

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

VINÍCIUS MARQUES SERPELONI

A INFLUÊNCIA DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO FLUXO DE RESGATES
DE FUNDOS DE INVESTIMENTOS NO BRASIL

CURITIBA

2025

VINÍCIUS MARQUES SERPELONI

A INFLUÊNCIA DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO FLUXO DE RESGATES
DE FUNDOS DE INVESTIMENTOS NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientadora: Prof. Dr^a. Larissa Naves de Deus Dornelas

CURITIBA

2025

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SISTEMA DE BIBLIOTECAS – BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS

Serpeloni, Vinícius Marques

A influência de variáveis macroeconômicas no fluxo de resgates de fundos de investimentos no Brasil / Vinícius Marques Serpeloni .- 2025.
1 recurso on-line: PDF.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia.
Orientadora: Profa. Dra. Larissa Naves de Deus Dornelas.

1.Economia. 2. Macroeconomia. 3. Fundos de investimentos.
4. Investimentos - Aspectos psicológicos. 5. Investimentos – Processo decisório. I. Dornelas, Larissa Naves de Deus. II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

Bibliotecária: Kathya Fecher Dias – CRB-9/2198



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO ECONOMIA -
40001016051P7

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação ECONOMIA da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **VINÍCIUS MARQUES SERPELONI**, intitulada: **A INFLUÊNCIA DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO FLUXO DE RESGATES DE FUNDOS DE INVESTIMENTOS NO BRASIL**, sob orientação da Profa. Dra. LARISSA NAVES DE DEUS DORNELAS, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 09 de Julho de 2025.

Assinatura Eletrônica

10/07/2025 16:06:34.0

LARISSA NAVES DE DEUS DORNELAS

Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

14/07/2025 10:29:24.0

ADRIANA SBICCA FERNANDES

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Assinatura Eletrônica

15/07/2025 11:30:47.0

ADALTO ACIR ALTHAUS JUNIOR

Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

AV. PREFEITO LOTHARIO MEISSNER, 632 - CURITIBA - Paraná - Brasil

CEP 80210-170 - Tel: (41) 3360-4464 - E-mail: ppgecon@ufpr.br

Documento assinado eletronicamente de acordo com o disposto na legislação federal Decreto 8539 de 08 de outubro de 2015.

Gerado e autenticado pelo SIGA-UFPR, com a seguinte identificação única: 465628

Para autenticar este documento/assinatura, acesse <https://siga.ufpr.br/siga/visitante/autenticacaoassinaturas.jsp> e insira o código 465628

RESUMO

A dissertação investiga a influência de variáveis macroeconômicas sobre os fluxos de resgates em fundos de investimento no Brasil, com foco nas classes Ações, Renda Fixa e Multimercado. Primeiramente, a revisão teórica foi fundamentada na Teoria das Finanças Comportamentais e em outros trabalhos empíricos que investigaram a causa de resgates de fundos de investimentos. Em seguida, apresenta-se um panorama da indústria de fundos de investimento no país, sua evolução, estrutura normativa e perfil dos investidores. A análise empírica será conduzida por meio de um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR), permitindo examinar a dinâmica entre indicadores macroeconômicos, como Selic, inflação, câmbio, PIB, risco-país, entre outros, e o comportamento dos resgates. Os resultados indicam que choques na taxa de juros e no nível de incerteza econômica exercem impacto significativo sobre os resgates, com efeitos distintos entre as classes de fundos. Fundos de renda fixa mostraram maior sensibilidade à Selic e ao ciclo econômico (PIB), enquanto fundos de ações e multimercado responderam com mais intensidade à incerteza e ao desempenho do mercado acionário. A análise reforça a presença de comportamento não totalmente racional por parte dos investidores, evidenciando o papel de fatores comportamentais na dinâmica dos fluxos.

Palavras-chave: Fundos de investimento; Finanças comportamentais; Fluxo de resgates; Variáveis macroeconômicas; Modelo VAR.

ABSTRACT

This dissertation investigates the influence of macroeconomic variables on redemption flows in investment funds in Brazil, with a focus on the Equity, Fixed Income, and Multimarket categories. First, the theoretical review is grounded in Behavioral Finance Theory and other empirical studies that examine the drivers of fund redemptions. Next, an overview of the Brazilian investment fund industry is presented, including its evolution, regulatory framework, and investor profiles. The empirical analysis is conducted using a Vector Auto-Regression (VAR) model, which allows for the examination of the dynamic relationships between macroeconomic indicators, such as the Selic rate, inflation, exchange rate, GDP, country risk, among others, and redemption behavior. The results indicate that shocks in interest rates and economic uncertainty have a significant impact on redemptions, with distinct effects across fund categories. Fixed income funds exhibited greater sensitivity to the Selic rate and the economic cycle (GDP), while equity and multimarket funds responded more strongly to uncertainty and stock market performance. The analysis reinforces the presence of not entirely rational investor behavior, highlighting the role of behavioral factors in the dynamics of fund flows.

Keywords: Investment funds; Behavioral finance; Redemption flows; Macroeconomic variables; VAR model.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Evolução do patrimônio líquido da indústria de fundos do Brasil (em milhões).....	32
Gráfico 2 – Evolução do patrimônio líquido por classe de fundos (em milhões)	33
Gráfico 3 – Concentração do patrimônio líquido dos fundos de investimentos por segmento do investidor (%).....	35
Figura 1 – Estabilidade do modelo VAR (2)	50
Figura 2 – Teste CUSUM	51
Gráfico 4 – Função de Autocorrelação (FAC) – Resgates de fundos de renda fixa ..	54
Gráfico 5 – Função de Autocorrelação (FAC) – PIB.....	55
Gráfico 6 – Função de Autocorrelação (FAC) – SELIC_D1	56
Figura 3 – Impulsos-resposta para resgates de fundos de ações	64
Figura 4 – Impulsos-resposta para resgates de fundos de renda fixa	66
Figura 5 – Impulsos-resposta para resgates de fundos multimercado	68
Gráfico 7 – Decomposição da variância - Resgates de fundos de ações	72
Gráfico 8 – Decomposição da variância - Resgates de fundos de renda fixa	74
Gráfico 9 – Decomposição da variância - Resgates de fundos multimercado	76

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Passivo dos fundos de investimentos no Brasil por segmento de investidor	34
Tabela 2 – Estatísticas descritivas	45
Tabela 3 – Teste de estacionariedade.....	47
Tabela 4 – Seleção do modelo de VAR	49
Tabela 5 – Teste de Breusch-Godfrey (BG) com 2 defasagens.....	52
Tabela 6 – Teste de Breusch-Godfrey (BG) com 5 defasagens.....	53
Tabela 7 – Causalidade de Granger	61
Tabela 8 – Decomposição da variância – Resgates de fundos de ações	70
Tabela 9 – Decomposição da variância – Resgates de fundos de renda fixa	72
Tabela 10 – Decomposição da variância – Resgates de fundos multimercado	74

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	7
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	11
2.1. TEORIA DAS FINANÇAS COMPORTAMENTAIS	11
2.2. RESGATES EM FUNDOS DE INVESTIMENTOS E SUAS RELAÇÕES DE CAUSALIDADE	18
3. FUNDOS DE INVESTIMENTO E SUA INDÚSTRIA NO BRASIL	27
3.1. A RACIONALIDADE DA ALOCAÇÃO EM FUNDOS DE INVESTIMENTO ...	28
3.2. CENÁRIO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE FUNDOS DE INVESTIMENTO.	32
4. METODOLOGIA	39
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	45
5.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	45
5.2. TESTES DE ESTACIONARIEDADE.....	47
5.3. SELEÇÃO DE DEFASAGEM.....	48
5.4. TESTE DE ESTABILIDADE	50
5.5. TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO	51
5.6. ESTIMAÇÃO DA REGRESSÃO VAR SAZONAL E TESTE DE NEWEY-WEST	58
5.7. CAUSALIDADE DE GRANGER	61
5.8. IMPULSOS-RESPOSTAS.....	63
5.9. DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	70
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	77
REFERÊNCIAS.....	80
ANEXOS	85

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, os fundos de investimento assumiram papel de destaque no mercado financeiro brasileiro tanto pela sua crescente importância como instrumento de canalização da poupança quanto pela sofisticação de suas estruturas e de suas estratégias. Segundo dados da ANBIMA (2025), o patrimônio líquido da indústria de fundos no Brasil atingiu a marca R\$9,2 trilhões ao fim de 2024, enquanto o número de cotistas saltou de 1,69 milhão, em janeiro de 2005, para pouco mais de 27,4 milhões ao fim de 2024. Esse crescimento reflete, por sua vez, não apenas a expansão do mercado, mas também o amadurecimento institucional, regulatório e comportamental dos agentes econômicos envolvidos.

Essa evolução, no entanto, veio acompanhada de novas questões e desafios, sobretudo no que diz respeito ao comportamento dos investidores frente a diferentes cenários econômicos. A teoria financeira tradicional, baseada em modelos como a Hipótese dos Mercados Eficientes (Fama, 1970) e o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), pressupõe que os agentes são plenamente racionais, maximizadores de utilidade e capazes de reagir eficientemente às informações disponíveis. Contudo, uma série de evidências empíricas desafiou esses pressupostos, especialmente a partir das contribuições de Kahneman e Tversky (1979), De Bondt e Thaler (1985) e Odean (1998), que revelaram padrões sistemáticos nas decisões dos investidores.

Nesse sentido, o campo das Finanças Comportamentais emergiu justamente para compreender tais desvios. Vieses como o excesso de confiança, as heurísticas de representatividade e de ancoragem, a aversão à perda, o pensamento desejoso (*wishful thinking*) e o comportamento de manada passaram a ser incorporados como elementos fundamentais na explicação dos movimentos de mercado. Conforme argumentam autores como Shiller (2000) e Baker e Wurgler (2007), esses fatores comportamentais influenciam, significativamente, os preços dos ativos, assim como os fluxos de entrada e de saída dos fundos de investimento, principalmente, no varejo.

No contexto brasileiro, o trabalho de Grecco (2012) destaca-se ao documentar como tais vieses se manifestam nos fluxos de captação e resgate dos fundos de investimentos. A autora mostra que o comportamento dos investidores é influenciado

por elementos não-rationais, como otimismo excessivo em períodos de alta e pânico em momentos de crise, reforçando a presença do chamado efeito manada.

Além dos fatores comportamentais, a literatura empírica internacional e nacional tem se dedicado a investigar uma ampla gama de determinantes que explicam os fluxos de entrada e de saída de fundos de investimento. Estudos como os de Ippolito (1992), Sirri e Tufano (1998) e Ivković e Weisbenner (2009) mostram que o desempenho passado dos fundos é um dos principais vetores de decisão dos cotistas, impulsionando aportes em produtos com rentabilidades recentes elevadas, fenômeno conhecido como *performance chasing*. Contudo, a sensibilidade às perdas não é simétrica, sendo os resgates em fundos de baixo desempenho menos intensos do que as aplicações em fundos vencedores, o que gera uma relação convexa entre desempenho e fluxo.

Outros estudos apontam que variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, volatilidade e choques de política monetária, também afetam significativamente os fluxos (Warther, 1995; Banegas, Montes-Rojas e Siga, 2016). Além disso, elementos como custos de transação, taxas de administração, visibilidade na mídia, esforços de marketing e estrutura de distribuição dos fundos exercem influência relevante sobre a decisão dos investidores (Barber, Odean e Zheng, 2005; Jain e Wu, 2000; Williams, 2018). Por fim, aspectos institucionais e regulatórios também modulam a sensibilidade dos fluxos ao desempenho, como mostram Ferreira et al. (2012) ao compararem fundos de diferentes países.

Todos esses fatores, quando somados aos vieses comportamentais anteriormente descritos, tornam o comportamento de resgates e de aplicações um fenômeno multifacetado, com implicações importantes para a eficiência dos mercados e para a estabilidade da indústria de fundos. De modo adicional, cumpre observar que, além de multifacetado, o comportamento dos fluxos de fundos de investimento é marcado pela sobreposição entre fatores de natureza racional e não-rationais, o que dificulta a mensuração do impacto dos vieses cognitivos. Nem sempre as reações dos investidores seguem os padrões previstos pela teoria, o que evidencia a necessidade de abordagens metodológicas capazes de captar relações dinâmicas e, por vezes, endógenas entre resgates e variáveis de mercado.

Diante desse contexto, este trabalho busca responder o seguinte questionamento: **de que forma variáveis macroeconômicas influenciam os fluxos de resgates dos fundos de investimento no Brasil?**

A resposta a essa pergunta é relevante por diversos motivos. Dentre eles, em primeiro lugar, permite-se identificar padrões de comportamento que se repetem ao longo do tempo, contribuindo para o aprimoramento de estratégias de gestão de recursos e comunicação com investidores. Em segundo, auxilia-se na compreensão da dinâmica de liquidez do mercado financeiro, sobretudo em momentos de estresse ou de transição econômica.

O objetivo principal desta dissertação é, portanto, analisar a influência de variáveis macroeconômicas sobre os fluxos de resgates dos fundos de investimento no Brasil, com ênfase nas três principais categorias da indústria: ações, multimercado e renda fixa. Para isso, será adotada uma abordagem econométrica baseada em modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR), os quais possibilitam examinar a relação dinâmica e endógena entre múltiplas variáveis, sem impor restrições estruturais *a priori*. O modelo permitirá avaliar o impacto de choques em indicadores como a taxa Selic, prêmio da NTN-B, inflação (IPCA), PIB, taxa de câmbio real, IBOVESPA, risco-país (EMBI+) e o Índice de Incerteza da Economia (IIE-Br) sobre os movimentos de resgate. A taxa Selic, inflação, prêmio da NTN-B e PIB foram escolhidas por representarem fundamentos econômicos tradicionais e citados recorrentemente em noticiários e análises econômicas, além de serem diretamente ligados à rentabilidade e risco das aplicações financeiras. Por outro lado, variáveis como risco-país (EMBI+), Índice de Incerteza da Economia (IIE-Br) e, parcialmente, o IBOVESPA, foram escolhidas especificamente para atuarem como proxies do sentimento e reação comportamental dos investidores. O EMBI+ reflete a percepção internacional do risco associado ao país, enquanto o IIE-Br captura a incerteza econômica doméstica, ambos podendo influenciar ou serem influenciados pelo comportamento de manada e decisões impulsivas dos investidores. Já o IBOVESPA, embora seja um indicador de desempenho acionário, também reflete parcialmente o sentimento de mercado, sobretudo em períodos de volatilidade.

Nesse escopo, parte-se de hipóteses iniciais em que variáveis como a taxa Selic e o PIB possuem influência relevante sobre os resgates, especialmente nos fundos de renda fixa, dado que esse tipo de fundo costuma ser mais sensível às

oscilações da política monetária e do ciclo econômico, uma vez que sua atratividade está diretamente associada ao nível das taxas de juros e à estabilidade macroeconômica. Além disso, supõe-se que a taxa Selic também influencie de maneira diretamente proporcional os resgates dos fundos de ações, uma vez que elevações na taxa de juros tendem a reduzir a atratividade da renda variável, enquanto reduções da Selic aumentam o apelo da renda variável. Por sua vez, variáveis que atuam como proxies do sentimento do investidor, como o próprio IIE-Br, o EMBI+ e, em parte, o IBOVESPA, são mais eficazes a explicar movimentos mais intensos de resgates nos fundos de ações e multimercados, uma vez que são tipos de fundos com rentabilidade mais volátil no curto prazo. Essas hipóteses iniciais guiarão a análise empírica ao longo do trabalho.

A análise será conduzida com base em dados mensais no período de 2005 a 2024, abrangendo diferentes ciclos econômicos e episódios de instabilidade do Brasil. A escolha de 2005 como ponto de partida deve-se ao fato de ser o ano em que começaram os registros sistematizados dos fluxos de resgates de fundos de investimento no Brasil. O ano de 2024 foi selecionado como término da série, pois corresponde ao último ano-exercício completo até a realização do trabalho.

Os resultados serão interpretados a partir de duas ferramentas centrais do modelo VAR: a Função de Resposta a Impulso (IRF), que mostra como os fluxos de resgate reagem ao longo do tempo a choques em variáveis macroeconômicas específicas, e a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (FEVD), que indica o grau de importância de cada variável na explicação da dinâmica dos fluxos.

O trabalho está estruturado em seis capítulos, começando com esta introdução como primeiro. Por conseguinte, o segundo capítulo apresenta, na primeira subseção, os fundamentos das finanças comportamentais e os principais vieses que influenciam a tomada de decisão dos investidores, enquanto a segunda subseção expõe exemplos de outros trabalhos empíricos que buscaram encontrar causalidade nos fluxos de fundos de investimentos no Brasil e no exterior. Já no terceiro e no quarto capítulos, respectivamente, traça-se um panorama institucional e estrutural da indústria de fundos no Brasil e detalha-se a metodologia econométrica adotada para a pesquisa. Na sequência, o capítulo cinco explicita e discute os resultados obtidos a partir da aplicação do modelo, levando, por fim, ao capítulo seis – que traz as considerações finais do trabalho.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Este capítulo tem por objetivo apresentar os principais conceitos, abordagens teóricas e evidências empíricas relacionados aos determinantes dos fluxos de aplicação e de resgate em fundos de investimento.

