

---

# IMPACTO DOS FATORES MACROECONÔMICOS SOBRE O NÚMERO DE FALÊNCIAS DAS EMPRESAS BRASILEIRAS

*Impact of macroeconomic factors on the number of bankruptcy in brazilian companies*

## Willams da Conceição de Oliveira

Contador. Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba.  
Professor Assistente do Curso de Ciências Contábeis da Universidade Estadual de Alagoas. Praça N<sup>a</sup>. Sra. dos Prazeres, S/N, Fátima, São Miguel dos Campos - AL, CEP: 57.245-079. willams.oliveira@academico.ufpb.br

## Ricardo Vieira Silva

Economista. Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba. CCSA, UFPB, Campus I, Cidade Universitária, João Pessoa - PB, CEP: 58.051-900. ricardo.vieira@academico.ufpb.br

---

**Resumo:** O estudo teve como objetivo investigar os impactos dos fatores macroeconômicos nas dificuldades financeiras das empresas brasileiras. Para tanto, foi considerado, no período de maio de 2010 a outubro de 2021, o quantitativo de falências requeridas mensalmente como variável dependente. Para realização dos testes, foi utilizado modelo de série temporal tipo ARMA e verificada a estabilidade econométrica através dos testes de Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan-Godfrey, RESET, VIF e o Jarque-Bera. Os resultados indicam que a taxa básica de juros e a abertura de novas empresas têm relação positiva com a quantidade de pedidos de falência das firmas brasileiras. Já a cotação do índice Ibovespa e a oferta monetária estão associadas negativamente com o número de falências requeridas. Além disso, foi evidenciado que as micro e pequenas empresas estão mais sensíveis aos fatores macroeconômicos do que as empresas de médio e grande porte, e que baixas taxas de juros e maiores ofertas de crédito influenciam positivamente a sobrevivência das firmas brasileiras, principalmente as micro e pequenas empresas e as empresas com atuação no ramo de serviços. Espera-se que os resultados da presente pesquisa contribuam em uma perspectiva prática ao fornecer evidências dos impactos das decisões do Banco Central do Brasil (Bacen) e das políticas monetárias que refletem diretamente no encerramento das atividades das empresas.

**Palavras-chave:** taxa de juros; inflação; PIB; encerramento das atividades; dificuldades financeiras.

**Abstract:** The study aimed to investigate the impacts of macroeconomic factors on the financial difficulties of Brazilian companies. For this purpose, from May 2010 to October 2021, the number of bankruptcies filed monthly was considered as a dependent variable. To carry out the tests, an ARMA-type time series model was used and econometric stability was verified through tests of Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan-Godfrey, RESET, VIF and Jarque-Bera. The results indicate that the basic interest rate and the opening of new companies have a positive relationship with the number of bankruptcy filings by Brazilian firms. The quotation of the Ibovespa index and the money supply are negatively associated with the number of required bankruptcies. In addition, it was shown that micro and small companies are more sensitive to macroeconomic factors than medium and large companies, and that low interest rates and greater credit offers positively influence the survival of Brazilian firms, especially micro and small companies and companies operating in the service sector. It is expected that the results of this research will contribute from a practical perspective by providing evidence of the impacts of Brazilian central bank (Bacen) decisions and political decisions that directly reflect on the closure of companies' activities.

**Keywords:** interest rate; inflation; PNB; end of activities; financial difficulties.

## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, principalmente durante o cenário da pandemia da Covid-19, a economia brasileira tem enfrentado uma série de variações no Produto Interno Bruto (PIB), na taxa Selic, na taxa de câmbio e na inflação (Bacen, 2020). Essas variações constantes nos indicadores macroeconômicos levam a incertezas por parte das famílias e empresas quanto ao desempenho da economia, levando muitas empresas a adiarem seus planos de investimento e a ficarem mais relutantes em entrar em novos mercados de exportação (Costa Filho, 2014).

Ademais, as empresas que são formadas em uma camada de fornecedores, concorrentes, consumidores, entre outros *stakeholders*, é também cercada por uma camada externa de fatores econômicos, tecnológicos, políticos, jurídicos e sociais. Qualquer alteração que ocorra nos fatores mencionados que formam o ambiente externo afetará diretamente as empresas, por se tratar de sistemas abertos. Se as empresas não conseguirem acompanhar as mudanças de tais fatores, a sua estrutura econômica e financeira poderá se deteriorar e, quando não puderem se recuperar, poderão entrar em falência e desaparecer por meio de liquidação, aquisição ou fusão (Ece; Sayilgan, 2020).

Além disso, a não análise do mercado, que envolve fatores do ambiente externo, é uma das causas que influenciam o encerramento das atividades das empresas (Serasa Experian, 2020), influenciando na elevação de 12,7% do número de pedidos de falência das empresas brasileiras no ano de 2020, comparado com 2019 (Liberato, 2021). Diante disso, o objetivo desta pesquisa é investigar os impactos dos fatores macroeconômicos nas dificuldades financeiras das empresas brasileiras.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

É intuitivo prever que o risco de dificuldades financeiras aumenta durante períodos de recessão econômica devido à queda nas vendas, nos fluxos de caixa e na lucratividade dos negócios, em que a condição econômica de um país impacta diretamente o ambiente de negócios por meio das mudanças na taxa de inflação, na taxa de juros, na disponibilidade de crédito e na política monetária (Liou; Smith, 2007). Diante disso, a literatura sugere a incorporação de fatores de risco do país em modelos de previsão de dificuldades financeiras das firmas (Tinoco; Wilson, 2013; Altman *et al.*, 2017).

No entanto, a maior parte dos estudos assume que todas as empresas se comportam de maneira previsível durante a recessão ou expansão econômica, apesar da intuição de que: (i) empresas financeiramente saudáveis em um período de expansão podem entrar em dificuldade financeira durante um período de recessão; (ii) empresas em dificuldades durante períodos de expansão podem mergulhar ainda mais em dificuldades financeiras, ou até mesmo falir, durante um período de recessão; ou (iii) empresas financeiramente saudáveis durante períodos de expansão podem manter, embora em menor grau, a viabilidade econômica (Habib *et al.*, 2020).

Diante da importância da sobrevivência das empresas para o desenvolvimento da economia de um país, vários estudos empíricos investigaram a relação dos fatores macroeconômicos com a falência das empresas (Altman, 1983; Liu; Wilson, 2002; Liu, 2009; Ece; Sayilgan, 2020) e destacaram a inflação, a taxa de juros, a concessão de crédito, o índice da bolsa de valores e o Produto Interno Bruto (PIB) como fatores fundamentais que impactam a continuidade das firmas. Tais fatores estão brevemente apresentados nas subseções seguintes.

### 2.1 Taxa de inflação

A inflação é definida como o aumento contínuo e generalizado no nível geral de preços – aumento generalizado no sentido de que as elevações de preços não ocorrem apenas sobre os preços de alguns bens ou serviços, mas sim sobre os preços da maioria dos bens e serviços da economia.

A inflação pode surgir quando existe uma procura excessiva relativamente aos bens disponíveis ou quando os custos para produzir estão maiores (Dos Santos, 2002).

Dessa forma, mudanças na taxa de inflação podem provocar aumentos dos custos de produção e de comercialização dos produtos, que geralmente não são repassados ao preço final, impactando diretamente o resultado operacional das firmas ao ponto de gerar dificuldade financeira (Mensah, 1984). Além disso, a inflação deprime o fluxo de caixa das empresas, o que pode aumentar a probabilidade de pedido de falência (Wadhvani, 1986). Já Altman (1983) argumenta que a inflação pode até afetar positivamente a propensão de uma empresa de sobreviver no curto prazo, no entanto, pode mascarar a ineficiência de uma empresa mal administrada, e se a empresa estiver alavancada, poderá apresentar dificuldade financeira no médio prazo ao ponto de levar a falência.

Para investigar os fatores que influenciam as dificuldades financeiras das empresas listadas no Índice Industrial de Pequenas e Médias Empresas (PMEs) da Bolsa de Valores de Istanbul, no período de 2010 a 2019, Ceylan (2021) considerou em seu estudo tanto fatores específicos da empresa (giro de ativos, índice de endividamento, alavancagem financeira e retorno sobre os ativos) quanto fatores macroeconômicos (crescimento econômico, taxa de câmbio e taxa de inflação) e evidenciou que, das variáveis macroeconômicas utilizadas no estudo, somente a inflação foi estatisticamente significativa e apresentou sinal negativo, indicando que elevações na taxa de inflação aumentam o risco de dificuldades financeiras de tais empresas.

