



**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE GOIÁS
ESCOLA DE DIREITO, NEGÓCIOS E COMUNICAÇÃO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

KENZO SABINO JESUS BRITO

Impacto das variáveis macroeconômicas no sistema financeiro brasileiro (2005 a 2024): uma análise utilizando modelo ARDL.

**GOIÂNIA-GO
Dezembro/2025**

KENZO SABINO JESUS BRITO

Impacto das variáveis macroeconômicas no sistema financeiro brasileiro (2005 a 2024): uma análise utilizando modelo ARDL.

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Goiás, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Leão.

GOIÂNIA-GO

Dezembro/2025

KENZO SABINO JESUS BRITO

2022.1.0021.0049-0

Impacto das variáveis macroeconômicas no sistema financeiro brasileiro (2005 a 2024): uma análise utilizando modelo ARDL.

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Goiás, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Leão

Membro: Prof. Ms. Gesmar José Vieira

Membro: Profa. Ms. Neide Selma do Nascimento Oliveira Dias

GOIÂNIA-GO

Dezembro/2025

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus, pela saúde, força e sabedoria que me permitiram chegar até aqui.

A minha mãe e minha avó e todos meus familiares que foram peças fundamentais na minha formação que me apoiaram a todo momento nessa trajetória, por mais que em muitos momentos estávamos distantes por causa da rotina se preocupavam e sempre demonstravam que estavam ali próximo para me ajudar.

Ao professor Gesmar José Vieira, que através de seus conselhos e conversas ao longo do curso teve um papel de grande importância na minha trajetória dentro da universidade, na construção do meu conhecimento e no crescimento pessoal. Cada dúvida que me ajudou a esclarecer teve grande importância no meu desenvolvimento pessoal.

Ao meu orientador Carlos Leão, o qual tive muitas conversas ao longo do curso solucionando dúvidas, foi meu orientador de pesquisa e agradeço imensamente por ter me convidado para ser monitor da matéria de Econometria de Séries Temporais, matéria que teve grande influência para a escolha tanto da metodologia abordada quanto do tema.

A professora Neide Selam do Nascimento Oliveira Dias, foi minha orientadora por quatro semestre enquanto eu era monitor de Matemática Financeira, matéria a qual teve grande influência para que eu viesse trabalhar no mercado financeiro.

Sou imensamente grato a todos os professores que ajudou na construção do meu conhecimento. E espero, sinceramente, que este seja apenas o começo de uma caminhada que traga orgulho não apenas para mim, mas também para vocês, que levo comigo como verdadeiros mentores e inspiração!!!

RESUMO

Este estudo analisa os impactos das variáveis macroeconômicas sobre o Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) entre 2005 e 2024, utilizando o ÍNDICE BM&BOVESPA FINANCEIRO (IFNC) como variável dependente. Para investigar essa relação, aplica-se o modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL), que permite avaliar efeitos de curto e longo prazo entre séries com diferentes ordens de integração. As variáveis explicativas incluem Selic, Produção Industrial, PIB, Taxa de Desemprego, Ibovespa, Endividamento das Famílias, IPCA, Câmbio e Saldo de Poupança. Os resultados mostram que o IFNC reage fortemente a movimentos de curto prazo das variáveis, especialmente às variações do Ibovespa, além de apresentar influência significativa da Produção Industrial, da Taxa de Desemprego e da Selic. O termo de correção de erro indica velocidade de ajustamento modesta, sugerindo que o sistema financeiro absorve choques gradualmente. Os testes de estabilidade confirmam a adequação do modelo.

Palavras-chave: Sistema Financeiro. ARDL. Variáveis macroeconômicas.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos, análise de 2005 a 2024 do SFB:36

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Resultados da estimação do modelo ARDL selecionado pelo critério de informação de Akaike (AIC), tendo o IFNC como variável dependente, análise de 2005 a 2024 do SFB:	31
Tabela 2 - Teste de Breusch-Godfrey para detecção de autocorrelação serial nos resíduos do modelo ARDL estimado análise de 2005 a 2024 do SFB:	32
Tabela 3 - Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey, aplicado com o intuito de verificar se os resíduos do modelo ARDL apresentam variância constante ao longo da amostra, análise de 2005 a 2024 do SFB:	34
Tabela 4 - Primeira saída do Teste de cointegração das variáveis macroeconômicas, análise de 2005 a 2024 do SFB:	38
Tabela 5 - Segunda parte da saída Teste de cointegração das variáveis macroeconômicas, análise de 2005 a 2024 do SFB:	39
Tabela 6 - Terceira parte da saída Teste de cointegração das variáveis macroeconômicas, análise de 2005 a 2024 do SFB:	40
Tabela 7- Modelo ARDL por meio da regressão com termo de correção de erro (ECM), análise de 2005 a 2024 do SFB:	41

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Ações que compõem o IFNC e o respectivo percentual de representação dentro do índice, o conjunto de ativos:	15
--	----

LISTA DE SIGLAS

ARDL	Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas
B3	Brasil Bolsa Balcão
BACEN	Banco Central do Brasil
BDRs	Brazilian Depositary Receipts
CAMB	Câmbio
ECM	Mecanismo de Correção de Erro
EMBI+	Índice de Títulos de Mercados Emergentes Plus
ENDF	Endividamento das Famílias
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBOV	Índice Bovespa
IFNC	Índice BM&Bovespa Financeiro
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IPI	Imposto sobre Produtos Industrializados
NME	Nova Matriz Econômica
PIB	Produto Interno Bruto
PRODI	Produção Industrial
SALDP	Saldo da Poupança
SELIC	Taxa Base de Juros
SFB	Sistema Financeiro Brasileiro
TDES	Taxa de Desemprego

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	11
1 O SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO	13
1.1 ÍNDICE BM&BOVESPA FINANCEIRO (IFNC)	14
1.2 FATOS ESTILIZADOS DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO (2005 A 2024) 17	
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	21
2.1 ANÁLISE DE ESTRESSE NO SISTEMA FINANCEIRO	21
2.2 VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E CHOQUE NO SISTEMA FINANCEIRO...	23
3 METODOLOGIA	27
3.1 MODELOS AUTORREGRESSIVOS E DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS.....	27
3.2 ANÁLISE DE RESULTADOS	30
CONCLUSÃO.....	44
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	46

INTRODUÇÃO

A análise dos choques causados por variáveis macroeconômicas sobre o Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) constitui instrumento essencial para avaliar a capacidade da economia de absorver oscilações provenientes de cenários adversos, internos ou externos. Nesse contexto, compreender como o sistema financeiro reage às alterações nas condições macroeconômicas torna-se fundamental para mensurar sua resiliência, identificar vulnerabilidades e orientar decisões de política econômica.

Entre 2005 e 2024, o SFB foi submetido a sucessivos choques que marcaram profundamente a dinâmica financeira e real da economia brasileira, tais como o boom das commodities, a crise financeira internacional de 2008, a recessão de 2015–2016, a pandemia de COVID-19 e as recentes mudanças na política fiscal. Esses episódios alteraram de maneira significativa as expectativas dos agentes, o nível de atividade econômica, o comportamento do mercado de capitais e a condução da política monetária, tornando indispensável uma investigação quantitativa capaz de capturar a forma como tais eventos impactaram o setor financeiro ao longo do tempo.

Para este estudo, utiliza-se como proxy do Sistema Financeiro Brasileiro o ÍNDICE BM&BOVESPA FINANCEIRO (IFNC), composto majoritariamente por instituições financeiras listadas na B3. A escolha do IFNC justifica-se por refletir, de maneira consistente, o comportamento agregado das principais instituições financeiras do país e sua sensibilidade às oscilações macroeconômicas. Como variáveis macroeconômicas a SELIC, a Produção Industrial, o PIB, o Desemprego, o IBOV, o Endividamento das Famílias, o IPCA, o Câmbio e o Saldo da Poupança, dada sua relevância para a dinâmica econômica nacional.

Metodologicamente, o estudo emprega o Modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL), adequado à análise de séries temporais com diferentes ordens de integração e capaz de estimar relações de curto e longo prazo entre as variáveis. Complementarmente, são aplicados testes de limites para detecção de cointegração e o modelo com termo de correção de erro (ECM), que permite verificar a velocidade com que o sistema financeiro retorna ao equilíbrio após sofrer choques macroeconômicos. Essa abordagem possibilita identificar tanto os impactos imediatos quanto o comportamento ajustado do IFNC diante das oscilações macroeconômicas no período analisado.

Os resultados obtidos contribuem para a compreensão da resiliência do SFB, permitindo avaliar quais variáveis exercem maior influência sobre seu comportamento, em que magnitude ocorrem os impactos e como o sistema reage a períodos de instabilidade. Dessa forma, o estudo

oferece subsídios importantes para a formulação de políticas públicas voltadas à estabilidade financeira, mitigação de riscos sistêmicos e fortalecimento da estrutura econômica brasileira, colaborando para a construção de um sistema mais robusto e capaz de enfrentar choques futuros.

Esse trabalho é dividido em três capítulos e a conclusão sendo o primeiro capítulo O Sistema Financeiro Brasileiro, que fundamenta quais são sua composição e a forma que é estruturado, segundo capítulo Revisão Bibliográfica, que irá trazer trabalhos que justifique e fundamentam as discussões que ocorre no trabalho e o terceiro e a Metodologia que irá explicar e detalhar como se foi obtidos as informações e discutirá os resultados obtidos, por fim encerrando com a conclusão.

1 O SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO

O Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) é formado por um conjunto de entidades e instituições que promovem a intermediação financeira, isto é, o encontro entre credores e tomadores de recurso de uma economia. O SFB representa as conexões econômicas responsáveis por criar estabilidade a partir da oferta e demanda de capital. Esses fluxos são regidos pela livre operação do mercado, entretanto, também existem ações coordenadas pelos agentes reguladores da economia, como o Banco Central do Brasil (BACEN), que atua por meio da política monetária. E por outro lado, pode-se ter o governo intervindo com a utilização de políticas sociais e fiscais.

Dentro do SFB, é possível dividir os agentes em dois grandes grupos, os superavitários e os deficitários, responsáveis pela circulação dos recursos e liquidez do sistema. Sua estrutura é complexa, composta por instituições bancárias, fundos de investimento, seguradoras e demais intermediários financeiros. Essa composição reflete a capacidade da economia de sustentar o crescimento, administrar riscos e responder às mudanças que são ocasionadas por choque das variáveis macroeconômicas.

Portanto, estudar o comportamento do SFB é fundamental para compreender a dinâmica do funcionamento da economia brasileira, bem como a forma como ela se reorganiza diante dos choques externos e internos provocados pelas variáveis macroeconômicas.

O estudo da resiliência do Sistema Financeiro diante de eventos anormais tornou-se uma das principais preocupações das autoridades monetárias e dos formuladores de políticas econômicas. A utilização de modelos quantitativos começou a ganhar relevância na década de 1990, sendo consolidada apenas após a crise de 2008.

Após a crise do subprime, os testes de estresse passaram a ser considerados instrumentos fundamentais para avaliar a vulnerabilidade e a capacidade de adaptação da economia. Instituições como o Banco de Compensações Internacionais (BIS) e o Fundo Monetário Internacional (FMI) passaram a recomendar que as entidades responsáveis realizasse análises por meio de modelos quantitativos, a fim de avaliar a resiliência do sistema financeiro, inicialmente o teste de estresse que era usado apenas em carteiras de ativos de instituições isoladas, passou a ser um instrumento importante para a supervisão bancária e a supervisão de sistemas financeiro ao redor do mundo, sendo utilizados como sinalizadores de possíveis oscilações abruptas que poderá ocorrer a um período próximo.

1.1 ÍNDICE BM&BOVESPA FINANCEIRO (IFNC)

Neste estudo será utilizado como proxy o ÍNDICE BM&BOVESPA FINANCEIRO (IFNC), da Brasil Bolsa Balcão (B3), será um representante do SFB, pelo fato de que não há um indicador específico que o represente, a sua utilização é justificável pela sua composição. Para fins de análise dos impactos provocados pelas variáveis macroeconômicas será utilizado o modelo econométrico, Modelos Autorregressivos e de Defasagens Distribuídas (ARDL).

O Modelo ARDL nesse estudo será utilizado para analisar o estresse causado pelas variáveis macroeconômicas no SFB, esse modelo evidencia as reações de curto e longo prazo da variável dependente a mudanças unitárias no valor de uma ou mais variáveis explanatórias (GUJARATI, 2011).