Na primeira subseção, é apresentada a Teoria das Finanças Comportamentais, com o intuito de analisar como, muitas vezes, o investidor não observa análises técnicas e elaboradas para suas tomadas de decisão, mas leva em consideração fatores sentimentais derivados de experiências próprias, de eventos passados e de observação do movimento de indicadores econômicos. Parte desses fatores será analisado empiricamente neste trabalho seja pela resposta esperada do movimento das variáveis macroeconômicas sobre o resgate dos fundos seja, em especial, por meio do Índice de Incerteza Econômica da FGV, que corresponde a uma *proxy* do efeito comportamental da formação das expectativas frente ao resgate dos fundos de investimento. Essa abordagem é fundamental para interpretar os resultados da análise empírica à luz de elementos não estritamente racionais, permitindo uma leitura mais rica dos dados obtidos via modelo VAR.

A segunda parte apresenta uma revisão da literatura empírica — nacional e internacional — que investigou os determinantes dos fluxos de entrada e de saída dos fundos. Nesse tocante, são discutidas evidências que relacionam o desempenho dos fundos, as características institucionais, os custos, os ciclos macroeconômicos e o sentimento do investidor com os padrões de movimentação de recursos. Essas evidências servem de referência comparativa e apoio à seleção das variáveis utilizadas no modelo econométrico deste estudo.

2.1. TEORIA DAS FINANÇAS COMPORTAMENTAIS

Os modelos clássicos das finanças modernas foram desenvolvidos a partir da premissa de que os preços dos ativos refletem, de forma plena e eficiente, todas as informações disponíveis no mercado. Essa concepção, conhecida como Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), ganhou notoriedade especialmente após os

trabalhos de Fama (1970) e reflete a transposição de princípios da economia neoclássica para o campo financeiro.

Rogers, Securato e Ribeiro (2007) apontam que a HME se apoia em uma série de pressupostos idealizados para facilitar a modelagem matemática da realidade financeira. Entre eles, estão a aversão ao risco por parte dos investidores e o respeito ao princípio da transitividade na tomada de decisões; a possibilidade de fracionamento dos ativos, permitindo a aquisição de porções específicas conforme o desejo do investidor; a inexistência de influência individual sobre os preços dos ativos, assumindo mercados perfeitamente concorrenciais; a neutralidade em relação a custos de transação e impostos e a homogeneidade informacional, em que todos os investidores compartilham a mesma compreensão sobre as distribuições de retorno esperadas.

Esses pressupostos refletem uma visão de mercado em que os agentes são plenamente racionais, maximizadores de utilidade esperada e capazes de interpretar e reagir eficientemente a qualquer nova informação. A consequência direta dessa lógica é a crença de que os preços dos ativos já incorporam todas as expectativas disponíveis e refletem fielmente seu valor justo (Milanez, 2001).

Contudo, conforme documentam Rogers, Securato e Ribeiro (2007), a partir dos anos 1980, uma série de evidências empíricas começou a colocar em xeque essa abordagem. Autores como Shiller (2000), De Bondt e Thaler (1985), Kahneman e Tversky (1979), e Odean (1998) revelaram padrões comportamentais sistemáticos e recorrentes que não se ajustavam ao ideal de racionalidade ilimitada. Esses desvios abriram caminho para o desenvolvimento das finanças comportamentais, uma abordagem que reconhece a existência de vieses cognitivos, emoções, divulgação de informações e restrições ao aprendizado que afetam as decisões dos investidores.

Apesar dessas críticas, os defensores da HME argumentam que a hipótese não exige que todos os participantes sejam racionais. Basta que haja agentes suficientemente racionais e informados (como arbitradores) para corrigir rapidamente qualquer desvio de preço em relação aos fundamentos, mantendo a eficiência do mercado (Rogers, Securato e Ribeiro, 2007). Além disso, sustentam que, em ambientes como os mercados financeiros, há incentivos para decisões racionais e custos de informação muito baixos. Segundo essa visão, erros individuais seriam

aleatórios e com média nula, não gerando distorções sistemáticas. Por fim, os agentes tenderiam a aprender com o tempo, reduzindo gradualmente suas falhas de julgamento.

A pesquisa seminal de Kahneman e Tversky (1979) demonstrou que, em situações de incerteza, os indivíduos tendem a tomar decisões de forma sistematicamente divergente das previsões feitas pela teoria da utilidade esperada. Entretanto, as evidências empíricas levantadas por Rogers, Securato e Ribeiro (2007), que replicaram a pesquisa seminal de Kahneman e Tversky (1979) no Brasil, mostram que tais premissas não se confirmam na prática. Os autores identificaram que:

1. Os erros cometidos pelos agentes são sistemáticos e não aleatórios;
2. Existem limites à arbitragem, uma vez que nem todos os erros geram oportunidades de lucro isentas de risco;
3. Há restrições ao aprendizado, pois os agentes persistem em erros mesmo quando expostos a informações corretivas.

Segundo os autores, esses resultados foram reforçados por três efeitos comportamentais descritos na Teoria do Prospecto¹:

- Efeito certeza: os indivíduos tendem a supervalorizar resultados altamente prováveis, mesmo quando os valores esperados são inferiores;
- Efeito reflexão: no domínio das perdas, os agentes se mostram mais propensos ao risco, enquanto, diante de ganhos, tendem à aversão ao risco, contrariando a teoria da utilidade esperada.

¹ A Teoria do Prospecto, desenvolvida por Kahneman e Tversky (1979), procura compreender os desvios sistemáticos do comportamento racional observados na tomada de decisões sob risco, especialmente aqueles decorrentes do uso de heurísticas cognitivas. Em contraste com os modelos tradicionais de utilidade esperada, a teoria propõe uma abordagem alternativa, destacando que as escolhas dos indivíduos não seguem sempre padrões estritamente racionais. Em contextos de incerteza e tempo limitado, os decisores tendem a recorrer a simplificações mentais — os chamados "atalhos cognitivos" — para processar, organizar e utilizar informações, o que pode resultar em julgamentos enviesados (Rogers; Securato; Ribeiro, 2007, p. 53).

- Efeito isolamento: ao tomarem decisões, os investidores simplificam a análise, ignorando aspectos comuns entre alternativas e se fixando nos pontos de diferença.

Diversos estudos empíricos, tanto no Brasil quanto no exterior, investigam os fatores que influenciam a alocação de recursos em fundos de investimento. Tatiana Grecco (2012) destaca que, embora a performance passada seja frequentemente apontada como um dos principais determinantes dos fluxos de entrada de fundos, outras variáveis – como estrutura de custos, *marketing*, tributação e sazonalidade – também exercem influência significativa, especialmente quando analisadas sob a ótica das Finanças Comportamentais.

Esse campo do conhecimento propõe que os agentes econômicos nem sempre agem de forma plenamente racional. Pelo contrário, estão sujeitos a diversos vieses cognitivos que afetam suas decisões. Grecco (2012), em seu trabalho, apresenta uma síntese desses vieses. Entre eles, pode-se destacar o excesso de confiança, em que o investidor superestima sua capacidade de prever o desempenho futuro. Gervais & Odean (2001), por exemplo, apresentam um modelo dinâmico em que *traders* aprendem sobre sua própria habilidade a partir da experiência no mercado e mostram como esse processo de aprendizado pode ser enviesado, levando à superestimação das próprias capacidades.

Os autores destacam que os investidores não começam suas jornadas no mercado como excessivamente confiantes. Ao invés disso, o excesso de confiança surge a partir de sucessos iniciais, que são interpretados como sinais inequívocos de competência, ainda que possam ser resultado da sorte. Assim, os autores afirmam:

“In assessing his ability, the trader takes too much credit for his successes, i.e. he weighs his successes more heavily than would a true Bayesian agent. This leads him to become overconfident” (Gervais & Odean, 2001, p. 1).

Essa dinâmica faz com que o nível de excesso de confiança cresça nos primeiros períodos da carreira do investidor, estabilizando-se ou até diminuindo com o tempo, à medida que sua percepção sobre a própria habilidade se ajusta. No entanto, enquanto esse ajuste não ocorre, o comportamento tende a ser mais

agressivo, gerando maior volume de negociação e volatilidade no mercado sem necessariamente resultar em lucros maiores.

De forma semelhante, Odean (1998) demonstra que os investidores frequentemente superestimam a precisão de suas informações e acreditam que são mais competentes do que realmente são, resultando em fenômenos que se traduzem em decisões subótimas e excesso de negociação. Essa superestimação das próprias habilidades leva os investidores a negociarem com mais frequência, fazendo mais compras, vendas, resgates e aplicações, mesmo quando não há fundamentos objetivos para isso. Além disso, o autor ressalta que o excesso de confiança está frequentemente associado a um otimismo irrealista: os indivíduos acreditam que suas decisões serão mais bem-sucedidas do que a média dos demais participantes. Odean (1998) também explica que esse comportamento não se limita a investidores inexperientes, pois mesmo os especialistas estão sujeitos ao viés da confiança excessiva, especialmente em contextos como o mercado de ações, em que a previsibilidade é baixa e o *feedback* é lento e ruidoso.

Destarte, Shiller (2002) aponta como o viés de autoatribuição atua como um dos mecanismos psicológicos centrais na formação e propagação de bolhas especulativas. Esse viés refere-se à tendência que os indivíduos têm de atribuir seus sucessos a habilidades pessoais e seus fracassos a fatores externos ou fora de seu controle. O autor destaca que esse padrão de pensamento está profundamente enraizado na psicologia humana e afeta tanto investidores comuns quanto profissionais. A associação emocional com estratégias de investimento bem-sucedidas contribui para uma percepção inflada de competência, alimentando um ciclo de otimismo e confiança excessivos. Esse fenômeno se conecta diretamente ao conceito de *wishful thinking* em que os indivíduos superestimam as chances de sucesso daquilo com que se identificam ou de que se beneficiaram no passado.

No artigo clássico *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases*, Kahneman e Tversky (1974) indicam como a heurística da representatividade influencia os julgamentos dos investidores e, em especial, afeta suas decisões em contextos de incerteza, como a alocação de recursos em fundos de investimento. A heurística da representatividade refere-se à tendência das pessoas de avaliarem a probabilidade de um evento com base no grau em que ele se parece com um

estereótipo ou com um padrão familiar, ignorando informações estatísticas relevantes, como probabilidade base. Em outras palavras, julgamentos são feitos com base na similaridade percebida, não na lógica probabilística.

Aplicando esse conceito ao comportamento dos investidores, é comum que se projete o desempenho passado de um fundo de investimento como indicativo de seu desempenho futuro, simplesmente, porque o fundo se encaixa na “imagem” de um bom investimento. No contexto de fundos de investimento, isso significa que os investidores tendem a seguir padrões de rentabilidade ou *marketing* recentes.

Ao se tratar de outra heurística presente nas teorias de finanças comportamentais, a ancoragem é um viés cognitivo descrito inicialmente por Kahneman e Tversky (1974), no qual as pessoas fazem estimativas partindo de um valor inicial (a “âncora”) e ajustam suas previsões com base nesse ponto. O problema é que os ajustes costumam ser insuficientes, fazendo com que as projeções fiquem excessivamente próximas do valor inicial, mesmo que novas informações estejam disponíveis.

Campbell e Sharpe (2009) investigam esse fenômeno aplicando-o a previsões consensuais de indicadores macroeconômicos, como vendas no varejo, produção industrial e índice de preços:

“Consensus forecasts are biased towards the values of previous months’ data releases, which in some cases results in sizable predictable forecast errors”
(Campbell; Sharpe, 2009, p. 1).

No caso de investidores que alocam recursos com base em projeções macroeconômicas – como os que movimentam fundos de investimento –, o viés de ancoragem pode levar a decisões inadequadas, especialmente em momentos de transição econômica. Os autores observam que os erros de previsão induzidos pela ancoragem chegam a representar até 25% da variabilidade nas surpresas macroeconômicas, especialmente em indicadores como vendas no varejo. Isso significa que grande parte da diferença entre o valor previsto e o valor efetivamente divulgado poderia ter sido antecipada, caso o viés fosse evitado.

Contudo, nem todos os investidores atuam com o mesmo nível de sofisticação dos grandes agentes institucionais². No contexto dos fundos de investimento no Brasil, especialmente voltados ao varejo, a ancoragem pode ter efeitos mais pronunciados, uma vez que muitos investidores replicam comportamentos baseados em previsões enviesadas ou retornos passados:

“Flow in the mutual fund segment is likely to be more closely related to raw returns and summary performance measures.” (GUERCIO; TKAC, 2002, p. 7).

Os vieses citados acima se manifestam de forma intensa nos fundos de investimento, especialmente entre os investidores de varejo, que tendem a movimentar seus recursos com maior frequência, muitas vezes de forma precipitada, o que pode levar à destruição de valor no longo prazo (Goetzmann & Massa, 2002).

Na subseção a seguir, serão apresentados resultados de trabalhos que trouxeram conclusões empíricas sobre o tópico, relacionando heurísticas da Teoria de Finanças Comportamentais com a variação dos fluxos de fundos de Investimentos. Dessa forma, as teorias, os princípios e os experimentos empíricos das Finanças Comportamentais ajudam a compreender como vieses cognitivos e limitações psicológicas afetam a tomada de decisão dos investidores, afastando-se da racionalidade plena assumida pelos modelos clássicos. Heurísticas como excesso de confiança, representatividade, ancoragem e comportamento de manada contribuem para explicar decisões de alocação que, muitas vezes, não seguem critérios estritamente fundamentados.

Esses efeitos se tornam especialmente visíveis em contextos em que as decisões individuais são agregadas e monitoradas de forma sistemática como ocorre nos fundos de investimento (Grecco, 2012). Nesse ambiente coletivo, é possível observar com mais nitidez como fatores emocionais, padrões de comportamento e percepções subjetivas impactam o fluxo de recursos. A análise desse tipo de veículo, portanto, oferece uma oportunidade concreta de estudar como os elementos comportamentais se manifestam na prática, especialmente no contexto brasileiro, marcado pelo crescimento da indústria de fundos, cujo patrimônio líquido alcançou

² Investidores com maior patrimônio e refino técnico na análise de investimentos (Guercio; Tkac, 2002), como fundos de pensão, fundos patrimoniais ou fundos filantrópicos (“*endowment fund*”) e indivíduos de grande patrimônio (Bodie; Kane; Marcus, 2014).

R\$ 9,2 trilhões ao final de 2024, segundo a ANBIMA (2025), juntamente com o expressivo aumento no número de cotistas dos fundos, que passou de 1,69 milhão em janeiro de 2005 para mais de 27,4 milhões ao final de 2024, refletindo a crescente sofisticação dos produtos e a heterogeneidade do perfil dos investidores conforme será apresentado na sequência.

2.2. RESGATES EM FUNDOS DE INVESTIMENTOS E SUAS RELAÇÕES DE CAUSALIDADE

Estudos empíricos – tanto internacionais quanto nacionais – investigaram quais fatores impulsionam os investidores a aplicarem ou a resgatarem recursos de fundos de investimento. De modo geral, a literatura aponta que os fluxos de fundos são influenciados por múltiplos determinantes, englobando o desempenho passado dos fundos, o ambiente macroeconômico, os aspectos comportamentais dos cotistas e as estruturas regulatórias e de mercado, além de fatores como custos e esforços de *marketing*.

Diversos trabalhos apontaram a forte sensibilidade dos fluxos ao desempenho passado dos fundos. Investidores tendem a direcionar aportes para fundos com retornos superiores recentes, fenômeno conhecido como *performance chasing*. Estudos pioneiros como Ippolito (1992) constataram que fundos com melhor performance atraem significativamente mais aplicações.

Sirri e Tufano (1998) corroboram esse padrão ao analisar fundos de ações nos EUA, mostrando que fundos com retornos recentes elevados recebem aportes desproporcionalmente maiores, enquanto os de pior desempenho não sofrem saídas equivalentes. Esse comportamento gera uma relação convexa entre desempenho e fluxos: os “vencedores” são recompensados com fortes captações, ao passo que os “perdedores” nem sempre enfrentam resgates na mesma intensidade. Além disso, Sirri e Tufano (1998) indicam que os fluxos de aplicações e resgates estariam associados ao tamanho de seus patrimônios líquidos, além da visibilidade que recebem em meios de comunicação específicos, como *rankings* de desempenho e publicações voltadas para a recomendação de investimentos ao público de varejo.

Diversos estudos posteriores confirmam essa assimetria (Huang, Wei & Yan, 2007; Ivković & Weisbenner, 2009), atribuindo-a, em parte, à relutância do investidor em resgatar após perdas modestas e a custos de transação que desencorajam saídas, exceto diante de desempenhos muito ruins:

“(...) os custos de transação tornam mais dispendiosa a negociação das cotas, os investidores não comprarão (ou venderão) uma parcela do fundo, a menos que sua performance passada seja suficientemente boa (ou ruim). A existência desses fatores faz com que os fluxos sejam menos sensíveis à performance mediana, do que a elevados custos de transação.” (Januzzi et al., 2016).

No Brasil, análises também identificam a predominância do critério performance na decisão de aporte. Berggrun e Lizarzaburu (2015), examinando fundos de ações brasileiros (2001–2012), concluem que os investidores locais igualmente perseguem fundos de melhor desempenho passado. Dias (2019) encontra evidências análogas em fundos brasileiros de varejo: a rentabilidade acumulada em 12 meses foi um dos fatores mais relevantes para explicar tanto aplicações quanto resgates, especialmente em fundos de ações e de multimercados.

Vale notar que, sob uma perspectiva teórica, o fluxo atraído por fundos vencedores pode ser interpretado como uma alocação racional de capital em gestores possivelmente habilidosos, até o ponto em que retornos anormais sejam arbitrados. Berk e Green (2004) formalizam esse argumento, sugerindo que investidores aportam recursos em fundos de alta performance até que a concorrência elimine a rentabilidade excedente, o que explica a ausência de persistência de desempenho sem recorrer a irracionalidades. Em resumo, o desempenho histórico destaca-se como determinante fundamental dos fluxos em praticamente todos os mercados estudados.