No Brasil, a inflação mais baixa, juntamente com um crescimento do PIB mais vigoroso contribuiu, a partir de 2004, para a geração de empregos assalariados e para a formalização dos contratos de trabalho e elevou o poder de compra, refletindo na diminuição das diferenças de renda entre os trabalhadores, contribuindo para o desenvolvimento da economia (Baltar, 2015), fatores indispensáveis para manutenção das atividades empresariais.

Em seu estudo, que teve como objetivo analisar o impacto das variações macroeconômicas no desempenho econômico e financeiro das empresas de Consumo Cíclico e Não Cíclico da BM&FBovespa entre os anos de 2008 e 2015, Pandini, Stüpp e Fabre (2018) evidenciaram que as empresas pertencentes ao setor de Consumo Cíclico (vestuário, calçados, automóveis, móveis, eletrodomésticos, entre outros) são mais afetadas pelo desempenho da economia do que empresas do setor de Consumo Não Cíclico, que produzem bens não duráveis, tais como alimentos e bebidas, e prestam serviços de assistência médica e hospitalar, destacando as flutuações da inflação, que foi medida pelo IPCA, entre os principais fatores macroeconômicos.

Diante das evidências da literatura internacional e nacional sobre a relação da inflação com a continuidade das empresas, espera-se que variações na taxa de inflação impactem de forma negativa ou positiva o número de pedidos de falência das firmas brasileiras.

## 2.2 Taxa de juros e concessão de crédito

A política monetária restritiva e as elevações na taxa de juros podem alterar drasticamente os custos de empréstimos e a produção das companhias, sendo prejudiciais para a sobrevivência do setor empresarial (Gordon, 1988). Ademais, as pesquisas de Salman, Friedrichs e Shukur (2011) e Salman, Fuchs e Zampatti (2015) identificaram que a taxa de juros, a taxa de câmbio e a oferta de crédito são determinantes significativos que interferem na falência empresarial, além de evidenciar uma menor probabilidade de falência em períodos de maior disponibilidade de crédito.

Já Machado, Ceretta e Vieira (2014) analisam a relação entre as variáveis que poderiam explicar o comportamento do mercado imobiliário, utilizando como variável dependente o volume de concessão de crédito imobiliário. Os resultados indicaram que as variações nas operações de concessão de crédito imobiliário podem ser explicadas pelas variações da taxa básica de juros, pelas variações nos meios de pagamento e pelas variações da renda média do trabalhador. Tais re-

sultados evidenciam que, quanto maior a taxa de juros, menor será o volume de crédito imobiliário concedido e vice-versa, afetando o fluxo de caixa das empresas do setor imobiliário.

Na mesma linha, Fonseca e Vasconcelos (2003) investigaram os possíveis impactos da política monetária sobre as regiões e estados brasileiros, evidenciando que os estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste tendem a sentir os maiores impactos de alterações na taxa básica de juros por terem a maior proporção de empresas de pequeno porte e por serem atendidos por agências e crédito bancário em menor proporção. Já Cardoso e Pinheiro (2020) analisaram o efeito da recessão de abril de 2014 ao final de 2016 e de variáveis macroeconômicas sobre a estrutura de capital dos diferentes setores econômicos brasileiros, evidenciando que a taxa de juros interfere negativamente na estrutura de capital.

Ao investigar a relação das variáveis macroeconômicas, compostas pela taxa de câmbio, pela taxa de juros e pela renda mundial, com o desempenho das exportações do mel de abelha brasileiro no período de 2000 a 2011, Oliveira *et al.* (2015) evidenciaram que tais variáveis macroeconômicas são relevantes para explicar as oscilações ocorridas na exportação de mel.

Ademais, ao investigar os impactos da política monetária via oferta de moeda, taxa de juros, taxa de câmbio e as operações de crédito sobre as exportações brasileiras de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2019, Pereira *et al.* (2022) evidenciaram que a taxa de juros representada pela Selic, a taxa de câmbio e a oferta de moeda são os determinantes mais importantes na variação das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados das empresas brasileiras.

Por fim, Almeida e Divino (2019) investigaram a relação entre risco de crédito e a política monetária da economia brasileira e evidenciaram que os aumentos na taxa básica de juros causam o encarecimento do crédito, reduzindo a capacidade de pagamento das empresas e incorrendo em maior risco de *default*. Diante de tais evidências, espera-se que as variações na taxa básica de juros e no volume de crédito ofertado para o mercado impactem o número de pedidos de falência das empresas brasileiras.

## 2.3 Atividade no mercado de capitais

A relação entre as variáveis macroeconômicas e os índices de mercado de ações, tanto compostos quanto setoriais dos EUA e Canadá, foi estudada por Bhuiyan e Chowdhury (2020), que relataram uma assimetria nos EUA e no Canadá em termos de como as variáveis macroeconômicas influenciam os retornos do mercado de ações em que, nos EUA, as variáveis macroeconômicas influenciam os índices das ações, sendo que a oferta de moeda influencia positivamente enquanto a taxa de juros influencia negativamente. Já para o Canadá, os testes não encontraram nenhuma ligação clara entre as variáveis macroeconômicas e os índices do mercado de ações (compostos e setoriais).

Ao desenvolver um modelo para prever dificuldades financeiras e falência das empresas listadas no Vietnã, Ninh, Thanh e Hong (2018) identificaram que os fatores contábeis e de mercado, juntamente com os fatores macroeconômicos, afetam as dificuldades financeiras quando considerados isoladamente, e que o modelo de previsão de falência, composto por fatores contábeis e por indicadores macroeconômicos, teve melhor desempenho do que os demais modelos testados.

O índice de Bolsa de Valores é definido como um valor que mede o desempenho médio dos preços de uma suposta carteira de ações, refletindo o comportamento do mercado em determinado intervalo de tempo. No Brasil, o mais importante indicador do desempenho das cotações das ações negociadas é o *Índice da Bolsa de Valores de São Paulo* (Ibovespa), criado em 1968 a partir de uma carteira teórica de ações, expressa em pontos (Assaf Neto, 2018).

Tal indicador pode ser considerado uma boa medida de qualidade institucional, dado que quanto mais importante for o mercado de capitais, melhor será o ambiente institucional de um país.

Dessa forma, um relevante mercado de capitais representa uma boa opção de financiamento para as firmas por apresentar menor custo na captação de recursos, minimizando o nível de endividamento e a probabilidade de as empresas entrarem em dificuldade financeira (Bastos; Nakamura; Basso, 2009). Com isso, espera-se que o quantitativo de pedidos de falência das empresas brasileiras seja sensível às variações do indicador Ibovespa.

## 2.4 Produto Interno Bruto (PIB)

Ece e Sayilgan (2020) investigam, no período de 2009 a 2016, as possíveis ligações entre os fatores macroeconômicos e a crise financeira na Turquia, em que o PIB apresentou uma relação estatisticamente significativa e positiva com o adiamento da falência das empresas. Da mesma forma, ao investigar os fatores do contexto macroeconômico que contribuem para o fechamento de empresas no Peru, Mendoza (2021) indicou que a mortalidade das empresas tende a aumentar à medida que diminui a taxa de crescimento do PIB e elevar à medida que aumenta a taxa de inflação, diminui o crédito financeiro e aumenta a carga tributária.

Já Bastos Nakamura e Basso (2009) investigaram os determinantes da estrutura de capital de companhias abertas de países latinos, evidenciando que o PIB teve uma relação negativa com o endividamento total, indicando que quando há crescimento econômico de um país, as empresas diminuem suas dívidas e, conseqüentemente, diminuem a probabilidade de falência.

Da mesma maneira, ao explorar a inter-relação entre fatores macroeconômicos, características da empresa e desempenho financeiro de empresas manufatureiras listadas na bolsa da Nigéria, Egbunike e Okerekeoti (2018) evidenciaram um efeito significativo da taxa de inflação e taxa de crescimento do PIB com a rentabilidade das companhias nigerianas.

Ademais, Cardoso e Pinheiro (2020) analisaram no período do primeiro trimestre de 2010 até o primeiro de 2018 a influência da recessão e de variáveis macroeconômicas sobre o endividamento bancário dos setores industriais brasileiros, relatando uma relação negativa do PIB com o endividamento a valor de mercado do subsetor de materiais básicos e com o endividamento contábil e de mercado do subsetor de bens industriais.

Tais resultados apresentados estão em linha com os achados das pesquisas de Liu (2009) e Liu e Wilson (2002), que evidenciaram uma menor probabilidade de falência das empresas em períodos de elevação do PIB. Diante de tais evidências, espera-se que as elevações na taxa de crescimento do PIB brasileiro impactem de forma negativa o número de pedidos de falência das firmas brasileiras.

