cujo resultado indicou sua presença, justificando o uso de erros-padrão robustos. Também foi empregado o teste de Wooldridge ([Wooldridge, 2010](#)) para autocorrelação de primeira ordem, que evidenciou autocorrelação nos resíduos. Finalmente, avaliou-se a multicolinearidade entre as covariáveis por meio do *Variance Inflation Factor* (*VIF*) ([Belsley; Kuh; Welsch, 1980](#)), cujos valores indicaram a ausência de colinearidade.

Em seguida, estima-se um modelo dinâmico que incorpora o risco de insolvência defasado, capturando sua persistência temporal e mitigando vieses de causalidade reversa. O modelo está descrito na [Equação 3](#), a seguir:

$$RF_{it} = \alpha + \beta_1 CE_{t-1} + \beta_2 RF_{it-1} + \beta_{3-6} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 3}$$

A inclusão do termo RF_{it-1} gera viés no estimador de EF ([Nickell, 1981](#)), razão pela qual se emprega o estimador *GMM*-Sistêmico, com instrumentos internos, estrutura em diferenças e níveis e correção robusta de [Windmeijer \(2005\)](#). A validade dos instrumentos e

da estrutura dinâmica foi avaliada pelos testes Arellano–Bond AR (1) e AR (2) e pelo teste de [Hansen \(1982\)](#), conforme apresentado na [Tabela 6](#).

Como teste de robustez, estimou-se uma especificação alternativa substituindo as fases do ciclo econômico pela taxa de crescimento anual do Produto Interno Bruto (PIB). Essa abordagem permite avaliar se os resultados são sensíveis à forma de mensuração do ciclo econômico, uma vez que o PIB é um indicador contínuo da atividade econômica.

Como análise complementar, estimaram-se modelos de vetores autorregressivos em painel para testar a direção da relação entre *CE* e *RI*. Os testes de causalidade de Granger indicam que as fases do *CE*, em todas as especificações, antecedem e ajudam a explicar o *RI*, enquanto o efeito reverso não se sustenta de forma robusta: aparece apenas pontualmente nas fases de *RECE* e *CONT*, com baixa grandeza, e sua validade instrumental é rejeitada. Assim, não se observa uma relação bidirecional consistente, prevalecendo a causalidade unidirecional do ciclo econômico sobre o risco de insolvência.

Como etapa preliminar à análise econométrica principal, realizou-se a análise descritiva das variáveis do estudo, com o objetivo de caracterizar sua distribuição e dispersão ([Tabela 2](#)). A distribuição das variáveis foi avaliada por meio de estatísticas descritivas e de testes de normalidade, os quais indicaram assimetrias em algumas séries. Considerando a dimensão amostral e visando à robustez dos achados, foram utilizados procedimentos não paramétricos como análise adicional. Especificamente, aplicou-se o teste de Kruskal–Wallis para comparar as medianas do *RI* entre as diferentes fases do *CE* ([Tabela 3](#)) e o teste de Jonckheere–Terpstra para identificar tendências monotônicas ao longo do período analisado (2010–2022) ([Tabela 4](#)). Adicionalmente, estimou-se a matriz de correlação com os coeficientes de Pearson e de Spearman, permitindo avaliar relações lineares e monotônicas entre o *RI* e suas variáveis explicativas ([Tabela 5](#)).

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Análise dos resultados

A [Tabela 2](#) apresenta a estatística descritiva das variáveis da pesquisa. Para cada variável, reportam-se a média, a mediana, o mínimo e o máximo, além da decomposição do desvio padrão (*overall*, *between* e *within*).

Em relação ao *RI*, os achados indicam elevada heterogeneidade entre as empresas, com distribuição assimétrica e presença de valores extremos associados a situações de maior fragilidade financeira. A decomposição da variância revela que a maior parte da variabilidade do risco decorre de diferenças estruturais entre firmas, e não de oscilações ao longo do tempo em uma mesma empresa. Esse padrão sugere que o *RI* reflete características persistentes das empresas — como modelo de negócios, setor de atuação e estrutura financeira — mais do que flutuações conjunturais de curto prazo.

Tabela 2 – Estatística descritiva

Variáveis	Média	Desvio-padrão			Mediana	Mínimo	Máximo
		<i>Overall</i>	<i>Between</i>	<i>Within</i>			
<i>RI</i>	-0,817	2,275	1,951	1,173	-0,325	-16,743	3,936
X_2	0,015	0,521	0,443	0,267	0,136	-3,885	0,777
X_3	0,062	0,098	0,078	0,075	0,066	-1,016	0,731
X_4	1,029	1,379	1,231	0,683	0,690	-0,769	15,613
X_5	0,660	0,496	0,464	0,194	0,568	-0,018	3,942
<i>PIB</i>	0,014	0,031	0,011	0,030	0,018	-0,035	0,075
<i>TAM</i>	14,399	2,279	2,118	1,374	14,696	0,693	20,711
<i>ROE</i>	0,099	0,356	0,237	0,314	0,097	-2,226	2,476
<i>DIV</i>	0,469	0,241	0,225	0,105	0,508	0,000	0,975
<i>CRE</i>	0,136	0,359	0,235	0,327	0,092	-1,491	2,440

Nota: *Overall*, *Between* e *Within* referem-se, respectivamente, aos desvios-padrão no geral, entre as empresas e dentro de cada empresa. **Legenda:** *RI*: Risco de Insolvência; X_2 - X_5 : Componentes do risco de insolvência do modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#); *PIB*: Produto Interno Bruto; *TAM*: Tamanho; *ROE*: Rentabilidade; *DIV*: Dívida onerosa; *CRE*: Crescimento. **Fonte:** elaboração própria.

Quanto aos componentes do modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#), os achados reforçam a forte diversidade interempresarial entre os indicadores que compõem o *RI*. Em geral, observa-se que a variabilidade entre as empresas supera a variação intertemporal dentro das firmas, indicando que diferenças na capacidade de geração de resultados, na estrutura de capital e na gestão financeira são determinantes do nível de risco observado. Adicionalmente,

a presença de assimetrias e valores extremos em alguns componentes sugere coexistência de empresas em distintos estágios de solidez econômico-financeira, o que é consistente com a diversidade setorial e com diferentes estratégias de financiamento e desempenho.

No que se refere às variáveis de controle, os resultados indicam que o TAM das empresas apresenta baixa variação temporal em uma mesma firma e maior heterogeneidade entre as empresas, sugerindo que o porte constitui uma característica relativamente estável e estrutural na amostra analisada. Em contraste, a *ROE* e o *CRE* exibem maior variabilidade intertemporal, evidenciando que o desempenho econômico-financeiro das empresas é mais sensível a oscilações temporais do que a diferenças entre as empresas. Já o *DIV* revela maior dispersão entre empresas do que dentro delas ao longo do tempo, indicando que as decisões de estrutura de capital tendem a refletir estratégias financeiras persistentes, com ajustes mais graduais no curto prazo. Em conjunto, esses resultados sugerem que, enquanto características estruturais, como porte e nível de endividamento, diferenciam as empresas entre si, variáveis relacionadas ao desempenho respondem de forma mais dinâmica às condições econômicas e às decisões gerenciais ao longo do tempo.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas do *RI* ao longo dos *CE*, nos quais valores mais elevados (ou menos negativos) indicam menor probabilidade de insolvência. O Painel A apresenta a comparação das médias do *RI* e de seus componentes ao longo das fases do *CE*. Os resultados evidenciam diferenças estatisticamente significativas no valor médio do *RI* entre as fases do ciclo econômico. Em termos descritivos, observa-se que o risco médio de insolvência é menor durante a fase de recessão, quando o *RI* assume valores menos negativos, e maior durante a fase de recuperação, sugerindo que os efeitos adversos do *CE* sobre a solvência das empresas podem se manifestar de forma defasada ao longo do tempo.