Em outra esfera, outros autores apontam que o ambiente macroeconômico e as condições dos mercados financeiros figuram entre os fatores que modulam os fluxos de fundos. Em nível agregado, os fluxos costumam acompanhar os ciclos dos mercados. Warther (1995) mostrou que entradas líquidas em fundos de ações correlacionam-se positivamente com retornos contemporâneos do mercado acionário, sugerindo que investidores tendem a aplicar mais em cenários de alta das bolsas e a resgatar em momentos de queda. De forma semelhante, choques

macroeconômicos influenciam sobretudo os fundos de renda fixa: por exemplo, um estudo do Federal Reserve (2016) evidenciou que surpresas de aperto monetário nos EUA levaram a fortes resgates em fundos de títulos de renda fixa, dada a sensibilidade desses investidores às perspectivas de alta de juros:

“We find that shocks to Dl_{fed} and Dl_{vix} produce large negative flows on bond mutual funds. Conversely, liquidity, volatility, and macroeconomic shocks are initially followed by equity fund outflows that fully revert over the subsequent two months.” (Banegas, Montes-Rojas e Siga, 2016).

De qualquer modo, eventos extremos têm impacto evidente: episódios de crise levam a movimentos defensivos conhecidos como *flight-to-quality*, em que recursos migram de fundos arriscados (ações e multimercados) para opções mais seguras, como fundos de renda fixa de curta duração ou títulos do governo. Esse comportamento ficou claro na crise de 2008, quando fundos de ações sofreram resgates substanciais globalmente, e se repetiu em momentos como o *taper tantrum* de 2013, que desencadeou saídas significativas de fundos de mercados emergentes (Banegas, Montes-Rojas e Siga, 2016).

Estruturas institucionais e alterações regulatórias sistêmicas também podem moldar fluxos ao longo do tempo. A título de exemplificação, no Brasil, a estabilização monetária dos anos 1990 e reformas normativas posteriores ampliaram a atratividade e a segurança dos fundos de investimento, contribuindo para o crescimento expressivo da indústria nas décadas seguintes (Varga & Wengert, 2011; ANBIMA, 2015). Internacionalmente, Ferreira et al. (2012) contribuem para o tema com uma análise abrangente dessa relação, utilizando dados de mais de 19 mil fundos de investimento em 27 países entre os anos de 1999 e 2005. O estudo investiga como características institucionais, legais e estruturais dos países afetam a força e a forma da relação entre desempenho e fluxo de recursos, oferecendo evidências relevantes para se compreender os mecanismos que determinam os resgates e as aplicações em fundos em diferentes contextos.

Em suas conclusões, os autores apontam que fundos de Investimentos localizados em países com maior proteção legal ao investidor, melhor qualidade de *enforcement* contratual e maior desenvolvimento financeiro apresentam uma relação fluxo-desempenho mais forte e acentuadamente convexa. Isso sugere que, nesses

mercados, os investidores se sentem mais seguros para movimentar seus recursos com base em critérios objetivos de performance, reforçando o papel disciplinador dos fluxos sobre os gestores.

Por outro lado, em países com fraca governança, baixa proteção legal e mercados menos transparentes, a relação entre desempenho e fluxo é mais fraca, o que pode refletir a falta de confiança dos investidores ou a dificuldade de acesso à informação comparável entre fundos. Nesses ambientes, os resgates tendem a ser menos responsivos ao desempenho e outros fatores — como marketing, relacionamentos comerciais ou até liquidez contratual — podem exercer maior influência sobre os fluxos:

“Reactions are more restrained in more developed countries. When it comes to selling losers, however, investors in more developed countries are generally more pro-active than elsewhere.” (Ferreira et al., 2012, p. 31).

Em suma, embora o desempenho específico de cada fundo seja o motor primário das decisões dos cotistas, o contexto macroeconômico funciona como pano de fundo que pode intensificar (ou amenizar) fluxos de entrada e saída conforme as condições financeiras e a confiança dos investidores no mercado.

A literatura também indica que os custos de investir e as características dos fundos também afetam as decisões de aporte e de resgate. Um achado consistente é que a presença de *loads* ou outras taxas de entrada/saída influencia o comportamento de resgate dos cotistas. Nesse sentido, Ippolito (1992) observou que investidores em fundos com taxa de carregamento inicial (comissão de entrada) tendem a ser menos propensos a resgatar após um desempenho insatisfatório, em comparação com investidores de fundos *no-load*, sem essa taxa. Chordia (1996) reforçou que tais custos de saída embutidos servem de desincentivo a resgates de curto prazo.

De fato, no mercado dos EUA, ainda em meados dos anos 1990, a maioria dos recursos estava alocada em fundos com algum tipo de comissão de saída escalonada no tempo, justamente para desencorajar resgates rápidos (Romolona, Kleiman e Gruenstein, 1997).

No que tange às taxas de administração e despesas correntes, os investidores nem sempre as percebem de forma plenamente racional. Barber, Odean e Zheng (2005) constataram que os cotistas reagem negativamente a tarifas salientes, como altas taxas de ingresso ou de performance, mas demonstram pouca sensibilidade às despesas anuais correntes embutidas nos fundos, as quais, muitas vezes, passam “despercebidas” (“*out of sight*”) por serem menos explícitas. Em outras palavras, fundos com elevada taxa de administração conseguem, ainda assim, reter ou atrair investidores se exibem bom desempenho ou forte marketing, um comportamento não estritamente ótimo sob o ponto de vista racional (Gil-Bazo & Ruiz-Verdú, 2009).

Entretanto, a última década trouxe uma tendência clara: fluxos migrando em massa para fundos de gestão passiva e de baixo custo, em detrimento de fundos ativos caros. Nos EUA, por exemplo, os fundos de ações indexados e ETFs receberam aportes de centenas de bilhões de dólares por ano, enquanto os fundos ativos tradicionais enfrentaram resgates líquidos de magnitude semelhante (Morningstar, 2023). Esse deslocamento pode indicar maior conscientização dos investidores sobre o impacto de custos no longo prazo, privilegiando opções mais baratas quando as demais características (como desempenho bruto esperado) são equivalentes.

Outro aspecto crítico considerado é a distribuição e a visibilidade dos fundos. Como escolher um fundo envolve custos de busca por informações (Sirri & Tufano, 1998), fundos que conseguem se destacar ou se tornar conhecidos tendem a captar mais recursos. Evidências mostram que esforços de marketing e a reputação da gestora exercem papel importante na dinâmica de captação. Jain e Wu (2000) documentaram que fundos anunciados em mídia financeira (por exemplo, revistas especializadas) experimentam aumentos significativos de fluxo em comparação a fundos similares não anunciados (Korkeamaki, Puttonen e Smythe, 2007). Os autores notaram que, muitas vezes, os anúncios destacam performances passadas excepcionais que não necessariamente se sustentam no futuro, mas, ainda assim, atraem aplicações substanciais, indicando um impacto direto da publicidade sobre os investidores. De modo relacionado, rankings de fundos e avaliações de terceiros também influenciam decisões de aplicação. Sirri e Tufano (1998) já apontavam que

a aparição em listas de *top performers* e em matérias de revistas de investimento estava correlacionada com entradas de recursos.

Junto a isso, no mercado brasileiro, em que tradicionalmente os grandes bancos dominavam a distribuição de fundos, pesquisas evidenciam o efeito da plataforma de vendas. Williams (2018) verificou que, no período em que a maior parte dos fundos era distribuída pelos “bancões” de varejo, o tamanho da gestora (medido pelo volume total sob gestão) tinha influência positiva na sensibilidade do fluxo à performance. Gestoras grandes, com mais recursos para divulgação e redes de agência, conseguiam atrair captações mesmo com desempenhos apenas medianos, presumivelmente graças à maior visibilidade e confiança dos clientes. Após 2013, contudo, com a ascensão de plataformas independentes e a maior concorrência, Williams (2018) aponta que esse efeito se dissipou, tornando o mercado mais nivelado e dependente de méritos de performance de cada fundo. Tais dinâmicas podem ilustrar que a estrutura de distribuição – via bancos, assessores ou plataformas – pode moldar os fluxos. No caso de canais de arquitetura fechada (em que o investidor tem poucas opções e informação limitada), fatores comerciais pesam mais; já em ambientes mais abertos e competitivos, os critérios objetivos como retorno e risco tendem a prevalecer.

Além dos elementos objetivos já mencionados, e como apontado na primeira subseção deste trabalho, muitos estudos destacam que o comportamento dos investidores e suas heurísticas têm influência significativa sobre os fluxos de fundos, às vezes, gerando padrões não explicáveis apenas por racionalidade estrita.

O conceito central é o de sentimento do investidor. Em períodos de otimismo excessivo, os investidores podem despejar recursos em fundos de perfil mais arriscado, independentemente de fundamentos, enquanto em momentos de pessimismo generalizado ocorre o oposto – saídas em massa mesmo de fundos sólidos, por medo de perdas futuras. Baker e Wurgler (2007) argumentam que os movimentos de demanda especulativa associados ao sentimento dos investidores afetam a alocação entre ativos de risco; no contexto de fundos, isso se traduz em migrações coletivas entre classes de fundos conforme o apetite ao risco oscila.

No Brasil, Grecco (2012) encontrou evidências de um fator comportamental comum nos fluxos dos fundos brasileiros, atribuindo as entradas/saídas generalizadas em determinados períodos a um componente de “sentimento” dos

cotistas. Esse fator se manifesta, por exemplo, em fluxos concomitantes de resgate de múltiplos fundos de renda variável em momentos de aversão ao risco elevada – um comportamento de manada que lembra as dinâmicas de corridas bancárias, em que cada investidor prefere resgatar antes dos demais em vez de ficar exposto (fenômeno do *first-mover advantage*). De fato, estudos mostram que, em cenários de estresse, os investidores de fundos abertos podem adotar comportamento de fuga sincronizada, forçando os gestores a liquidarem ativos às pressas e penalizando quem permanece no fundo (problema de externalidade dos resgates):

“By offering investors the possibility of daily redemption of their shares, mutual funds investing in illiquid assets engage in liquidity transformation and may face liquidity risk in the event investors massively redeem shares of their funds. In this scenario, as fund managers need to liquidate less liquid positions to meet redemptions, they might generate downward price pressure on the underlying assets, which in turn decreases the value of the fund’s shares. (...) In an extreme scenario, this “mutualization” of redemption costs could potentially lead to fire sales, as investors will have economic incentives to redeem ahead of the anticipated outflows, also referred to as “first-mover advantage.” (Bangeas, Montes-Rojas e Siga, 2016).

No nível individual, vários vieses comportamentais também afetam as decisões de aplicação e resgate. Por um lado, a aversão à perda e o efeito disposição, por exemplo, podem contribuir para a já citada assimetria dos fluxos: investidores tendem a valorizar mais evitar perdas do que obter ganhos, o que os torna menos dispostos a resgatar cotas de um fundo que teve desempenho ruim (preferindo aguardar uma recuperação para não realizar a perda) – a não ser que a *underperformance* seja extrema (Huang, Wei & Yan, 2007; Ivković & Weisbenner, 2009). Por outro lado, ganhos passados elevam a confiança e atraem aportes adicionais – às vezes em excesso, levando investidores a extrapolar tendências de alta de forma otimista demais (Sirri e Tufano, 1998).

Há também evidências de inércia ou lealdade à instituição: muitos cotistas mantêm aportes regulares em fundos conhecidos (especialmente aqueles oferecidos por sua própria instituição bancária), mesmo quando alternativas semelhantes com melhor desempenho ou menor custo estão disponíveis. Esse comportamento inercial pode explicar por que fundos com histórico medíocre e altas taxas ainda retêm volumes significativos (Barber et al., 2005).

Adicionalmente, diferenças no perfil dos investidores resultam em dinâmicas distintas de fluxos. Investidores institucionais ou qualificados, em média, exibem padrões mais racionais e informados do que investidores de varejo. Del Guercio e Tkac (2002) compararam fluxos em fundos mútuos (predominantemente varejo) com planos de pensão nos EUA e detectaram que, enquanto os investidores de varejo apresentavam a típica relação convexa desempenho-fluxo (recompensando fortemente os vencedores e punindo pouco os perdedores), os investidores institucionais eram bem mais sensíveis a desempenho insatisfatório, penalizando gestores com retornos fracos com resgates substanciais. Em outras palavras, o investidor profissional tende a “cortar” fundos de má performance mais rapidamente, diminuindo a assimetria observada nos fluxos de varejo.

Estudos no Brasil apontam nessa mesma direção. Berggrun e Lizarzaburu (2015) verificaram diferenças importantes entre fundos voltados ao varejo e aqueles voltados a investidores institucionais, no que tange à relação fluxo-desempenho. Os autores não encontraram evidência de um efeito *smart money*, isto é, uma capacidade dos fluxos preverem desempenho futuro superior. Isso, por sua vez, vai ao encontro de outros trabalhos, como *Do Mutual Funds Time the Market? Evidence from Portfolio Holdings*, em que Zheng (1999) encontra uma relação negativa entre fluxos agregados e retornos subsequentes, sugerindo que os fluxos ocorrem, majoritariamente, após os movimentos de mercado e não antes deles. Em outras palavras, os investidores tendem a aplicar em fundos após períodos de valorização e a resgatar após perdas, o que caracteriza um comportamento reativo e não preditivo. Como destaca a autora, isso evidencia um padrão de *performance chasing*, ou seja, busca de desempenho passado como base para decisões de alocação. O mesmo comportamento é classificado como “dinheiro tolo” por Frazzini & Lamont (2008), dado que influxos, muitas vezes, chegam tarde (no pico de um ciclo de alta) e resgates ocorrem após quedas já consumadas, o que destrói valor para esses cotistas.

Em suma, fatores comportamentais – seja o sentimento de mercado seja vieses cognitivos dos aplicadores – exercem influência notável e, em certas ocasiões, explicam desvios dos fluxos em relação ao que seria esperado apenas pelos fundamentos tradicionais.

A pesquisa acadêmica sobre fluxos de fundos de investimento delineou vários padrões consistentes. Em praticamente todos os mercados analisados, o desempenho relativo desponta como o principal determinante das captações e dos resgates, ainda que exista a peculiaridade da resposta não linear (Sirri e Tufano, 1998; Ippolito 1992; Berggrun e Lizarzaburu, 2015). Também é amplamente reconhecido que os investidores respondem a incentivos e a fricções: custos de transação, tributação e estruturas de taxas modulam as decisões de resgate; e estratégias de marketing ou distribuição que reduzam os “custos de informação” dos investidores podem trazer vantagens competitivas na atração de fluxos (Romolona, Kleiman e Gruenstein, 1997).

Ademais, há trabalhos empíricos que mostram que choques macroeconômicos e financeiros – como mudanças bruscas de juros, crises ou euforias de mercado – causam efeitos pronunciados nos fluxos, refletindo realocações generalizadas de portfólio em busca de proteção ou de retorno (Bangeas, Montes-Rojas e Siga, 2016).

Diferenças institucionais e regulatórias entre mercados também podem levar a resultados distintos, pois um fator determinante em um país pode ser menos relevante em outro (Ferreira et al., 2012). No Brasil, por exemplo, a dominância histórica dos grandes bancos e a cultura de investimentos conservadora podem ter retardado a sensibilidade a custos baixos, algo que nos EUA despontou mais cedo com a popularização dos *index funds*.

Em conclusão, a literatura revela um conjunto rico de determinantes dos fluxos de fundos de investimento, combinando elementos de desempenho e de risco com fatores informacionais, comportamentais e institucionais. Apesar de pequenas discrepâncias entre estudos, o entendimento geral é que os investidores de fundos respondem a incentivos de retorno e risco ajustado, porém de forma imperfeita: sofrem influências de vieses, de restrições de informação e de características do ambiente macroeconômico em que investem.

3. FUNDOS DE INVESTIMENTO E SUA INDÚSTRIA NO BRASIL

Fundos de investimento são estruturas coletivas de aplicação de recursos, constituídas sob a forma de condomínio de natureza especial. Conforme disposto na legislação brasileira, através da Resolução CVM nº 175/2022:

“o fundo de investimento é uma comunhão de recursos, constituído sob a forma de condomínio de natureza especial, destinado à aplicação em ativos financeiros, bens e direitos, de acordo com a regra específica aplicável à categoria do fundo” (BRASIL, 2022, art. 4º).

O dispositivo estabelece que o regulamento do fundo pode prever diferentes classes de cotas, desde que respeitadas certas condições. Assim, as diferentes classes de cotas devem prever direitos e obrigações distintos, devendo o administrador constituir um patrimônio segregado para cada classe de cotas, de modo que todas as classes devem pertencer à mesma categoria do fundo, não sendo permitida a constituição de classes de cotas que alterem o tratamento tributário aplicável em relação ao fundo ou às demais classes existentes (BRASIL, 2022, Art. 5º, § 1º).

Cada patrimônio segregado é responsável apenas pelas obrigações associadas à respectiva classe de cotas. Caso o fundo não possua diferentes classes, a emissão de cotas deve ocorrer em classe única, podendo haver subdivisões denominadas subclasses (BRASIL, 2022, art. 5º, § 3º).

As subclasses podem se diferenciar exclusivamente por critérios como: (I) público-alvo, (II) prazos e condições de aplicação, amortização e resgate e (III) taxas de administração, gestão, máxima de distribuição, ingresso e saída. No caso de subclasses de classes restritas, podem ser previstos outros direitos econômicos e políticos (BRASIL, 2022, art. 5º, § 5º).