## 3 METODOLOGIA

A amostra que foi utilizada na pesquisa refere-se a uma série temporal com dados mensais do número de pedidos de falência do período de maio de 2010 até outubro de 2021, totalizando 138 observações. O início da série temporal foi motivado pelo período pós-crise de 2008 e pelo início da série da variável independente nascimento, que é formada pelo número de abertura de novas empresas e teve seu acompanhamento pela Serasa Experian iniciado no ano de 2010, em que foi necessário fazer quatro defasagens para os testes econométricos, conforme explanado na seção 3.3. Ademais, foi considerado o mês de outubro de 2021 como o último mês da amostra, devido aos últimos dados divulgados pela Serasa Experian e pelo Banco Central do Brasil (Bacen), quando da formação da amostra que ocorreu em novembro de 2021.

### 3.1 Variável dependente

Para representar a dificuldade financeira das empresas brasileiras, foi utilizado como variável endógena o indicador econômico da Serasa Experian que informa o número de pedidos de falência requeridos pelas empresas brasileiras, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 – Quantitativo de pedidos de falências requeridos por ano

Ano	Porte das empresas				Segmento de atuação				
	Micro e Pequena	Média	Grande	Total	Comércio	Indústria	Serviços	Primário	Total
2010	1.233	435	271	<b>1.939</b>	581	699	634	25	<b>1.939</b>
2011	1.143	384	210	<b>1.737</b>	538	620	567	12	<b>1.737</b>
2012	1.086	530	313	<b>1.929</b>	529	710	678	13	<b>1.930</b>
2013	1.014	433	311	<b>1.758</b>	440	614	679	25	<b>1.758</b>
2014	844	415	402	<b>1.661</b>	355	648	642	16	<b>1.661</b>
2015	923	412	448	<b>1.783</b>	416	644	700	23	<b>1.783</b>
2016	994	426	432	<b>1.852</b>	424	676	746	6	<b>1.852</b>
2017	910	392	406	<b>1.708</b>	427	567	708	5	<b>1.708</b>
2018	761	355	343	<b>1.459</b>	368	496	588	7	<b>1.459</b>
2019	770	333	314	<b>1.417</b>	353	439	601	24	<b>1.417</b>
2020	538	178	256	<b>972</b>	235	298	434	5	<b>972</b>
2021	551	181	218	<b>950</b>	187	209	544	10	<b>950</b>
<b>Total</b>	<b>10.767</b>	<b>4.474</b>	<b>3.924</b>	<b>19.165</b>	<b>4.853</b>	<b>6.620</b>	<b>7.521</b>	<b>171</b>	<b>19.165</b>
<b>%</b>	<b>56,2%</b>	<b>23,3%</b>	<b>21,5%</b>	<b>100%</b>	<b>25,3%</b>	<b>34,5%</b>	<b>39,2%</b>	<b>1,0%</b>	<b>100%</b>

Fonte: Serasa Experian.

Conforme Tabela 1, verifica-se que as empresas de micro e pequeno porte representam 56,2% do total de pedidos de falência requeridos entre os anos de 2010 a 2021, seguidas pelas empresas de médio porte (23,3%) e das empresas de grande porte (21,5%). A grande participação das micro e pequenas empresas no número de falências se justifica pela grande quantidade de Microempreendedores Individuais no País, representando 74% das empresas abertas no período de 2010 a 2021, segundo dados da Serasa Experian.

Já as empresas com atuação no segmento de serviços representam 39,2%, o equivalente a 7.521 pedidos de falência requeridos do total de 19.165 pedidos entre os anos de 2010 a 2021, seguidas pelas indústrias (34,5%) e pelas empresas com atuação no comércio (25,3%), demonstrando uma distribuição mais equilibrada do número de pedidos de falência por segmento em comparação com o porte das firmas, que também pode ser justificada pela atuação dos Microempreendedores Individuais em vários setores da economia.

### 3.2 Design empírico

Para verificar os impactos das oscilações dos fatores macroeconômicos na dificuldade financeira das empresas brasileiras, foi utilizado o modelo empírico de série temporal tipo ARMA utilizado na pesquisa de Ege e Sayilgan (2020), conforme a Equação 1, em que foi utilizado o software RStudio para realização das análises econométricas.

Equação 1:

$$\begin{aligned} \text{LogFalências}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{LogFalências}_{t-4} + \beta_2 \text{Inflação}_{t-2} + \\ & \beta_3 \text{Taxa de juros}_{t-2} + \beta_4 \text{LogNascimento}_{t-1} + \\ & \beta_5 \text{LogIbovespa}_{t-1} + \beta_6 \text{LogPIB}_{t-4} + \\ & \beta_7 \text{LogOferta Monetária}_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Sendo as variáveis:

- $LogFalências_t$ : variável que representa o logaritmo natural do número de falências requeridas no período  $t$ ;
- $LogFalências_{t-4}$ : variável defasada que representa o logaritmo natural do número de falências requeridas no período  $t - 4$ ;
- $Inflação_{t-2}$ : variável defasada que representa a inflação mediada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no período  $t - 2$ ;
- $Taxa\ de\ juros_{t-2}$ : variável defasada representada pela taxa de juros Selic-over no período  $t - 2$ ;
- $LogNascimento_{t-1}$ : variável que representa o logaritmo natural do número de abertura de novas empresas no período  $t - 1$ ;
- $LogIbovespa_{t-1}$ : variável defasada que representa a cotação do índice da B3 no período  $t - 1$ ;
- $LogPIB_{t-4}$ : variável defasada que representa a geração de riqueza do País por meio do logaritmo natural do Produto Interno Bruto (PIB) no período  $t - 4$ ;
- $LogOferta\ Monetária_t$ : variável que representa o logaritmo natural da oferta monetária no País no período  $t$ .

Os indicadores da inflação, da taxa de juros, do PIB e da oferta monetária foram extraídos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Bacen. A cotação do índice da Ibovespa foi colhida no site da B3 e os números de abertura de novas empresas foram coletados no site da Serasa Experian. A Tabela 2 apresenta de forma resumida as variáveis utilizadas no estudo.

Tabela 2 – Descrição das variáveis utilizadas no estudo

Variável	Descrição	Fonte
<b>Falências</b>	Número de falências requeridas por mês (Logaritmizado)	Serasa Experian
<b>Inflação</b>	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – Variação mensal	SGS - Bacen Série nº 433
<b>Taxa de juros</b>	Taxa básica de juros mensal representada pela Selic-over – Variação mensal	SGS - Bacen Série nº 4390
<b>Nascimento</b>	Número de abertura de novas empresas por mês (Logaritmizado)	Serasa Experian
<b>Ibovespa</b>	Cotação do índice no final de cada mês (Logaritmizado)	B3
<b>PIB</b>	Produto Interno Bruto mensal - Valores correntes (R\$ milhões) (Logaritmizado)	SGS - Bacen Série nº 4380
<b>Oferta Monetária</b>	Meios de pagamento - M1. Referente a soma das cédulas e moedas em poder do público e em depósitos à vista no sistema bancário (R\$ milhões)	SGS - Bacen Série nº 27791

Fonte: Elaborada pelos autores.

Foi utilizado na presente pesquisa o modelo econométrico do estudo de Ece e Sayilgan (2020), levando em consideração que tal estudo investigou a influência dos fatores macroeconômicos no número de falências das empresas da Turquia, país considerado de economia emergente, igual ao Brasil. Tais autores consideraram em seu estudo as variáveis que representam o número de falências, o PIB, o número de abertura de novas empresas e a cotação da bolsa de valores em logaritmo para eliminar o efeito das unidades das variáveis sobre os coeficientes, reduzindo o efeito de viés, ou seja, uma das extremidades elevadas e uma cauda longa, por meio da transformação das variáveis em logaritmo, além da interpretação dos resultados para ser realizada com menor dificuldade.

Para chegar ao modelo final, Ece e Sayilgan (2020) realizaram o tratamento de 19 variáveis macroeconômicas em duas etapas. Na primeira etapa, as variáveis foram defasadas em até  $t - 4$ , conforme estudo de Altman (1983), sendo encolhidas as variáveis que apresentaram maior nível de correlação com a variável dependente. Já na segunda etapa, foram selecionadas as 7 variáveis mais utilizadas na literatura.

### 3.3 Testes estatísticos

Para verificar a estabilidade econométrica da pesquisa, foram realizados os testes de Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan-Godfrey, RESET de Ramsey, VIF e o Jarque-Bera. Tais testes também foram aplicados no estudo de Ece e Sayilgan (2020).