O IFNC é formado por ativos listados na B3, não incluindo *Brazilian Depositary Receipts* (BDRs), nem ações de companhias em recuperação judicial ou extrajudicial, sob regime especial de administração temporária, em intervenção, ativos classificados como *Penny Stocks* ou negociadas em qualquer outra situação especial. São elegíveis ativos pertencentes aos setores de intermediários financeiros, serviços financeiros diversos, previdência e seguros, os ativos têm uma representatividade na formação do índice não sendo uma distribuição igual para todos, alguns ativos representarão um percentual maior que o outro em referência ao índice.

Além disso, as ações devem figurar entre os 99% mais negociados e apresentar presença em pregão de, no mínimo, 95% no período de vigência das três carteiras anteriores.

A análise do SFB por meio do IFNC revela-se ser adequado para estudar as oscilações decorrentes de variáveis macroeconômicas na economia nacional. Ainda que apresente limitações importantes, o índice não considera, por exemplo, cooperativas de crédito, fintechs de grande relevância ou instituições não listadas em bolsa, que também desempenham papel central no sistema financeiro brasileiro (IPEA, 2022). Reconhecer tais limitações é essencial para interpretar as informações obtidas com cautela e contextualizar as conclusões do estudo.

A escolha do IFNC como representante do SFB justifica-se por sua composição, que reúne ativos representativos dos principais segmentos do setor financeiro e exclui companhias em situações especiais que poderiam distorcer os resultados. Isto permite acompanhar, de forma consistente, o desempenho agregado das instituições financeiras listadas na B3, oferecendo um retrato da sensibilidade do sistema às mudanças econômicas.

Quadro 1 - Ações que compõem o IFNC e o respectivo percentual de representação dentro do índice, o conjunto de ativos:

IFNC – Carteira no Dia 11/09/2025						
Código	Ação	Tipo			Qte. Teórica	Participação (%)
ITUB4	Itaú Unibanco	PN		N1	2.021.254.137	18,27
B3SA3	B3	ON	ATZ	NM	5.196.371.458	16,08
BBDC4	Bradesco	PN	EJ	N1	3.986.642.534	16,05
BPAC11	BTGP Banco	UNT		N2	1.404.794.900	15,29
BBAS3	Brasil	ON		NM	2.842.496.541	14,96
BBSE3	BB Seguridade	ON		NM	616.186.808	4,77
BBDC3	Bradesco	ON	EJ	N1	1.145.734.512	3,94
SANB11	Santander Br	UNT			360.347.199	2,47
PSSA3	Porto Seguro	ON		NM	181.016.454	2,18
CXSE3	Caixa Seguridade	ON		NM	600.000.000	2,04
ITUB3	Itaú Unibanco	ON		N1	169.550.294	1,37
IRBR3	IRB Brasil	ON		NM	81.838.787	0,90
BRSR6	Banrisul	PNB		N1	202.536.440	0,57
BPAN4	Banco Pan	PN		N1	270.610.980	0,52
ABCB4	ABC Brasil	PN		N2	74.945.442	0,40
BRBI11	BR Partinners	UNT		N2	47.238.057	0,20
Quantidade teórica Total					19.201.564.543	100
Redutor					26.820.672,76	

Fonte: B3 (2025). Elaborada pelo autor.

O modelo ARDL foi escolhido por apresentar características que o tornam particularmente adequado à proposta deste estudo. Sua principal vantagem reside na capacidade de estimar relações de curto e longo prazo entre variáveis, mesmo quando estas possuem diferentes ordens de integração (I (0) e I (1)). Além disso, o modelo mostra maior eficiência em amostras pequenas e oferece resultados consistentes sem a necessidade de que todas as séries sejam estacionárias, diferindo dos métodos de cointegração tradicionais desenvolvidos por Engle e Granger (1987) e Johansen (1991). Dessa forma, sua aplicação mostra-se mais apropriada para analisar a dinâmica entre as variáveis macroeconômicas e o sistema financeiro no contexto proposto por este trabalho.

Este estudo tem como foco a análise dos impactos observados no Sistema Financeiro Brasileiro ao longo do período de 2005 a 2024. Para isso, serão utilizadas como variáveis macroeconômicas a SELIC, a Produção Industrial, o PIB, o Desemprego, o IBOV, o Endividamento das Famílias, o IPCA, o Câmbio e o Saldo da Poupança, selecionadas por sua relevância para a dinâmica econômica nacional. O índice IFNC, por sua vez, será empregado como variável representativa do Sistema Financeiro Brasileiro, permitindo avaliar de forma consistente a sensibilidade do setor às oscilações das variáveis explicativas.

Os principais agentes do Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) são os bancos, os fundos de investimento e seguradoras, que desempenham papéis específicos dentro da estrutura financeira nacional. Em períodos de crise, observa-se uma diferença significativa no comportamento entre bancos públicos e privados. Os bancos públicos tendem a adotar uma postura anticíclica, ampliando a oferta de crédito e a base monetária com o objetivo de mitigar os efeitos negativos da recessão. Em contrapartida, os bancos privados seguem, em geral, uma lógica pró-cíclica, restringindo a concessão de crédito e elevando as exigências para novos financiamentos, o que pode agravar a contração econômica e intensificar os impactos da crise.

Enquanto a expansão do crédito que ocorreu na economia brasileira entre meados de 2003 e 2008 foi protagonizado pelos grandes bancos privados, no período posterior à deflagração da crise global de 2008, esse processo foi comandado pelos bancos públicos, ou seja, Banco do Brasil (BB) e, principalmente, Caixa Econômica Federal (CEF) (Santos, 2017, p 27).

Para compreender como o IFNC reflete as oscilações do SFB, torna-se necessário analisar os fatos estilizados da economia brasileira no período de 2005 a 2024. O objetivo não é descrever detalhadamente todos os eventos, mas observar como as variáveis macroeconômicas impactaram o SFB.

Em 1999, diante de uma grave crise de balanço de pagamentos, que mais uma vez confirmou a tendência à sobre apreciação cíclica e crônica da taxa de câmbio, o governo FHC, em acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), adotou o câmbio flutuante, a política de metas de inflação e uma meta de superávit primário que estabilizasse a relação da dívida pública com o Produto Interno Bruto (PIB). E deram para essa nova matriz macroeconômica o título de “tripé”. Bresser-Pereira (2013, p. 23).

Dessa forma, a análise dos fatos estilizados da economia brasileira entre 2005 e 2024 permite compreender o ambiente macroeconômico no qual o IFNC se desenvolveu. A observação de Bresser-Pereira (2013) sobre a adoção do câmbio flutuante, das metas de inflação e do superávit primário o chamado “tripé macroeconômico” fornece um referencial importante para entender o contexto institucional do período. Esse referencial influenciou a dinâmica do Sistema Financeiro Brasileiro e condicionou sua resposta aos diferentes ciclos econômicos. Dessa forma, compreender o IFNC implica considerar não apenas as oscilações conjunturais, mas também o contexto institucional que moldou a trajetória do SFB no período estudado.

1.2 FATOS ESTILIZADOS DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO (2005 A 2024)

Diante desse histórico, observa-se a ocorrência de eventos com impacto direto sobre o SFB, alternando fases de expansão e recessão. Por esse motivo, uma análise de estresse capaz de observar tanto os efeitos dos períodos de expansão quanto os de retração podem evidenciar o aumento das resistências adquiridas ao longo desses ciclos.

Portanto, a trajetória do SFB entre 2005 e 2024 reflete a alternância entre ciclos de expansão e contração, moldados por fatores internos e externos. O *boom* das *commodities* impulsionou o crescimento inicial, seguido da necessidade de intervenção estatal diante da crise do *subprime*.

Dessa forma, o Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) desenvolveu maior capacidade de resistência a choques, embora ainda se mantenha sensível ao cenário externo, às decisões de política econômica e à condução da política fiscal interna. Esse contexto evidencia a necessidade contínua de adoção de estratégias que reforcem sua resiliência e ampliem sua autonomia, reduzindo a dependência de intervenções estatais para enfrentar períodos de instabilidade.

No início dos anos 2000, a economia brasileira mostrava maior resiliência em comparação a década anterior, em razão dos efeitos positivos da implantação do Plano Real, que proporcionou maior estabilidade monetária. Os canais de transmissão da política monetária estavam mais bem controlados e a preocupação com a inflação decorrente das desvalorizações cambiais já havia sido atenuada (VITORINO, 2019).

Entre 2004 e 2007, o *boom* das *commodities* trouxe ao país um cenário de crescimento acelerado, beneficiando o sistema financeiro em razão do superciclo impulsionado pela demanda chinesa. Esse movimento aumentou a segurança econômica por meio de formação de reservas internacionais, fortalecendo a estabilidade frente a choques externos.

Entre 2008 e 2009, a falência do Banco Lehman Brothers, marco da crise imobiliária nos Estados Unidos da América, desencadeou uma ampla instabilidade financeira que se propagou internacionalmente. Esse evento provocou forte retração no crédito, queda acentuada nos preços dos ativos, falências em cadeia no setor bancário e severas contrações na produção e no comércio mundial. Como resultado, diversas economias enfrentaram recessões profundas, aumento do desemprego e necessidade de intervenções governamentais emergenciais para restaurar a confiança e estabilizar o sistema financeiro internacional.

O Brasil respondeu com medidas anticíclicas, como a redução de IPI para automóveis, estimulou à expansão de crédito, ampliação do período do seguro-desemprego e criação de

programas de habitação popular. A economia vinha se desenvolvendo pela demanda externa, com a adoção dessas políticas a economia começa a ser sustentada pelo aumento da demanda interna.

De 2010 a 2014, o país aderiu a um novo plano de estabilização econômica, abandonando o tripé macroeconômico e adotando a chamada Nova Matriz Econômica (NME), que não gerou efeitos significativamente positivos e resultou em estagnação devido ao enfraquecimento da disciplina fiscal, gerando um aumento da dívida pública comprometendo a estabilidade da economia e impactando de forma negativa o SFB.

Nessa nova configuração econômica, os agentes desempenharam papel fundamental durante os períodos de choques, formando expectativas racionais ao elaborarem previsões baseadas nas informações disponíveis, com o objetivo de compreender o comportamento das variáveis e antecipar seus possíveis efeitos. Ao interpretar e reagirem às políticas econômicas, esses agentes ajustam suas decisões de forma a reduzir erros sistemáticos e adequar suas ações às condições reais do mercado. Nesse sentido, a condução das políticas econômicas buscou fortalecer a estrutura do Sistema Financeiro Brasileiro, permitindo-lhe absorver parte dos choques sem entrar em recessão, ainda que permanecesse vulnerável ao cenário fiscal e macroeconômico vigente (CABRAL, 2015).

Entre 2015 e 2016, o país enfrentou uma profunda recessão, com quedas significativas no PIB, explosão do déficit fiscal e aumento do desemprego. Esse quadro reforçou a hipótese de que não se recomendava a adesão à NME, uma vez em que a recessão decorreu de fatores que eram estabilizados pelos pilares do tripé macroeconômico. Entre 2017 e 2018, foi observada uma lenta recuperação da economia, com retomada do crescimento do PIB.

Observa-se que, em 2019, houve um avanço na agenda da Reforma da Previdência, enquanto a economia apresentava um crescimento modesto, porém com indícios de recuperação. Em 2020, a pandemia de COVID-19, caracterizada pela rápida disseminação do vírus, impactou de forma significativa as atividades econômicas pela adoção de medidas de isolamento social e pela interrupção de cadeias produtivas em escala global. A economia brasileira, que mostrava sinais de retomada, foi fortemente afetada, resultando em uma queda de 3,3% no PIB e no início de um período de instabilidade que comprometeu diversos setores. Nesse contexto, o real sofreu desvalorização frente ao dólar e a inflação apresentou indícios de aceleração.

Em 2021, ocorreu uma recuperação tímida da taxa de crescimento do PIB. No entanto, essa retomada foi acompanhada por inflação superior a 10%, o que levou o Banco Central a iniciar um forte ciclo de aumento da taxa Selic, com o objetivo de conter a alta de preços. Em

2022, o crescimento do PIB foi impactado pelo endividamento das famílias e pela elevação dos juros, em um contexto de maior instabilidade, que foi agravado pelo fato de ser ano de eleições presidenciais.

No ano de 2023 foi implementado o novo arcabouço fiscal. Instituído pela Lei Complementar 200, de 30 de agosto de 2023, o novo regime fiscal sustentável conhecido como novo arcabouço fiscal veio substituir a Emenda Constitucional 95/2016, que instituía o regime fiscal conhecido como “teto de gastos” (SALA; PIOLLI, 2024). O qual buscava transmitir maior previsibilidade, mas enfrentou fortes pressões em razão do aumento dos gastos públicos. Apesar das pressões, decorrentes principalmente das despesas previstas para 2024, a inflação retornou para dentro da meta. No início de 2024, inicia-se um ciclo de queda da Selic que se estendeu até maio, permanecendo estável até setembro, quando voltou a subir em resposta ao novo avanço de pressões inflacionárias.