A regulamentação, através do artigo 5º, inciso 7º da Resolução CVM 175, define, ainda, que a classe será considerada aberta quando admite que as cotas sejam resgatadas e fechada quando não admite o resgate de cotas. A distinção entre fundos abertos e fechados influencia diretamente aspectos operacionais como liquidez, captação de recursos e possibilidade de resgate por parte dos cotistas.

Em relação à nomenclatura, “da denominação do fundo deve constar a expressão ‘Fundo de Investimento’, acrescida de referência à sua categoria” (BRASIL, 2022, art. 6º). Nesse caso, a nomenclatura da categoria é referente ao tipo de ativo-alvo do fundo, podendo ser, por exemplo, uma classe de ações ou renda fixa. Caso possua diferentes classes, cada uma deve ter denominação própria. É vedado o uso de termos que possam levar a interpretações incorretas sobre os objetivos do fundo, sua política de investimentos, o público-alvo ou o regime tributário aplicável.

3.1. A RACIONALIDADE DA ALOCAÇÃO EM FUNDOS DE INVESTIMENTO

No âmbito das alocações, os fundos de investimento são frequentemente considerados instrumentos estratégicos dentro do portfólio dos investidores por diversas razões. Em primeiro lugar, esses veículos oferecem acesso a uma gestão profissional, permitindo que investidores com diferentes níveis de conhecimento financeiro possam aplicar seus recursos em uma carteira diversificada, conforme os critérios definidos por gestores especializados (Gitman; Joehnk, 2012, p. 522).

Os fundos de investimentos possibilitam o fracionamento do investimento em ativos que, individualmente, poderiam exigir aportes elevados, como títulos de crédito privado, ativos internacionais ou instrumentos derivativos. Assim, os fundos funcionam como mecanismo de democratização do acesso a mercados financeiros mais sofisticados. Outra característica relevante é a possibilidade de diversificação, tanto entre ativos quanto entre estratégias, o que pode contribuir para mitigar riscos específicos de um único ativo ou setor:

“Entre os vários motivos para possuir fundos de investimento, sendo um dos mais importantes a diversificação de portfólio que esses fundos oferecem. Como vimos anteriormente, a diversificação beneficia os acionistas dos fundos ao distribuir suas participações entre de uma ampla variedade de indústrias e negócios, reduzindo assim os riscos. Outro apelo dos fundos mútuos é sua gestão profissional em tempo integral, que libera os investidores de muitas tarefas diárias de administração e manutenção de registros.” (Gitman; Joehnk, 2012, p. 522)

Além disso, conforme propõe a ANBIMA (2015), a estrutura dos fundos permite que investidores adaptem suas escolhas ao seu perfil de risco, horizonte de investimento e objetivos financeiros, dado que há diferentes categorias de fundos (como renda fixa, ações, multimercado, cambial, entre outras), com níveis distintos de volatilidade e de retorno esperado.

Historicamente, autores teceram críticas direcionadas aos fundos de investimento, principalmente de gestão ativa, como Fama (1970), que argumenta que a tendência é que os preços dos ativos reflitam toda a informação disponível, tornando improvável que um gestor ativo consiga “bater o mercado” de forma sistemática. Juntamente, Malkiel (2020) argumenta que os investidores estariam em melhor situação ao simplesmente comprar e manter um fundo indexado, ao invés de tentar selecionar títulos individuais ou investir por meio de fundos geridos ativamente. Segundo o autor, a composição de um índice amplo tende a superar os fundos ativos, justamente, porque estes incorrem em elevados custos operacionais, como taxas de administração e custos de transação, que reduzem – significativamente – os retornos líquidos ao investidor. Apesar disso, diversos estudos apontam vantagens importantes para os investidores que alocam seus recursos por meio desses veículos.

Kosowski et al (2006), com o uso de uma abordagem baseada em *bootstrap*³, demonstram que o desempenho superior observado em certos fundos não pode ser atribuído unicamente à sorte ou à variabilidade amostral. Utilizando modelos fatoriais condicionais e incondicionais, os autores analisaram a performance de milhares de fundos de ações nos Estados Unidos e constataram que um subconjunto dos gestores, especialmente aqueles com perfil de investimento em ações de crescimento (*growth funds*), apresenta alfas⁴ significativamente positivos e persistentes ao longo do tempo.

Além disso, o estudo evidencia que métodos estatísticos tradicionais podem subestimar a verdadeira habilidade de gestores de destaque, sugerindo que

³ A técnica *bootstrap* é um método computacionalmente intensivo que se baseia na reamostragem com reposição dos dados um grande número de vezes, sendo estimados, para cada reamostragem, os parâmetros de interesse. Com isso, torna-se possível obter uma distribuição empírica para estas estimativas bootstrap, bem como novas estimativas dos parâmetros de interesse, como a média, variância, intervalos de confiança, dentre outros (Melo Filho et al., 2002).

⁴ Excesso de retorno de um fundo em relação ao seu retorno esperado, considerando o seu nível de risco (beta). É uma medida da capacidade de um gestor de superar o mercado ou um benchmark específico, ou seja, gerar valor além do que seria previsto para um investimento com o mesmo nível de risco.

diferentes procedimentos, como o *bootstrap*, podem ser úteis na tentativa de distinguir habilidade de ruído estatístico. Assim, os resultados reforçam a hipótese de que, embora a média dos fundos possa não superar o mercado, existem gestores capazes de gerar valor de forma consistente para seus cotistas.

No âmbito dos fundos de renda fixa, Chen, Ferson e Peters (2010), ao adaptarem modelos tradicionais de *market timing* para o universo dos fundos de títulos de dívida, concluem que parte significativa da aparente ineficiência na performance desses fundos decorre de abordagens estatísticas inadequadas. Os autores demonstram que a concavidade observada na relação entre os retornos dos fundos e os fatores do mercado pode surgir por razões não relacionadas à habilidade de *timing*, como uso de derivativos, precificação defasada e estratégias dinâmicas de portfólio.

Ao introduzirem controles para esses efeitos, os resultados revelam que aproximadamente 75% dos fundos de renda fixa apresentam alfas positivos antes dos custos, com uma distribuição de desempenho significativamente melhor do que a esperada sob a hipótese nula de ausência de habilidade. Embora os alfas líquidos (após custos e taxas) não sejam estatisticamente significativos, os resultados sugerem que existe, de certo, habilidade de gestão ativa na alocação de ativos de renda fixa, a qual é parcialmente absorvida pelos custos operacionais e de transação.

Assim, o estudo reforça que, mesmo nesse segmento mais regulado e sensível a taxas de administração, alguns gestores conseguem gerar valor antes dos custos, o que reforça a importância de metodologias adequadas para a mensuração da performance.

Adicionalmente, Foster e Warren (2013) desenvolvem um modelo teórico que explica por que os investidores escolhem fundos ativamente geridos mesmo diante de evidências de que, em média, o retorno líquido (*net alpha*) tende a ser negativo. Uma das razões é a crença dos investidores em sua capacidade de selecionar bons gestores, ou seja, mesmo que o gestor médio não entregue alfa, investidores acreditam que conseguirão escolher os melhores entre eles. Outro fator relevante é a possibilidade de substituir gestores de baixo desempenho ao longo do tempo, o que confere ao investidor uma espécie de “opção real” embutida na alocação ativa. Nesse sentido, os autores explicam:

“The option to replace managers creates a dynamic strategy that is more valuable than a one-off commitment” (Foster; Warren, 2013, p. 9).

A partir disso, o valor esperado da alocação aumenta com o horizonte de investimento. Ademais, os investidores podem basear suas decisões em informações privadas ou convicções individuais, o que contribui para uma expectativa de retorno superior à média:

“Investors consider information other than the performance of the average manager when allocating capital, including private information and beliefs” (Foster; Warren, 2013, p. 13).

O artigo também mostra que investidores institucionais, por possuírem maior sofisticação e pagarem menores taxas de administração, têm ainda mais vantagens ao optarem por fundos ativos. (Foster; Warren, 2013, p. 14).

Por fim, simulações apresentadas no estudo indicam que a alocação em um conjunto diversificado de gestores (por exemplo, $N = 6$) pode gerar um alfa bruto de até 0,90% ao ano, justificando taxas de administração próximas da média praticada pelo mercado, em torno de 0,80% (Foster; Warren, 2013, p. 17). Esses argumentos reforçam a ideia de que, quando bem utilizada, a alocação em fundos de investimento, inclusive os de gestão ativa, pode ser uma estratégia racional e vantajosa para muitos perfis de investidores.

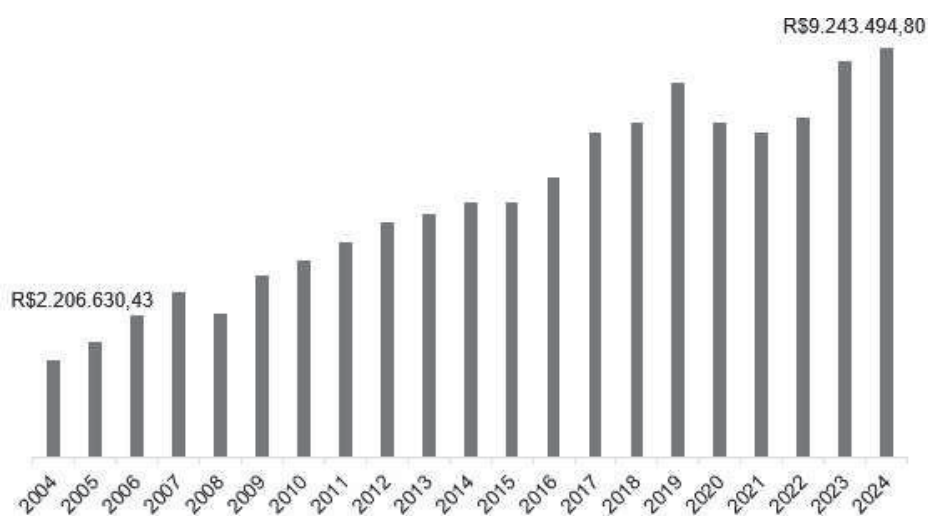
Esse conjunto de argumentos reforça não apenas a racionalidade por trás da alocação ativa em fundos de investimentos, mas também ajuda a entender o contexto em que os fundos de investimento ganharam protagonismo como instrumentos relevantes na composição de portfólios, inclusive em mercados emergentes. No Brasil, esse movimento se manifesta de forma evidente no crescimento da indústria de fundos nas últimas décadas, impulsionado tanto pela diversificação de produtos quanto pelo amadurecimento dos investidores e da regulação. Por isso, a seguir, apresenta-se um panorama do cenário nacional dessa indústria.

3.2. CENÁRIO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE FUNDOS DE INVESTIMENTO

Conforme ressaltado na introdução deste trabalho, no cenário nacional, os fundos de investimentos têm crescido exponencialmente como opções de investimento e têm atraído, cada vez mais, os investidores, evidenciado pelo aumento no número de cotistas, que passou de 1,69 milhão em 2005 para mais de 27,4 milhões ao final de 2024, segundo dados da ANBIMA (2025).

Segundo os dados do boletim de fundos da ANBIMA, o patrimônio líquido total investido em fundos de investimentos no Brasil cresceu, em valores deflacionados pelo IGP-DI, cerca de 320% nos últimos 20 anos, saindo de cerca de 2,2 trilhões de reais em dezembro de 2004 para 9,2 trilhões em dezembro de 2024. A evolução desse crescimento ao longo do tempo pode ser visualizada no gráfico 1, que apresenta a trajetória do patrimônio líquido deflacionado da indústria de fundos no período:

Gráfico 1 - Evolução do patrimônio líquido da indústria de fundos do Brasil (em milhões)



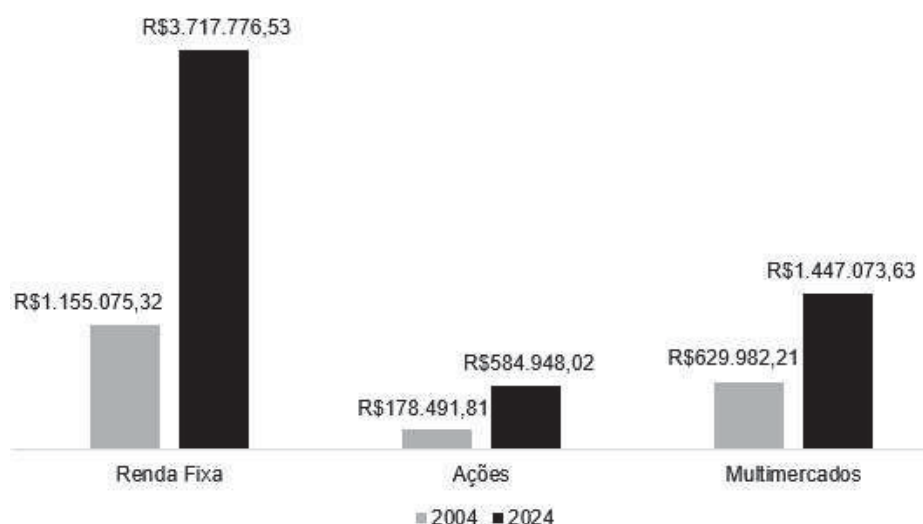
Fonte: Boletim de Fundos de Investimentos – ANBIMA (janeiro/2025).

Nota: Valores deflacionados pelo IGP-DI, base dezembro/2024.

Parte dessa evolução se concentra nas três principais classes de fundos de investimentos: ações, renda fixa e multimercado. Observa-se um crescimento expressivo em todas as categorias ao longo do período, sendo a renda fixa a classe

com maior expansão, passando de R\$ 1,15 trilhão em 2004 para R\$ 3,72 trilhões em 2024. Os fundos de ações também apresentaram aumento significativo, saindo de R\$ 178,5 bilhões para R\$ 584,9 bilhões. Já os fundos multimercados cresceram de R\$ 630 bilhões para R\$ 1,45 trilhão. Esses dados indicam um fortalecimento do mercado de fundos de investimento no Brasil nas últimas duas décadas, com destaque para a preferência por produtos de renda fixa. O gráfico 2 ilustra a evolução do patrimônio líquido por classe:

Gráfico 2 - Evolução do patrimônio líquido por classe de fundos (em milhões)



Fonte: Boletim de Fundos de Investimentos – ANBIMA (janeiro/2025).

Nota: Valores deflacionados pelo IGP-DI, base dezembro/2024.

Do ponto de vista do passivo, ou seja, dos investidores dos fundos, a concentração por tipo de investidores, ao fim de 2024, encontrava-se da seguinte maneira, conforme descrito na tabela 1:

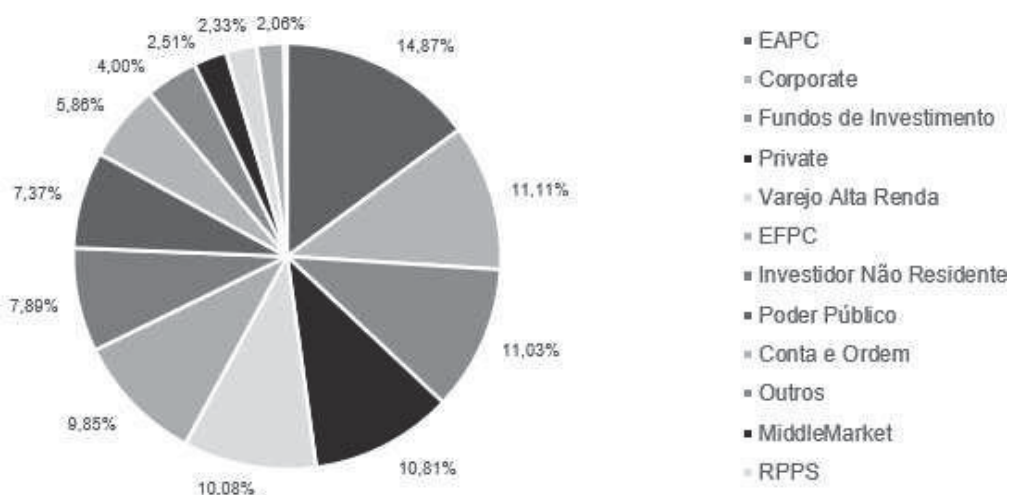
Tabela 1 – Passivo dos fundos de investimentos no Brasil por segmento de investidor

Tipo	%
EAPC	14,87%
Corporate	11,11%
Fundos de investimento	11,03%
Private	10,81%
Varejo alta renda	10,08%
EFPC	9,85%
Investidor não residente	7,89%
Poder Público	7,37%
Conta e ordem	5,86%
Outros	4,00%
MiddleMarket	2,51%
RPPS	2,33%
Seguradora	2,06%
Capitalização	0,23%

Fonte: Boletim de Fundos de Investimentos – ANBIMA (janeiro/2025).

A tabela anterior apresenta a composição do passivo dos fundos de investimentos no Brasil por tipo de investidor, com destaque para EAPCs (Entidades Abertas de Previdência Complementar), investidores *corporate* e fundos como os maiores alocadores. A partir disso, o gráfico 3, a seguir, ilustra visualmente a distribuição percentual.