#### 3.3.1 Teste de Breusch-Godfrey

Conforme Gujarati e Poter (2011), os estatísticos Breusch e Godfrey desenvolveram um teste de autocorrelação genérico, no sentido de que não permite: (1) regressores não estocásticos, como os valores defasados do regressando, (2) esquemas autorregressivos de ordem superior, como AR(1), AR(2), etc. e (3) médias móveis simples ou de ordem mais elevada de termos de erro de ruído branco, sendo testada a seguinte hipótese nula  $H_0$ :

$$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_p = 0$$

Assintoticamente,  $n - p$  multiplicado pelo valor  $R^2$  obtido da regressão segue a distribuição do qui-quadrado com  $p$  graus de liberdade. Se em uma aplicação  $(n - p)R^2$  exceder o valor crítico do qui-quadrado no nível de significância escolhido, já rejeitada a hipótese nula (Gujarati; Poter, 2011).

#### 3.3.2 Teste de Breusch-Pagan-Godfrey

O teste de Breusch-Pagan-Godfrey identifica a presença de heterocedasticidade por meio da equação abaixo (Gujarati; Poter, 2011):

$$\Theta = \frac{1}{2} (SQE)$$

Supondo que os  $u_i$  sejam normalmente distribuídos, pode-se mostrar que se há homoscedasticidade e se o tamanho da amostra  $n$  aumenta indefinitivamente, então

$$\Theta \underset{ass}{\sim} \chi_{m-1}^2$$

ou seja,  $\Theta$  segue a distribuição de qui-quadrado com  $(m - 1)$  graus de liberdade.

Portanto, se em uma aplicação  $\Theta (= \chi^2)$  calculado for maior que o valor crítico  $\chi^2$  no nível escolhido de significância, poderemos rejeitar a hipótese de homoscedasticidade; caso contrário, esta não será rejeitada (Gujarati; Poter, 2011).

#### 3.3.3 Teste RESET de Ramsey

O teste RESET de Ramsey é utilizado para verificar a especificação do modelo de regressão linear. Tal teste consiste em adicionar uma forma não-linear ao modelo através de termos de grau dois, três, etc. e, em seguida, testar, por um teste  $F$  usual, a exclusão de tais termos. Por exemplo, considerando o modelo abaixo:

$$\hat{y} = E \{y | x\} = \beta x$$



O teste de Ramsey verifica se  $(\beta x)^2, (\beta x)^3, \dots, (\beta x)^k$  tem algum poder para explicar  $y$ . Isso é efetuado por meio da estimação da seguinte regressão linear:

$$y = ax + \gamma_1 \hat{y}^2 + \dots + \gamma_{k-1} \hat{y}^k + \epsilon$$

Após a estimação, será necessário testar, por meio do teste  $F$ , se  $\gamma_1$  através de  $\gamma_{k-1}$  são zero. Se a hipótese nula de que todos  $\gamma$  coeficientes são zero é rejeitada, então o modelo sofre de especificação incorreta.

### 3.3.4 Teste VIF

De acordo com Gujarati e Porter (2011), o Fator de Inflação da Variância (VIF) é um teste para detectar a presença de multicolinearidade, sendo tal fator calculado pela equação abaixo:

$$VIF_j = \frac{1}{(1 - R_j^2)}$$

Em que o  $VIF_j$  representa o Fator de Inflação da Variância e  $R_j^2$  representa o coeficiente de determinação parcial de  $X_j$  em relação as demais variáveis  $X_j$ , (com  $j = 1, 2, \dots, k$ ).

Segundo Gujarati e Porter (2011, p. 337): “Quando  $R^2$  aproxima-se de 1, o VIF aproxima-se do infinito. Ou seja, quando a colinearidade aumenta, a variância de um estimador aumenta e no limite, pode tornar-se infinita. Caso não haja colinearidade entre as variáveis, o VIF será 1”.

### 3.3.5 Teste de normalidade Jarque-Bera (JB)

De acordo com Gujarati e Poter (2011, p. 149), o teste de normalidade JB é um teste assintótico ou de amostra grande. Também se baseia nos resíduos de MQO. Ele calcula, primeiro, a assimetria e a curtose dos resíduos de MQO e usa o seguinte teste estatístico:

$$JB = n \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

em que  $n$  é o tamanho da amostra,  $S$  é o coeficiente de assimetria, e  $K$  é o coeficiente de curtose.

Para uma variável normalmente distribuída,  $S = 0$  e  $K = 3$ . Portanto, o teste JB de normalidade é um teste da hipótese conjunta de que  $S$  e  $K$  são iguais a 0 e 3, respectivamente. Nesse caso, espera-se que o valor da estatística JB seja igual a 0.

Sob a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos, Jarque e Bera demonstraram que, assintoticamente, a estatística JB segue a distribuição de qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Se o valor  $p$  calculado para a estatística JB em uma aplicação for suficientemente baixo, o que acontece quando o valor da estatística é muito diferente de zero, podemos rejeitar a hipótese de que a distribuição dos resíduos é normal. Mas se o valor  $p$  for razoavelmente alto, o que acontece quando o valor da estatística está próximo de zero, não rejeitaremos a hipótese de normalidade (Gujarati; Poter, 2011, p. 149).

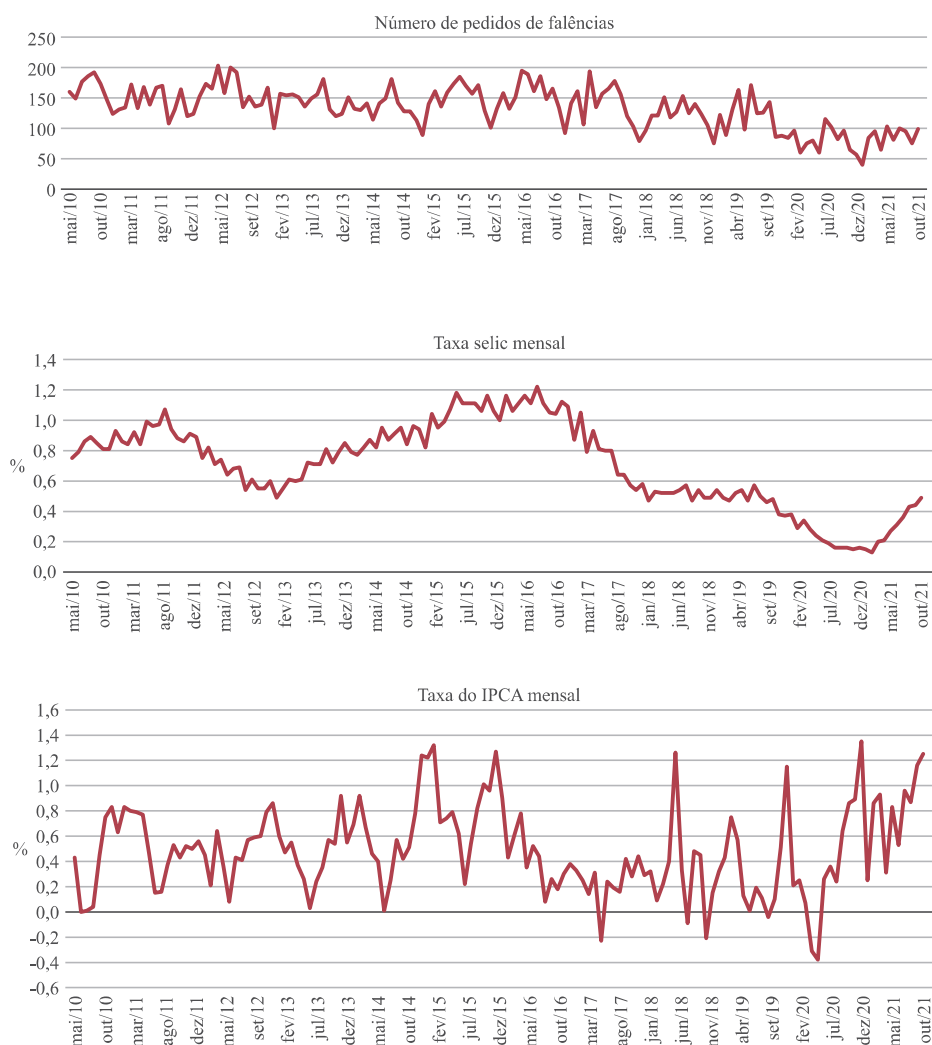
## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