A adoção da Nova Matriz Econômica (NME) revelou-se ineficaz, resultando em um período de estagnação seguido por uma recessão mais profunda. Nesse contexto, reformas estruturais e políticas anticíclicas foram implementadas com o objetivo de restabelecer a estabilidade econômica.

A pandemia de COVID-19 representou um dos choques mais severos das últimas décadas, impactando de forma abrangente os setores produtivos, o mercado de trabalho e as finanças públicas. As medidas de isolamento social e a interrupção das cadeias produtivas provocaram forte retração da atividade econômica, queda do consumo e aumento expressivo do desemprego. Além disso, houve elevação dos gastos públicos para sustentar programas emergenciais de renda e crédito, o que ampliou a dívida pública e consequentemente o déficit fiscal.

Por fim, a combinação de inflação elevada, aumento das taxas de juros, crescimento do endividamento das famílias e instabilidade política evidenciou a vulnerabilidade do sistema. Ainda assim, medidas como a implementação do novo arcabouço fiscal buscaram reestabelecer a previsibilidade e reforçar a credibilidade das políticas econômicas.

O período de 2005 a 2024 foi marcado por sucessivas mudanças estruturais e conjunturais que moldaram o desempenho do Sistema Financeiro Brasileiro, alternando momentos de expansão, desaceleração e forte instabilidade. A evolução do SFB refletiu tanto o impacto de fatores externos, como o *boom* das *commodities*, a crise do *subprime* e a pandemia de COVID-19, quanto as consequências das decisões de política econômica e fiscal adotadas internamente, como a implementação da Nova Matriz Econômica, as medidas anticíclicas pós 2008 e o recente novo arcabouço fiscal. Esses eventos evidenciam que a resiliência do sistema

financeiro foi construída de maneira gradual, porém ainda condicionada à previsibilidade das políticas macroeconômicas, ao ambiente institucional e às expectativas dos agentes econômicos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Esse capítulo é dividido em duas partes. Na primeira parte é feita a análise de trabalhos que utiliza os modelos ARDL para análise de estresse no sistema financeiro. A segunda parte identifica as variáveis macroeconômicas que são utilizadas no estudo, tendo o objetivo de fundamentar a sua utilização para o presente estudo.

A análise de estresse no sistema financeiro consiste na avaliação da resiliência das instituições financeiras e dos mercados diante de choques adversos de natureza macroeconômica, política ou setorial.

Segundo o Banco Central do Brasil (2020), os testes de estresse são simulações utilizadas para estimar as perdas resultantes da materialização de eventos extremos, porém plausíveis, e avaliar a resiliência de uma instituição em particular ou do sistema financeiro. Dessa forma, é possível determinar o impacto sobre o capital das instituições tendo em vista situações de perdas não esperadas e, portanto, não provisionadas, causadas por grandes oscilações em variáveis macroeconômicas.

2.1 ANÁLISE DE ESTRESSE NO SISTEMA FINANCEIRO

A análise de estresse no sistema financeiro constitui de um instrumento essencial para compreender como choques macroeconômicos impactam a estabilidade e o desempenho do setor financeiro de um país. Esse tipo de análise permite identificar vulnerabilidades estruturais e a capacidade de resiliência do sistema financeiro, sendo amplamente utilizada para avaliar o impacto potencial de crises sobre variáveis como dívida pública, taxa de juros, inflação, PIB, câmbio e risco-país.

A revisão bibliográfica desenvolvida neste capítulo baseia-se na análise de estudos relevantes que exploram os principais aspectos relacionados ao tema como o trabalho de (SILVA, A.; AFONSO, A.; GADELHA, S. R. B. 2021), (Sousa, R. M. & Almeida 2021) e (Zaniboni & Montini, 2019). Auxiliam a compreender, a partir de diferentes perspectivas, a dinâmica da estabilidade financeira brasileira e a importância dos testes de estresse para identificar desequilíbrios estruturais e conjunturais.

No estudo da Dívida Pública e Crescimento Econômico no Brasil, publicado pelo Tesouro Nacional (2021), a análise empírica mostra que o comportamento da dívida pública está fortemente relacionado ao crescimento econômico e ao risco-país (EMBI+), onde quanto maior é o EMBI+, maior é o risco percebido pelos investidores por aquele país, fazendo com

que o país tenha que ter taxa de juros significativas para se tornar interessante a relação entre o risco e o retorno que determinado país oferece. Compondo um ciclo de retroalimentação: o aumento do endividamento pressiona o risco soberano, eleva os custos de financiamento e desvaloriza o câmbio, criando tensões inflacionárias que reduzem o poder de crescimento do sistema econômico. O estudo utiliza modelos de Vetores de Correção de Erros (VEC) e funções de impulso-resposta para simular cenários de estresse fiscal e monetário, observando que os choques da dívida têm efeitos expansionistas de curto prazo, mas se tornam contracionistas no longo prazo.

Essa conclusão reforça o fundamento de que a sustentabilidade fiscal é uma condição essencial para a resiliência financeira, pois desequilíbrios persistentes reduzem a capacidade do sistema absorver choques sem gerar crises de confiança e volatilidade nos mercados. No Brasil no ano de 1999 foi adotado o Tripé Macroeconômico, um sistema de políticas econômicas que se sustentava em três pilares que visavam promover a estabilidade econômica, os pilares são: meta de inflação, superávit primário e a taxa de câmbio flutuante.

O trabalho de Sousa, R. M. & Almeida 2021, amplia a análise ao relacionar os efeitos de choques produtivos e externos sobre o sistema financeiro. Analisando o setor industrial brasileiro entre 2006 e 2018, utilizando o modelo ARDL para distinguir como variáveis estruturais como, custo de energia, carga tributária, taxa de câmbio real e juros influenciam a produtividade e o crescimento industrial. Os autores concluem que as restrições estruturais internas aumentam a vulnerabilidade da economia, amplificando os efeitos de choques externos. Em termos de análise de estresse, isso significa que o sistema financeiro reage de forma mais intensa e prolongada a crises quando há baixa diversificação produtiva e custos internos elevados.

O estudo de Natália Cordeiro Zaniboni 2019, faz a utilização do modelo de defasagem distribuída polinomial, para fazer um teste de estresse na inadimplência do sistema financeiro brasileiro entre 2004 e 2016, onde foi observado que a taxa de juros CDI e o PIB são significativos na previsão da inadimplência de forma defasada, possibilitando reações de correção quando observado choques causados por essas variáveis.

Os resultados mostraram que crises internacionais, como a de 2008 e domésticas como a de 2015–2016 provocaram elevações significativas na inadimplência, comprovando a sensibilidade do sistema financeiro brasileiro aos ciclos macroeconômicos. Entre os modelos comparados no estudo, o PDM apresentou a maior precisão preditiva e o menor erro quadrático médio, consolidando-se como um instrumento eficiente de simulação de cenários adversos.

Assimilando todas essas perspectivas, observa-se que a análise de estresse no sistema financeiro vai além de uma avaliação estatística, constituindo uma abordagem abrangente de diagnóstico macroeconômico e regulatório. Os estudos indicam que o estresse financeiro no Brasil resulta da interação entre fatores fiscais, produtivos e externos. O desequilíbrio das contas públicas eleva o risco soberano, a baixa competitividade industrial reduz a capacidade de geração de receitas e o amortecimento de choques, e a dependência de *commodities* intensifica a exposição do país às flutuações internacionais.

Quando essas vulnerabilidades se manifestam simultaneamente, formam um ambiente de instabilidade sistêmica, em que choques aparentemente isolados como uma alta de juros ou uma queda nas exportações podem desencadear reações em cadeia no sistema financeiro, no crédito, na inadimplência e na confiança dos agentes.

Do ponto de vista metodológico, os modelos ARDL, VEC e PDM se comportam como instrumentos de mensuração de estresse todos permitem identificar relações de cointegração, indicando vínculos de longo prazo entre variáveis, mensuraram a velocidade de ajustamento após choques e possibilitam avaliar o grau de resiliência do sistema. Isso possibilita construir cenários hipotéticos e testar, por exemplo, o impacto de uma elevação atípica da Selic, de uma contração do PIB ou de uma desvalorização cambial sobre a inadimplência e o risco de crédito. Essas análises que combinam teorias econômicas e modelagens econométricas, são fundamentais para avaliar e antecipar crises, são feitos com intuito de orientar políticas para estabilização.

Portanto, as evidências empíricas reunidas mostram que o sistema financeiro brasileiro ainda é vulnerável a choques externos e desequilíbrios internos e que sua estabilidade depende de políticas coordenadas entre as áreas fiscais, monetárias e produtiva. A análise de estresse, nesse contexto, não deve ser vista apenas como uma ferramenta de regulação utilizadas por instituições bancária, mas como um instrumento estratégico de planejamento macroeconômico, capaz de antecipar riscos, prevenir crises e fortalecer a resiliência estrutural do país. Assim, compreender e aplicar adequadamente os testes de estresse é uma condição indispensável para a construção de um sistema financeiro sólido, sustentável e preparado para enfrentar as incertezas dos ciclos econômicos globais.

2.2 VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E CHOQUE NO SISTEMA FINANCEIRO

A compreensão do comportamento das variáveis macroeconômicas é fundamental para a realização de uma análise de estresse no sistema financeiro, pois são elas que traduzem o

ambiente econômico e os canais de transmissão dos choques sobre o crédito, o consumo, a produtividade e a resiliência das instituições financeiras. A interação entre juros, inflação, atividade econômica, desemprego, endividamento e câmbio revela o grau de sensibilidade do sistema financeiro frente a flutuações conjunturais e estruturais da economia. Nesse contexto, a escolha das variáveis independentes: SELIC, Produção Industrial, PIB, Desemprego, Ibovespa, Endividamento das Famílias, IPCA, Câmbio e Saldo de Poupança, fundamenta-se em estudos empíricos nacionais e internacionais que analisam o impacto desses indicadores sobre a estabilidade e a vulnerabilidade do sistema financeiro (Zaniboni & Montini, 2019; Banco Central do Brasil, 2020; Silva, Afonso & Gadelha, 2021).

A taxa de juros SELIC, principal instrumento de política monetária do Banco Central, representa o custo básico do dinheiro na economia e influencia diretamente todas as demais taxas de juros do mercado. Sua elevação reduz a liquidez e torna o crédito mais caro, o que tende a conter pressões inflacionárias e limitar a expansão do consumo. No entanto, juros elevados também podem aumentar o risco de inadimplência e desacelerar a atividade econômica, gerando efeitos negativos sobre o sistema financeiro. Nos testes de estresse, choques positivos na SELIC simulam cenários de política monetária restritiva, permitindo avaliar como o sistema responde à redução de crédito e à queda de rentabilidade bancária.

A Produção Industrial (PRODI) reflete a capacidade produtiva e a dinâmica do setor secundário, um dos mais sensíveis às condições macroeconômicas. Sua queda prolongada, como observado entre 2015 e 2016 durante a recessão brasileira, indica retração na demanda agregada e redução da utilização de capacidade instalada, afetando diretamente a geração de empregos, a renda e consequentemente, o nível de inadimplência e de consumo. O comportamento da produção industrial é, portanto, um indicador antecipado de estresse econômico, sendo fundamental para compreender o impacto dos ciclos reais sobre o setor financeiro.

O Produto Interno Bruto (PIB) sintetiza a evolução da atividade econômica e representa a soma dos bens e serviços finais produzidos no país em determinado período. No contexto da análise de estresse, o PIB é considerado uma variável de referência para medir o ciclo econômico e avaliar a capacidade de recuperação do sistema financeiro após choques negativos. Uma desaceleração do PIB reduz a arrecadação, o consumo e o investimento, afetando tanto o setor produtivo quanto a qualidade dos ativos bancários. Assim, sua variação é um dos principais canais de transmissão dos choques macroeconômicos para o sistema financeiro.

A Taxa de Desemprego (TDES) desempenha papel crucial na mensuração da saúde do mercado de trabalho e na capacidade de pagamento das famílias. O aumento do desemprego

implica queda da renda disponível e consequentemente a elevação do risco de crédito, afetando a inadimplência e o endividamento. A partir de 2012, a metodologia de mensuração do IBGE passou a distinguir entre desocupados e indivíduos fora da força de trabalho como estudantes e donas de casa, o que tornou o indicador mais preciso e relevante para estudos econômicos. Nos testes de estresse, choques positivos no desemprego simulam cenários recessivos, permitindo observar como o sistema financeiro reage à deterioração da renda das famílias.