Gráfico 3 – Concentração do patrimônio líquido dos fundos de investimentos por segmento do investidor⁵ (%)



Fonte: Boletim de Fundos de Investimentos – ANBIMA (janeiro/2025)

Quanto aos dados apresentados no gráfico acima e na tabela anterior, observa-se que a maior participação está concentrada em investidores institucionais, com destaque para as Entidades Abertas de Previdência Complementar, que representam 14,87% do total. Em seguida, aparecem empresas (*Corporate*) com 11,11%, outros Fundos de Investimento (11,03%) e investidores do segmento *Private* (10,81%), geralmente pessoas físicas de alta renda. Ainda entre os institucionais,

⁵ A título de explicação, as categorias presentes na legenda do gráfico são definidas, respectivamente, como: (i) EAPC (Entidades Aberta de Previdência Complementar): representam entidades que gerenciam planos de previdência privada aberta, com foco em oferecer benefícios de aposentadoria para os participantes; (ii) Corporates: empresas que alocam seus recursos em fundos de investimento ou diretamente no mercado financeiro, buscando administrar seu caixa, financiar projetos ou gerar rentabilidade; (iii) Fundos de Investimento: estruturas coletivas de comunhão de recursos, constituídas sob a forma de condomínio de natureza especial, destinadas à aplicação em ativos financeiros, bens e direitos; (iv) Private: indivíduos ou famílias de alta renda, com serviços de Wealth Management, que buscam diversificar seus portfólios e alocar seus recursos de forma personalizada; (v) Varejo Alta Renda: investidores do segmento de varejo, mas com maior poder aquisitivo; (vi) EFPC (Entidades Fechadas de Previdência Complementar): fundos de pensão que administram os recursos de planos de previdência para um grupo restrito de participantes, como os funcionários de empresas ou entidades de classe; (vii) Investidor Não Residente: investidores estrangeiros que aplicam seus recursos no mercado financeiro brasileiro; (viii) Poder Público: investimentos realizados por governos e suas entidades, como os fundos soberanos, com o objetivo de administrar os recursos públicos, como as reservas internacionais ou superávits fiscais; (ix) Conta e Ordem: investidores pessoa física com contas de investimentos em plataformas digitais; (x) MiddleMarket: investidores de médio porte que buscam produtos financeiros sofisticados, mas sem o nível de personalização dos investidores privados de alta renda; (xi) RPPS (Regimes Próprios de Previdência Social): fundos de previdência que administram os recursos destinados aos servidores públicos; (xii) Seguradoras: empresas do setor de seguros que alocam seus recursos em fundos de investimento para garantir a solvência e rentabilidade necessárias para cumprir com suas obrigações futuras; e (xiii) Capitalização: fundos de capitalização, produtos financeiros de longo prazo que combinam poupança forçada com sorteios.

temos as Entidades Fechadas de Previdência Complementar (EFPC) com 9,85% e o Setor Público com 7,37%.

Já os investidores considerados “comuns”, como o varejo de alta renda (10,08%) e o varejo geral, aparecem com menor participação individualizada. Outros grupos de menor peso incluem Investidores Não Residentes (7,89%), Seguradoras (2,06%), Regimes Próprios de Previdência Social – RPPS (2,33%) e Capitalização (0,23%).

A distinção entre investidores institucionais e comuns é relevante. Institucionais são entidades que investem grandes volumes de recursos, como fundos de pensão, seguradoras e grandes empresas. Eles geralmente têm maior capacidade de análise, acesso a produtos sofisticados e influência sobre o mercado. Já os investidores comuns, como pessoas físicas do varejo, tendem a operar com menor volume de recursos e têm menor sofisticação na tomada de decisão (Bodie; Kane; Marcus, 2014, p. 44).

Guercio e Tkac (2002) destacam que os patrocinadores de fundos de pensão, ou seja, investidores institucionais, são, em geral, mais financeiramente sofisticados do que os investidores típicos de fundos mútuos. Esses patrocinadores são frequentemente profissionais da área financeira e contam com o suporte de consultorias especializadas para contratar, monitorar e substituir gestores de investimentos. Esses consultores utilizam extensivamente ferramentas quantitativas, como o alfa de Jensen, o índice de Sharpe, o erro de rastreamento (*tracking error*) e o *appraisal ratio* para avaliação de desempenho. Tais métricas são amplamente empregadas em *softwares* e bancos de dados voltados ao setor de previdência.

No segmento de fundos de pensão, os gestores são comumente selecionados com base em sua especialização ou estilo de investimento. Nesses casos, o desempenho é comparado a *benchmarks* específicos de estilo e a coerência entre a estratégia e o retorno esperado é fundamental na decisão de alocação de recursos (Guercio; Tkac, 2002, p. 6).

Por outro lado, Guercio e Tkac (2002) também mostram que investidores comuns de fundos mútuos, frequentemente, desconhecem detalhes relevantes sobre os fundos nos quais investem. Segundo os autores, cerca de 75% dos investidores não sabem qual é o estilo de investimento de seu fundo e mais de um terço desconhece se ele cobra taxa de entrada (*load*). A maior parte desses

investidores utiliza informações provenientes da mídia popular – como jornais e revistas – e poucos recorrem a fontes mais técnicas, como *rankings* especializados. Ainda que uma parte consulte assessores financeiros, o uso de medidas ajustadas ao risco é menos frequente neste grupo.

Além disso, o processo de escolha de gestores entre investidores institucionais é mais rigoroso. Em fundos de pensão, muitas vezes, são analisados dezenas de candidatos e realizados questionários e entrevistas antes da decisão final, sendo que critérios não relacionados ao desempenho quantitativo – por exemplo, credibilidade e relacionamento interpessoal – também exercem peso significativo (Guercio; Tkac, 2002). Essa preferência por características qualitativas pode ser interpretada à luz da teoria de agência⁶.

Em contraste, investidores de fundos mútuos têm pouco ou nenhum contato direto com os gestores e baseiam suas decisões predominantemente em desempenho passado ou avaliações publicadas por serviços de *rating*. Como resultado, o fluxo de recursos em fundos de pensão tende a se relacionar com métricas de desempenho ajustadas ao risco, enquanto, no caso dos fundos mútuos, o fluxo está mais associado a retornos brutos ou classificações sumárias (Guercio; Tkac, 2002, p. 7).

Por fim, considerando a relevância dos fundos de investimento como principal instrumento de poupança no Brasil e a diversidade de perfis entre os investidores que alocam seus recursos nesses veículos, torna-se essencial compreender os fatores que influenciam seus fluxos de entrada e, especialmente, de saída. O contexto institucional, regulatório e comportamental discutido ao longo deste capítulo evidencia a complexidade envolvida nessas decisões e levanta importantes questionamentos sobre os elementos que desencadeiam movimentos de resgate, particularmente, em ambientes de instabilidade econômica ou mudanças nas condições de mercado. Diante disso, este trabalho tem como objetivo investigar de que forma variáveis macroeconômicas impactam o fluxo de resgates dos fundos de investimento no Brasil, considerando diferentes classes e momentos do ciclo econômico e também indicadores econômicos com capacidade de influenciar fatores

⁶ A teoria da agência, desenvolvida por Jensen e Meckling (1976), trata da relação contratual em que uma parte (o principal) delega a outra (o agente) autoridade para tomar decisões em seu nome. Essa relação pode gerar conflitos de interesse quando os objetivos do agente não estão perfeitamente alinhados aos do principal, sendo necessário implementar mecanismos de monitoramento e incentivos para mitigar essas divergências.

sentimentais e, conseqüentemente, a tomada de decisão dos investidores. Com isso, na sequência, será apresentada a metodologia adotada para condução da análise empírica, com destaque para a modelagem por vetores autorregressivos (VAR).

4. METODOLOGIA

O objetivo do estudo foi quantificar a influência de variáveis macroeconômicas no fluxo de resgates de fundos de investimentos no Brasil e, para atingir a análise proposta neste estudo, foi adotado o modelo de Regressão de Vetores Auto-Regressivos (VAR). O VAR consiste em uma generalização dos modelos autorregressivos univariados para o caso multivariado. Trata-se de um sistema composto por equações lineares dinâmicas, no qual cada variável é explicada por seus próprios valores defasados e pelos valores defasados das demais variáveis incluídas no sistema, assumindo-se que os erros são não correlacionados entre si (Bueno, 2008).

Um dos diferenciais dessa abordagem é que todas as variáveis do modelo são tratadas como endógenas e as equações que compõem o sistema podem ser estimadas por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Essa característica torna o VAR especialmente adequado para examinar relações interdependentes entre variáveis, sem a necessidade de se estabelecer *a priori* uma direção de causalidade entre elas.

Antes da estimação do modelo VAR, todas as séries foram submetidas a testes de estacionariedade, incluindo Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DF-GLS), a fim de identificar a ordem de integração de cada variável. As séries não estacionárias foram diferenciadas conforme necessário. A seleção do número ótimo de defasagens do modelo VAR foi baseada nos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e Final Prediction Error (FPE), conforme proposto por Lütkepohl (2005).

Após a estimação dos modelos VAR, foram conduzidos testes de diagnóstico, incluindo o Teste LM de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial dos resíduos, para análise da estabilidade via teste CUSUM e para verificação da estrutura dinâmica por meio da matriz de raízes características do sistema.

Com o objetivo de capturar padrões sazonais sistemáticos, foram incluídas *dummies* mensais no modelo para controlar efeitos fixos sazonais que poderiam distorcer as estimativas de causalidade e resposta dinâmica. Além disso, foi aplicada a correção de erros-padrão por meio da matriz de variância-covariância

heterocedástica e autocorrelacionada consistente (HAC), segundo o estimador de Newey-West (1987).

Os resultados da modelagem VAR, neste trabalho, foram analisados por meio de dois instrumentos: a Função de Resposta a Impulso (*Impulse Response Function*) e a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão. A primeira permite observar como cada variável responde, ao longo do tempo, a choques ocorridos em outra variável do sistema. Já a segunda revela qual proporção da variância de previsão de uma variável pode ser atribuída a choques nas demais variáveis incluídas no modelo. Essas ferramentas são particularmente úteis para entender a dinâmica do sistema estudado, possibilitando a identificação dos efeitos diretos e indiretos de choques específicos sobre as variáveis endógenas.

O modelo do estudo considera as variáveis: SELIC⁷, Prêmio de NTN-B⁸ (representado pelo índice IMA-B⁹), IBOV¹⁰, Inflação (IPCA), taxa de câmbio real, PIB¹¹, resgates das classes de fundos, risco-país (EMBI+¹²) e Índice de Incerteza da Economia da FGV (IIE-Br). Todas as variáveis foram coletadas com periodicidade mensal, entre janeiro de 2005 e dezembro de 2024. Para a variável EMBI+, que foi descontinuada em outubro de 2024, foi feita uma interpolação linear por aproximação para completar os últimos dois meses faltantes dessa série em 2024. No modelo VAR, para todas as séries das variáveis, foi usada variação mensal das séries em percentual.

A regressão VAR foi realizada de forma individual para cada uma das classes de fundos (ações, renda fixa e multimercado), de forma a capturar o impacto das variáveis para cada uma das classes. As três classes foram escolhidas por serem as mais tradicionais da indústria de fundos e por terem, normalmente, ativos mais líquidos, o que possibilita que a maioria dos fundos de investimentos com essas classificações tenham condomínio aberto, possibilitando resgates de seus cotistas.

⁷ Taxa de juros básica da economia brasileira.

⁸ Notas do Tesouro Nacional – Série B.

⁹ IMA-B é um índice financeiro que reflete o desempenho de títulos públicos federais indexados à inflação, medidos pelo IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo).

¹⁰ Índice de Bovespa: *benchmark* tradicional da bolsa de valores brasileira.

¹¹ Produto Interno Bruto.

¹² *Emerging Markets Bond Index Plus*.

Com isso, o modelo VAR segue a seguinte estrutura geral para cada classe j :

$$Y_{j,t} = A_1 Y_{j,t-1} + A_2 Y_{j,t-2} + \dots + A_p Y_{j,t-p} + \varepsilon_{j,t}$$

em que Y_j representa o vetor de variáveis endógenas no tempo t para a classe de fundo j ; A_1 são as matrizes de coeficientes de cada defasagem i ; p é o número ótimo de defasagens determinado pelos critérios de informação (AIC, SC, HQ e FPE); e $\varepsilon_{j,t}$ é o vetor de erros aleatórios. O vetor $Y_{j,t}$ inclui, em sua forma padronizada, as seguintes variáveis: Resgate_{j,t}, Selic, IMA-B_t, IBOV_t, IPCA_t, Câmbio_t, PIB_t, EMBI+_t, IIE-Br_t.

Assim, o modelo VAR estimado para cada classe de fundos j assume a seguinte forma expandida, com as variáveis utilizadas neste estudo:

$$Y_{j,t} = \begin{bmatrix} \text{Resgate}_{j,t} \\ \text{SELIC}_t \\ \text{NTN-B}_t \\ \text{IBOV}_t \\ \text{IPCA}_t \\ \text{Câmbio}_t \\ \text{PIB}_t \\ \text{EMBI+}_t \\ \text{IIE-Br}_t \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} \text{Resgate}_{j,t-1} \\ \text{SELIC}_{t-1} \\ \text{NTN-B}_{t-1} \\ \text{IBOV}_{t-1} \\ \text{IPCA}_{t-1} \\ \text{Câmbio}_{t-1} \\ \text{PIB}_{t-1} \\ \text{EMBI+}_{t-1} \\ \text{IIE-Br}_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} \text{Resgate}_{j,t-2} \\ \text{SELIC}_{t-2} \\ \text{NTN-B}_{t-2} \\ \text{IBOV}_{t-2} \\ \text{IPCA}_{t-2} \\ \text{Câmbio}_{t-2} \\ \text{PIB}_{t-2} \\ \text{EMBI+}_{t-2} \\ \text{IIE-Br}_{t-2} \end{bmatrix} + e_{j,t}$$

A amostra de fundos de investimentos passou por uma filtragem até chegar em sua amostra final. Para as três classes mencionadas, foram retirados da relação:

1. Fundos *feeder*: são fundos que investem em um Fundo Master, ou seja, sua principal função é alocar recursos em um fundo maior e não em ativos diretamente. Logo, considerar tanto Fundos Master quanto Fundos *Feeder* na amostra superestimaria o montante final de resgates devido à dinâmica dos *Feeders* resgatarem dos Masters;
2. Fundos exclusivos: são fundos destinados a um único investidor ou a um grupo muito restrito de investidores, o que limita a representatividade e a

generalização dos resultados para o mercado mais amplo. Além disso, devido ao seu caráter personalizado, a dinâmica desses fundos pode ser muito distinta da dos fundos abertos e coletivos;

3. Fundos previdenciários: são fundos constituídos para administração de recursos e planos de previdência, possuindo tempo de carência e dinâmicas de impostos diferentes dos fundos mais tradicionais da indústria.

Os dados de resgates, IBOV, Prêmio de NTN-B (IMA-B) e risco-país foram extraídos do sistema financeiro *Quantum Axis*¹³, a série IPCA do portal do IPEA (IPEA-Data), os índices da FGV do portal da FGV Dados e as séries de PIB e taxa de câmbio real do sistema de gerenciador de séries temporais do Banco Central.

A seleção das variáveis macroeconômicas e financeiras que compõem o modelo VAR deste estudo foi guiada pelo objetivo de capturar os principais elementos que influenciam as decisões de resgate dos investidores em fundos de investimento no Brasil. As variáveis escolhidas refletem o ambiente econômico geral, fatores específicos que impactam o risco, como a rentabilidade, e também o sentimento dos agentes econômicos ao incorporarem ao modelo variáveis econômicas que são constantemente informadas na mídia e estão a todo momento sob a visibilidade dos investidores, auxiliando sua formação de expectativas e sua tomada de decisões.

A taxa Selic, como principal instrumento da política monetária, afeta diretamente o custo de oportunidade dos investimentos. Quando a Selic sobe, ativos mais conservadores, como títulos públicos, tornam-se mais atraentes, o que pode estimular resgates de fundos mais arriscados, como os de ações e os de multimercado, em direção à renda fixa.

O prêmio de risco das NTN-Bs, que representam títulos públicos indexados à inflação, é um importante indicador da percepção do mercado em relação ao risco de longo prazo da economia brasileira. Um aumento nesse prêmio pode sinalizar deterioração das expectativas fiscais ou inflacionárias, afetando diretamente o apetite dos investidores por ativos de maior risco. No caso de investidores institucionais, como RPPS e EFPCs, suas metas atuárias de desempenho normalmente estão vinculadas ao IPCA. Logo, o prêmio pago acima da inflação

¹³ O sistema *Quantum* usa bases de dados disponibilizadas pela CVM e ANBIMA.

influencia diretamente na compra de NTN-Bs por parte do investidor. A *proxy* usada para quantificar o prêmio de risco das NTN-Bs foi o índice IMA-B.

O IBOVESPA (IBOV), principal índice da bolsa brasileira, é utilizado como *proxy* do desempenho do mercado acionário. Como diversos estudos apontam uma sensibilidade elevada dos fluxos para fundos de ações em relação à rentabilidade passada (Grecco, 2012; Sirri & Tufano, 1998), a inclusão do IBOV permite avaliar como os movimentos do mercado impactam os resgates ou aportes nessas carteiras.

A inflação (IPCA) afeta diretamente o poder de compra dos investidores e influencia não só a política monetária como também as expectativas de retorno real. Níveis elevados de inflação podem gerar incertezas sobre o valor dos ativos, desestimulando o investimento em classes de maior risco e favorecendo a busca por proteção.

A taxa de câmbio real foi incluída por seu impacto relevante sobre os preços de ativos domésticos e pela influência sobre a atratividade dos investimentos no Brasil, principalmente, em momentos de maior volatilidade externa. Movimentos abruptos no câmbio podem afetar fundos com exposição internacional ou ativos dolarizados, além de influenciar a percepção geral de risco.

O PIB (Produto Interno Bruto) é um indicador abrangente da atividade econômica e do ciclo econômico. Em períodos de crescimento, espera-se maior confiança dos investidores, com maior propensão ao risco. Já em momentos de retração, há maior aversão, podendo provocar resgates em fundos mais voláteis. O PIB ajuda, portanto, a capturar o contexto macroeconômico que condiciona a tomada de decisão dos investidores.