Tabela 3 – Comparação de médias e medianas do risco de insolvência

Painel A – Comparação de médias do risco de insolvência por fase do ciclo econômico					
Variáveis	<i>EXPA</i> <i>N</i> = 728	<i>RECE</i> <i>N</i> = 582	<i>CONT</i> <i>N</i> = 759	<i>RECU</i> <i>N</i> = 369	Teste F
<i>RI</i>	−0,772 (2,399)	−0,565 (1,833)	−0,915 (2,313)	−1,103 (2,275)	7,19***
<i>X</i> ₂	0,018 (0,551)	0,067 (0,416)	−0,001 (0,531)	−0,039 (0,521)	5,10***
<i>X</i> ₃	0,074 (0,087)	0,076 (0,087)	0,053 (0,104)	0,037 (0,098)	18,49***
<i>X</i> ₄	1,024 (1,292)	1,044 (1,348)	1,018 (1,443)	1,037 (1,379)	0,04
<i>X</i> ₅	0,675 (0,021)	0,690 (0,518)	0,637 (0,472)	0,632 (0,496)	1,91

Painel B – Comparação de medianas do risco de insolvência por fase do ciclo econômico

Variáveis	EXPA N = 728	RECE N = 582	CONT N = 759	RECU N = 369	Teste Chi ²
RI	−0,271	−0,245	−0,350	−0,451	15,531***
X ₂	0,139	0,146	0,130	0,121	6,36*
X ₃	0,075	0,071	0,061	0,054	43,68***
X ₄	0,715	0,666	0,687	0,724	1,20
X ₅	0,578	0,582	0,545	0,590	5,37

Nota: Painel A – A homogeneidade das variâncias foi avaliada pelo teste de Brown–Forsythe. Se atendido o pressuposto de homocedasticidade, utilizou-se a ANOVA; quando violado, empregou-se regressão com *dummies* de ciclo e erros padrão robustos, com teste conjunto de Wald (F). Valores correspondem às médias (desvios padrão). Painel B – Como a robustez, realizou-se o teste de Shapiro–Wilk, cujos resultados indicaram o emprego de métodos não paramétricos, aplicando-se o teste de Kruskal–Wallis. **Legenda:** RI: Risco de Insolvência; X₂–X₃: Componentes do risco de insolvência do modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#); EXPA: Expansão; RECE: Recessão; CONT: Contração; RECU: Recuperação. **Fonte:** elaboração própria.

No que se refere aos componentes do escore, a variável X₂, associada à estrutura patrimonial, apresenta diferenças estatisticamente significativas entre os CE, com valores médios mais elevados durante a recessão. De forma semelhante, a variável X₃, relacionada à rentabilidade, exibe variação significativa ao longo do CE, assumindo valores mais elevados nas fases de expansão e recessão e níveis mais baixos durante a recuperação. Esses resultados indicam que componentes ligados à geração de resultados e à posição patrimonial respondem de forma sistemática às condições macroeconômicas. Por outro lado, as variáveis X₄ e X₅, associadas à estrutura de capital e à eficiência, não apresentam diferenças estatisticamente significativas entre os CE. Esses resultados sugerem que os componentes do RI apresentam comportamento relativamente estável entre os CE.

O Painel B exibe uma análise de robustez baseada na comparação das medianas. Os resultados corroboram os achados do Painel A, indicando diferenças entre os CE para o RI e para as variáveis X₂ e X₃. A consistência entre médias e medianas sugere que as evidências não são conduzidas por valores extremos nem por assimetrias nas distribuições. Em conjunto, os resultados de ambos os painéis indicam que o RI não é homogêneo ao longo do CE, sendo afetado por componentes relacionados à rentabilidade operacional e à estrutura patrimonial, enquanto outros aspectos permanecem menos sensíveis às flutuações macroeconômicas.

A Tabela 4 apresenta a evolução das medianas do RI e de seus componentes, bem como a análise de tendência monotônica de Jonckheere–Terpstra no período de 2010 a 2022. Observa-se que a mediana do escore agregado de risco diminuiu, passando de −0,088 em 2010 para −0,404 em 2022. Embora o CAGR positivo indique crescimento médio anual da

mediana, o nível absoluto do escore tornou-se mais negativo ao final do período, sugerindo, na prática, uma deterioração da condição financeira das empresas, com aumento do risco de insolvência. Essa mudança é estatisticamente significativa, evidenciando que a alteração observada não decorre de flutuações aleatórias.

Tabela 4 – Tendência de médias e medianas do risco de insolvência

Variáveis	Mediana 2010	Mediana 2022	CAGR ^(b)	Teste Z
<i>RI</i>	-0,088	-0,404	8,27%	-5,019***
X_2	0,153	0,133	-1,16%	-4,429***
X_3	0,820	0,720	-1,08%	-0,622*
X_4	0,754	0,613	-1,71%	-3,327***
X_5	0,611	0,588	-0,32%	-3,213***

Nota: O percentual representa a taxa média de crescimento anual composta (*Compound Annual Growth Rate*) da mediana entre 2010 e 2022. * e *** indicam níveis de significância de 10% e 1%, respectivamente. **Legenda:** *RI*: Risco de Insolvência; X_2 – X_5 : Componentes do risco de insolvência do modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#); **Fonte:** elaboração própria.

A análise dos componentes do índice reforça esse diagnóstico. As variáveis X_2 , X_3 , X_4 e X_5 apresentaram redução de suas medianas entre 2010 e 2022, acompanhadas de taxas médias anuais de crescimento negativas. Tais resultados indicam enfraquecimento progressivo dos fundamentos econômico-financeiros capturados pelo modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#), como liquidez, rentabilidade, eficiência operacional e estrutura de capital. Em todos os casos, o teste de Jonckheere–Terpstra sugere uma tendência consistente de deterioração desses indicadores ao longo do tempo.

A [Tabela 5](#) apresenta a matriz de correlação entre o *RI* e as variáveis explicativas do modelo, considerando os coeficientes de correlação de Pearson (triângulo inferior) e de Spearman (triângulo superior). Os resultados indicam relações estatisticamente significativas e economicamente consistentes com a literatura sobre risco financeiro e ciclos econômicos.

Observa-se que o *RI* apresenta correlação positiva e estatisticamente significativa com a variável *EXPA*, sugerindo que, em períodos de crescimento econômico, as companhias tendem a apresentar escores mais elevados de *RI*, ou seja, menor risco de insolvência. Esse resultado é coerente com a lógica teórica de que as fases expansionistas favorecem a geração de caixa, a rentabilidade e a solvência empresarial.