O Índice Bovespa (IBOV), principal indicador do mercado acionário brasileiro, sintetiza as expectativas dos investidores e o desempenho das maiores empresas listadas na B3. Em um contexto de estabilidade, o Ibovespa tende a refletir crescimento econômico e confiança do mercado; contudo, em períodos de incerteza, ele é um dos primeiros indicadores a reagir a choques financeiros, captando movimentos de aversão ao risco e de fuga de capitais. A volatilidade do IBOV é, portanto, uma variável estratégica na análise de estresse, pois indica o nível de sensibilidade do mercado de capitais e a percepção de risco sistêmico.

O Endividamento das Famílias (ENDF) mede a razão entre o total das dívidas das famílias e sua renda acumulada nos últimos doze meses, refletindo o padrão de consumo e o grau de exposição ao crédito. Embora o endividamento não represente necessariamente inadimplência, seu aumento expressivo pode sinalizar fragilidade financeira doméstica, especialmente quando acompanhado de juros elevados e desemprego crescente. Essa variável é essencial para os testes de estresse, pois permite mensurar o quanto o sistema financeiro está exposto ao comportamento do consumidor e à sua capacidade de honrar compromissos financeiros em diferentes cenários macroeconômicos.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), por sua vez, é o principal indicador da inflação no país, utilizado como meta oficial pelo Banco Central. Altas taxas de inflação reduzem o poder de compra das famílias, desorganizam o planejamento financeiro e pressionam a política monetária, exigindo ajustes na taxa SELIC. Em um contexto de estresse, um aumento abrupto do IPCA gera um ciclo de contração do crédito e de elevação dos custos de financiamento, impactando tanto as empresas quanto os consumidores e, por extensão, o sistema bancário.

O Câmbio (CAMB), expresso geralmente pela cotação do Real frente ao Dólar Americano, representa a ligação direta da economia brasileira com o ambiente externo. Sua volatilidade é uma das principais fontes de risco de contágio financeiro, pois oscilações bruscas afetam a competitividade das exportações, a inflação importada e o custo do serviço da dívida externa. Movimentos de depreciação cambial podem gerar estresse no balanço de pagamentos, reduzindo reservas internacionais e pressionando o risco-país variável que, segundo estudos

como o de Silva, Afonso e Gadelha (2021), tem relação direta com a solvência do sistema financeiro nacional.

Saldo da Poupança (SALDP) funciona como um termômetro da confiança e da capacidade de consumo da população. Níveis elevados de poupança indicam maior margem de segurança das famílias e, portanto, menor propensão ao endividamento; por outro lado, reduções significativas podem sinalizar deterioração da renda disponível e necessidade de recorrer ao crédito, ampliando o risco de inadimplência. Essa variável é importante nos testes de estresse por refletir o comportamento financeiro das famílias diante de cenários de incerteza econômica.

Assim, a escolha dessas variáveis revela uma abordagem abrangente e coerente com a literatura de análise macrofinanceira, combinando indicadores de política monetária, atividade real, mercado de trabalho, setor financeiro, preços e câmbio. A interação entre esses fatores reflete um contexto com alto grau de realismo do ambiente econômico, permitindo que o modelo capture a transmissão dos choques ao sistema financeiro. Tal estrutura segue a lógica empregada em estudos do Banco Central, IPEA e IBGE, que utilizam esses mesmos indicadores para avaliar a robustez e a vulnerabilidade da economia brasileira diante de cenários de estresse.

3 METODOLOGIA

A metodologia proposta neste estudo mantém coerência com a fundamentação teórica e a modelagem utilizadas nos trabalhos analisados, ao buscar compreender como os choques macroeconômicos impactam o sistema financeiro brasileiro ao longo do tempo. Conforme discutido anteriormente, as variáveis selecionadas, SELIC, Produção Industrial, PIB, Taxa de Desemprego, Ibovespa, Endividamento das Famílias, IPCA, Câmbio e Saldo de Poupança, representam os principais canais de transmissão de choques econômicos sobre o setor financeiro, refletindo tanto a conjuntura interna quanto a influência de fatores externos. Dessa forma, a aplicação de um modelo capaz de capturar as relações dinâmicas de curto e longo prazo entre essas variáveis é essencial para compreender o comportamento do sistema financeiro em cenários de estresse.

Assim, a utilização do modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) mostra-se metodologicamente adequada, pois permite analisar simultaneamente variáveis estacionárias e não estacionárias, além de estimar relações de cointegração que indicam a existência de equilíbrio de longo prazo entre os indicadores macroeconômicos.

A aplicação prática será realizada por meio de ferramentas específicas de análise econométrica voltadas para séries temporais, possibilitando a estimação dos parâmetros do modelo ARDL e a elaboração das funções impulso-resposta. Essas funções permitem mensurar o impacto e o tempo de ajustamento das variáveis dependentes em relação aos choques nas variáveis independentes, viabilizando a identificação dos efeitos de curto e longo prazo.

Dessa maneira, a metodologia integra os fundamentos teóricos discutidos nos capítulos anteriores com uma abordagem quantitativa, permitindo uma análise empírica sólida dos choques no sistema financeiro brasileiro entre 2005 e 2024. Ao associar o comportamento das variáveis macroeconômicas aos resultados obtidos por meio do modelo ARDL, busca-se compreender não apenas a magnitude e a direção dos impactos, mas também a capacidade do sistema de absorver e se ajustar aos choques, contribuindo para o debate sobre estabilidade financeira e política econômica no Brasil.

3.1 MODELOS AUTORREGRESSIVOS E DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS

Este trabalho busca realizar uma análise empírica dos choques no Sistema Financeiro Brasileiro, considerando as variáveis macroeconômicas (SELIC, Produção Industrial, PIB,

Taxa de Desemprego, Ibovespa, Endividamento das Famílias, IPCA, Câmbio e Saldo de Poupança) durante o período de 2005 a 2024, sobretudo para verificar a interação com a variável IFNC. Para tanto, avalia-se o comportamento e a relação de curto e longo prazo das variáveis estimadas pelos modelos Autorregressivos e de Defasagens Distribuídas (ARDL) para cointegração, como proposto por Pesaran et al. (2001).

O modelo ARDL foi escolhido a partir de sua vantagem sobre os testes de cointegração em variáveis não estacionárias, como as desenvolvidas por Engler Granger (1987), Phillips e Hansen (1990) e Johansen (1991), bem como sobre modelos tradicionais de Vetores Autorregressivos (VAR) (Vieira & Silva, 2016). Além disso, os modelos ARDL aplicados à cointegração também tendem a ser mais eficientes para capturar os dados de relações de longo prazo em amostras pequenas, e podem ser aplicados em um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração, independentemente de as variáveis serem estacionárias I (0), não estacionárias I (1) ou mesmo cointegradas.

Segundo Veríssimo (2018), a abordagem ARDL consiste na verificação da existência de vetores de longo prazo entre um conjunto de variáveis. Confirmada esta relação, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazos dos modelos, bem como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo (Veríssimo, 2018).

$$\Delta y = \sum_{i=1}^t \varphi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^t \varphi_{2i} \Delta x_{t-i} + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Em que

(Δy) é a variável dependente na primeira diferença;

(Δy_{t-1}) defasagem da variável dependente na primeira diferença;

(Δx_{t-i}) valores correntes e defasagens da variável explicativa na primeira diferença;

(δ) relação de longo prazo;

$(y_{t-1} \text{ e } x_{t-1})$ variáveis em nível;

(φ) causalidade de curto prazo

De forma simplificada.

$$y_t = \varphi_{11} y_t - \varphi_{12} y_t \dots = \varphi_{20} x_t + \varphi_{21} x_t + \dots + u_t \quad (2)$$

Pode-se agrupar os coeficientes das variáveis em parênteses.

$$y_t(1 - \varphi_{11} - \varphi_{12} \dots) = x_t(\varphi_{20} + \varphi_{21} + \dots) + u_t \quad (3)$$

Dividindo ambos os lados pelas partes que representa os coeficientes de y. Essa equação representa a relação de longo prazo.

$$y_t = \frac{(\varphi_{20} + \varphi_{21} + \dots)}{(1 - \varphi_{11} - \varphi_{12} \dots)} x_t + u_t \quad (4)$$

Portanto o coeficiente de longo prazo pode ser obtido da seguinte forma.

$$\beta = \frac{\sum_{i=0}^t \varphi_{21}}{1 - \sum_{i=1}^t \varphi_{1i}} \quad (5)$$

Esse parâmetro representa a influência acumulada das variáveis independente sobre a variável dependente quando o sistema atinge o equilíbrio no longo prazo, mostrando como y reponde a uma mudança permanente de x ao longo do tempo.

Quando é detectado a presença de cointegração, utiliza-se o modelo ARDL-ECM. Que se refere ao modelo ARDL com mecanismo de correção de erro.

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^n \varphi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta x_{t-i} + \delta_0 z_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Z = resíduo defasado da equação de longo prazo. δ_0 tenha sinal negativo, mas que seja significativo.

Para testar a existência de associação entre a variável dependente e as variáveis explicativas, Pesaran et al. (2001) desenvolveram um teste Wald (teste-F) de limites para as relações de nível de longo prazo. Esses testes de limite de cointegração ajudam a corrigir problemas de endogeneidade e correlação das séries. Eles foram inspirados nas estatísticas de Wald e são válidos independentemente da estacionariedade da série. O teste consiste em verificar o nível de significância das defasagens das variáveis por meio do ECM ou mecanismo de correção de equilíbrio uni variado. Entretanto, sob hipótese nula, as estatísticas mostram-se como distribuições assintóticas e não padrões.

Dessa forma, identifica-se a estatística F do teste Wald, definem-se os limites ou valores críticos em que os regressores são todos permanente I(0) ou todos puramente I(1). A hipótese

nula do teste é a inexistência de vetores de cointegração e o teste é realizado comparando a estatística F com os limites das bandas definidas anteriormente. Posto isto, tem-se que se a estatística F estiver abaixo do valor crítico, não há cointegração dos regressores; já se a estatística F estiver acima dos limites, pode-se inferir que há cointegração entre as variáveis. Caso a estatística esteja dentro do intervalo das bandas, o teste é inconclusivo e torna-se necessário inteirar-se a respeito da ordem de integração das variáveis.

3.2 ANÁLISE DE RESULTADOS

O presente estudo utiliza uma base de dados composta por séries temporais de indicadores macroeconômicos e financeiros do Brasil, abrangendo o período de 2005 a 2024. A seleção desse intervalo justifica-se pela disponibilidade e consistência das informações após a consolidação do regime de metas de inflação e do câmbio flutuante, permitindo captar tanto períodos de estabilidade quanto de estresse financeiro, como a crise internacional de 2008, a recessão doméstica de 2015–2016, a pandemia do Covid-19 e os choques recentes de natureza fiscal e monetária.

As informações foram obtidas a partir de fontes oficiais de dados secundários, reconhecidas pela confiabilidade e abrangência de suas séries históricas, tais como:

Banco Central do Brasil (BACEN) para as séries de SELIC, Endividamento das Famílias, Saldo de Poupança e Câmbio; Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os indicadores de PIB, Produção Industrial, Taxa de Desemprego e IPCA; Brasil, Bolsa, Balcão (B3) para o índice Ibovespa; IPEA Data como fonte complementar para consolidação e conferência das séries.

Todas as variáveis foram coletadas com periodicidade mensal, de modo a garantir maior granularidade e coerência temporal na análise. As séries foram convertidas para um formato compatível com os procedimentos econométricos aplicados e submetidas a etapas de limpeza, transformação e padronização, incluindo:

Teste de estacionariedade (ADF Augmented Dickey-Fuller); Tratamento de valores ausentes; defasagem e logaritmização, quando aplicável, para reduzir heterocedasticidade e estabilizar a variância.

A escolha por dados secundários oficiais e o período de mais de duas décadas asseguram amplitude temporal e robustez estatística, permitindo identificar as relações de curto e longo prazo entre os choques macroeconômicos e o comportamento do sistema financeiro.