O EMBI+, que mede o risco-país, foi incluído por capturar a percepção de risco dos investidores locais e internacionais em relação ao Brasil. O aumento do EMBI+ sinaliza deterioração na confiança do mercado em relação à solvência e à estabilidade macroeconômica do país, o que pode desencadear resgates, principalmente, nos fundos mais expostos a ativos voláteis.

Por fim, o Índice de Incerteza da Economia (IIE-Br), desenvolvido pela FGV, permite captar choques de confiança e percepção de risco no ambiente econômico doméstico. Altos níveis de incerteza tendem a intensificar a aversão ao risco,

estimulando movimentos de resgate, especialmente, em fundos de ações e multimercado.

A combinação dessas variáveis tem como objetivo captar não apenas os efeitos diretos das condições econômicas sobre os fluxos de fundos, mas também as reações comportamentais dos investidores diante de mudanças no cenário macroeconômico, de acordo com a abordagem das finanças comportamentais.

O período de análise adotado para o estudo compreende os anos de 2005 a 2024. O início por 2005 se justifica por ser o ano em que se iniciam os registros sistematizados de fluxos de resgates de fundos de investimento no Brasil. O ano de 2024 marca o término da série, por conta de representar o último exercício completo antes da realização do trabalho.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo é dedicado à apresentação e à análise dos resultados obtidos por meio da estimação do modelo econométrico de Vetores Auto-Regressivos (VAR), conforme delineado na seção de metodologia.

O capítulo está estruturado em nove subseções que discutem, sucessivamente: as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas; os testes de estacionariedade; a seleção do número ótimo de defasagens; a verificação da estabilidade do sistema; o teste de autocorrelação dos resíduos; a estimação do modelo com correção de sazonalidade e aplicação do teste de Newey-West; os resultados dos testes de causalidade de Granger; e, por fim, as análises das funções impulso-resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão, ferramentas que permitem interpretar os efeitos dinâmicos das variáveis macroeconômicas sobre os fluxos de resgates em cada classe de fundo.

Para a realização dos testes econométricos, após a aplicação dos critérios de filtragem descritos no capítulo anterior, a amostra final foi composta por 4.011 fundos de ações, 4.012 fundos de renda fixa e 13.518 fundos multimercado.

5.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na modelagem VAR, permitindo observar o comportamento das séries ao longo do período analisado (jan/2005 – dez/2024).

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão
IMA-B	0,98%	0,98%	7,14%	-6,97%	1,94%
Dólar	0,46%	-0,01%	17,13%	-10,72%	4,54%
PIB	0,84%	0,47%	13,25%	-10,67%	3,93%
IPCA	0,45%	0,43%	1,62%	-0,68%	0,33%
IBOV	0,88%	0,71%	16,97%	-29,90%	6,47%
EMBI+	0,35%	-1,26%	54,37%	-23,24%	11,70%

IIE-BR	0,25%	-0,45%	45,18%	-11,55%	6,00%
Selic	0,83%	0,85%	1,66%	0,13%	0,30%
Resgates de Fundos de Ações	5,81%	3,96%	161,57%	-79,66%	30,61%
Resgates de Fundos de Renda Fixa	2,57%	0,76%	39,88%	-32,11%	15,01%
Resgates de Fundos Multimercado	5,47%	2,24%	167,59%	-67,42%	31,23%

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Estatísticas descritivas foram calculadas com base na variação mensal em percentual.

A variável Resgates de Fundos Multimercado apresenta o maior valor máximo entre todas as séries (167,59%) e também um valor mínimo expressivo (-67,42%), com um desvio-padrão de 31,23%, sinalizando elevada volatilidade. O mesmo padrão é observado nos Resgates de Fundos de Ações, com variação entre -79,66% e 161,57%, e desvio-padrão de 30,61%. Já os Resgates de Fundos de Renda Fixa, apesar de menos voláteis, também apresentam oscilação considerável (mínimo de -32,11% e máximo de 39,88%), com desvio padrão de 0,1501.

Entre os indicadores macroeconômicos, destaca-se o IBOV, com ampla variação entre -29,90% e 16,97%, refletindo momentos de forte instabilidade no mercado acionário, como evidenciado pelo seu desvio-padrão de 6,47%. O EMBI+, que mede o risco-país, apresenta valor máximo de 54,37% e mínimo de -23,24%, com desvio-padrão de 11,70%, indicando volatilidade na percepção de risco do Brasil por parte de investidores.

Por outro lado, variáveis como IPCA e Selic apresentam comportamento estável. Ambas possuem baixíssimo desvio padrão (0,33% e 0,30%, respectivamente), refletindo seu papel institucional como âncoras da política monetária. A variável PIB também demonstra certa estabilidade, com desvio-padrão moderado (3,93%), ainda que apresente episódios de retração (mínimo de -10,67%) e expansão (máximo de 13,25%).

5.2. TESTES DE ESTACIONARIEDADE

A tabela 3 apresenta os resultados dos testes de estacionariedade aplicados às séries incluídas no modelo VAR. Conforme definido por Gujarati (2006), um processo estocástico é dito estacionário quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e a covariância entre dois períodos depende apenas da defasagem entre eles, e não do tempo em si.

Com o objetivo de garantir robustez na identificação da presença de raiz unitária, foram aplicados quatro testes amplamente utilizados na literatura: o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de Phillips-Perron (PP), o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o teste Dickey-Fuller com transformação GLS (DF-GLS). É importante destacar que os testes ADF, PP e DF-GLS têm como hipótese nula a presença de raiz unitária (série não estacionária), ao passo que o teste KPSS assume como hipótese nula que a série é estacionária (Dickey & Fuller, 1979; Phillips & Perron, 1988; Kwiatkowski et al., 1992; Elliott, Rothenberg & Stock, 1996).

Tabela 3 – Teste de estacionariedade

Variável	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
IMA-B	-5.3195(***)	-212.69(***)	0.37516(***)	-5.4410(***)
Dólar	-5.5361(***)	-242.85(***)	0.26883(***)	-5.4649(***)
PIB	-7.1479(***)	-220.03(***)	0.15830(***)	-4.1092(***)
IPCA	-4.9156(***)	-104.19(***)	0.10719(***)	-5.5502(***)
IBOV	-5.9171(***)	-196.01(***)	0.09845(***)	-16.083
EMBI+	-6.4873(***)	-214.14(***)	0.04504(***)	-4.8084(***)
IIE-BR	-6.7828(***)	-192.61(***)	0.02220(***)	-6.2001(***)
Selic	-3.4311(***)	-9.44(***)	122.750	-15.487
Resgates de Fundos de Ações	-6.8220(***)	-279.52(***)	0.12593(***)	-2.7185(***)
Resgates de Fundos de Renda Fixa	-7.3703(***)	-284.84(***)	0.27405(***)	-3.5665(***)

Resgates de Fundos Multimercado	-7.0576(***)	-284.21(***)	0.50154(***)	-3.6814(***)
------------------------------------	--------------	--------------	--------------	--------------

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Legenda: (***) estacionário no 1º nível.

Com base nos resultados dos testes, observa-se que as séries IMA-B, Dólar, PIB, IPCA, EMBI+, IIE-BR, bem como as três séries de resgates de fundos (ações, renda fixa e multimercado) apresentaram evidências consistentes de estacionariedade em todos os testes realizados, sendo assim utilizadas no modelo em nível.

A única exceção observada foi a série Selic, que apresentou resultado ambíguo. Embora os testes ADF e DF-GLS tenham produzido estatísticas limítrofes, o teste KPSS rejeitou a hipótese nula de estacionariedade (com p-valor < 0,05), indicando a presença de raiz unitária. Dado esse conflito, a série Selic foi tratada com maior cautela, sendo diferenciada para garantir a validade das inferências no modelo VAR.

Vale ressaltar que a série IBOV apresentou valor crítico limítrofe no teste DF-GLS (-1.6083 contra um limiar de -1.62 para 10%), mas os demais testes (ADF, PP e KPSS) corroboram a hipótese de estacionariedade. Dessa forma, optou-se por mantê-la no nível no modelo.

Em suma, todas as séries, com exceção da Selic, puderam ser incorporadas ao modelo VAR em nível. A série da Selic, por precaução, foi inserida em primeira diferença, garantindo a adequação às premissas dos modelos multivariados de séries temporais.

5.3. SELEÇÃO DE DEFASAGEM

Após a verificação da estacionariedade das séries temporais, foi realizada a seleção do número ótimo de defasagens para o modelo VAR por meio do procedimento VARselect, que aplica os principais critérios de informação: Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC) e o Final Prediction Error (FPE). Os resultados dessa seleção estão apresentados na tabela 4.

O AIC, proposto por Akaike (1974), é um critério baseado na log-verossimilhança penalizada pela complexidade do modelo, de forma a evitar sobreajuste. Já o FPE, desenvolvido por Akaike (1969), estima o erro de previsão fora da amostra e, assim como o AIC, tende a selecionar modelos com maior capacidade preditiva. Ambos os critérios favorecem especificações que oferecem bom ajuste com parcimônia aceitável, mesmo que isso implique modelos mais parametrizados. O Hannan-Quinn Criterion (HQ), desenvolvido por Hannan e Quinn (1979), adota uma penalização intermediária entre o AIC e o Schwarz (SC), sendo mais conservador que o AIC, porém menos que o SC. Ele é consistente e tende a selecionar o número correto de defasagens à medida que o tamanho da amostra aumenta. Já o Schwarz Criterion (SC), também conhecido como Bayesian Information Criterion (BIC), foi proposto por Schwarz (1978) e aplica uma penalização mais severa sobre o número de parâmetros, favorecendo modelos mais parcimoniosos e com maior poder de generalização, sobretudo em amostras menores.

Tabela 4 – Seleção do modelo de VAR

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
1	6,04E-33	-74,1876	-72,196	-73,384
2	4,15E-33	-74,5697	-70,7524	-73,0294
3	5,58E-33	-74,2917	-68,6488	-72,0147
4	7,73E-33	-73,9989	-66,5304	-70,9853
5	9,48E-33	-73,8507	-64,5566	-70,1004

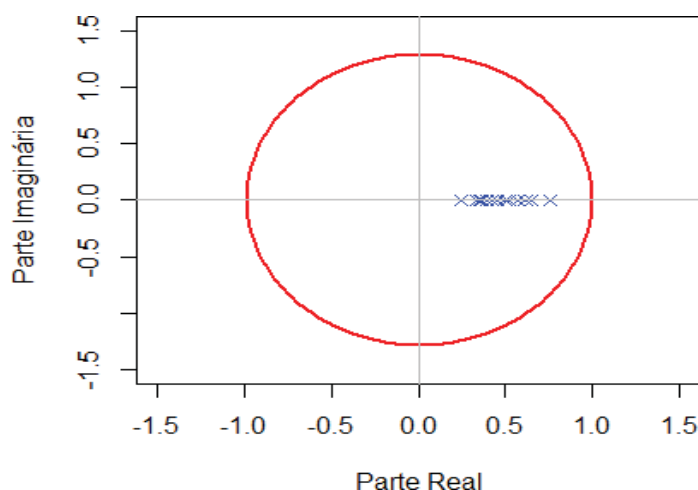
Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Com base nos resultados da tabela 4, optou-se pelo modelo com duas defasagens ($p = 2$), uma vez que essa especificação apresentou os menores valores nos critérios de informação AIC e FPE. Ambos os critérios avaliam o equilíbrio entre o ajuste do modelo e sua complexidade, penalizando a inclusão de parâmetros desnecessários. Valores mais baixos indicam melhor desempenho nesse equilíbrio, o que justifica a escolha. Embora os critérios SC e HQ sugiram modelos mais parcimoniosos, suas diferenças em relação à especificação com duas defasagens não foram suficientemente expressivas para invalidar a robustez do modelo selecionado.

5.4. TESTE DE ESTABILIDADE

Foi estimado o modelo VAR(2) e, em seguida, testada sua estabilidade por meio da análise das raízes autorregressivas (AR Roots), de acordo com o ilustrado na figura 1 anteriormente. Como pode ser observado, todas as raízes (representadas pelos símbolos 'x') estão localizadas dentro do círculo unitário (em vermelho), o que indica que o modelo é estável.

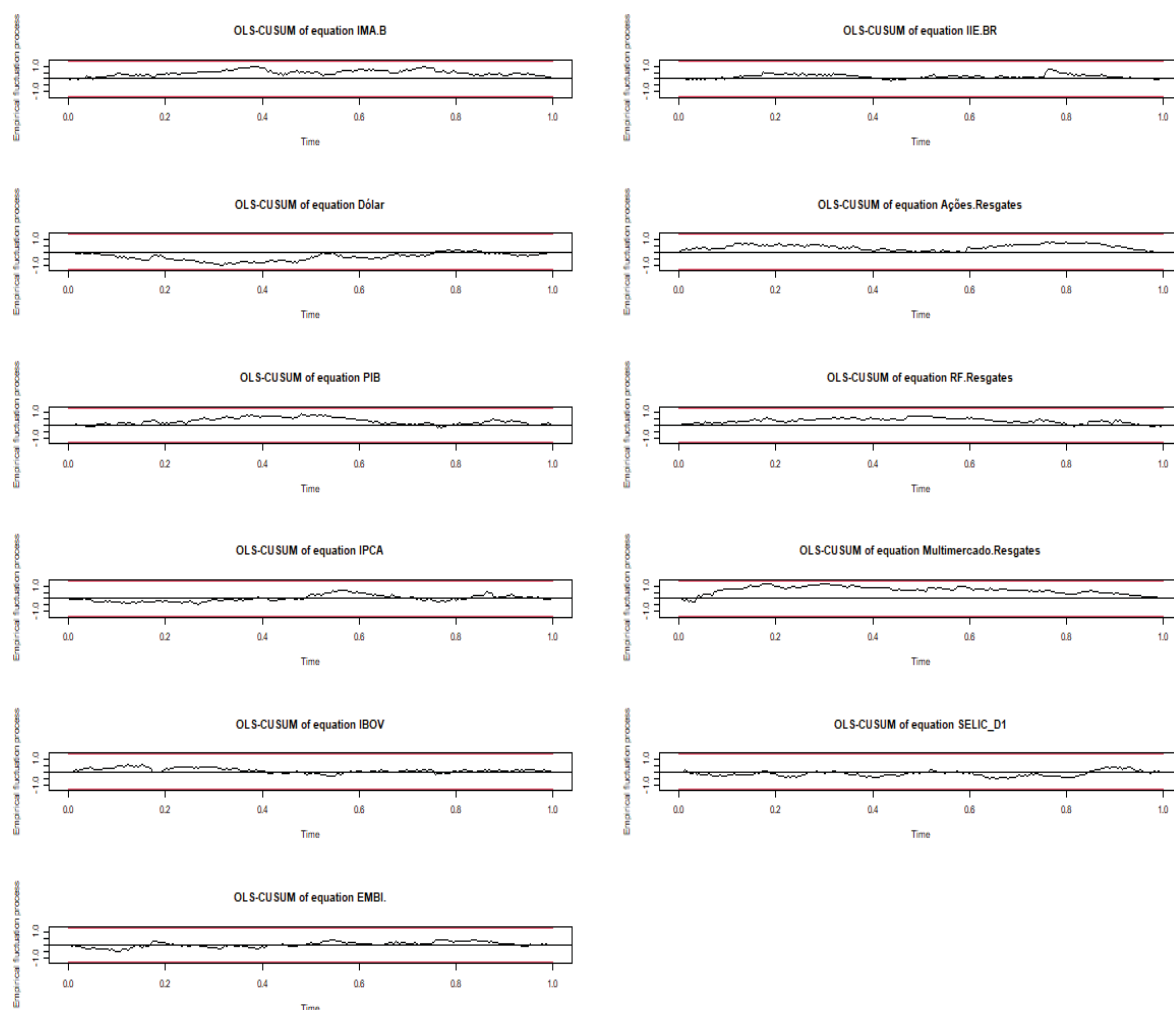
Figura 1 – Estabilidade do modelo VAR (2)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Como verificação adicional da robustez do modelo VAR(2), foi aplicado o teste CUSUM (*Cumulative Sum of Recursive Residuals*) para cada uma das equações do sistema. O teste, proposto por Brown, Durbin e Evans (1975), é utilizado para avaliar a estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo, com base na soma acumulada dos resíduos recursivos da regressão. A principal utilidade do teste CUSUM está em identificar quebras estruturais ou mudanças na dinâmica do modelo estimado. Os resultados são apresentados graficamente e a estabilidade é confirmada quando a curva do teste permanece dentro das bandas de confiança de 5%, segundo demonstra a figura 2 a seguir:

Figura 2 – Teste CUSUM



Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Os resultados, apresentados na figura anterior, mostram que os traçados do processo acumulado de resíduos permaneceram dentro das bandas de confiança em todas as equações, o que indica estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo e ausência de quebras estruturais no período analisado.

5.5. TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO

Para avaliar a adequação estatística dos modelos estimados, foram realizados testes de autocorrelação dos resíduos, utilizando o teste de Breusch-Godfrey (BG) com 2 defasagens. Com base nos resultados obtidos por

meio do Teste de Breusch-Godfrey (*Serial Correlation LM Test*), aplicados individualmente a cada equação do modelo VAR com 2 defasagens, foi possível avaliar a presença de autocorrelação nos resíduos do sistema. Esse procedimento é realizado para verificar se os resíduos seguem o pressuposto de não autocorrelação serial, condição necessária para garantir a validade estatística das inferências extraídas a partir do modelo.