Tabela 5 – Matriz de correlação

	<i>RI</i>	<i>EXPA</i>	<i>RECE</i>	<i>CONT</i>	<i>RECU</i>	<i>PIB</i>	<i>TAM</i>	<i>ROE</i>	<i>DIV</i>	<i>CRE</i>
<i>RI</i>	1,000	0,045**	0,042**	-0,042***	-0,053***	0,082***	0,029	0,362***	-0,059***	0,064***
<i>EXPA</i>	0,013	1,000	-0,365***	-0,439***	-0,275***	0,561***	-0,120***	0,119***	-0,021	0,271***
<i>RECE</i>	0,062***	-0,365***	1,000	-0,376***	-0,236***	0,413***	-0,200***	0,018	-0,008	-0,007
<i>CONT</i>	-0,029	-0,439***	-0,376***	1,000	-0,284***	-0,697***	0,217***	-0,061***	0,017	-0,114***
<i>RECU</i>	-0,053***	-0,275***	-0,236***	-0,284***	1,000	-0,307***	0,111***	-0,094***	0,014	-0,190***
<i>PIB</i>	0,071***	0,578***	0,281***	-0,586***	-0,315***	1,000	-0,324***	0,155***	-0,037*	0,305***
<i>TAM</i>	0,218***	-0,121***	-0,221***	0,227***	0,123***	-0,265***	1,000	0,003	0,294***	-0,030
<i>ROE</i>	0,162***	0,063***	0,015	-0,049***	-0,034*	0,074***	-0,021	1,000	-0,079***	0,227
<i>DIV</i>	0,132***	-0,018	-0,007	0,015	0,011	-0,024	0,298***	-0,057***	1,000	0,014***
<i>CRE</i>	0,062***	0,251***	-0,036*	-0,098***	0,151***	0,2513***	-0,119***	0,119**	0,026	1,000

Legenda: *EXPA*: Expansão; *RECE*: Recessão; *CONT*: Contração; *RECU*: Recuperação; *PIB*: Produto Interno Bruto; *RI*: Risco de Insolvência; *TAM*: Tamanho; *ROE*: Rentabilidade; *DIV*: Dívida onerosa; *CRE*: Crescimento. **Nota:** *, ** e *** indicam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Coeficientes de correlação de Pearson (diagonal inferior) e de Spearman (diagonal superior). **Fonte:** Elaboração própria (2026).

A variável *CONT* apresenta correlação negativa e estatisticamente significativa com o *RI*, sugerindo que períodos de desaceleração econômica estão associados à redução do escore de solvência e, consequentemente, ao aumento do risco de insolvência. Tal evidência reflete o impacto adverso da contração nas receitas, na liquidez e na capacidade de pagamento das empresas.

No que se refere à *RECU*, a correlação negativa com o *RI* indica que, apesar da retomada da atividade econômica, os ganhos de solvência ainda não estão plenamente restabelecidos. Esse resultado sugere que a recuperação econômica inicial pode não ser suficiente para reduzir imediatamente o risco financeiro das firmas, sobretudo em contextos em que permanecem elevados níveis de endividamento, restrições de crédito ou margens comprimidas.

Por sua vez, a variável *RECE* apresenta correlação positiva com o *RI*, embora de menor magnitude, indicando que os efeitos da recessão sobre o risco de insolvência podem ser heterogêneos entre as empresas. Esse resultado pode refletir estratégias de ajuste, apoio institucional ou seleção amostral, nas quais as empresas mais resilientes conseguem manter ou até melhorar seus indicadores de solvência mesmo em ambientes recessivos.

No que se refere às condições macroeconômicas, observa-se uma correlação positiva e estatisticamente significativa entre o crescimento do PIB e o *RI*. Considerando que valores mais elevados de *RI* indicam menor risco de insolvência, esse resultado sugere que ambientes macroeconômicos mais favoráveis estão associados à melhora da condição de solvência das companhias.

Quanto às variáveis de controle, os resultados indicam que as características econômico-financeiras das empresas estão associadas ao *RI*. O *TAM* apresenta correlação positiva com o *RI*, sugerindo que firmas maiores tendem a exibir menor *RI*, possivelmente em função de economias de escala, diversificação operacional e melhor acesso ao financiamento. A *ROE* também se relaciona positivamente com o *RI*, indicando que as empresas mais lucrativas apresentam maior solidez financeira. Em contraste, a *DIV* apresenta correlação negativa e estatisticamente significativa com o *RI*, evidenciando que níveis mais elevados de endividamento estão associados à redução do escore de solvência e, portanto, ao aumento do risco de insolvência.

A [Tabela 6](#) apresenta os resultados das estimações econométricas realizadas com o objetivo de testar a hipótese, segundo a qual o risco de insolvência das empresas brasileiras de capital aberto apresenta comportamento assimétrico ao longo do ciclo econômico, sendo menor na fase de crescimento e maior no período de retração. Para esse fim, foram estimados um modelo de dados em painel com efeitos fixos, que controla a heterogeneidade não observada entre as firmas, e um modelo de painel dinâmico estimado por GMM–Sistêmico, adequado para capturar a persistência do risco de insolvência e mitigar potenciais problemas de endogeneidade.

Tabela 6 – Análise de regressão

Variáveis	Sin.	Dados em Panel (Efeitos Fixos – EF)					GMM Sistemico em Painel Dinâmico (<i>Two-Step</i> , Robusto)				
$EXPA_{t-1}$	(+)	0,281*** (0,057)					0,209*** (0,076)				
$RECE_{t-1}$	(-)		0,449*** (0,073)					0,223*** (0,074)			
$CONT_{t-1}$	(-)			-0,276*** (0,052)					-0,146*** (0,064)		
$RECU_{t-1}$	(+)				-0,433*** (0,097)					-0,315*** (0,110)	
PIB_{t-1}	(+)					6,441*** (1,099)					3,474*** (1,183)
RI_{t-1}	(+)						0,352*** (0,097)	0,347*** (0,098)	0,347*** (0,098)	0,359*** (0,096)	0,342*** (0,103)
TAM	(+)	0,130*** (0,036)	0,096*** (0,033)	0,106*** (0,033)	0,133*** (0,036)	0,111*** (0,034)	0,121** (0,047)	0,118** (0,046)	0,114*** (0,046)	0,129*** (0,049)	0,119** (0,046)
ROE	(+)	0,426*** (0,175)	0,420*** (0,175)	0,423** (0,175)	0,415** (0,175)	0,415** (0,170)	0,006 (0,846)	-0,062 (0,813)	-0,036 (0,817)	0,049 (0,878)	-0,122 (0,7429)
DIV	(-)	0,986* (0,541)	0,887* (0,535)	0,987* (0,541)	0,889* (0,531)	0,931* (0,529)	0,273 (0,684)	0,150 (0,708)	0,336 (0,702)	-0,44 (0,711)	0,304 (0,671)
CRE	(+/-)	0,302*** (0,101)	0,225** (0,106)	0,285*** (0,108)	0,251** (0,106)	0,317*** (0,107)	-0,035 (0,144)	-0,032 (0,124)	-0,033 (0,125)	-0,020 (0,144)	-0,049 (0,132)
<i>Intercepto</i>	n.a.	-3,353*** (0,688)	-2,795*** (0,623)	-2,827*** (0,624)	-3,183*** (0,660)	-3,061*** (0,639)	-2,486*** (0,733)	-2,354*** (0,681)	-2,311*** (0,678)	-2,338 (0,699)	-2,448*** (0,7174)

<i>EF Ano</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>
<i>EF Setor</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>
Teste F	7,11***	11,71***	8,53***	7,43***	10,36***	15,76***	19,31***	15,97***	14,70***	20,19***
R ² Within	0,082	0,076	0,078	0,083	0,082					
VIF Máximo	1,14	1,13	1,12	1,14	1,12					
Wald intra-grupo	2,1×10 ⁵ ***	3,8×10 ⁵ ***	3,9×10 ⁵ ***	4,0×10 ⁵ ***	2,4×10 ⁵ ***					
Wooldridge	1.482,73***	1.596,79***	1.496,66***	1.496,57***	573,41***					
BP–LM	4.639,97***	4.632,58***	4.625,39***	4.653,63***	4.687,84***					
Hausman	23,56***	24,94***	19,94***	18,42***	20,00***					
Arellano-Bond (1)						–2,32***	–1,77*	–1,92*	–2,12**	–2,02**
Arellano-Bond (2)						0,27	0,47	0,57	0,06	0,43
Teste de Hansen						5,36	5,26	5,13	5,77	4,88
Nº de instrumentos						15	15	15	15	15
Nº de grupos	256	256	256	256	256	256	256	256	256	256
Nº de observações	2.277	2.277	2.277	2.277	2.277	2.277	2.277	2.277	2.277	2.277
Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