Tabela 1- Resultados da estimação do modelo ARDL selecionado pelo critério de informação de Akaike (AIC), tendo o IFNC como variável dependente, análise de 2005 a 2024 do SFB:

Variável Dependente IFNC				
Método ARDL				
Amostra (Ajustada): 02/2005 – 12/2024				
Observações incluídas: 239 após ajustes				
Número máximo de defasagens dependentes: 1 (Seleção automática)				
Método de seleção de modelos: Critério de informação de Akaike (AIC)				
Regressores dinâmicos (1 defasagem, automático): CAMB, ENDF, IBOV, IPCA, PIB, PRODI, SALDP, SELIC, TDES				
Regressores fixos: C				
Número de modelos avaliados: 512				
Modelo selecionado: ARDL (1,0,0,1,0,0,0,0,0,0)				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-T	Probabilidade *
IFNC (-1)	0.959067	0.025427	37.71816	0.0000
CAMB	-40.11161	62.38116	-0.643008	0.5209
ENDF	0.903444	10.44649	0.086483	0.9312
IBOV	0.105392	0.003531	29.85101	0.0000
IBOV (-1)	-0.104633	0.004301	-24.32716	0.0000
IPCA	-50.85121	55.01969	-0.924237	0.3563
PIB	0.000300	0.000493	0.608080	0.5437
PRODI	11.71785	5.380834	2.177701	0.0305
SALDP	0.000546	0.000542	1.008323	0.3144
SELIC	14.05165	7.961582	1.764932	0.0789
TDES	25.51151	12.28678	2.076338	0.0390
C	-1792.558	789.7160	-2.269877	0.0242
R-quadrado	0.996208	Média da variável dependente		6262.187
R-quadrado ajustado	0.996024	Desvio padrão da variável dependente		3837.234
S.E. de regressão	241.9596	Critério de informação de Akaike		13.86432
Soma dos quadrados dos resíduos	13289591	Critério de Schwarz		14.03887
Log-verossimilhança	-1644.787	Critério de Hannan-Quin		13.93466
Estatística F	5421.068	Estatística de Durbin-Watson		2.083086
Probabilidade (Estatística F)	0.000000			

Fonte: Gerado pelo Software (2025). Elaborado pelo autor.

Foi feito a estimação do método ARDL, com o objetivo de detectar quais das variáveis seriam relevantes no modelo, se apresentam-se significativas e quais os níveis de defasagem presente na estimação. Pode-se observar que para a variável IBOV e para variável dependente foi considerada uma defasagem, e foi constatado que as variáveis, CAMB, ENDF, IPCA, PIB e SALDP, não são estatisticamente significantes, pois possuem o seu valor de probabilidade, superior a 10%.

O coeficiente de determinação foi de 99,62% e reflete o grau de aderência do modelo aos dados. Os coeficientes dos regressores podem ser interpretados, portanto, como os efeitos de curto e longo prazo da variável dependente. O modelo ARDL mostra que o desempenho do sistema financeiro via IFNC é fortemente influenciado pelas variáveis, PRODI, TDES, SELIC e por sua própria trajetória passada refletindo relações de inércia do fenômeno. Essas variáveis também mostram serem mais relevantes no curto prazo, indicando que a atividade industrial impulsiona o setor financeiro, o desemprego embora positivo no modelo, pode capturar efeitos indiretos de política monetária e a taxa SELIC influência de forma positiva e marginal, coerente

com o fato de que o custo do dinheiro se torna mais caro fazendo com que os bancos restrinja o crédito, pelo fato de aumentar o risco de calote, mas em contra partida os bancos aumentam seus lucros com juros mais altos.

Teste de Breusch-Godfrey para detecção de autocorrelação serial nos resíduos. Esse procedimento é utilizado para avaliar a adequação do modelo, uma vez que a presença de autocorrelação pode comprometer a validade das inferências estatísticas.

Tabela 2 - Teste de Breusch-Godfrey para detecção de autocorrelação serial nos resíduos do modelo ARDL estimado análise de 2005 a 2024 do SFB:

Teste de verificação da propriedade dos resíduos				
Teste LM de correlação serial de Breusch-Godfrey				
Hipótese nula: Não há correlação serial em até 2 defasagens.				
Estatística-F	0.682942	Probabilidade de F (2,225)	0.5062	
OBS* R-quadrado	1.442117	Probabilidade de Qui-quadrado (2)	0.4862	
Equação de teste:				
Variável dependente: Resíduo				
Método: ARDL				
Amostra: 02/2005 a 12/2024				
Observações incluídas: 239				
Resíduos defasados para valores ausentes na pré-amostragem definidos como zero				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-T	Probabilidade *
IFNC (-1)	0.001651	0.028068	0.058815	0.9532
CAMB	5.200712	63.67530	0.081675	0.9350
ENDF	0.622535	10.64019	0.058508	0.9534
IBOV	3.17E-05	0.003536	0.008953	0.9929
IBOV (-1)	-0.000125	0.004390	-0.028440	0.9773
IPCA	2.468150	55.28614	0.044643	0.9644
PIB	-2.82E-05	0.000497	-0.056895	0.9547
PRODI	0.727503	5.479610	0.132765	0.8945
SALDP	-1.95E-05	0.000557	-0.034950	0.9722
SELIC	0.484685	7.983541	0.060711	0.9516
TDES	0.872159	12.33333	0.070716	0.9437
C	-109.2732	802.2861	-0.136202	0.8918
RESID (-1)	-0.046855	0.072511	-0.646185	0.5188
REDID (-2)	0.062596	0.070945	0.882318	0.3785
R-quadrado	0.006034	Média da variável dependente	-2.88E-12	
R-quadrado ajustado	-0.051395	Desvio padrão da variável dependente	236.3020	
S.E. de regressão	242.2983	Critério de informação de Akaike	13.87501	
Soma dos quadrados dos resíduos	13209402	Critério de Schwarz	14.07865	
Log-verossimilhança	-1644.063	Critério de Hannan-Quin	13.95707	
Estatística F	0.105068	Estatística de Durbin-Watson	1.979528	
Probabilidade (Estatística F)	0.999972			

Fonte: gerado pelo Software (2025). Elaborado pelo autor.

Após a estimação do modelo ARDL, procedeu-se à verificação da presença de autocorrelação serial nos resíduos, a fim de assegurar a robustez e a validade estatística dos resultados. Para isso, foi aplicado o teste de Breusch-Godfrey (LM Teste), cuja hipótese nula estabelece a ausência de autocorrelação serial até a segunda defasagem.

Os resultados indicaram valores de Estatística-F = 0.6829, Probabilidade de F = 0.5062 e Obs* R-quadrado = 1.4421, Probabilidade de Qui-quadrado = 0.4862. Como ambos os p-valores são superiores a 0,05, não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Assim, conclui-se que os resíduos do modelo não apresentam dependência temporal, o que reforça a consistência dos estimadores e a validade dos testes T e F realizados na etapa anterior.

Complementarmente, foi estimada a equação dos resíduos, em que os valores defasados dos próprios resíduos e das variáveis explicativas foram utilizados como regressores. Os resultados mostraram que nenhuma variável apresentou significância estatística, com p-valores variando entre 0,37 e 0,98, indicando que nenhuma das variáveis do modelo principal explica a variação dos resíduos. Ademais, os coeficientes das defasagens dos resíduos (RESID (-1) e RESID (-2)) apresentaram p-valores de 0,5188 e 0,3785.

Ambos os RESID são superiores ao nível de significância convencional de 5%, o que leva à não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação. Esses resultados demonstram que os resíduos seguem um comportamento aleatório, atendendo a um dos pressupostos essenciais para a validade do modelo e garantindo que as estimativas não estejam comprometidas por problemas de correlação serial. Assim, o modelo apresenta consistência estatística nesse critério, conferindo maior confiabilidade às inferências realizadas.

A estatística de Durbin-Watson 1,97 reforça esse diagnóstico, pois o valor é bastante próximo de 2, sugerindo independência dos erros. Os baixos valores de R-quadrado 0,006 e R-quadrado ajustado -0,051 eram esperados, uma vez que o objetivo dessa regressão é apenas verificar a aleatoriedade dos resíduos, e não explicar a variável dependente. A probabilidade da estatística F 0,9999 também indica que o conjunto das variáveis não possui efeito explicativo sobre os resíduos.

Dessa forma, os resultados do teste Breusch-Godfrey e da equação dos resíduos confirmam que o modelo ARDL estimado não apresenta autocorrelação serial e que os resíduos se comportam como ruído branco, atendendo aos pressupostos fundamentais da modelagem econométrica. Isso garante que o modelo é estatisticamente consistente, permitindo a interpretação confiável das relações estimadas entre as variáveis macroeconômicas e o Índice Financeiro (IFNC).

Foi feito o Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey, aplicado com o intuito de verificar se os resíduos do modelo ARDL apresentam variância constante ao longo da amostra. Esse diagnóstico é fundamental para avaliar a robustez das estimativas, uma vez

que a presença de heterocedasticidade pode gerar erros-padrão inconsistentes e comprometer a validade das inferências estatísticas.

Tabela 3 - Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey, aplicado com o intuito de verificar se os resíduos do modelo ARDL apresentam variância constante ao longo da amostra, análise de 2005 a 2024 do SFB:

Teste de heteroscedasticidade: Breusch-Pagan-Godfrey				
Hipótese nula: Homoscedasticidade				
Estatística-F	2.261456	Probabilidade de F (11,227)	0.0125	
OBS* R-quadrado	23.60434	Probabilidade de Qui-quadrado (11)	0.0145	
SS explicado escalonado	47.38405	Probabilidade de Qui-quadrado (11)	0.0000	
Equação de teste:				
Variável dependente: RESI^2				
Método: ARDL				
Amostra: 02/2005 a 12/2024				
Observações incluídas: 239				
Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-T	Probabilidade *
C	-603015.0	372953.4	-1.616864	0.1073
IFNC (-1)	8.797842	12.00831	0.732646	0.4645
CAMB	73836.08	29460.29	2.506292	0.0129
ENDF	8299.017	4933.488	1.682180	0.0939
IBOV	0.791788	1.667376	0.474871	0.6353
IBOV (-1)	-0.058454	2.031231	-0.028778	0.9771
IPCA	-33935.03	25983.74	-1.306010	0.1929
PIB	-0.270735	0.232959	-1.162158	0.2464
PRODI	3450.481	2541.167	1.357833	0.1759
SALDP	-0.362325	0.255799	-1.416442	0.1580
SELIC	1108.345	3759.958	0.294776	0.7684
TDES	-74.74801	5802.587	-0.012882	0.9897
R-quadrado	0.098763	Média da variável dependente	55604.98	
R-quadrado ajustado	0.055091	Desvio padrão da variável dependente	117552.4	
S.E. de regressão	114268.5	Critério de informação de Akaike	26.17939	
Soma dos quadrados dos resíduos	2.96E+12	Critério de Schwarz	26.35394	
Log-verossimilhança	-3116.438	Critério de Hannan-Quin	26.24973	
Estatística F	2.261456	Estatística de Durbin-Watson	2.014828	
Probabilidade (Estatística F)	0.012455			

Fonte: gerado pelo Software (2025). Elaborado pelo autor.

Com o objetivo de verificar a consistência dos resíduos do modelo ARDL e assegurar a validade estatística dos coeficientes estimados, realizou-se o teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG). Esse teste tem como hipótese nula a homoscedasticidade dos resíduos, ou seja, a suposição de que a variância dos erros permanece constante ao longo de todas as observações. A hipótese alternativa, por sua vez, postula a existência de

heterocedasticidade, caracterizada pela variância não constante dos resíduos, o que pode comprometer a eficiência dos estimadores e distorcer os testes de significância.

Os resultados obtidos mostraram que a estatística-F 2.261, probabilidade de estatística-F 0.0125, Obs* R-quadrado 23.604, probabilidade de Chi-quadrado 0.0145 e SS explicado escalonado 47.384, probabilidade de Chi-quadrado 0.0000, apresentaram probabilidade inferiores a 0,05, o que leva à rejeição da hipótese nula de homoscedasticidade. Essa evidência indica a presença de heterocedasticidade nos resíduos do modelo ARDL, sugerindo que a variância dos erros não é constante ao longo do período analisado. Tal característica é comum em séries financeiras e macroeconômicas, nas quais choques e mudanças estruturais tendem a provocar oscilações na variância dos resíduos.