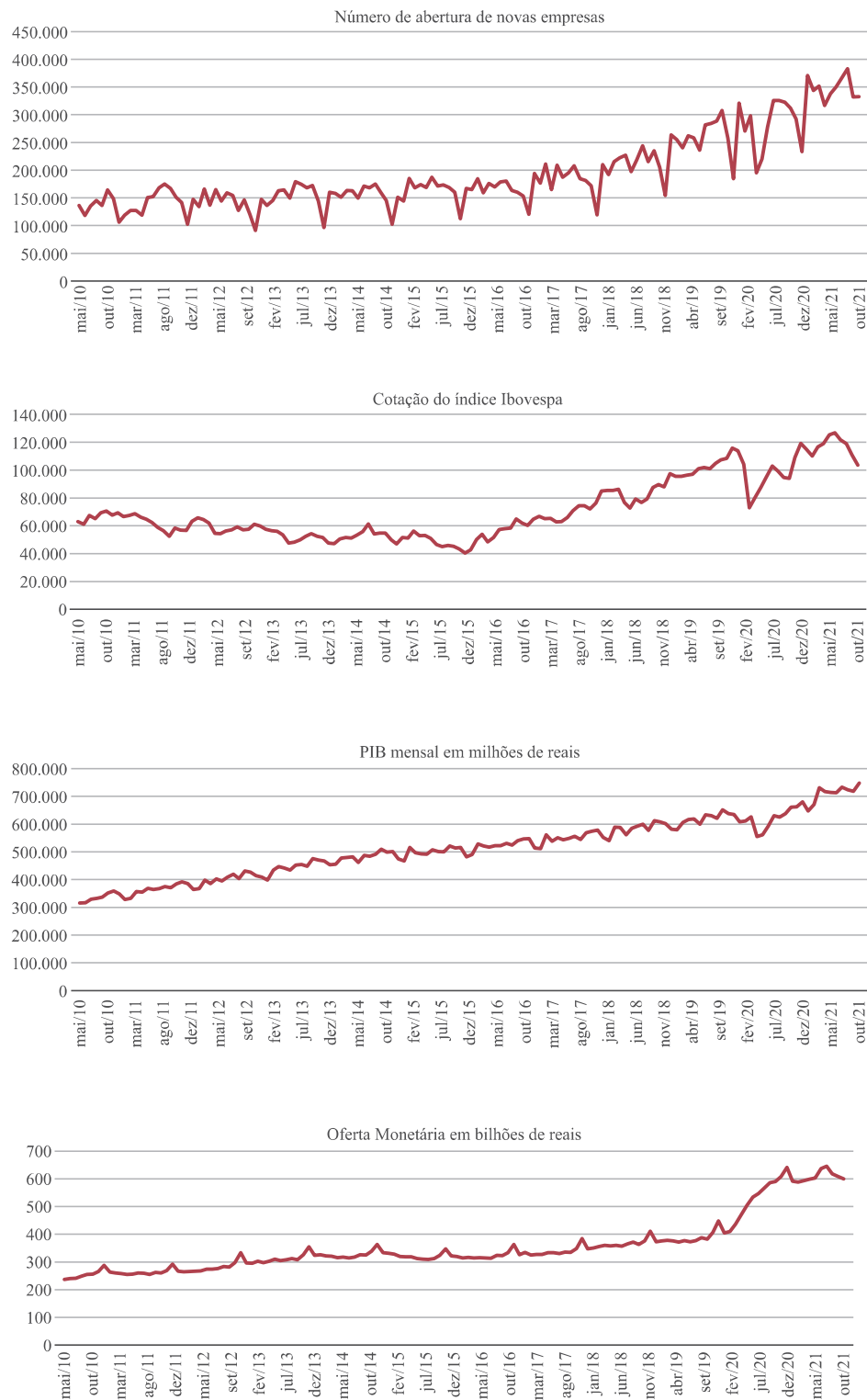
Analisando o comportamento das variáveis apresentado na Figura 1, observa-se que o número de pedidos de falência variou em torno da média, com uma leve tendência de queda entre final de 2019 e início de 2020 – mesmo comportamento observado na série temporal da taxa mensal da inflação, que manteve uma tendência estacionária.

Já a série temporal da variável da taxa Selic mensal apresentou uma leve tendência de queda a partir do ano de 2017. Na série sobre o número de abertura de empresas, nota-se um crescimento sustentável na abertura de novas empresas nos últimos anos da série, principalmente a partir do ano de 2018, sendo tal comportamento influenciado pelo número de Microempreendedores Individuais (MEIs), representando 81,4% dos novos negócios no ano de 2018 – segundo a Serasa Experian (2019), a fraca recuperação da economia brasileira no ano de 2018 estimulou o “empreendedorismo por necessidade”.

A série temporal da cotação do índice Ibovespa apresentou uma tendência de alta a partir de 2016, com uma queda acentuada nos primeiros meses de 2020 e voltando à tendência de aumento nos meses seguintes. Por sua vez, a série do PIB mensal segue uma leve tendência de aumento, com uma queda acentuada durante o início da pandemia da Covid-19 no Brasil e voltando a mostrar uma tendência de aumento a partir dos últimos meses de 2020.

Figura 1 – Gráficos das séries históricas das variáveis utilizadas na pesquisa





Fonte: Elaborado pelos autores.

Ainda com base na Figura 1, destaca-se, na série temporal da variável oferta monetária, uma notável tendência de alta no ano de 2020, sendo tal alta influenciada pela elevação de 46,3% na base monetária para recuperar a economia e controlar os efeitos da inflação após os impactos da pandemia da Covid-19 no Brasil (Bacen, 2022).

## 4.1 Estatística descritiva das variáveis utilizadas da pesquisa

Por meio das estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 3, verifica-se que todas as variáveis que compõem a amostra do estudo contêm 138 observações, compreendendo o período de maio de 2010 até outubro de 2021.

A variável falências ficou com média de 133 pedidos de falência requeridos por mês, com mínimo de 40 pedidos de falência no mês de janeiro de 2021 e o máximo de 203 pedidos de falência registrados no mês de maio de 2012. Vale destacar que o ano de 2012 foi o que apresentou maior número de pedidos de falência, totalizando 1.929 pedidos, sendo impactado pela desaceleração da economia, elevação da inadimplência das pessoas físicas e uma redução na concessão de crédito, pressionando o caixa das firmas ao ponto de encerrar suas atividades.

Já a variável IPCA ficou com taxa média de 0,48% ao mês, variando entre -0,38% no mês de maio de 2020 até 1,35% no último mês do ano de 2020, sendo tal ano impactado pela pandemia da Covid-19. A Selic mensal ficou com taxa média de 0,70% ao mês, com taxa mínima de 0,13% registrada no mês de agosto de 2016 e taxa máxima de 1,22% ao mês registrada em fevereiro de 2021.

Tabela 3 – Estatística descritiva das variáveis da amostra

Variáveis	N	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Falências	138	133	35	40	203
IPCA	138	0,48	0,35	-0,38	1,35
Selic	138	0,70	0,28	0,13	1,22
Nascimento	138	194.617	67.373	90.792	383.096
Ibovespa	138	71.468	22.222	40.405	126.802
PIB	138	513.118,3	106.073,9	315.947,5	747.436,5
Oferta Monetária	138	357,2	101,6	236,2	645,1

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável nascimento, que representa o quantitativo mensal de abertura de novas empresas, apresentou média mensal de 194.617 novas empresas, variando entre 90.792 no mês de dezembro de 2012 a 383.096 novas empresas abertas no mês de agosto de 2021. É importante destacar que ocorreu uma desaceleração da economia brasileira no ano de 2012, devido ao recuo de 4,5% nos investimentos, além do mês de agosto de 2021 ser marcado pelo retorno gradual da economia brasileira após mais uma onda da Covid-19, em que os brasileiros buscaram opções de renda complementar, entre elas, o microempreendedorismo, que impactou o número de novos MEIs.

Já a variável Ibovespa ficou com média de 71.468 pontos, com cotação mínima de 40.405 pontos no mês de janeiro do ano de 2016 e cotação máxima de 126.802 pontos registrada em junho de 2021. A variável PIB apresentou uma riqueza média de R\$ 513.118,3 milhões por mês, variando entre R\$ 315.947,5 milhões e R\$ 747.436,5 milhões, valores registrados nos meses de maio de 2010 e outubro de 2021, respectivamente. Por fim, a disponibilidade de crédito, medida por meio da variável oferta monetária, apresentou média de R\$ 357,22 milhões em créditos ofertados, concedendo o menor volume de crédito no mês de maio de 2010, R\$ 236,23 milhões, e o máximo volume no mês de julho de 2021, R\$ 645,13 milhões.

## 4.2 Análise da regressão de série temporal

A Tabela 4 apresenta os resultados da regressão de série temporal da amostra utilizada na presente pesquisa, considerando como variável dependente o número total de pedidos de falência.