Conforme desenvolvido por Breusch (1978) e Godfrey (1978), considerando o nível de significância de 5%, adota-se o critério usual de que p-valores superiores a 0,05 indicam a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação, enquanto p-valores inferiores a esse limiar sugerem rejeição da hipótese nula, isto é, evidência de autocorrelação residual. Assim, observa-se a tabela 5 abaixo:

Tabela 5 – Teste de Breusch-Godfrey (BG) com 2 defasagens

Teste BG individual (p = 2)	p-valor
IMA-B	0.0533
Dólar	0.7607
PIB	0.00001
IPCA	0.1728
IBOV	0.5182
EMBI+	0.9889
IIE-BR	0.0787
Resgates de Fundos de Ações	0.1089
Resgates de Fundos de Renda Fixa	0.00001
Resgates de Fundos Multimercado	0.8479
SELIC_D1	0.00001

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Como demonstrado nessa tabela, no modelo VAR estimado com duas defasagens (p = 2), os resultados indicaram que as equações associadas ao Produto Interno Bruto (PIB), à taxa Selic (SELIC_D1) e aos resgates dos fundos de renda fixa apresentaram p-valores inferiores a 0,05, rejeitando a hipótese nula de ausência de autocorrelação. As demais variáveis – incluindo as equações referentes ao dólar, IPCA, IBOVESPA, EMBI, IIE-BR, resgates de fundos de ações e resgates de fundos multimercado – não evidenciaram presença de autocorrelação, apresentando p-valores consistentemente acima de 0,05. Por outro lado, tem-se outra estimação na próxima tabela:

Tabela 6 – Teste de Breusch-Godfrey (BG) com 5 defasagens

Teste BG individual (p = 5)	p-valor
IMA-B	0.0230
Dólar	0.0150
PIB	0.0000
IPCA	0.6652
IBOV	0.5853
EMBI+	0.8107
IIE-BR	0.1165
Resgates de Fundos de Ações	0.3955
Resgates de Fundos de Renda Fixa	0.0001
Resgates de Fundos Multimercado	0.8224
SELIC_D1	0.0001

Fonte: elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

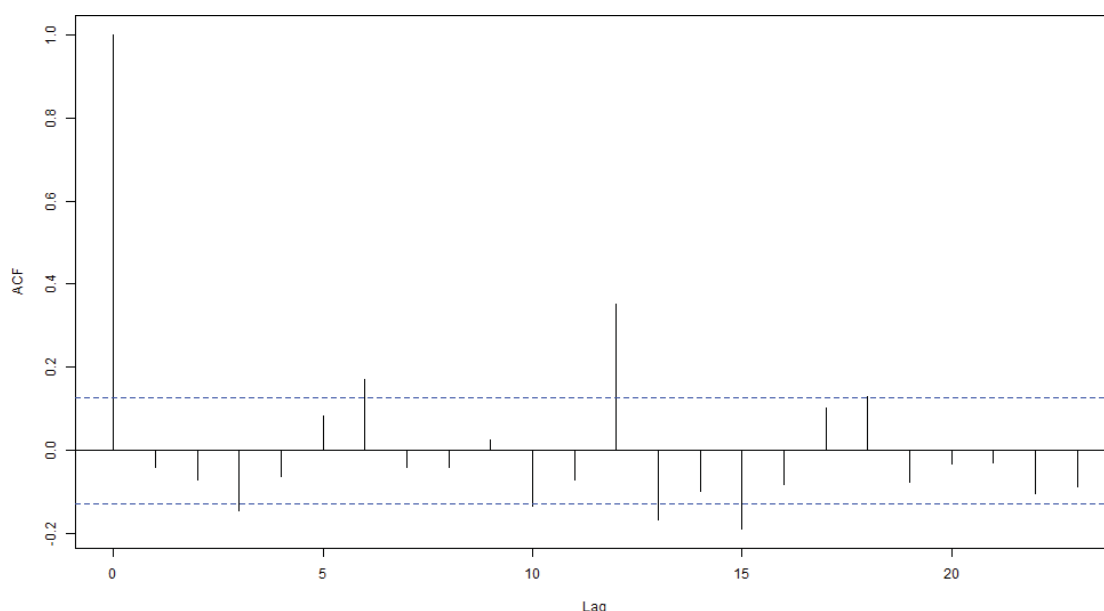
Na tentativa de corrigir a autocorrelação, foi feita a estimação com 5 defasagens. No caso do modelo com cinco defasagens ($p = 5$), é possível observar na tabela 6 uma mudança no padrão dos resíduos: a autocorrelação persistiu nas equações do PIB, SELIC_D1 e Resgates de Fundos de Renda Fixa e passou a se manifestar também nas equações do IMA-B e do dólar, cujos p-valores foram de 0,0230 e 0,0150, respectivamente. Esse resultado indica que, apesar do aumento na defasagem do modelo, ainda há indícios de autocorrelação em cinco das onze equações. As demais variáveis, por outro lado, mantiveram a ausência de autocorrelação, com destaque para os bons resultados observados nas equações de IPCA, IBOV, EMBI+, IIE-BR, Resgates de Fundos de Ações e Resgates de Fundos Multimercado.

Devido aos resultados acima, o modelo com 2 defasagens permaneceu sendo utilizado no trabalho mesmo com a autocorrelação presente em três séries. Tal constatação não invalida o modelo, mas impõe cautela na interpretação de suas inferências dinâmicas, sobretudo nos testes de causalidade e nas funções impulso-resposta.

Como prática complementar, optou-se por reportar esses diagnósticos com clareza e reconhecer tal limitação como parte da análise crítica dos resultados apresentados neste trabalho. Ainda por esse motivo, para fins de complementação da análise, seguiu-se com uma inspeção visual dos resíduos por meio da Função de Autocorrelação (FAC). A FAC é um instrumento gráfico amplamente utilizado para detectar padrões de dependência temporal em séries de resíduos. A função mede a

correlação entre os valores da série e suas próprias defasagens, permitindo identificar a presença de autocorrelação não capturada pelo modelo. De acordo com Gujarati e Porter (2011), quando os resíduos estão corretamente especificados, os coeficientes de autocorrelação devem permanecer dentro dos limites de confiança de 95%, o que indica ausência de padrão sistemático. Assim, a análise visual da FAC atua como diagnóstico complementar aos testes formais, como o de Breusch-Godfrey, oferecendo maior segurança na avaliação da qualidade do ajuste do modelo. A seguir, são apresentados os gráficos das FACs para as equações que, segundo os testes LM, apresentaram algum grau de autocorrelação:

Gráfico 4 – Função de Autocorrelação (FAC) – Resgates de fundos de renda fixa



Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

O gráfico 4 exibe a Função de Autocorrelação (FAC) dos resíduos da equação associada aos resgates dos fundos de renda fixa com o intuito de complementar os testes estatísticos formais e oferecer uma análise visual mais refinada da dinâmica residual.

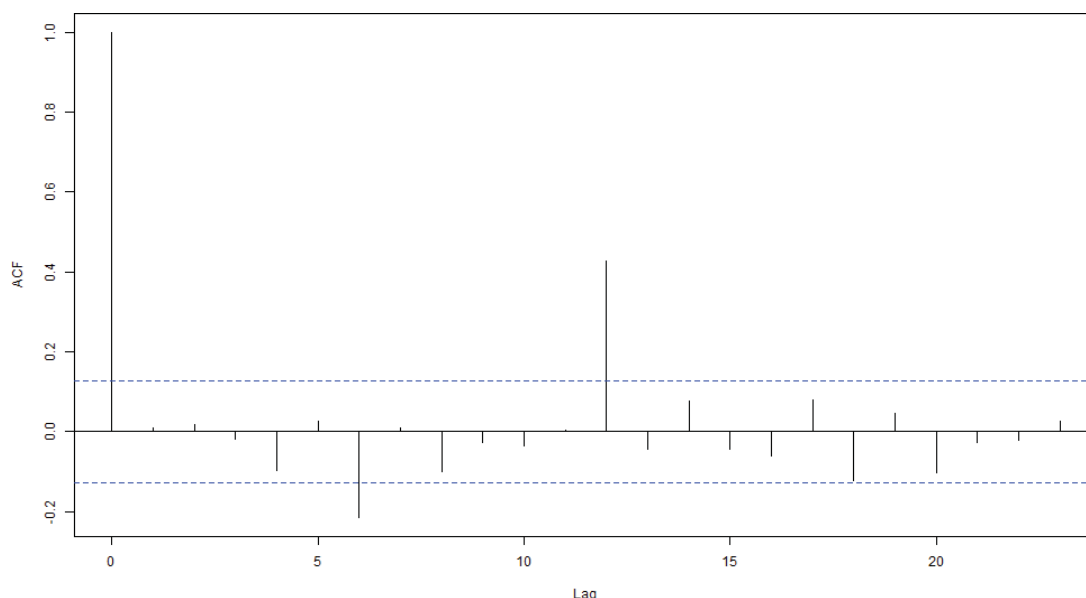
À primeira vista, observa-se um pico elevado na defasagem zero, o que é esperado, uma vez que representa a autocorrelação perfeita de qualquer série com ela mesma. A partir da defasagem 1 em diante, que é de fato o foco da análise, verifica-se que a grande maioria das autocorrelações permanece dentro dos limites de confiança, representados pelas linhas tracejadas azuis.

Embora haja uma ou outra defasagem com ligeiros desvios, como nos lags 6 e 13, essas oscilações são isoladas, de pequena magnitude e sem padrão persistente, não configurando um comportamento sistemático de autocorrelação. Em outras palavras, não se identifica uma estrutura sequencial de autocorrelação relevante, como seria o caso se diversas defasagens sucessivas ultrapassassem os limites ou apresentassem padrões regulares de oscilação.

Essa evidência corrobora a interpretação de que, apesar de o teste de Breusch-Godfrey ter sinalizado presença de autocorrelação para essa equação, os resíduos não exibem um comportamento amplamente dependente no tempo. Aparentemente, o resultado do teste formal pode estar sendo influenciado por pontos específicos ou flutuações pontuais, não por uma violação estrutural mais grave das premissas do modelo. Dessa forma, considera-se que os resíduos da equação *Resgates de Fundos de Renda Fixa* não apresentam autocorrelação persistente, sendo possível manter a equação no modelo estimado com duas defasagens, desde que se reconheça essa limitação marginal na interpretação dos resultados relacionados a essa variável.

Agora, ao se tratar do PIB, tem-se o seguinte gráfico:

Gráfico 5 – Função de Autocorrelação (FAC) – PIB



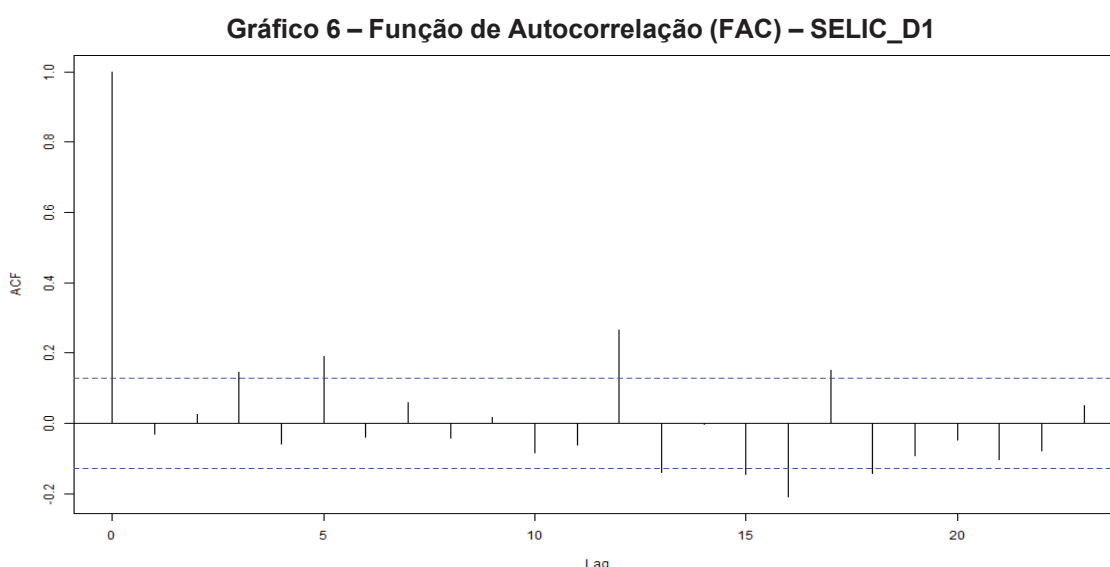
Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

O gráfico 5 apresenta a Função de Autocorrelação (FAC) dos resíduos da equação referente ao Produto Interno Bruto (PIB). Embora o teste de autocorrelação (LM) tenha rejeitado a hipótese nula para essa equação, a análise visual revela um quadro significativamente mais benigno.

Ademais, o gráfico mostra que, à exceção do valor na defasagem zero, apenas um único pico se aproxima do limite de significância: na defasagem 12. Esse ponto, embora visivelmente mais proeminente que os demais, ainda se mantém dentro dos limites de confiança, sugerindo que a oscilação observada pode ser atribuída ao comportamento estocástico natural dos resíduos e não a uma violação sistemática da hipótese de ruído branco.

Ainda, não se vê qualquer padrão de autocorrelação sequencial ou agrupada ao longo das demais defasagens. A maioria absoluta das barras permanece dentro dos limites, sem alternância rítmica ou sinais de memória temporal persistente. Esse padrão reforça a avaliação de que a equação do PIB não apresenta autocorrelação estrutural persistente. Embora o teste LM tenha identificado um possível indício de autocorrelação, o diagnóstico gráfico expõe que tal ocorrência é pontual e de baixa magnitude, não representando um problema relevante do ponto de vista econométrico. Logo, optou-se por manter a equação do PIB no modelo com confiança, apenas destacando que a inferência sobre os choques específicos nessa variável deve ser conduzida com parcimônia.

Assim, o próximo gráfico retrata a situação da Selic sob esse mesmo prisma:



Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

O gráfico 6 ilustra a Função de Autocorrelação (FAC) dos resíduos da equação correspondente à variação da taxa básica de juros (SELIC_D1). Tal como nas equações anteriormente discutidas, o objetivo dessa análise gráfica é verificar a consistência dos resultados apontados pelos testes formais de autocorrelação, à luz de uma perspectiva visual mais interpretativa.

Apesar de o teste BG ter indicado rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação, o gráfico da FAC sugere um comportamento não sistemático dos resíduos. As barras que representam as autocorrelações, com exceção da defasagem zero, se mantêm majoritariamente próximas dos limites de confiança, com oscilações aleatórias e sem padrão cíclico.

Observa-se que há desvios pontuais como nas defasagens 5, 12 e 17, entretanto é possível considerar que os rompimentos não configuram sequência ou tendência de memória serial. Essas flutuações são compatíveis com o comportamento esperado de resíduos em séries temporais com certa complexidade, mas não indicam violação severa das premissas de ausência de autocorrelação.

Diante disso, conclui-se que a equação SELIC_D1 também não apresenta autocorrelação gravemente persistente. A sinalização observada nos testes formais pode ser atribuída a ruídos específicos ou eventos isolados no período da amostra, não comprometendo a validade da modelagem dinâmica nem dos exercícios inferenciais subsequentes (como causalidade e impulsos-resposta).

De todo modo, dada a natureza mensal das séries temporais analisadas, considerou-se o controle para possíveis efeitos sazonais sistemáticos que pudessem influenciar a dinâmica das variáveis. A sazonalidade, ao refletir padrões recorrentes ao longo do ano, como flutuações típicas em meses específicos devido a fatores institucionais, fiscais ou comportamentais, pode introduzir distorções nos resíduos do modelo e comprometer a validade de inferências dinâmicas caso não seja adequadamente tratada.

Por essa razão, para mitigar o problema de autocorrelação das séries de variáveis apontadas acima, optou-se pela introdução de variáveis sazonais do tipo *dummies* mensais. Essa abordagem consiste em incluir variáveis indicadoras para os diferentes meses do ano, permitindo capturar e isolar variações sistemáticas associadas a cada período do calendário. Ao incorporar essas componentes sazonais ao conjunto de variáveis exógenas do modelo, busca-se eliminar a

influência de padrões mensais fixos, assegurando que a estrutura dinâmica estimada entre as variáveis endógenas reflita, de fato, relações econômicas e não apenas efeitos sazonais espúrios.

Além de ampliar a robustez do modelo, esse procedimento também melhora a qualidade dos resíduos, favorecendo diagnósticos mais precisos de autocorrelação, heterocedasticidade e estabilidade estrutural. Trata-se, portanto, de uma prática, na modelagem de séries temporais mensais, especialmente relevante em contextos em que as variáveis apresentam algum grau de sensibilidade a ciclos sazonais, como é comum nos mercados financeiros e nas variáveis macroeconômicas.

5.6. ESTIMAÇÃO DA REGRESSÃO VAR SAZONAL E TESTE DE NEWEY-WEST

Após a construção das variáveis sazonais, procedeu-se à estimação de um modelo VAR com inclusão dessas *dummies* mensais como variáveis exógenas. A motivação para essa abordagem está na necessidade de preservar a estrutura dinâmica entre as variáveis endógenas, ao mesmo tempo em que se neutralizam possíveis interferências sazonais recorrentes no período analisado.