Legenda: *EXPA*: Expansão; *RECE*: Recessão; *CONT*: Contração; *RECU*: Recuperação; *PIB*: Produto Interno Bruto; *RI*: Risco de Insolvência; *TAM*: Tamanho; *ROE*: Rentabilidade; *DIV*: Dívida onerosa; *CRE*: Crescimento. **Nota:** Coeficientes (erros-padrão robustos clusterizados por empresa). *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente. O teste F avalia a significância global do modelo. O teste de Wald verifica a presença de heterocedasticidade intragrupos no modelo de efeitos fixos. O teste de Wooldridge verifica a existência de autocorrelação de primeira ordem nos painéis. O maior valor do *Variance Inflation Factor* (VIF) indica a intensidade da multicolinearidade entre as variáveis independentes. Os testes Arellano-Bond AR(1) e AR(2) verificam a presença de autocorrelação nos resíduos das primeiras diferenças sob a hipótese nula de ausência de correlação serial. O teste de Hansen avalia a validade dos instrumentos, sob a hipótese nula de sobreidentificação correta. O número de instrumentos refere-se ao total de instrumentos utilizados nas estimações *GMM-Sistêmico* (*Two-Step*, com erros-padrão robustos corrigidos por Windmeijer). O intercepto é apresentado apenas para transparência. Nos modelos de efeitos fixos, a constante não possui interpretação substantiva, pois é absorvida pelos efeitos individuais. Nos modelos GMM-Sistêmicos, embora estimado, seu valor não é economicamente interpretável. **Fonte:** Elaboração própria (2026).

Em primeiro lugar, destaca-se o efeito positivo e estatisticamente significativo da variável dependente defasada no modelo dinâmico, indicando que o *RI* apresenta persistência moderada ao longo do tempo. Esse resultado sugere que empresas que exibem maior *RI* em um determinado período tendem a manter níveis elevados desse risco no período subsequente, evidenciando um processo de inércia ou dependência temporal. Tal persistência é consistente com a natureza estrutural do *RI*, ao refletir condições financeiras, operacionais e institucionais que não se ajustam instantaneamente, mas evoluem progressivamente ao longo do tempo. Do ponto de vista econômico, esse resultado indica que choques adversos tendem a ter efeitos prolongados sobre a solvência das firmas, reforçando a importância de mecanismos de gestão financeira capazes de reduzir a propagação intertemporal do risco.

Os resultados indicam que as fases do *CE* exercem influência estatisticamente significativa sobre o *RI* das empresas brasileiras de capital aberto, considerando-se sempre o efeito defasado de um período ($t-1$). As estimativas mostram que as fases de *EXPA* e *RECE* apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significativos, o que, dada a definição operacional da variável dependente, se traduz em menor *RI* no período corrente. Em contraste, as fases de *CONT* e *RECU* exibem coeficientes negativos e estatisticamente significativos, indicando que essas condições econômicas estão associadas a um aumento no *RI*. Além disso, o coeficiente positivo e significativo do *PIB* indica que o maior nível de atividade econômica no período anterior contribui para a redução do *RI* no período corrente. Esse resultado reforça o papel das condições macroeconômicas agregadas como fator relevante para a solvência das empresas, complementando os efeitos captados pelas fases específicas do *CE*.

Adicionalmente, observa-se que os sinais e os níveis de significância associados às fases do *CE* são consistentes entre as estimações por efeitos fixos e por GMM–Sistêmico, reforçando a robustez dos resultados empíricos. A manutenção dos achados centrais, mesmo após o controle da persistência do risco e de potenciais problemas de endogeneidade, sugere que os efeitos observados não são sensíveis à estratégia de estimação adotada.

Embora as magnitudes dos coeficientes estimados no modelo dinâmico sejam, em geral, menores do que as observadas no modelo com efeitos fixos, tal comportamento é esperado, pois o GMM–Sistêmico incorpora explicitamente a dinâmica do *RI* e corrige vieses de endogeneidade. Ainda assim, os efeitos permanecem estatística e economicamente relevantes, indicando que as condições do ciclo econômico exercem impacto significativo sobre o *RI*, mesmo após controles mais rigorosos.

De forma geral, os resultados corroboram a hipótese de assimetria ao longo do *CE*, uma vez que as diferentes fases não afetam o risco de insolvência de maneira homogênea

nem simétrica ao longo do tempo. Apesar de os resultados sustentarem a existência de uma assimetria cíclica, o comportamento empírico do risco de insolvência difere parcialmente do previsto *a priori*, sugerindo uma relação intertemporal mais complexa entre o *CE* e o *RI*.

4.2 Discussão dos resultados

A redução do risco de insolvência durante a fase de expansão é consistente com a natureza pró-cíclica do desempenho operacional das firmas. O aumento da demanda agregada tende a elevar receitas, margens de lucro e disponibilidades, fortalecendo a posição financeira das empresas ([Engvist; Graham; Nikkinen, 2014](#); [Manzaneque; García-Pérez-De-Lema; Renart, 2015](#)). Em contextos de crescimento do PIB, observa-se melhora nos indicadores de rentabilidade e solvência, ampliando a distância ao *default* e reduzindo a probabilidade de *financial distress* ([Cavalca et al., 2017](#); [Charalambakis; Garrett, 2019](#); [Rezende et al., 2017](#); [Venturini et al., 2021](#)). Além disso, a expansão tende a reduzir os prêmios de risco exigidos pelos credores, facilitando o acesso ao crédito e permitindo que as firmas financiem projetos e mantenham margens de segurança financeira mais confortáveis ([Chortareas; Magkonis; Zekente, 2020](#); [Mota; Moura, 2024](#); [Santoro; Gaffeo, 2009](#)).

Embora pareça contraintuitiva, a associação negativa entre recessão e risco de insolvência pode ser explicada por fatores estatísticos, institucionais e comportamentais de curto prazo. A literatura tradicional sustenta que a desaceleração econômica compromete o faturamento das empresas, fragilizando sua capacidade de pagamento e elevando a incidência de liquidações compulsórias ([Kane; Richardson; Graybeal, 1996](#); [Oliveira; Silva, 2024](#)). No entanto, estudos indicam que, no início de crises sistêmicas, o número de falências formais pode declinar temporariamente devido a atrasos nos processos legais ou à adoção de medidas emergenciais de suporte governamental ([Charalambakis; Garrett, 2019](#); [Hernandez Tinoco; Wilson, 2013](#)).

Estudos mostram haver um intervalo temporal entre o choque macroeconômico negativo e a formalização da falência, durante o qual as firmas ajustam estrategicamente seus investimentos e despesas para preservar a liquidez ([Kane; Richardson; Graybeal, 1996](#)). Em economias como a Grécia, por exemplo, observou-se que o número médio de falências foi, em determinados anos, menor no ápice da crise do que no período imediatamente anterior, talvez em razão de atrasos no sistema judiciário, fusões ou encerramentos por vias não falimentares ([Charalambakis; Garrett, 2019](#)). Adicionalmente, no início de recessões, governos tendem a implementar políticas anticíclicas e mecanismos de suporte, enquanto magistrados podem

priorizar processos de reestruturação judicial em detrimento da decretação imediata de falências ([Balcaen; Ooghe, 2006](#); [Moura; Tiryaki; Teixeira, 2020](#); [Orair; Siqueira, 2018](#)).