Tabela 4 – Resultados da regressão considerando o número total de falências como variável dependente

Número total de pedidos de falência	Coefficiente	p-Valor
$\text{Log}(\text{Falências}_{t-4})$	-0,2061	0,000***
$\text{IPCA}_{t-2}$	-0,0459	0,347
$\text{Selic}_{t-2}$	0,2542	0,020**
$\text{Log}(\text{Nascimento}_{t-1})$	0,3640	0,000***
$\text{Log}(\text{Ibovespa}_{t-1})$	-0,1937	0,070*
$\text{Log}(\text{PIB}_{t-4})$	-0,0156	0,920
$\text{Log}(\text{Oferta Monetária}_t)$	-1,0536	0,000***
Constante	9,8075	0,000***
Observações	138	
R <sup>2</sup>	0,6387	
R <sup>2</sup> ajustado	0,6192	
Residual Std. Erro	0,1845	
Estatística F	32,83***	
<i>Diagnóstico do modelo econométrico</i>		
Breusch-Pagan-Godfrey	p-valor = 0,597	
Breusch-Godfrey	p-valor = 0,096	
Ramsey RESET	p-valor = 0,091	
Jarque-Bera	p-valor = 0,001	
VIF	Todos os VIFs < 10	

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: Nível de significância: \*p<0,1; \*\*p<0,02; \*\*\*p<0,01.

Primeiramente, verifica-se que os resultados do diagnóstico do modelo econométrico apresentaram boa aceitação do modelo proposto, conforme Equação 1, em que o resultado do teste de Breusch-Pagan-Godfrey demonstra que a variância do erro não está correlacionada com nenhuma variável do modelo, dado seu p-valor de 0,597, então, considera-se que os erros das variáveis são homocedásticos. Ademais, mediante o resultado do teste de Breusch-Godfrey com p-valor de 0,096 > 0,05, aceita-se a hipótese nula, constatando que os erros não estão autocorrelacionados.

Com p-valor de 0,091, não sendo possível rejeitar a hipótese nula, o resultado do teste de RESET demonstra que o modelo foi especificado corretamente para o presente estudo. Já por meio dos testes VIF, com resultados menores que dez, entende-se que o modelo não apresenta multilinearidade entre as variáveis. Por meio do teste de normalidade Jarque-Bera, demonstra-se que os resíduos não seguem uma distribuição normal, rejeitando a hipótese nula, porém, levando em consideração o Teorema Central do Limite, a hipótese de normalidade pode ser relaxada. Vale destacar que a amostra contém 138 observações e que, segundo Gujarati e Poter (2011, p. 149), o teste de normalidade JB é um teste assintótico ou de amostra grande.

Ainda sobre a análise dos resultados do diagnóstico do modelo econométrico, o R<sup>2</sup> demonstra que 64% da variação média do número de pedidos de falência são explicados pelo conjunto das variáveis utilizadas no modelo, apresentando um bom valor preditivo, e que o modelo se ajusta bem aos dados considerados na amostra. Tal resultado está em linha com o estudo do Ege e Sayilgan (2020), no qual o poder explicativo do modelo foi de 62% no seu estudo. Os outros 36% da variação média do número de pedidos de falência referem-se a fatores que envolvem a gestão empresarial do negócio, a falta de inovação, (Ferreira *et al.*, 2013), a carga tributária, entre outros fatores (Krom; Felipe, 2005), que não foram considerados na amostra devido à dificuldade de

obtenção dos dados, principalmente para as micro, pequenas e médias empresas e as grandes empresas de capital fechado.

Dando sequência à análise dos resultados evidenciados na Tabela 3, é possível observar que a variável defasada  $\text{Log}(\text{Falências}_{t-4})$  foi significativa ao nível de 1% e que apresentou sinal negativo, demonstrando que uma variação de 1% no número de falências em quarto períodos atrás reduz em 0,21% o número de pedidos de falência no período  $t$ .

De forma contrária, a variável  $\text{IPCA}_{t-2}$ , que representa o nível de inflação do País, não apresentou relação estatística com a variável endógena da pesquisa, resultado contrário ao da literatura que foi evidenciado pelas pesquisas de Altman (1983), Mensah (1984) e Wadhvani (1986), entretanto, em linha com o resultado apresentado no estudo de Ege e Sayilgan (2020), o qual não identificou uma relação da inflação com o número de pedidos de falência das empresas instaladas na Turquia. É importante destacar que tal variável apresentou sinal negativo em relação ao número de falências, e que, segundo Altman (1983), as elevações na inflação podem afetar positivamente a propensão de uma empresa sobreviver no curto prazo, devido à necessidade de ampliação do negócio para atender à demanda do mercado.

Já a variável  $\text{Selic}_{t-2}$ , que representa a taxa de juros básica do País, foi estatisticamente significativa ao nível de 5% e apresentou sinal positivo, demonstrando que uma elevação de um ponto percentual na taxa de juros eleva em 0,25% o número de pedidos de falência. Tal resultado está em linha com a literatura, no sentido de que elevações na taxa de juros podem alterar drasticamente os custos de empréstimos e a produção das companhias, impactando diretamente a continuidade de suas atividades (Altman, 1983; Gordon, 1988; Ece; Sayilgan, 2020). Para Omar (2008), as altas taxas de juros têm efeitos perversos para o crescimento do País e para a estabilidade econômica.

Da mesma forma, a variável  $\text{Log}(\text{Nascimento}_{t-1})$ , que representa o logaritmo natural da quantidade de novas empresas abertas no País, foi estatisticamente significativa ao nível de 1% e apresentou sinal positivo, demonstrando que uma variação de 1% no número de novas empresas eleva em 0,36% o número de pedido de falência, sendo as empresas novas mais vulneráveis à não continuidade dos negócios (Altman, 1983).

A variável  $\text{Log}(\text{Ibovespa}_{t-1})$ , que corresponde ao logaritmo natural dos pontos da Ibovespa, foi estatisticamente significativa ao nível de 10% e apresentou sinal negativo, demonstrando que uma elevação de 1% na cotação do índice Ibovespa reduz em 0,19% o número de falência das empresas, mesma evidência encontrada nos estudos de Altman (1983) e Bastos *et al.* (2009), ao verificarem uma relação negativa entre o desempenho do mercado de ações e a falência das firmas. Já a variável  $\text{Log}(\text{PIB}_{t-4})$ , que representa o Produto Interno Bruto do País, não foi estatisticamente significativa e apresentou sinal negativo do coeficiente, resultado contrário ao esperado conforme literatura.

Por fim, a variável  $\text{Log}(\text{Oferta Monetária}_t)$ , que se refere ao logaritmo natural da disponibilidade monetária para concessão de empréstimos no País, foi estatisticamente significativa ao nível de 1% e apresentou sinal negativo, demonstrando que uma variação de 1% na oferta monetária reduz em 1,05% o número de pedidos de falência. Tal resultado está em linha com a literatura, ao evidenciar que em períodos de aumento da oferta monetária e disponibilidade de crédito, a probabilidade de falência das firmas se reduz (Salman *et al.*, 2011; Ece; Sayilgan, 2020).

Como testes adicionais, foram analisados os impactos dos fatores macroeconômicos no número de pedidos de falência separados por porte e segmento das empresas, conforme resultados apresentados nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5 – Resultados das regressões considerando o número de pedidos de falência por porte das empresas

Número de falências	Porte das empresas					
	Micro e Pequenas		Médias		Grandes	
	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor
$\text{Log}(\text{Falências}_{t-4})$	-0,1760	0,027**	-0,0718	0,383	-0,1294	0,155
$\text{IPCA}_{t-2}$	-0,0631	0,245	-0,0622	0,388	-0,0453	0,607
$\text{Selic}_{t-2}$	0,3318	0,006***	-0,1264	0,432	0,3769	0,059*
$\text{Log}(\text{Nascimento}_{t-1})$	0,3244	0,005***	0,4078	0,007***	0,5238	0,005***
$\text{Log}(\text{Ibovespa}_{t-1})$	0,0294	0,803	-0,4584	0,004*	-0,6462	0,001***
$\text{Log}(\text{PIB}_{t-4})$	-0,5640	0,001***	0,3589	0,130	1,1658	0,000***
$\text{Log}(\text{Oferta Monetária}_t)$	-0,8023	0,000***	-1,7509	0,000***	-0,8323	0,008***
Constante	12,6321	0,000***	9,4575	0,000***	-6,1393	0,025**
Observações	138		138		138	
R <sup>2</sup>	0,6218		0,6028		0,3476	
R <sup>2</sup> ajustado	0,6015		0,5814		0,3125	
Residual Std. Erro	0,2048		0,2728		0,3328	
Estatística F	30,54***		28,18***		9,89***	
<i>Diagnóstico dos modelos econométricos</i>						
Breusch-Pagan-Godfrey	p-valor = 0,015		p-valor = 0,463		p-valor = 0,472	
Breusch-Godfrey	p-valor = 0,042		p-valor = 0,014		p-valor = 0,525	
Ramsey RESET	p-valor = 0,038		p-valor = 0,431		p-valor = 0,518	
Jarque-Bera	p-valor = 0,446		p-valor = 0,006		p-valor = 0,000	
VIF	Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10	