Na sequência, foi estimada a equação auxiliar do teste, na qual o quadrado dos resíduos $RESID^2$ é utilizado como variável dependente, sendo explicado pelas variáveis independentes do modelo original. Essa etapa auxilia na identificação de quais variáveis podem estar associadas à heterocedasticidade observada. Os resultados indicaram que as variáveis Câmbio (CAMB) e Endividamento das Famílias (ENDF) apresentaram significância estatística, com probabilidade de 0.0129 e 0.0939, respectivamente, sugerindo que flutuações na taxa de câmbio e nos níveis de endividamento contribuem para a variabilidade da variância dos resíduos. Em contrapartida, as demais variáveis, como PIB, IPCA, IBOV, SELIC, PRODI e TDES, não se mostraram estatisticamente significativas, indicando que não exercem influência direta sobre a dispersão dos resíduos.

O R-quadrado de 0,0987 e a estatística-F de 2.261, probabilidade da estatística-F 0.0124, reforçam a conclusão de que o modelo apresenta heterocedasticidade, embora o poder explicativo do modelo auxiliar seja naturalmente limitado, característica esperada em testes dessa natureza. Ainda assim, os resultados são estatisticamente significativos e apontam para a necessidade de adoção de medidas corretivas.

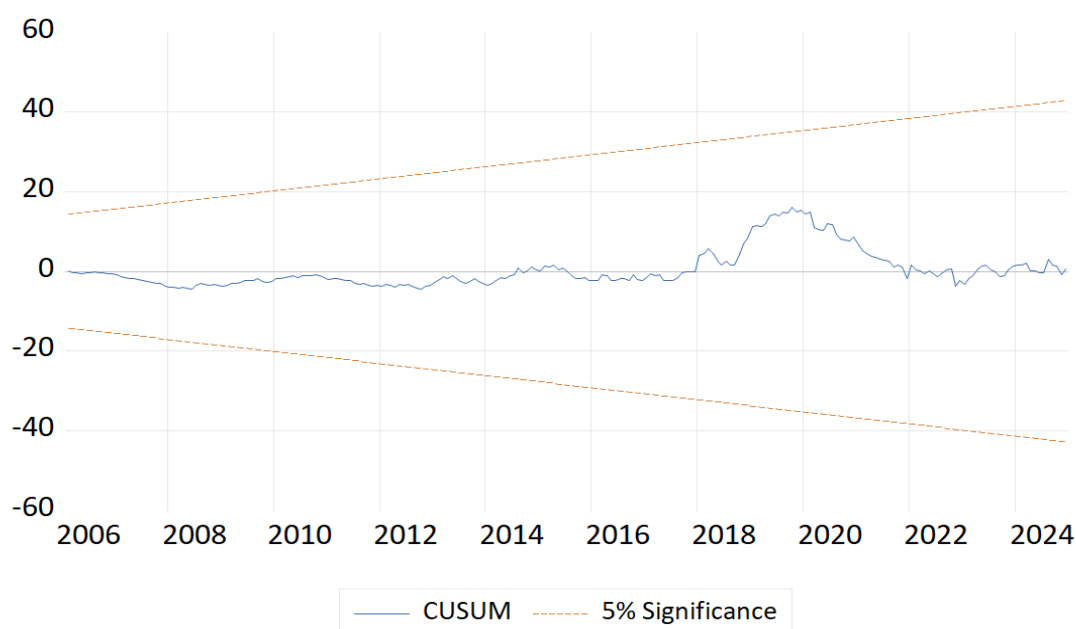
Diante desse diagnóstico, recomenda-se a utilização de erros padrão robustos, como os de White (1980) ou Newey-West (1987), para corrigir os efeitos da heterocedasticidade e garantir a validade dos testes de significância dos coeficientes. Essa correção assegura que as inferências estatísticas do modelo ARDL permaneçam consistentes, mesmo na presença de variância não constante dos resíduos.

Em síntese, o teste de Breusch-Pagan-Godfrey evidenciou que o modelo ARDL apresenta heterocedasticidade dos resíduos, influenciada principalmente pelas variáveis relacionadas ao câmbio e endividamento das famílias, refletindo a sensibilidade do sistema financeiro brasileiro a fatores de instabilidade externa e de alavancagem interna. Portanto, a

aplicação de estimativas robustas se faz necessária para garantir maior confiabilidade nas conclusões econométricas e na interpretação dos efeitos das variáveis macroeconômicas sobre o Índice Financeiro (IFNC).

Foi feito o teste de estabilidade dos coeficientes, através do teste de Soma cumulativa dos resíduos recursivos, utilizado para avaliar a estabilidade dos coeficientes do modelo ARDL ao longo do período amostral. Esse procedimento verifica se os parâmetros estimados permanecem estruturalmente consistentes diante de possíveis mudanças na dinâmica econômica ou ocorrência de choques ao longo do tempo.

Gráfico 1 - Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos, análise de 2005 a 2024 do SFB:



Fonte: gerado pelo Software (2025).

Com o intuito de verificar a estabilidade estrutural do modelo ARDL estimado, foi aplicado o teste *Cumulative Sum of Recursive Residuals* (CUSUM), Soma cumulativa dos resíduos recursivos. Esse teste, proposto por Brown, Durbin e Evans (1975), permite avaliar se os coeficientes do modelo permanecem estáveis ao longo do período analisado. O teste baseia-se na soma acumulada dos resíduos recursivos, sendo comparado a limites críticos de significância neste caso, de 5%.

A hipótese nula (H_0) do teste indica estabilidade dos parâmetros do modelo, enquanto a hipótese alternativa (H_1) sugere a ocorrência de instabilidade estrutural, isto é, mudanças significativas nos coeficientes ao longo do tempo.

No Gráfico 1, a linha azul representa o comportamento cumulativo dos resíduos CUSUM, enquanto as linhas tracejadas em vermelho delimitam o intervalo de confiança de 5% de significância. Durante a maior parte do período especialmente entre 2006 e 2017 e novamente após 2021, a linha do CUSUM permanece dentro das faixas de significância, indicando que o modelo manteve estabilidade estrutural nesses intervalos.

No entanto, observa-se uma leve divergência da curva entre 2017 e 2020, período em que o CUSUM se aproxima da linha superior do limite crítico. Esse comportamento pode sinalizar pequenas instabilidades nos parâmetros do modelo associadas a eventos econômicos relevantes que afetaram o sistema financeiro brasileiro, como a recessão de 2015-2016, a greve dos caminhoneiros em 2018 e os efeitos iniciais da pandemia de Covid-19 em 2020. Apesar dessa oscilação temporária, a linha do CUSUM retorna à faixa de estabilidade a partir de 2021, mostrando que o modelo se reequilibrou no período posterior.

De modo geral, o resultado do teste CUSUM indica que os coeficientes do modelo ARDL são estruturalmente estáveis, visto que o traçado da curva não ultrapassa os limites críticos de 5% de significância. Assim, não há evidências de que o modelo tenha sofrido quebras estruturais significativas ao longo da amostra analisada (2005–2024).

Esses resultados reforçam a robustez e confiabilidade do modelo estimado, assegurando que as relações entre as variáveis macroeconômicas e o IFNC permanecem consistentes ao longo do tempo. Portanto, o teste CUSUM confirma que o modelo ARDL é adequado para explicar a interação entre os choques macroeconômicos e o comportamento do sistema financeiro brasileiro, sem apresentar sinais de instabilidade estrutural persistente.

Foi elaborado o Teste de cointegração das variáveis macroeconômicas, os resultados da forma de longo prazo do modelo ARDL, estimada com o objetivo de verificar a existência de cointegração entre o IFNC e as variáveis macroeconômicas selecionadas. Esse teste, proposto por Pesaran et al. (2001), compara o valor do estatística-F obtido com os limites críticos $I(0)$ e $I(1)$ para determinar se há uma relação de longo prazo entre as séries.

Tabela 4 - Primeira saída do Teste de cointegração das variáveis macroeconômicas, análise de 2005 a 2024 do SFB:

Teste de Forma e Limites de Longo Prazo do ARDL				
Variável Dependente: D(IFNC)				
Modelo selecionado: ARDL (1,0,0,1,0,0,0,0,0)				
Caso 3: Constante Irrestrita e Sem Tendência				
Amostra: 01/2005 a 12/2024				
Observações Incluídas: 239				
Regressão de correção de erro condicional				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-T	Probabilidade *
C	-1792.558	789.7160	-2.269877	0.0242
IFNC (-1)*	-0.040933	0.025427	-1.609824	0.1088
CAMB**	-40.11161	62.38116	-0.643008	0.5209
ENDF**	0.903444	10.44649	0.086483	0.9312
IBOV (-1)	0.000760	0.002434	0.312109	0.7552
IPCA**	-50.85121	55.01969	-0.924237	0.3563
PIB**	0.000300	0.000493	0.608080	0.5437
PRODI**	11.71785	5.380834	2.177701	0.0305
SALDP**	0.000546	0.000542	1.008323	0.3144
SELIC**	14.05165	7.961582	1.764932	0.0789
TDES**	25.51151	12.28678	2.076338	0.0390
D(IBOV)	0.105392	0.003531	29.85101	0.0000
* Probabilidade incompatível com a distribuição t-limites.				
** Variável interpretada como $Z = Z(-1) + D(Z)$.				

Fonte: gerado pelo Software (2025). Elaborado pelo autor.

A primeira parte da saída apresenta a regressão de correção de erro, que combina os efeitos de curto e longo prazo das variáveis. O termo IFNC (-1) possui coeficiente negativo -0.040933, embora não significativo ao nível de 5%, probabilidade 0.1088. Esse resultado sugere ajuste lento e estatisticamente fraco em direção ao equilíbrio de longo prazo, isto é, quando ocorrem choques nas variáveis explicativas, o sistema financeiro demora a retornar ao seu nível de equilíbrio.

No curto prazo, as variáveis Produção Industrial (PRODI) e Taxa de Desemprego (TDES) mostraram-se estatisticamente significativas, com probabilidade de 0.0305 e 0.0390, respectivamente. A PRODI apresenta coeficiente positivo 11.71785, indicando que um aumento da produção industrial tende a elevar o desempenho do setor financeiro, o que é coerente com a ideia de que maior atividade produtiva gera expansão do crédito e lucros bancários. Já a TDES, embora também esteja positiva 25.51151, deve ser interpretada com cautela o sinal positivo pode refletir efeitos indiretos, como política monetária expansionista adotada em períodos de desemprego elevado, que impulsionam o setor financeiro.

A taxa SELIC, com probabilidade de 0.0789, apresenta significância marginal (nível de 10%), sugerindo que variações nos juros básicos afetam o IFNC no curto prazo, possivelmente por influenciar margens de intermediação financeira. As demais variáveis (câmbio, endividamento, inflação e PIB) não apresentaram significância estatística imediata, reforçando que seus efeitos são mais perceptíveis no longo prazo.

O coeficiente de D(IBOV) 0.105392 é altamente significativo probabilidade menor que 0.001, evidenciando forte interação contemporânea entre o desempenho do mercado acionário geral e o índice financeiro um resultado esperado, já que ambos se movem em sintonia em períodos de expansão ou contração do mercado.

Tabela 5 - Segunda parte da saída Teste de cointegração das variáveis macroeconômicas, análise de 2005 a 2024 do SFB:

Equação de Níveis				
Caso 3: Constante Irrestrita e Sem Tendência				
Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-T	Probabilidade *
CAMB	-979.9263	1340.760	-0.730874	0.4656
ENDF	22.07114	260.7727	0.084637	0.9326
IBOV	0.018560	0.051850	0.347954	0.7207
IPCA	-1242.295	1493.353	-0.831883	0.4063
PIB	0.007328	0.011764	0.622908	0.5340
PRODI	286.2670	264.2027	1.083513	0.2797
SALDP	0.013343	0.011677	1.142652	0.2544
SELIC	343.2817	300.0987	1.143896	0.2539
TDES	623.2461	475.8417	1.309776	0.1916

$$EC = IFNC - (-979.9263 * CAMB + 22.0711 * ENDF + 0.0186 * IBOV - 1242.2947 * IPCA + 0.0073 * PIB + 286.2670 * PRODI + 0.0133 * SALDP + 343.2817 * SELIC + 623.2461 * TDES)$$

Fonte: gerado pelo Software (2025). Elaborado pelo autor.

A segunda parte da saída apresenta os coeficientes de longo prazo, que medem a relação estável entre o IFNC e as variáveis explicativas quando o sistema está em equilíbrio. Observa-se que nenhuma variável é estatisticamente significativa no longo prazo, com probabilidades acima de 0.05. Embora isso indique ausência de efeitos permanentes detectáveis individualmente, os sinais dos coeficientes mantêm coerência econômica:

As variáveis PIB e PRODI apresentam coeficientes positivos, sugerindo que o crescimento econômico tende a favorecer o sistema financeiro. Já as variáveis IPCA e CAMB possuem coeficientes negativos, indicando que choques inflacionários e variações cambiais depreciativas podem reduzir o desempenho do setor financeiro, refletindo instabilidade macroeconômica.