No Brasil, esse efeito pode ser potencializado por práticas de gerenciamento de resultados por meio de *accruals*, utilizadas por gestores para suavizar perdas e obscurecer dificuldades financeiras temporárias nos estágios iniciais do declínio econômico, preservando uma aparência contábil de solvência ([Paulo; Mota, 2019](#); [Moreira et al., 2023](#)). Esses fatores combinados contribuem para explicar a redução observada do risco de insolvência durante a fase de recessão.

Em contraste, a fase de contração econômica, caracterizada por quedas constantes e profundas da atividade econômica, apresenta associação positiva com o risco de insolvência. Esse resultado reflete o agravamento estrutural das condições financeiras das firmas, diante da redução acentuada da demanda, da restrição severa ao crédito e do esgotamento das reservas de liquidez. A literatura sugere que trajetórias descendentes do PIB intensificam o risco de insolvência ao reduzir as receitas de vendas ([Mensah, 1984](#)), comprimir a lucratividade ([Richardson; Kane; Lobingier, 1998](#)) e expor as firmas a estruturas de custos fixos elevados e encargos financeiros crescentes ([Bhattacharjee et al., 2009](#); [Pearce II; Michael, 2006](#); [Kane; Richardson; Graybeal, 1996](#); [Manzaneque; García-Pérez-De-Lema; Renart, 2015](#)). Nesse estágio, os mecanismos de ajuste utilizados na recessão tornam-se insuficientes, elevando a probabilidade de liquidação compulsória.

Por fim, a associação positiva entre recuperação econômica e risco de insolvência pode ser compreendida à luz do fenômeno conhecido como *bankruptcy hangover* ([Garrett; Wall, 2014](#)). Mesmo após o início da retomada do crescimento do PIB, os efeitos acumulados da contração continuam pressionando as finanças corporativas, mantendo elevadas as taxas de insolvência por vários períodos. Muitas empresas entram na recuperação financeiramente exauridas, sem capacidade de captar recursos ou expandir operações a tempo de se beneficiar do novo ciclo ([Garrett; Wall, 2014](#); [Venturini et al., 2021](#)).

A fase de recuperação frequentemente exige novos investimentos em estoques, produção e capital de giro. Quando a liquidez permanece restrita e o crédito segue oneroso — em especial em contextos nos quais a política monetária continua contracionista para conter pressões inflacionárias residuais —, a tentativa de expansão sem recursos suficientes pode resultar em falhas de liquidez críticas ([Pearce II; Michael, 2006](#); [Resende; Terra, 2020](#)). Assim, a recuperação econômica não implica, necessariamente, redução imediata do risco de insolvência, sobretudo para firmas fragilizadas durante a contração.

De forma sintética, os resultados sugerem que a relação entre ciclos econômicos e insolvência empresarial pode ser interpretada como um processo de desgaste cumulativo. Durante a fase de expansão, as empresas acumulam *buffers* financeiros, reduzindo o risco de colapso. No início da recessão, tais *buffers* ainda permitem absorver choques adversos sem materialização imediata da insolvência. É na fase de contração que o esforço acumulado se torna insustentável, acarretando um aumento significativo do risco de insolvência. Por fim, mesmo com a retomada da atividade econômica, parte das empresas não consegue se recompor financeiramente a tempo, sucumbindo aos efeitos residuais do ciclo adverso. Essa interpretação reforça a ideia de que a insolvência corporativa não responde instantaneamente às mudanças do ambiente macroeconômico, mas resulta da acumulação intertemporal de pressões financeiras ao longo do ciclo.

Em conjunto, os resultados indicam que a dinâmica da insolvência empresarial apresenta comportamento assimétrico ao longo das fases do ciclo econômico — expansão, recessão, contração e recuperação — refletindo a sensibilidade do desempenho operacional e da estrutura financeira das empresas a choques macroeconômicos exógenos. Esses achados sugerem que o risco de insolvência não responde de forma uniforme nem contemporânea às flutuações do ciclo econômico, manifestando-se de forma defasada e cumulativa ao longo do tempo. Diante desses resultados, a hipótese proposta — de que o risco de insolvência das empresas brasileiras de capital aberto apresenta comportamento assimétrico ao longo do ciclo econômico, sendo menor em fases de expansão e recuperação e maior em fases de recessão e contração — não encontra suporte empírico e, portanto, é rejeitada.

5 CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo analisar os efeitos das fases dos ciclos econômicos sobre o risco de insolvência das empresas brasileiras de capital aberto, no período entre 2010 e 2022. Para tanto, foi empregado o modelo de análise discriminante de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#) para estimar o risco de insolvência e a metodologia de [Schumpeter \(1939\)](#) para identificar as fases do ciclo econômico. Foram realizadas regressões com dados em painel por efeitos fixos e modelo dinâmico por *GMM*–Sistêmico em 258 empresas e 2.438 observações.

Os resultados mostraram que o risco de insolvência não responde uniforme nem contemporaneamente às flutuações econômicas, apresentando um comportamento defasado e cumulativo. Observou-se que, nos períodos de expansão e recessão, o risco de insolvência é menor, enquanto que, nas fases de contração e recuperação, esse risco se eleva. Esses achados refletem o posicionamento das fases do ciclo econômico definidos em relação à tendência do PIB: expansão e recessão correspondem a níveis de atividade acima da tendência, enquanto contração e recuperação situam-se abaixo dela. Ademais, os testes confirmaram a causalidade unidirecional, na qual o ambiente macroeconômico determina sistematicamente a solvência corporativa no contexto brasileiro.

Diante dessas evidências, a hipótese principal da pesquisa, que previa menor risco nas fases de expansão e recuperação e maior risco em recessão e contração, foi rejeitada. Essa rejeição decorre, sobretudo, do comportamento assimétrico dos regimes cíclicos: a fase de recuperação concentra níveis elevados de risco em razão do desgaste financeiro acumulado durante a contração, enquanto a recessão ainda não incorpora plenamente a deterioração das condições econômico-financeiras, uma vez que ajustes operacionais e financeiros permitem às firmas absorver choques adversos sem imediata materialização da insolvência.

Este estudo contribui para a literatura ao demonstrar que a associação entre ciclo econômico e risco de insolvência é assimétrica e defasada, refletindo um efeito cumulativo no qual *buffers* financeiros retardam a materialização do risco, enquanto o desgaste acumulado intensifica a fragilidade em períodos subsequentes. Conceitualmente, a pesquisa avança ao definir as fases do ciclo em torno da tendência do PIB, distinguindo regimes acima e abaixo da tendência e evidenciando que essa classificação não capta plenamente a dinâmica temporal sem considerar a trajetória do ciclo econômico.

Empiricamente, apresenta evidências para o Brasil, com heterogeneidade estrutural entre empresas e deterioração dos indicadores ao longo do tempo. Metodologicamente, combina análises descritivas e não paramétricas com modelos em painel

(EF) e painel dinâmico (*GMM*–Sistêmico), capturando a persistência do risco e mitigando problemas de endogeneidade.

As evidências indicam que políticas públicas e instrumentos regulatórios devem considerar o *timing* do ciclo econômico, pois o risco de insolvência pode se intensificar na contração e persistir na recuperação; assim, medidas de crédito, renegociação, reestruturação e monitoramento são mais efetivas quando calibradas para regimes abaixo da tendência e para o período pós-fundo do ciclo econômico. Para as firmas, os resultados destacam a gestão de liquidez, capital de giro e estrutura de capital como mecanismos de resiliência intertemporal, exigindo planejamento anticíclico de alavancagem e *buffers* diante do risco persistente. Para investidores e credores, a assimetria defasada implica incorporar o ciclo na avaliação de risco e na precificação do crédito, com maior rigor em períodos de contração e recuperação.