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: Nível de significância: \*p<0,1; \*\*p<0,02; \*\*\*p<0,01.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos impactos dos fatores macroeconômicos no número de pedidos de falência separados por porte das empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que as micro e pequenas empresas brasileiras estão mais sensíveis aos fatores macroeconômicos do que as empresas de médio e grande porte. Especificamente, as elevações na taxa básica de juros influenciam positivamente o número de pedidos de falência das micro e pequenas empresas, em que uma variação de 1% na Selic em dois períodos atrás eleva em 0,33% o número de pedidos de falência das empresas de tal porte. Tal resultado está em linha com os achados de Fonseca e Vasconcelos (2003), nos quais evidenciaram que as empresas de pequeno porte estão mais vulneráveis às oscilações da taxa básica de juros.

Da mesma forma, as micro e pequenas empresas estão mais sensíveis às elevações no Produto Interno Bruto (PIB) do que as médias empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que uma variação de 1% no PIB em quatro períodos passados diminui em 0,56% o número de pedidos de falência das micro e pequenas empresas, efeito reverso encontrado para as firmas de grande porte – uma variação de 1% no PIB em quatro períodos passados eleva em 1,17% o número de pedidos de falência de empresas de grande porte.

Além disso, as empresas de grande porte estão mais sensíveis às variações da cotação do índice Ibovespa do que as micro, pequenas e médias empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que uma elevação de 1% na cotação do índice Ibovespa em um período passado diminui em 0,65% o número de pedidos de falência das grandes empresas. Tal comportamento pode ser justificado devido à maior parte das empresas listadas na B3 serem de grande porte.

Ademais, conforme resultados apresentados na Tabela 5 e com 1% de significância, todos os portes estão sensíveis de forma positiva às elevações da oferta monetária, sendo evidenciado que

uma variação de 1% na oferta monetária de forma contemporânea minimiza em 0,80%, 1,75% e 0,83% o número de pedidos de falência das micro e pequenas, médias e grandes empresas, respectivamente. Tal resultado está em linha com os achados da literatura internacional e nacional.

É importante destacar que o modelo econométrico utilizado para as micro e pequenas empresas foi sensível aos testes de presença de heterocedasticidade, de autocorrelação e de especificidade; de forma contrária, os modelos econométricos para as médias e grandes empresas foram especificados de forma correta e não foi detectada a presença de autocorrelação das variáveis, além dos resíduos das regressões serem classificados como homocedásticos, conforme resultados apresentados na Tabela 5.

A Tabela 6 apresenta os resultados dos impactos dos fatores macroeconômicos no número de pedidos de falência por segmento de atuação das empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que todos os segmentos estão sensíveis de forma positiva às elevações da oferta monetária – uma elevação de 1% na oferta monetária de forma contemporânea minimiza em 1,51%, 1,49% e 0,59% o número de pedidos de falência das empresas com atuação no comércio, indústria e serviços, respectivamente.

Tal resultado está em linha com os achados de Pereira *et al.* (2022), nos quais evidenciaram que a oferta de moeda está entre os fatores determinantes mais importantes que explicam as variações das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados por empresas brasileiras, demonstrando que a oferta de crédito incentiva a produção nacional e a sua comercialização para outros países.

Tabela 6 – Resultados das regressões considerando o número de pedidos de falência por segmento das empresas

Número de falências	Segmento de atuação das empresas					
	Comércio		Indústria		Serviços	
	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor
$\text{Log}(\text{Falências}_{t-4})$	-0,0236	0,778	-0,2270	0,005***	-0,1324	0,117
$\text{IPCA}_{t-2}$	-0,0906	0,243	-0,0937	0,152	-0,0361	0,556
$\text{Selic}_{t-2}$	0,1311	0,446	0,2234	0,123	0,2916	0,035**
$\text{Log}(\text{Nascimento}_{t-1})$	0,4071	0,014**	0,3030	0,013**	0,4760	0,000***
$\text{Log}(\text{Ibovespa}_{t-1})$	0,1287	0,422	-0,3842	0,006***	-0,3068	0,026**
$\text{Log}(\text{PIB}_{t-4})$	-0,0920	0,696	0,1575	0,435	0,0360	0,872
$\text{Log}(\text{Oferta Monetária}_t)$	-1,5051	0,000***	-1,4830	0,000***	-0,5897	0,007***
Constante	7,6074	0,007***	12,4728	0,000***	5,1137	0,010**
Observações	138		138		138	
R <sup>2</sup>	0,5710		0,6826		0,3234	
R <sup>2</sup> ajustado	0,5479		0,6655		0,2870	
Residual Std. Erro	0,2920		0,2453		0,2325	
Estatística F	24,72***		39,95***		8,87***	
<i>Diagnóstico dos modelos econométricos</i>						
Breusch-Pagan-Godfrey	p-valor = 0,000		p-valor = 0,312		p-valor = 0,055	
Breusch-Godfrey	p-valor = 0,487		p-valor = 0,140		p-valor = 0,105	
Ramsey RESET	p-valor = 0,107		p-valor = 0,783		p-valor = 0,035	
Jarque-Bera	p-valor = 0,040		p-valor = 0,004		p-valor = 0,424	
VIF	Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10	

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: Nível de significância: \*p<0,1; \*\*p<0,02; \*\*\*p<0,01.



Ademais, as variações na cotação do índice Ibovespa impactam mais o número de pedidos de falência das empresas com atuação nos segmentos da indústria e de serviços do que das empresas que atuam no ramo de comércio. Tal comportamento pode ser justificado pela maior quantidade das empresas listadas na B3 atuarem justamente nos segmentos da indústria e de serviços.

Além disso, é possível verificar que as empresas que prestam serviços estão mais vulneráveis às oscilações da taxa básica de juros do que as demais firmas que atuam em outros segmentos – uma elevação de 1% na taxa Selic em dois períodos atrás eleva em 0,29% o número de pedidos de falência das empresas com atuação na prestação de serviços.

É importante destacar que os modelos econométricos utilizados para as empresas com atuação nos segmentos de comércio e serviços foram sensíveis aos testes de presença de heterocedasticidade e de especificidade do modelo; de forma contrária, o modelo econométrico para as empresas com atuação no segmento da indústria foi especificado de forma correta e não foi detectada a presença de autocorrelação das variáveis, além de os resíduos das regressões serem classificados como homocedásticos, conforme resultados apresentados na Tabela 6.

## 5 CONCLUSÃO

De forma geral, os resultados indicam que a taxa básica de juros e a abertura de novas empresas têm relação positiva com a quantidade de pedidos de falência das firmas brasileiras. Já a cotação do índice Ibovespa e a oferta monetária estão associadas negativamente com o número de pedidos de falência requeridos. Além disso, foi evidenciado que as micro e pequenas empresas estão mais sensíveis aos fatores macroeconômicos do que as empresas de médio e grande porte, e que baixas taxas de juros e maiores ofertas de crédito influenciam positivamente a continuidade das empresas brasileiras, principalmente as micro e pequenas empresas e as empresas com atuação no ramo de serviços.

Diante de tais resultados, conclui-se que baixas taxas de juros e maiores ofertas de crédito influenciam positivamente a sobrevivência das empresas brasileiras, impactando o desenvolvimento da economia local, cenário diverso do momento atual, em que a taxa básica de juros está superando as duas casas desde fevereiro de 2022, e está se desenhando um possível cenário de redução da oferta de crédito por parte das instituições financeiras, influenciado pela alavancagem das firmas e pelo caso da recuperação judicial das Lojas Americanas, que gerou prejuízos bilionários para vários bancos nacionais, além da situação das Lojas Marisa, a qual está em processo de repactuação da dívida bancária que supera a casa dos 40 bilhões de reais.