Tabela 6 - Terceira parte da saída Teste de cointegração das variáveis macroeconômicas, análise de 2005 a 2024 do SFB:

Teste de Limites-F		Hipótese nula: Não há relação entre os níveis.		
Estatística de teste	Valor	Significância	I (0)	I (1)
Assintótica: n=100				
Estatística-F	2.4210079	10%	1.88	2.99
		5%	2.14	3.3
		2.5%	2.37	3.6
		1%	2.65	3.97
Amostra Finita: n=80				
Tamanho Real da Amostra	239	10%	-1	-1
		5%	-1	-1
		1%	-1	-1
Teste de Limites-T		Hipótese Nula: Não há relação entre os níveis		
Estatística de teste	Valor	Significância	I (0)	I (1)
Estatística-T	-1.609824	10%	-2.57	-4.56
		5%	-2.86	-4.88
		2.5%	-3.13	-5.18
		1%	-3.43	-5.54

Fonte: gerado pelo Software (2025). Elaborado pelo autor.

O teste de limites é aplicado para verificar se há relação de longo prazo entre as variáveis. Nesse teste, a hipótese nula (H_0) estabelece que não existe cointegração, enquanto a hipótese alternativa (H_1) sugere a existência de cointegração.

Os resultados mostraram uma Estatística-F de 2.4210079, valor que deve ser comparado aos limites críticos da tabela de Pesaran et al. (2001). Para o nível de significância de 5%, os valores críticos são $I(0) = 2.14$ e $I(1) = 3.30$. Como o valor do Estatística-F 2.4210079 é inferior ao limite superior ($I(1)$), não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula, indicando ausência de cointegração entre as variáveis.

De modo complementar, o Limite de Teste-T apresentou Estatística-T = -1.609824, também inferior aos valores críticos de 5% $I(0) -2.86$ a $I(1) -4.88$, confirmando a conclusão de que não existe relação de equilíbrio de longo prazo entre o IFNC e as variáveis macroeconômicas no período analisado (2005–2024).

Os resultados do teste de limites indicam que, embora existam relações de curto prazo entre algumas variáveis como a produção industrial, a taxa de juros e o desemprego, não há evidência estatística de cointegração no longo prazo. Isso implica que o comportamento do

sistema financeiro brasileiro medido pelo IFNC, reage a variações macroeconômicas de forma temporária, mas não mantém um vínculo estável de equilíbrio ao longo do tempo.

Essas evidências podem ser interpretadas à luz da volatilidade econômica do período analisado, marcado por choques externos, como a crise de 2008 e a pandemia de 2020 e ocorridos internos, como recessões e mudanças na política monetária. Tais eventos podem ter dificultado a formação de uma relação estável entre as variáveis macroeconômicas e o desempenho financeiro agregado.

O Modelo ARDL por meio da regressão com mecanismo de correção de erro (ECM). O ECM incorpora o termo de correção de erro defasado, o qual representa a velocidade de ajuste do IFNC quando ocorre um desequilíbrio no período anterior.

Tabela 7- Modelo ARDL por meio da regressão com termo de correção de erro (ECM), análise de 2005 a 2024 do SFB:

Modelo ARDL por meio da regressão com termo de correção de erro				
Variável Dependente: D(IFNC)				
Caso 3: Constante Irrestrita e Sem Tendência				
Amostra: 01/2005 a 12/2024				
Observações Incluídas: 239				
Regressão ECM				
Caso 3: Constante Irrestrita e Sem Tendência				
Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística-T	Probabilidade
C	-1792.558	358.3243	-5.002614	0.0000
D(IBOV)	0.105392	0.003213	32.79971	0.0000
CointEq(-1)*	-0.040933	0.008159	-5.016965	0.0000
R-quadrado	0.825371	Média da variável dependente		46.03540
R-quadrado ajustado	0.823891	Desvio padrão da variável dependente		565.4698
S.E. de regressão	237.3011	Critério de informação de Akaike		13.78901
Soma dos quadrados dos resíduos	13289591	Critério de Schwarz		13.83265
Logaritmo da Verossimilhança	-1644.787	Critério de Hannan-Quin		13.80659
Estatística F	557.7191	Estatística de Durbin-Watson		2.083086
Probabilidade (Estatística F)	0.000000			
*Valor P Incompatível com a Distribuição dos Limites T				
Test de Limites F		Hipótese Nula: Não há relação entre os níveis		
Teste de Estatística	Valor	Significância	I (0)	I (1)
Estatística-F	2.4210079	10%	1.88	2.99
		5%	2.14	3.3
		2.5%	2.37	3.6
		1%	2.65	3.97
Teste de Limites-T		Hipótese Nula: Não há relação entre os níveis		
Teste de Estatística	Valor	Significância	I (0)	I (1)
Estatística-T	-5.016965	10%	-2.57	-4.56
		5%	-2.86	-4.88
		2.5%	-3.13	-5.18
		1%	-3.43	-5.54

Fonte: gerado pelo Software (2025). Elaborado pelo autor.

Com o objetivo de avaliar a existência de relações de curto e longo prazo entre o desempenho do sistema financeiro brasileiro e as variáveis macroeconômicas selecionadas, foi estimado o modelo ARDL (1, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 0) com constante irrestrita e sem tendência, considerando o período de 01/2005 a 12/2024. Os resultados obtidos na regressão com mecanismo de correção de erro (ECM) e no teste limites de cointegração evidenciam aspectos importantes da dinâmica entre o IFNC e seus determinantes macroeconômicos.

Na regressão com o mecanismo de correção de erro, observa-se que o termo defasado do equilíbrio de longo prazo (CointEq(-1)) apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo -0,0409; probabilidade menor que 0,01. Esse resultado confirma a presença de cointegração entre as variáveis analisadas, indicando que, após a ocorrência de choques econômicos, o sistema financeiro tende a retornar gradualmente ao seu nível de equilíbrio. O valor do coeficiente sugere uma velocidade de ajuste de aproximadamente 4% ao mês, o que significa que o desequilíbrio causado por variações nas variáveis macroeconômicas é corrigido lentamente ao longo do tempo, o que é coerente com o comportamento do setor financeiro, cuja adaptação a mudanças econômicas tende a ser gradual.

No curto prazo, destaca-se o coeficiente da variação do índice Ibovespa (D(IBOV)), que se mostra altamente significativa probabilidade menor que 0,01 e positivo 0,105392. Esse resultado revela uma forte relação direta entre o mercado acionário e o desempenho do setor financeiro, o que é esperado, dado que o IFNC é composto majoritariamente por instituições financeiras listadas na bolsa de valores e, portanto, sensíveis à dinâmica de valorização do mercado de capitais. Assim, variações positivas no Ibovespa tendem a impulsionar o IFNC, refletindo períodos de otimismo e expansão no sistema financeiro brasileiro.

A qualidade do ajuste do modelo é elevada, conforme demonstrado pelos valores de R-quadrado 0,825371 e R-quadrado ajustado 0,823891, indicando que cerca de 82% da variação do IFNC é explicada pelas variáveis incluídas na regressão. A estatística-F 557,71; probabilidade menor que 0,001, confirma a significância global do modelo, enquanto a estatística de Durbin-Watson 2,083086 sugere ausência de autocorrelação serial nos resíduos, reforçando a adequação da especificação econométrica adotada.

Em relação ao teste limites de cointegração, observa-se que o valor da estatística-F 2,4210079 situa-se entre os limites críticos de 5% ($I(0) = 2,14$ e $I(1) = 3,30$), o que torna o resultado inconclusivo quanto à presença de cointegração pelo teste F. No entanto, o Teste de Limites - T apresentou um Estatística-T de -5,0169, inferior ao limite de 5% ($I(1) = -4,88$), o que permite rejeitar a hipótese nula de ausência de relação de longo prazo, confirmando a existência de cointegração entre as variáveis. Esse achado reforça a interpretação do termo de

correção de erro, validando a presença de um relacionamento estável e significativo de longo prazo entre o sistema financeiro e os indicadores macroeconômicos utilizados.

Dessa forma, os resultados sugerem que o sistema financeiro brasileiro (IFNC) mantém uma relação de equilíbrio de longo prazo com as principais variáveis macroeconômicas, reagindo a choques econômicos de forma temporária, mas retornando gradualmente ao equilíbrio ao longo do tempo. No curto prazo, o desempenho do mercado acionário exerce papel fundamental na dinâmica do setor financeiro, enquanto, no longo prazo, as variáveis macroeconômicas influenciam a trajetória do IFNC de maneira integrada e estável.

O modelo ARDL mostrou-se estatisticamente robusto e consistente, evidenciando que o comportamento do sistema financeiro é sensível às variações do mercado acionário e responde de forma lenta, porém estável, aos choques macroeconômicos. A confirmação da cointegração pelo Teste de Limites - T reforça a validade do modelo, permitindo concluir que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas e o desempenho do sistema financeiro brasileiro no período de 2005 a 2024.

CONCLUSÃO

O presente estudo analisou os impactos das variáveis macroeconômicas sobre o Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) no período de 2005 a 2024, utilizando como variável dependente o ÍNDICE BM&BOVESPA FINANCEIRO (IFNC) e adotando o Modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL) como abordagem econométrica. A pesquisa permitiu compreender de forma integrada como choques macroeconômicos se propagam pelo sistema financeiro, e quais das variáveis utilizadas exercem maior influência no curto prazo e se existe um equilíbrio estável de longo prazo entre os indicadores analisados.

Os resultados da regressão com termo de correção de erro (ECM) forneceram evidências fundamentais para compreender a interação entre curto e longo prazo. Quanto ao teste de limites, apesar de a estatística-F se situar na região inconclusiva, o Teste - T indicou valor inferior ao limite I (1) em 5% de significância, ($-5,0169$ menor que $-4,88$), permitindo rejeitar a hipótese nula e confirmando a existência de cointegração entre o IFNC e seus determinantes macroeconômicos utilizados. Assim, a integração entre o ECM e o Teste - T possibilita concluir que há, sim, uma relação estável de longo prazo, mesmo que essa estabilidade não seja captada plenamente pelo teste-F.

Dessa forma, o conjunto dos resultados indica que o sistema financeiro brasileiro reage de maneira sensível aos choques de curto prazo especialmente aos movimentos do mercado acionário, mas preserva também uma dinâmica de equilíbrio de longo prazo com as principais variáveis macroeconômicas. É justamente essa combinação entre alta volatilidade conjuntural e tendência de correção gradual que caracteriza a trajetória do SFB ao longo das últimas décadas.

O mercado acionário composto por diversas instituições financeiras deixa relações comuns entre o IFNC e o IBOV, permitindo inferir que as oscilações presentes no mercado acionário tem interferência no sistema financeiro o que provoca uma trajetória comum entre as duas series históricas ao longo do período analisado.

O estudo demonstra que o sistema financeiro brasileiro é simultaneamente frágil no curto prazo e resiliente no longo prazo, reage intensamente às flutuações macroeconômicas, mas tende a retornar ao seu equilíbrio estrutural, podendo ser uma validação que ações tomadas para corrigir os choques que ocorreram tiveram êxito, mesmo que a correção ocorra de forma lenta e gradual.

Esses resultados têm importantes implicações para a formulação de políticas públicas, destacando a necessidade de mecanismos que reduzam a sensibilidade a choques de curto prazo

especialmente em períodos de incerteza internacional e reforcem as condições que sustentam o equilíbrio de longo prazo do sistema, a relação mais evidente entre algumas variáveis explicativas com a variável explicada, sinaliza possíveis dependência que o SFB tem, fazendo com que seja pensado formas de reduzir essas dependência tornando o SFB mais dinâmico permitindo que tenha uma correção dos choque mais efetiva.

Assim, compreender a interação entre as variáveis reais, financeiras e expectativas torna-se fundamental para promover maior estabilidade, previsibilidade e eficiência na economia brasileira possibilitando ocorrer um desenvolvimento sem se expor tanto ao risco de possíveis choques.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSAF NETO, Alexandre. Finanças corporativas e valor. 7. ed. São Paulo: Atlas S.A, 2014. 824 p.

BARBOSA, Lucas França. CRÉDITO E MICROCRÉDITO NO BRASIL: UMA APRESENTAÇÃO PARA OS PERÍODOS 1964-1973 e 2003- 2010. 2018. 44 f. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Ufc, Fortaleza, 2018. Disponível em: <https://repositorio.ufc.br/bitstream/riufc/79196/3/2018_tcc_lfbarbosa.pdf>. Acesso em: 04 jun. 2025.