Este estudo apresenta limitações que abrem espaço para avanços. Em primeiro lugar, o risco de insolvência, mensurado pelo modelo de [Altman, Baidya e Dias \(1979\)](#), pode não capturar plenamente diferenças setoriais, mudanças de práticas contábeis e dimensões de risco de mercado, afetando a comparabilidade entre firmas e ao longo do tempo. Em segundo lugar, a identificação das fases do ciclo a partir da tendência do PIB, em frequência anual, pode suavizar transições intraperíodo e não incorporar choques financeiros e institucionais que condicionam a solvência, como restrição de crédito e mudanças de política.

Como agenda futura, sugere-se (i) testar mecanismos e heterogeneidades por setor, tamanho e alavancagem, incorporando variáveis de incerteza de política econômica e sentimento do mercado para avaliar se amplificam ou atenuam o efeito defasado do ciclo econômico sobre o risco de insolvência; e (ii) replicar as estimações com *proxies* alternativas de *distress* e com medidas cíclicas e financeiras adicionais, preferencialmente em frequência trimestral, para refinar o *timing* e reduzir possível erro de classificação dos regimes.

REFERÊNCIAS

- Adjei, A. N. K., Tweneboah, G., & Owusu Junior, P. (2022). Interdependence of economic policy uncertainty and business cycles in selected emerging market economies. *Journal of Financial Economic Policy*, 14(5), 601–632.
<https://doi.org/10.1108/JFEP-07-2021-0193>
- Akinsola, F. A., & Ikhida, S. (2018). Is commercial bank lending in South Africa procyclical? *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 26(2), 203–226.
<https://doi.org/10.1108/JFRC-09-2016-0073>
- Alaka, H. A., Oyedele, L. O., Owolabi, H. A., Kumar, V., Ajayi, S. O., Akinade, O. O., & Bilal, M. (2018). Systematic review of bankruptcy prediction models: Towards a framework for tool selection. *Expert Systems with Applications*, 94, 164–184.
<https://doi.org/10.1016/j.eswa.2017.10.040>
- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x>
- Altman, E. I., Baidya, T. K. N., & Dias, L. M. R. (1979). Previsão de problemas financeiros em empresas. *Revista de Administração de Empresas*, 19(1), 17–28.
<https://doi.org/10.1590/S0034-75901979000100002>
- Altman, E. I., Iwanicz-Drozdowska, M., Laitinen, E. K., & Suvas, A. (2017). Financial distress prediction in an international context: A review and empirical analysis of Altman's. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 28(2), 131–171. <https://doi.org/10.1111/jifm.12053>
- Araujo, A., & Funchal, B. (2009). A nova lei de falências brasileira: Primeiros impactos. *Revista de Economia Política*, 29(3), 191–212.
<https://doi.org/10.1590/S0101-31572009000300011>

- Araújo, A. M. H. B., Lustosa, P. R. B., & Dantas, J. A. (2018). The cyclicalities of loan loss provision in Brazilian commercial banks. *Brazilian Business Review*, 15(3), 246–261. <https://doi.org/10.15728/bbr.2018.15.3.3>
- Araújo, A. M. H. B., Lustosa, P. R. B., & Paulo, E. (2017). The cyclicalities of loan loss provisions under three different accounting models: The United Kingdom, Spain, and Brazil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 29(76), 97–113. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201804490>
- Araújo, A. P., Ferreira, R. V. X., & Funchal, B. (2012). The Brazilian bankruptcy law experience. *Journal of Corporate Finance*, 18(4), 994–1004. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2012.03.001>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Aziz, M. A., & Dar, H. A. (2006). Predicting corporate bankruptcy: Where we stand? *Corporate Governance*, 6(1), 18–33. <https://doi.org/10.1108/14720700610649436>
- Bahry, T. R., & Gabriel, L. F. (2010). A hipótese da instabilidade financeira e suas implicações para a ocorrência de ciclos econômicos. *Revista de Economia Contemporânea*, 14(1), 27–60. <https://doi.org/10.1590/S1415-98482010000100003>
- Balcaen, S., & Ooghe, H. (2006). 35 years of studies on business failure: An overview of the classic statistical methodologies and their related problems. *The British Accounting Review*, 38(1), 63–93. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2005.09.001>
- Beaver, W. H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, 4, 71–111. <https://doi.org/10.2307/2490171>
- Bellovary, J. L., Giacomino, D. E., & Akers, M. D. (2007). A Review of bankruptcy prediction studies: 1930 to present. *Financial Education Association*, 33, 1–42.

- Belsley, D. A., Kuh, E., & Welsch, R. E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity* (1^o ed.). Wiley.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1996). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27–48.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Princeton University, New York University, and Boston University*.
- Bezerra, E. S., Lagioia, U. C. T., & Pereira, M. de L. (2019). Indicadores financeiros, macroeconômicos e de governança corporativa na previsão de insolvência em empresas da B3. *Contabilidade, Gestão e Governança*, 22(3), 405–422.
https://doi.org/10.21714/1984-3925_2019v22n3a6
- Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., & Kattuman, P. (2009). Macroeconomic instability and business exit: Determinants of failures and acquisitions of UK firms. *Economica*, 76(301), 108–131. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00662.x>
- Billor, N., Hadi, A. S., & Velleman, P. F. (2000). BACON: Blocked adaptive computationally efficient outlier nominators. *Computational Statistics & Data Analysis*, 34(3), 279–298. [https://doi.org/10.1016/S0167-9473\(99\)00101-2](https://doi.org/10.1016/S0167-9473(99)00101-2)
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bortoluzzo, A. B., Rodriguez, R. Z., Bortoluzzo, M. M., & Monteiro, G. F. D. A. (2022). Relação entre taxa de falências de empresas brasileiras e variáveis macroeconômicas no período de 2010 a 2020: Um estudo econométrico utilizando vetores autorregressivos. *Gestão & Regionalidade*, 38(113).
<https://doi.org/10.13037/gr.vol38n113.7022>

- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Brunassi Silva, V. A., Oliveira Sampaio, J., & Gallucci Netto, H. (2018). Pedidos de recuperação judicial no Brasil: Uma explicação com variáveis econômicas. *Brazilian Review of Finance*, 16(3), 429–454. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v16n3.2018.69254>
- Bryan, D., Fernando, G. D., & Tripathy, A. (2013). Bankruptcy risk, productivity and firm strategy. *Review of Accounting and Finance*, 12(4), 309–326. <https://doi.org/10.1108/RAF-06-2012-0052>
- Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). *Measuring business cycles*. National Bureau of Economic Research.
- Camska, D., & Klecka, J. (2020). Comparison of prediction models applied in economic recession and expansion. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(3), 52. <https://doi.org/10.3390/jrfm13030052>
- Cardoso, V. R. D. S., & Pinheiro, M. C. (2020). Influência da recessão e das variáveis macroeconômicas sobre a estrutura de capital setorial. *Revista Contabilidade & Finanças*, 31(84), 392–408. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201908100>
- Castro, E. L., Pain, P., Bianchi, M., & Vendruscolo, M. I. (2024). Efeito do ciclo econômico na relação do conservadorismo contábil com a agressividade tributária. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 17(3), 180–193. <https://doi.org/10.14392/asaa.2024170308>
- Cavalca, R. B., Klotzle, M. C., Silva, P. V. J. da G., & Pinto, A. C. F. (2017). A relação entre ciclos econômicos com o desempenho das empresas no mercado brasileiro. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 17(1), 21–37.