Esses resultados têm implicações significativas para a economia do Brasil, fornecendo evidências de que as decisões do Bacen e da política monetária interferem nos fatores macroeconômicos e, conseqüentemente, no encerramento das atividades das empresas, impactando o crescimento econômico. Diante disso, sugere-se que as autoridades se concentrem na promoção de incentivos econômicos que estimulem o crescimento do PIB e na concessão de crédito acompanhada da redução da taxa de juros básica, para proporcionar uma estabilidade macroeconômica e favorecer o crescimento da economia local.

Além de tais implicações, espera-se que os resultados desta pesquisa ampliem os achados da literatura nacional que investigam os fatores que impactam a gestão das firmas, ao fornecer evidências dos impactos dos fatores macroeconômicos na continuidade das empresas brasileiras de todos os portes e segmentos.

Entende-se como limitação da pesquisa a não inclusão de variáveis de controle em nível firma para abranger os impactos dos fatores internos no encerramento das empresas. Como pesquisas futuras, sugere-se investigar a relação entre os fatores macroeconômicos e a dificuldade financeira das empresas brasileiras com diferentes estruturas de capital, além de realizar um comparativo

entre os indicadores de diferentes estados, identificando qual estado ou região do Brasil absorve o maior impacto dos fatores macroeconômicos na perspectiva de falência das empresas.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, F. D.; DIVINO, J. A. Risco de crédito e as políticas monetárias convencional e não convencional: o caso brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 23, n. 4, p. 27-52, 2019.
- ALTMAN, E. I. Why businesses fail. **Journal of Business Strategy**, v. 3, n. 4, p. 15-21, 1983.
- ALTMAN, E. I. *et al.* Financial distress prediction in an international context: a review and empirical analysis of Altman's Z-Score Model, **Journal of International Financial Management and Accounting**, v. 28, p. 131-171, 2017.
- ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 14. ed. São Paulo: Atlas, 2018.
- BALTAR, P. **Crescimento da economia e mercado de trabalho no Brasil**. Brasília, DF: IPEA, 2015. Disponível em: <https://econpapers.repec.org/paper/ipeipetds/2036.htm>. Acesso em: 1 dez. 2021.
- BASTOS, D. D.; NAKAMURA, W. T.; BASSO, L. F. C. Determinantes da estrutura de capital das companhias abertas na América Latina: um estudo empírico considerando fatores macroeconômicos e institucionais. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 10, n. 6, p. 47-77, 2009.
- BACEN - BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxa Selic**. 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/taxaselic>. Acesso em: 22 nov. 2021.
- BACEN - BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Estatísticas Monetárias e de Crédito**. 2022. Disponível em: [https://www.bcb.gov.br/content/estatisticas/hist\\_estatisticasmonetariascredito/202201\\_Texto\\_de\\_estatisticas\\_monetarias\\_e\\_de\\_credito.pdf](https://www.bcb.gov.br/content/estatisticas/hist_estatisticasmonetariascredito/202201_Texto_de_estatisticas_monetarias_e_de_credito.pdf). Acesso em: 01 mar. 2022.
- BHUIYAN, E. M.; CHOWDHURY, M. Macroeconomic variables and stock market indices: Asymmetric dynamics in the US and Canada. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 77, p. 62-74, 2020.
- CARDOSO, V. R. D. S.; PINHEIRO, M. C. Influência da recessão e das variáveis macroeconômicas sobre a estrutura de capital setorial. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 31, p. 392-408, 2020.
- CEYLAN, I. E. The Impact of Firm-Specific and Macroeconomic Factors on Financial Distress Risk: A Case Study from Turkey. **Universal Journal of Accounting and Finance**, v. 9, n. 3, p. 506-517, 2021.
- COSTA FILHO, A. E. Incerteza e atividade econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 3, p. 421-453, 2014.
- DOS SANTOS, R. C. O conceito de inflação na "Teoria Geral". **Estudos Econômicos**, v. 32, n. 3, p. 441-464, 2002.

- ECE, A.; SAYILGAN, G. Macroeconomic determinants of financial distress in turkey: An econometric analysis. **Australasian Accounting, Business and Finance Journal**, v. 14, n. 5, p. 86-107, 2020.
- EGBUNIKE, C. F.; OKEREKEOTI, C. U. Macroeconomic factors, firm characteristics and financial performance: A study of selected quoted manufacturing firms in Nigeria. **Asian Journal of Accounting Research**, v. 3, n. 2, p. 142-168, 2018.
- FERREIRA, L. F. F. *et al.* Análise quantitativa sobre a mortalidade precoce de micro e pequenas empresas da cidade de São Paulo. **Revista Gestão & Produção**, v. 19, n. 4, p. 811-823, 2013.
- FONSECA, M. W.; VASCONCELOS, M. R. Política monetária: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e Estados do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 4, p. 532-561, 2003.
- GORDON, R. J. The role of wages in the inflation process. **The American Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 276-283, 1988.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.
- HABIB, A. *et al.* Determinants and consequences of financial distress: review of the empirical literature. **Accounting & Finance**, v. 60, p. 1023-1075, 2020.
- KROM, V.; FELIPPE, M. C. Fatores da mortalidade de pequenas e médias empresas. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 1, n.1, p. 3-19, 2005.
- LIBERATO, L. **Pedidos de falência avançam 12,7% em 2020**. Boa Vista, 2021. Disponível em: <https://www.boavistaservicos.com.br/blog/releases/pedidos-de-falencia-avancam-127-em-2020/>. Acesso em: 18 dez. 2021.
- LIU, D.-K.; SMITH, M. Macroeconomic Variables and Financial Distress. **Journal of Accounting, Business & Management**, v. 14, p. 17-31, 2007.
- LIU, J. Business failures and macroeconomic factors in the UK. **Bulletin of Economic Research**, v. 61, n. 1, p. 47-72, 2009.
- LIU, J.; WILSON, N. Corporate failure rates and the impact of the 1986 insolvency act: An econometric analysis. **Managerial Finance**, v. 28, n. 6, p. 61-71, 2002.
- MACHADO, M. E. R.; CERETTA, P. S.; VIEIRA, K. M. A relação entre as variáveis macroeconômicas e a concessão de crédito no mercado imobiliário brasileiro. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, v. 4, n. 3, p. 64-84, 2014.
- MENDOZA, J. L. Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en Perú. **Cuadernos de Economía**, v. 40, n. 83, p. 403-430, 2021.
- MENSAH, Y. M. An examination of the stationarity of multivariate bankruptcy prediction models: A methodological study. **Journal of Accounting Research**, p. 380-395, 1984.
- NINH, B. P. V.; THANH, T. D.; HONG, D. V. Financial distress and bankruptcy prediction: An appropriate model for listed firms in Vietnam. **Economic Systems**, v. 42, n. 4, p. 616-624, 2018.
- OLIVEIRA, A. C. S. *et al.* Análise dos efeitos das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações brasileiras de mel. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 3, p. 61-78, 2015.

- OMAR, J. H. D. Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, n. 3, p. 463-490, 2008.
- PANDINI, J.; STÜPP, D. R.; FABRE, V. V. 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**, v. 17, n. 51, 2018.
- PEREIRA, P. A. R. *et al.* Política monetária: exportações do Brasil e do Estado de Minas Gerais. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 53, n. 2, p. 90-108, 2022.
- SALMAN, A. K.; FRIEDRICH, Y. V.; SHUKUR, G. The determinants of failure of small manufacturing firms: Assessing the macroeconomic factors. **International Business Research**, v. 4, n. 3, p. 22-32, 2011.
- SALMAN, A.; FUCHS, M.; ZAMPATTI, D. Assessing risk factors of business failure in the manufacturing sector: a count data approach from Sweden. **International Journal of Economics, Commerce and Management**, v. 3, n. 9, p. 42-62, 2015.
- SERASA EXPERIAN. **Brasil encerra 2018 com 5,3 milhões de micro e pequenas empresas inadimplentes, revela Serasa**. Serasa experian, 2019. Disponível em: <https://www.serasaexperian.com.br/sala-de-imprensa/serasa-empendedor/brasil-encerra-2018-com-53-milhoes-de-micro-e-pequenas-empresas-inadimplentes-revela-serasa/>. Acesso em: 26 fev. 2022.
- SERASA EXPERIAN. **Ir à falência: veja os principais motivos e como evitá-los**. Serasa experian, 2020. Disponível em: <https://empresas.serasaexperian.com.br/blog/ir-a-falencia-veja-os-principais-motivos-e-como-evita-los/>. Acesso em: 16 dez. 2021.
- TINOCO, M. H.; WILSON, N. Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables. **International Review of Financial Analysis**, v. 30, p. 394-419, 2013.
- WADHWANI, S. B. Inflation, bankruptcy, default premia and the stock market. **The Economic Journal**, v. 96, n. 381, p. 120-138, 1986.