BERTOLUCCI JÚNIOR, Cláudio. CAUSALIDADE DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO. 2016. 36 f. Tese (Doutorado) - Curso de Ciências Econômicas, Insper, São Paulo, 2016. Disponível em: <<https://repositorio-api.insper.edu.br/server/api/core/bitstreams/8e1710b0-758f-45fb-b402-e4b47e87800c/content>>. Acesso em: 22 maio 2025.

BLANCHARD, Olivier. Macroeconomia. 4. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2007. 625 p.

BRASIL, Banco Central do. Banco Central é eleito o "Central Bank of the Year 2024". 2024. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/detalhenoticia/787/noticia>>. Acesso em: 20 maio 2025.

_____, Banco Central do. Conversor de Moedas. 2025. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/conversao>>. Acesso em: 26 maio 2025.

_____, Banco Central do. SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais - v2.1

Módulo público. Histórico das taxas de juros fixadas pelo Copom e evolução da taxa Selic. 2025. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 25 maio 2025.

_____, Banco Central do. Sistema Financeiro Nacional (SFN). Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidade financeira/sfn>>. Acesso em: 21 maio 2025.

_____, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. PIM-PF - Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física. 2025. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9294-pesquisa-industrial-mensal-producao-fisica-brasil.html?=&t=series-historicas>>. Acesso em: 26 maio 2025.

_____, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. PNAD Contínua - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. 2025. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=series-historicas>>. Acesso em: 26 maio 2025.

_____, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. SCNT - Sistema de Contas Nacionais Trimestrais: séries históricas. Séries históricas. 2025. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/comercio/9300-contas-nacionais-trimestrais.html?=&t=series-historicas>>. Acesso em: 26 maio 2025.

_____, Ministério da Economia Secretaria do Tesouro. Manual de Contabilidade Aplicada ao Setor Público. 10. ed. Distrito Federal: Tesouro Nacional, 2023. 582 p.

BREDOW, Sabrina Monique Schenato; LÉLIS, Marcos Tadeu Caputi; CUNHA, André Moreira. O ciclo de alta nos preços das commodities e a economia brasileira: uma análise dos mecanismos externos de transmissão entre 2002 e 2014. *Economia e Sociedade*, [S.L.], v. 25, n. 3, p. 695-731, dez. 2016. FapUNIFESP (SciELO). Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/1982-3533.2016v25n3art7>>. Acessado em: 25 maio 2025.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. O Tripé, o Trilema e a Política Macroeconômica: a economia brasileira na encruzilhada. Dossiê da Crise IV, [s. l], p. 21-29, ago. 2013. Disponível em: <[https://jlcereiro.wordpress.com/wp-content/uploads/2013/10/dossic3aa_economia_na_encruzilhada](https://jlcereiro.wordpress.com/wp-content/uploads/2013/10/dossic3aa_economia_na_encruzilhada.pdf)>.pdf. Acesso em: 20 maio 2025.

CABRAL, Roberta Pesce Fonteles. Tripé macroeconômico e nova matriz econômica: o contraste das políticas econômicas e ideologias adotadas nos últimos governos. 2015. 66 f. TCC (Graduação) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade de Brasília, Brasília – Df, 2015. Disponível em: <https://bdm.unb.br/bitstream/10483/11826/1/2015_RobertaPesceFontelesCabral.pdf>. Acesso em: 04 jun. 2025.

DELMONDES, Lucas. EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO COM MODELOS VAR DOS IMPACTOS DA SELIC SOBRE PIB E IPCA (2002 – 2024). 2024. 74 f. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Ufms, Rs, Santa Maria, Rs, 2024. Disponível em: <https://repositorio.ufsm.br/bitstream/handle/1/33949/Delmondes_Lucas_2024_TCC.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 04 jun. 2025.

ENGLE, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. Disponível em: <<https://doi.org/10.2307/1913236>>. Acessado em: 24 maio 2025.

GARCIA, Felipe Alves Sampaio. CRISE E ESTAGNAÇÃO: OS FATORES MACROECONÔMICOS DA CRISE BRASILEIRA (2014-2020), UMA ABORDAGEM PÓS-KEYNESIANA. 2021. 38 f. (TCC) - Curso de Ciências Econômicas, Unesp, Araraquara – Sp, 2021. Disponível em: <<https://repositorio.unesp.br/server/api/core/bitstreams/b5f0a3bf-6621-4d31-83fd-dee822dd7875/content>>. Acesso em: 04 jun. 2025.

GUJARATI, Damondar N.; POTER, Dawn C.. *ECONOMETRIA BÁSICA*. 5. ed. Porto Alegre Rs: Amgh Editora Ltda., 2011. 918 p.

Índice Bovespa (Ibovespa B3). 2025. Disponível em: <https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm>. Acesso em: 26 maio 2025.

JOHANSEN, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. Disponível em: <<https://doi.org/10.2307/2938278>>. Acesso em: 25 maio 2025.

JÚNIOR, BERTOLUCCI Cláudio. CAUSALIDADE DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO. 2016. 36 f. Tese (Doutorado) - Curso de Ciências Econômicas, Insper, São Paulo, 2016. Disponível em: <<https://repositorio-api.insper.edu.br/server/api/core/bitstreams/8e1710b0-758f-45fb-b402-e4b47e87800c/content>>. Acesso em: 22 maio 2025.

KOGA, Celso Noriyuki. ACORDO DE BASILEIA: UMA ANÁLISE SOBRE A ATUAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL COM VISTAS À ADEQUAÇÃO DO SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL. 2013. 102 f. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Ufsc, Florianópolis, 2013. Disponível em: <<https://repositorio.ufsc.br/bitstream/handle/123456789/103849/Monografia%20do%20Celso%20Koga.pdf?sequence=1&isAllowed=y>>. Acesso em: 04 jun. 2025.

KANCZUK, Fabio. Um Termômetro para as Macro-Prudenciais. *Revista Brasileira de Economia*, [S.L.], v. 67, n. 4, p. 497-512, 31 dez. 2013. FapUNIFESP (SciELO). Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S0034-71402013000400006>>. Acesso em: 26 maio 2025.

LORENZO, Manuela Fortes. A INCERTEZA E O IMPACTO NAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS. 2016. 55 f. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Departamento de Economia – Puc-Rio, Puc-Rio, Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <http://ftp.econ.puc-rio.br/uploads/adm/trabalhos/files/Manuela_Fortes_Lorenzo.pdf>. Acesso em: 22 maio 2025.

MORAIS, Igor; STONA, Filipe; SCHUCK, Gustavo. *Econometria Aplicada no EViews*. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 2016. 183 p.

MORETTIN, Pedro A.. *ECONOMETRIA FINANCEIRA: um curso em séries temporais financeiras*. 2. ed. São Paulo: Blucher, 2011. 420 p.

NEGREDO, Ana Beatriz Silveira. A relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. 2021. 23 f. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade de Brasília, Brasília, 2021. Disponível em: <https://bdm.unb.br/bitstream/10483/29168/1/2021_AnaBeatrizSilveiraNegredo_tcc.pdf>. Acesso em: 04 jun. 2025.

PASTORE, Affonso Celso. Caminhos E Descaminhos Da Estabilização. São Paulo: Portfolio Penguin, 2024. 240 p.

PESARAN, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. Disponível em: <<https://doi.org/10.1002/jae.616>>. Acessado em: 25 maio 2025.

O NOVO PNE E O ARCABOUÇO FISCAL: MÍNIMO CONSTITUCIONAL E META DE FINANCIAMENTO DA EDUCAÇÃO EM RISCO. *SciELO Preprints*, 2024. DOI: 10.1590/SciELOPreprints.9030. Disponível em: <<https://preprints.scielo.org/index.php/scielo/preprint/view/9030>>. Acesso em: 2 nov. 2025.

OLIVEIRA, Reci. O PAPEL DO SISTEMA FINANCEIRO NO PROCESSO DO DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO REGIONAL Análise da realidade brasileira no período de 1991 a 2000. 2003. 96 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Ciências Econômicas, Ufrgs, Porto Alegre, 2003. Disponível em: <<https://lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/3210/000383564.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 04 jun. 2025.

PASTORE, Affonso Celso. Caminhos E Descaminhos Da Estabilização. São Paulo: Portfolio Penguin, 2024. 240 p.

PEREZ, Rafael de Castro. TRIPÉ MACROECONÔMICO BRASILEIRO: FUNDAMENTOS E ALTERNATIVAS SOB A ÓTICA DESENVOLVIMENTISTA CONTEMPORÂNEA. 2018. 61 f. Tese (Doutorado) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2018. Disponível em: <<https://repositorio.unicamp.br/Busca/Download?codigoArquivo=514081>>. Acesso em: 04 jun. 2025.

PRATES, Daniela Magalhães. O regime de câmbio flutuante no Brasil 1999-2012 especificidades e dilemas. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea, 2015. 188 p.

PESARAN, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level

relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. Disponível em: <<https://doi.org/10.1002/jae.616>>. Acessado em: 25 maio 2025.

RODRIGUES, Lásara Fabrícia. Fundamentos de Economia. Cuiabá-Mt: Ufimt, 2012. 127 p.

RODRIGUES, Regiane Lopes; VERÍSSIMO, Michele. Evidências de desindustrialização setorial no Brasil: uma análise por modelos ardl. *Economia e Sociedade*, [S.L.], v. 32, n. 2, p. 355-381, 30 maio 2023. FapUNIFESP (SciELO). <<http://dx.doi.org/10.1590/1982-3533.2023v32n2art05>>. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/1982-3533.2023v32n2art05>>. Acesso em: 26 maio 2024.

SANTOS, Claudio Hamilton Matos dos. Características Estruturais do Sistema Financeiro Brasileiro um registro da reflexão do Ipea no biênio 2014-2015. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea, 2017. 427 p.

SILVA, Agatha; AFONSO, Antônio; GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito. DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL. *Revista Cadernos de Finanças Públicas*, Brasília, v. 20, p. 1-43, jan. 2021. Disponível em: <<https://publicacoes.tesouro.gov.br/index.php/cadernos/article/download/108/80/405>>. Acesso em: 22 maio 2025.

SOUSA, R. M. & Almeida, K. P. (2021). Obstáculos internos e externos ao crescimento e desempenho da indústria brasileira - uma análise a partir de modelos de cointegração ARDL para o período de 2006 a 2018. *Revista de Economia Mackenzie*, 18(1), 115-142.

doi:105935/1808-2785/rem.v18n1p.115-142 Disponível em :<105935/1808-2785/rem.v18n1p.115-142>. Acessado em: 22 maio 2025.

SOUZA, Túlio Assis. Déficitos gêmeos na economia brasileira: uma investigação via modelos de defasagens distribuídas. 2015. 53 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais Aplicadas) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2015. DOI <https://doi.org/10.14393/ufu.di.2015.86>. Disponível em:<DOI <https://doi.org/10.14393/ufu.di.2015.86>>. Acesso em: 22 maio 2025.

TUPY, Igor Santos; CROCCO, Marco; SILVA, Fernanda Faria. Resiliência e impactos regionais de crises financeiras: uma análise para os estados brasileiros - 2007/08. Economia e Sociedade, [S.L.], v. 27, n. 2, p. 607-636, ago. 2018. FapUNIFESP (SciELO). Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/1982-3533.2017v27n2art9>>. Acessado em 04 jun. 2025.

VERÍSSIMO, M. P. (2018). Indicadores industriais dos Estados do Sudeste Brasileiro: uma análise sobre desindustrialização a partir de modelos ARDL. Blucher Engineering Proceedings, 5(1). Disponível em:<<https://doi.org/10.5151/enei2018-11>>. Acessado em: 25 maio 2025.

VIEIRA, F. V., & Silva, C. G. (2016). Brics exports performance: an ardl bounds testing empirical investigation. Anais do XLIV Encontro Nacional de Economia [Proceedings Of The 44th Brazilian Economics Meeting]. São Paulo, SP, Brazil, 101. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files_I/i7-80490f02382136018991d1557e20dde6.pdf>. Acessado em: 25 maio 2025.

ZANIBONI, Natália Cordeiro; MONTINI, Alessandra de Ávila. Modelo de Defasagem Distribuída Polinomial para Teste de Estresse do Sistema Financeiro no Brasil. Revista de Ciências da Administração, [S.L.], p. 8-21, 12 abr. 2019. Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). <http://dx.doi.org/10.5007/2175-8077.2019v21n53p8>. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.5007/2175-8077.2019V21n53p8>>. Acesso em: 20 maio 2025.