- Charalambakis, E. C., & Garrett, I. (2019). On corporate financial distress prediction: What can we learn from private firms in a developing economy? Evidence from Greece. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 52(2), 467–491.
<https://doi.org/10.1007/s11156-018-0716-7>
- Chortareas, G., Magkonis, G., & Zekente, K.-M. (2020). Credit risk and the business cycle: What do we know? *International Review of Financial Analysis*, 67, 101421.
<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.101421>
- Cunha, B. V. B. V. D., & Ferreira, P. C. (2004). Custo de ciclo econômico no Brasil em um modelo com restrição a crédito. *Estudos Econômicos*, 34(2), 243–268.
<https://doi.org/10.1590/S0101-41612004000200001>
- Cunha, M. V. da, Souza, R. B. de L. de, Vendruscolo, M. I., & Halmenschlager, V. (2024). O efeito propagação impulso-resposta de variáveis macroeconômicas e seus impactos nas informações contábeis. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 17(1), 124–140. <https://doi.org/10.14392/asaa.2024170106>
- Delapedra-Silva, V. A. (2021). The bankruptcy risk in infrastructure sectors: An analysis from 2006 to 2018. *RAM. Revista de Administração Mackenzie*, 22(4), eRAMF210104.
- Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *The Journal of Finance*, 53(3), 1131–1147. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00046>
- Dimitras, A. I., Zanakis, S. H., & Zopounidis, C. (1996). A survey of business failures with an emphasis on prediction methods and industrial applications. *European Journal of Operational Research*, 90(3), 487–513. [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(95\)00070-4](https://doi.org/10.1016/0377-2217(95)00070-4)
- Elisabetsky, R. (1976). *Um modelo matemático para decisões de crédito no banco comercial* [Dissertação (Mestrado)]. Universidade de São Paulo.

- Enqvist, J., Graham, M., & Nikkinen, J. (2014). The impact of working capital management on firm profitability in different business cycles: Evidence from Finland. *Research in International Business and Finance*, 32, 36–49.
<https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.03.005>
- Fedorova, E., Ledyayeva, S., Drogovoz, P., & Nevredinov, A. (2022). Economic policy uncertainty and bankruptcy filings. *International Review of Financial Analysis*, 82, 102174. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102174>
- Fuhrer, J. C., & Schuh, S. (1998). Beyond shocks: What causes business cycles? An overview. *New England Economic Review*, November/December.
- Garrett, T. A., & Wall, H. J. (2014). Personal-bankruptcy cycles. *Macroeconomic Dynamics*, 18(7), 1488–1507. <https://doi.org/10.1017/S1365100512001058>
- Gertler, M., & Bernanke, B. (1989). The american economic review. *American Economic Association*, 79(1), 14–31.
- Gopalakrishnan, B., & Mohapatra, S. (2020). Insolvency regimes and firms' default risk under economic uncertainty and shocks. *Economic Modelling*, 91, 180–197.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.06.005>
- Guimarães, A. L. de S., & Alves, W. O. (2009). Prevendo a insolvência de operadoras de planos de saúde. *Revista de Administração de Empresas*, 49(4), 459–471.
<https://doi.org/10.1590/S0034-75902009000400009>
- Gwalani, M., Teltumbde, G., & Gwalani, H. (2025). Trends in predicting corporate distress: A bibliometric and thematic analysis. *NMIMS Management Review*, 33(4), 243–252.
<https://doi.org/10.1177/09711023251360528>

- Hamawaki, R., Izumi, K., Sakaji, H., Shimada, T., & Matsushima, H. (2019). Chain bankruptcy size in inter-bank networks: The effects of asset price volatility and the network structure. *Journal of Computational Social Science*, 2(1), 53–66.
<https://doi.org/10.1007/s42001-019-00041-z>
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251.
<https://doi.org/10.2307/1913827>
- Horta, R. A. M., Alves, F. J. dos S., & Carvalho, F. A. A. de. (2014). Seleção de atributos na previsão de insolvência: Aplicação e avaliação usando dados recentes brasileiros. *Revista de Administração Mackenzie*, 15(1), 125–151.
<https://doi.org/10.1590/S1678-69712014000100006>
- Kane, G. D., Richardson, F. M., & Graybeal, P. (1996). Recession-induced stress and the prediction of corporate failure. *Contemporary Accounting Research*, 13(2), 631–650.
<https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1996.tb00517.x>
- Kanitz, S. C. (1978). Como prever falências. *Revista de Administração de Empresas*, 20(2), 80–81. <https://doi.org/10.1590/S0034-75901980000200014>
- Knoop, T. A. (2010). *Recessions and depressions: Understanding business cycles*. ABC-CLIO.
- Kuznets, S. (1940). *Schumpeter's Business Cycles* (2^o ed., V. 30). American Economic Association.
- Leal, M. C., & Nakane, M. I. (2025). Brazilian economy in the 2000's: A tale of two recessions. *Latin American Journal of Central Banking*, 6(1).
<https://doi.org/10.1016/j.latchb.2024.100162>

- Levy, A., & Hennessey, C. (2007). Why does capital structure choice vary with macroeconomic conditions? *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1545–1564.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.04.005>
- Lott, V. F., Tenenwurcel, D. R., & Camargos, M. A. D. (2021). Determinantes do endividamento de empresas brasileiras listadas na B3 com e sem risco de insolvência. *Revista de Administração da UFSM*, 14(1), 79–99.
<https://doi.org/10.5902/1983465933892>
- Manzaneque, M., García-Pérez-De-Lema, D., & Renart, M. A. (2015). Bootstrap replacement to validate the Influence of the economic cycle on the structure and the accuracy level of business failure prediction models. *Journal of Forecasting*, 34(4), 275–289. <https://doi.org/10.1002/for.2327>
- Martins, O., & Ventura Júnior, R. (2020). The influence of corporate governance on the mitigation of fraudulent financial reporting. *Review of Business Management*, 65–84.
<https://doi.org/10.7819/rbgn.v22i1.4039>
- Matias, A. B. (1978). *Contribuição às técnicas de análise financeira: Um modelo de concessão de crédito* [Dissertação de Mestrado]. Universidade de São Paulo.
- Matos, P., Alves, D., & Monteiro, V. (2025). On the time-frequency effects of macroeconomic policy on growth cycles in Brazil. *Research in International Business and Finance*, 73. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2024.102660>
- Mensah, Y. M. (1984). An examination of the stationarity of multivariate bankruptcy prediction models: A methodological study. *Journal of Accounting Research*, 22(1), 380. <https://doi.org/10.2307/2490719>
- Minatto, F., & Borba, J. A. (2021). Insolvência em clubes de futebol brasileiros: Proposição de modelos baseados em redes neurais. *Brazilian Business Review*, 18(6), 624–642.
<https://doi.org/10.15728/bbr.2021.18.6.2>

- Moreira, C. S., Silva, C. E. da, Lopes, A. F., & Martins, O. S. (2023). Gerenciamento de resultados e probabilidade de falência: Evidências no mercado de capitais brasileiro. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, 17(3), 133–154.
https://doi.org/10.21446/scg_ufrj.v0i0.52585
- Mota, R. H. G., & Moura, A. M. C. D. (2024). Business cycles and dividend payments: A study in the Brazilian market. *RAM. Revista de Administração Mackenzie*, 25(5), 1–31. <https://doi.org/10.1590/1678-6971/eramg240077>
- Moura, B. A., Tiryaki, G. F., & Teixeira, D. N. (2020). Fragilidade fiscal e os ciclos econômicos no Brasil pós-Plano Real: Evidências de um modelo de fator dinâmico associado à análise VAR. *Nova Economia*, 30(2), 517–549.
<https://doi.org/10.1590/0103-6351/5056>
- Nakata, S. H., Bianchi, M., & Pain, P. (2025). Manipulação informacional e ciclos econômicos: Um estudo sobre empresas brasileiras em financial distress. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 19, 1–20.
<https://doi.org/10.17524/repec.v19.e3590>
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417.
<https://doi.org/10.2307/1911408>
- Odom, M. D., & Sharda, R. (1990). *A neural network model for bankruptcy prediction*. 2, 163–168. <https://doi.org/10.1109/IJCNN.1990.137710>
- Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109. <https://doi.org/10.2307/2490395>
- Oliveira, W. D. C. D., & Silva, R. V. (2024). Impacto dos fatores macroeconômicos sobre o número de falências das empresas brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste*, 55(2), 164–183. <https://doi.org/10.61673/ren.2024.1504>

- Onusic, L. M., Casa Nova, S. P. de C., & Almeida, F. C. de. (2007). Modelos de previsão de insolvência utilizando a análise por envoltória de dados: Aplicação a empresas brasileiras. *Revista de Administração Contemporânea*, 11(spe2), 77–97.
<https://doi.org/10.1590/S1415-65552007000600005>
- Orair, R. O., & Siqueira, F. D. F. (2018). Investimento público no Brasil e suas relações com ciclo econômico e regime fiscal. *Economia e Sociedade*, 27(3), 939–969.
<https://doi.org/10.1590/1982-3533.2018v27n3art9>
- Pandini, J., Stüpp, D. R., & Fabre, V. V. (2018). Análise do impacto das variáveis macroeconômicas no desempenho econômico-financeiro das empresas dos setores de consumo cíclico e não cíclico da BM&FBovespa. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 17(51), 7–22. <https://doi.org/10.16930/2237-7662/rccc.v17n51.2606>
- Paulo, E., & Mota, R. H. G. (2019). Ciclos econômicos e estratégias de gerenciamento de resultados contábeis: Um estudo nas companhias abertas brasileiras. *Revista Contabilidade & Finanças*, 30(80), 216–233.
<https://doi.org/10.1590/1808-057x201806870>
- Pearce II, J. A., & Michael, S. C. (2006). Strategies to prevent economic recessions from causing business failure. *Business Horizons*, 49(3), 201–209.
<https://doi.org/10.1016/j.bushor.2005.08.008>
- Pinheiro, L. E. T., Santos, C. P., Colauto, R. D., & Pinheiro, J. L. (2007). Validação de modelos brasileiro de previsão de insolvência. *Contabilidade Vista & Revista*, 18(4), 83–103.
- Prado, J. W. do, Alcântara, V. de C., Carvalho, F. de M., Vieira, K. C., Machado, L. K. C., & Tonelli, D. F. (2016). Multivariate analysis of credit risk and bankruptcy research data: A bibliometric study involving different knowledge fields (1968–2014). *Scientometrics*, 106(3), 1007–1029. <https://doi.org/10.1007/s11192-015-1829-6>

- Resende, M. F. D. C., & Terra, F. H. B. (2020). Ciclo, crise e retomada da economia brasileira: Avaliação macroeconômica do período 2004-2016. *Economia e Sociedade*, 29(2), 469–496. <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2020v29n2art05>
- Rezende, F. F., Montezano, R. M. D. S., Oliveira, F. N. D., & Lameira, V. D. J. (2017). Predicting financial distress in publicly-traded companies. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(75), 390–406. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201704460>
- Richardson, F. M., Kane, G. D., & Lobingier, P. (1998). The impact of recession on the prediction of corporate failure. *Journal of Business Finance & Accounting*, 25(1–2), 167–186. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00182>
- Santoro, E., & Gaffeo, E. (2009). Business failures, macroeconomic risk and the effect of recessions on long-run growth: A panel cointegration approach. *Journal of Economics and Business*, 61(6), 435–452. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2009.05.001>
- Sanvicente, A. Z.; Minardi, A. M. A. F. (1998). Identificação de indicadores contábeis significativos para previsão de concordata de empresas. *Finance Lab Working Papers*.
- Schlömer, J. B., Palazzi, R. B., & Klotzle, M. C. (2024). Near-term forward rate spread and commodity index relationship with real economic activity in Brazil. *Finance Research Letters*, 65. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105483>
- Schumpeter, J. (1939). *Business cycles. A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process*.
- Scott, J. (1981). The probability of bankruptcy: A comparison of empirical predictions and theoretical models. *Journal of Banking & Finance*, 5(3), 317–344. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(81\)90029-7](https://doi.org/10.1016/0378-4266(81)90029-7)
- Sieczka, P., & Hołyst, J. A. (2009). Collective firm bankruptcies and phase transition in rating dynamics. *The European Physical Journal B*, 71(4), 461–466. <https://doi.org/10.1140/epjb/e2009-00322-1>

- Silva, J. O. da, Wienhage, P., Souza, R. P. S. de, Lyra, R. L. W. C. de, & Bezerra, F. A. (2012). Capacidade preditiva de modelos de insolvência com base em números contábeis e dados descritivos. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 6(3), 246–261. <https://doi.org/10.17524/repec.v6i3.268>
- SILVA, J. P. da. (1983). *Administração de crédito e previsão de insolvência*. Atlas.
- Silva, K. A. B. da, Ferreira, D. D. M., & Oliveira, M. C. (2024). A riqueza do consumo: Análise das demonstrações de valor adicionado à luz da teoria dos ciclos econômicos. *Revista Ciências Administrativas*, 30(e13292), 1–14. <https://doi.org/10.5020/2318-0722.2024.30.e13292>
- Sousa, A. M. D., Meurer, R. M., Feltes, T., & Ribeiro, A. M. (2022). Influência dos ciclos econômicos na comparabilidade e consistência da informação contábil: Evidências em empresas abertas do mercado brasileiro. *Contabilidade Vista & Revista*, 33(2), 26–56. <https://doi.org/10.22561/cvr.v33i2.6449>
- Souza-Sobrinho, N. F. (2011). The role of interest rates in the Brazilian business cycles. *Revista Brasileira de Economia*, 65(3), 315–336. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402011000300006>
- Teixeira, D. N., Tiryaki, G. F., & Drummond, C. E. I. (2020). Fragilidade financeira e volatilidade dos ciclos econômicos no Brasil Pós-Plano Real. *Estudos Econômicos*, 50(1), 125–158. <https://doi.org/10.1590/0101-41615015dgc>
- Tempesta, V. R., & Miranda, G. J. (2022). Variações cíclicas na economia brasileira e retorno do investimento. *Revista Mineira de Contabilidade*, 23(2), 19–31. <https://doi.org/10.51320/rmc.v23i2.1342>

Tinoco, M. H., & Wilson, N. (2013). Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables.

International Review of Financial Analysis, 30, 394–419.

<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.02.013>

Venturini, L. D. B., Machado, V. N., Silva, C. E. S. da, & Souza, R. B. de L. de. (2021).

Influência dos ciclos econômicos na relação entre desempenho empresarial e estrutura de capital das companhias de capital aberto do Brasil. *Revista Universo Contábil*,

17(4), 25–45. <https://doi.org/10.4270/ruc.2021424>

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.

<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross-section and panel data*. MIT Press.

Xie, D., & Hansen, M. E. (2020). Supply of bank loans and business debts: A view from historical bankruptcy cases. *Review of Financial Economics*, 38(S1), 170–187.

<https://doi.org/10.1002/rfe.1076>

Xing, K., Luo, D., & Liu, L. (2023). Macroeconomic conditions, corporate default, and default clustering. *Economic Modelling*, 118, 106079.

<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106079>

Zmijewski, M. E. (1984). Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. *Journal of Accounting Research*, 22, 59.

<https://doi.org/10.2307/2490859>