A inclusão das variáveis sazonais como termos exógenos permite que o modelo capture os efeitos fixos mensais de forma separada da dinâmica própria do sistema. Em termos econométricos, essa estratégia evita que variações sazonais sejam confundidas com relações causais entre as variáveis endógenas, o que poderia enviesar os coeficientes estimados e comprometer a validade dos testes de causalidade, das funções impulso-resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão. Conforme argumenta Enders (2015), a não correção adequada para sazonalidade pode levar a interpretações espúrias nos modelos VAR, especialmente, quando os padrões sazonais coincidem com ciclos econômicos regulares.

O modelo foi estimado com duas defasagens, conforme definido nos critérios de identificação anteriores, e manteve a estrutura com termo constante. Ao incorporar os efeitos sazonais dessa forma, garante-se uma modelagem mais robusta e condizente com as propriedades estatísticas das séries mensais utilizadas na análise.

Após a estimação do modelo VAR com *dummies* sazonais, procedeu-se à nova estimação individual de cada equação por meio de regressões lineares múltiplas independentes, com correção robusta de heterocedasticidade e autocorrelação nos erros. Essa abordagem tem como objetivo principal conferir maior precisão aos intervalos de confiança dos coeficientes estimados, especialmente diante da possibilidade de violações das hipóteses clássicas do modelo linear, como homocedasticidade e independência serial dos resíduos.

A técnica utilizada para essa correção foi a matriz de variância-covariância de Newey-West, reconhecida na literatura econométrica por proporcionar estimativas robustas da variância dos coeficientes em presença de autocorrelação de ordem desconhecida e heterocedasticidade condicional. Trata-se de um procedimento não paramétrico que ajusta os erros padrão sem alterar os coeficientes centrais das regressões. Conforme demonstrado por Newey e West (1987), essa metodologia é particularmente útil em modelos de séries temporais com resíduos que não atendem aos pressupostos clássicos de homocedasticidade e ausência de correlação serial.

Para cada equação do sistema VAR, foi estimado um modelo de regressão linear múltipla no qual a variável dependente é explicada pelas defasagens de todas as variáveis endógenas do sistema, bem como pelas variáveis exógenas sazonais. Essa estratégia visa oferecer uma verificação adicional da robustez dos resultados obtidos no modelo VAR, permitindo identificar a significância estatística de cada variável explicativa em cada equação específica, sob condições menos restritivas quanto à estrutura dos resíduos.

Os resultados revelaram que diversas variáveis apresentaram efeitos sazonais estatisticamente significativos. Em especial, o Produto Interno Bruto (PIB) mostrou forte sazonalidade positiva, com todos os meses do ano estatisticamente significativos ao nível de 1%, o que evidencia um padrão regular de crescimento ao longo do ano-calendário. O IPCA também demonstrou comportamento sazonal negativo nos meses de maio a setembro, condizente com a sazonalidade agrícola e dos preços administrados. Já a variação da taxa Selic (SELIC_D1) exibiu um padrão alternado de significância estatística em oito meses do ano, com oscilações que possivelmente refletem o cronograma de reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM) e os ciclos de política monetária.

Os resgates líquidos dos fundos de investimento, por sua vez, apresentaram padrões heterogêneos. Os fundos de renda fixa revelaram o comportamento mais pronunciado: todos os meses analisados exibiram coeficientes positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1%, indicando que os resgates tendem a ser menores, ou até revertidos em aportes ao longo do ano quando comparados ao mês de janeiro.

Já nos fundos multimercado, observou-se sazonalidade relevante em março, agosto, outubro e dezembro, com coeficientes positivos significativos, enquanto nos fundos de ações a evidência foi mais fraca, com significância marginal apenas no mês de fevereiro. Tais diferenças refletem a sensibilidade distinta de cada tipo de fundo à dinâmica sazonal dos investidores, possivelmente associada a padrões comportamentais recorrentes.

Também, no caso dos fundos de renda fixa, por exemplo, o maior volume de resgates observado em janeiro pode estar relacionado a pressões típicas desse período do ano, como aumento de despesas com tributos, educação e consumo, o que reforça a ideia de que decisões de resgate não ocorrem apenas por motivos racionais de portfólio, mas também por necessidades financeiras previsíveis e comportamentos sazonais.

Em relação às demais variáveis, o risco país (EMBI+) apresentou efeitos sazonais negativos nos meses de abril, julho e dezembro, sugerindo percepção de risco estruturalmente mais baixa nesses períodos. Por outro lado, variáveis como o IBOVESPA, a taxa de câmbio (dólar), o índice de incerteza econômica (IIE-BR) e o indicador IMA-B não apresentaram evidência estatisticamente robusta de sazonalidade.

Diante desses achados, justifica-se a inclusão das *dummies* mensais como variáveis exógenas no modelo VAR. Tal decisão metodológica permite isolar os efeitos fixos de calendário, evitando que esses padrões recorrentes interfiram nas estimativas das relações dinâmicas entre as variáveis endógenas. Além disso, contribui para reduzir a autocorrelação residual e aumentar a estabilidade estrutural do modelo, aprimorando a precisão das inferências obtidas a partir dos testes de causalidade e das funções impulso-resposta.

5.7. CAUSALIDADE DE GRANGER

Foram realizados testes de causalidade de Granger bivariados, considerando pares formados por cada variável macroeconômica como impulso e os três tipos de fundos (ações, renda fixa e multimercado) como respostas. O teste foi aplicado com defasagem de duas ordens, em consonância com o número de defasagens adotado na estimação do modelo VAR. A tabela 7 mostra os resultados após o teste:

Tabela 7 – Causalidade de Granger

Impulso	Resposta	p-valor
IMA-B	Resgates de fundos de ações	0.70587
	Resgates de fundos de renda fixa	0.33601
	Resgates de fundos multimercado	0.76428
Dólar	Resgates de fundos de ações	0.35133
	Resgates de fundos de renda fixa	0.22914
	Resgates de fundos multimercado	0.47433
PIB	Resgates de fundos de ações	0.38862
	Resgates de fundos de renda fixa	0.00001
	Resgates de fundos multimercado	0.51617
IPCA	Resgates de fundos de ações	0.73029
	Resgates de fundos de renda fixa	0.87024
	Resgates de fundos multimercado	0.60228
IBOV	Resgates de fundos de ações	0.58857
	Resgates de fundos de renda fixa	0.60636
	Resgates de fundos multimercado	0.44905
EMBI+	Resgates de fundos de ações	0.81061
	Resgates de fundos de renda fixa	0.44808
	Resgates de fundos multimercado	0.31420
IIE-BR	Resgates de fundos de ações	0.05037
	Resgates de fundos de renda fixa	0.30735
	Resgates de fundos multimercado	0.25171
SELIC_D1	Resgates de fundos de ações	0.12788
	Resgates de fundos de renda fixa	0.00001
	Resgates de fundos multimercado	0.00001

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Os resultados obtidos indicam que algumas variáveis macroeconômicas exercem influência significativa na previsão dos resgates, enquanto outras não apresentam poder preditivo estatisticamente relevante. O destaque principal recai sobre a taxa Selic, que apresentou forte evidência de causalidade no sentido de

Granger para dois dos três tipos de fundos. Especificamente, a Selic mostrou ser um importante determinante antecedente dos resgates em fundos de renda fixa e fundos multimercado. Isso sugere que choques na taxa básica de juros são assimilados rapidamente pelos investidores desses segmentos que tendem a reavaliar suas alocações diante de alterações na política monetária.

Outra variável com evidência estatística robusta foi o Produto Interno Bruto (PIB), que apresentou p-valor baixo na relação com os resgates em fundos de renda fixa. Entretanto, para os fundos de ações e multimercado, o PIB não se mostrou causal no sentido de Granger. Esse resultado é relevante por contradizer, em parte, a lógica da racionalidade plena dos investidores: seria esperado que o nível de atividade econômica influenciasse também o comportamento dos investidores dessas outras classes. A ausência dessa relação sugere que decisões de resgate em fundos de ações e multimercado podem estar menos vinculadas a fundamentos econômicos clássicos e mais influenciadas por fatores não racionais, como percepções subjetivas de risco, incerteza ou mesmo vieses comportamentais, conforme discutido no referencial teórico.

Adicionalmente, o índice de incerteza econômica (IIE-BR) apresentou um resultado no limiar da significância estatística ($p \approx 0.050$) na relação com os resgates de fundos de ações, sugerindo que períodos de maior incerteza podem preceder movimentos de retirada nesse tipo de fundo.

Por outro lado, variáveis como o dólar, IPCA, EMBI+, IBOVESPA e o índice IMA-B não apresentaram relação de causalidade estatisticamente significativa com os fluxos de resgates em nenhuma das classes de fundos avaliadas. Para este teste específico de Causalidade de Granger, o resultado contraria, em parte, a expectativa sob a ótica da racionalidade econômica, que pressupõe que investidores reagiriam de maneira sistemática a variações nesses indicadores de risco, de inflação e de desempenho de mercado. A ausência de causalidade estatística reforça a hipótese de que os fluxos de resgates não são explicados exclusivamente por fatores macroeconômicos, sendo influenciados também por elementos comportamentais, como inércia decisória, efeito manada, aversão à perda ou, até mesmo, heurísticas de disponibilidade. Essa constatação dá suporte à escolha teórica baseada nas Finanças Comportamentais como base para compreender a dinâmica observada.

5.8. IMPULSOS-RESPOSTAS

Com o modelo VAR estimado a partir dos dados finalizados, estacionarizados e corrigidos para efeitos sazonais, procedeu-se à análise das funções impulso-resposta (IRF), com o objetivo de investigar como choques exógenos nas principais variáveis macroeconômicas impactam a dinâmica dos resgates em diferentes classes de fundos de investimento: ações, renda fixa e multimercado.

As funções impulso-resposta representam um instrumento essencial na interpretação empírica de modelos VAR, pois permitem identificar a trajetória esperada da variável de resposta ao longo de um horizonte temporal definido (neste caso, 10 períodos à frente), a partir de um choque unitário e isolado em uma das variáveis do sistema. Conforme Enders (2015), esse tipo de função mede o efeito dinâmico de um choque em uma variável sobre as demais variáveis do sistema, mantendo todas as demais constantes no momento do impacto. A abordagem possibilita observar os efeitos dinâmicos, de curto e de médio prazos, que variáveis macroeconômicas como juros, inflação, câmbio ou atividade econômica podem exercer sobre o comportamento dos investidores.

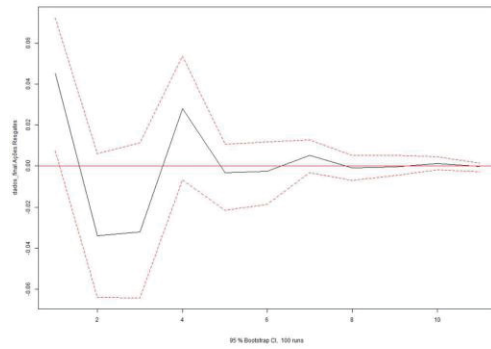
Foram definidos como variáveis de impulso os seguintes indicadores macroeconômicos: IMA-B (indicador de renda fixa de longo prazo), taxa de câmbio (Dólar), Produto Interno Bruto (PIB), Índice de preços ao consumidor (IPCA), índice IBOVESPA, EMBI+ (risco país), Índice de Incerteza Econômica (IIE-BR) e a variação da taxa Selic (SELIC_D1). Por sua vez, as variáveis de resposta foram os fluxos de resgates líquidos dos fundos de ações, renda fixa e multimercado, expressos em termos diferenciados e estacionários.

Para cada combinação de impulso e resposta, foram geradas funções impulso-resposta com inferência baseada em reamostragem *bootstrap*¹⁴, o que confere intervalos de confiança mais robustos aos efeitos estimados. Abaixo, são apresentadas as interpretações obtidas para cada variável analisada por meio de gráficos agrupados na figura:

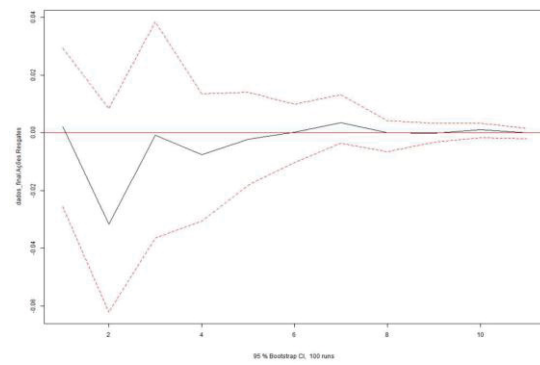
¹⁴ A técnica de reamostragem *bootstrap* consiste em gerar múltiplas amostras com reposição a partir da amostra original, permitindo a construção de distribuições empíricas dos estimadores. Essa abordagem possibilita a obtenção de intervalos de confiança mais confiáveis, especialmente em amostras finitas ou em modelos com distribuições desconhecidas dos erros (Efron e Tibshirani, 1993).

Figura 3 – Impulsos-resposta para resgates de fundos de ações

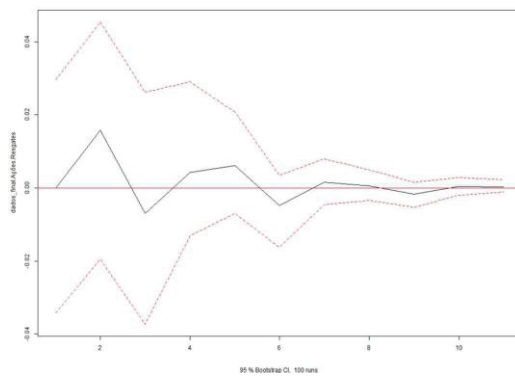
Impulso: IIE-BR — Resposta: Ações



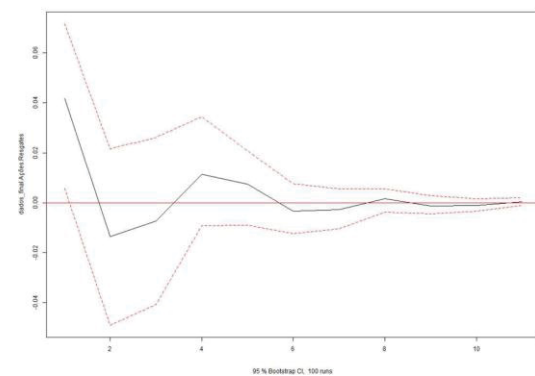
Impulso: Dólar — Resposta: Ações



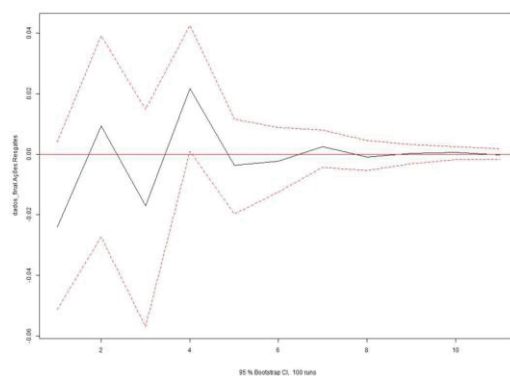
Impulso: EMBI — Resposta: Ações



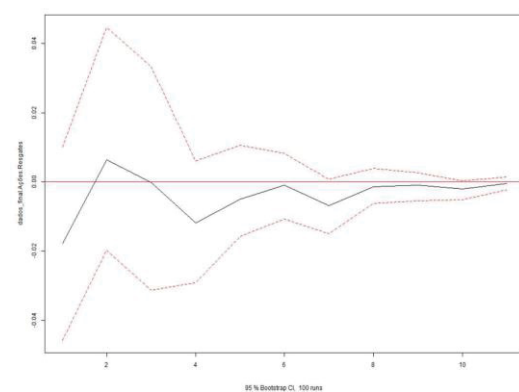
Impulso: IBOV — Resposta: Ações

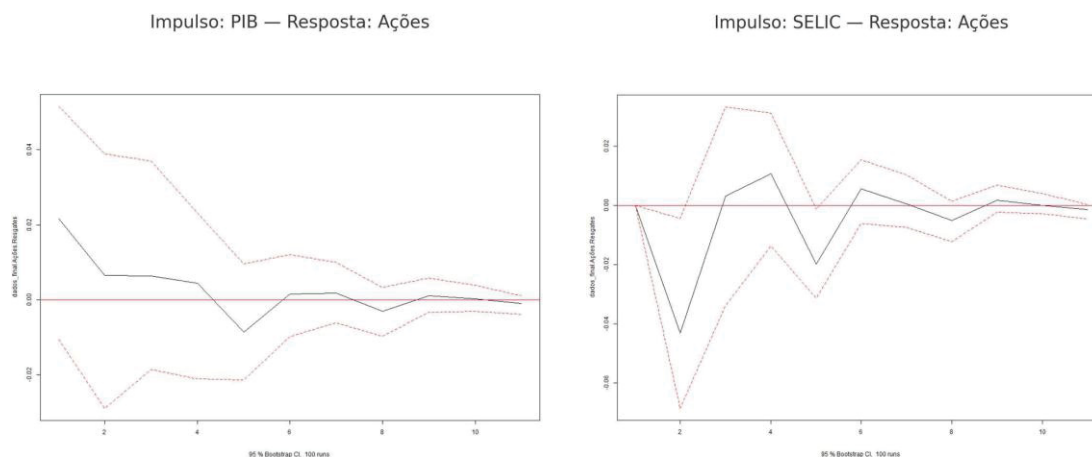


Impulso: IMA-B — Resposta: Ações



Impulso: IPCA — Resposta: Ações





Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Analisando os gráficos de impulso-resposta para resgates em fundos de ações, é possível notar que um choque na variação da Selic (diferença de período a período) leva a uma redução nos resgates no curto prazo. Esse comportamento sugere cautela ou inércia na decisão dos investidores, mas aparenta contrariar a expectativa tradicional de substituição de ativos de risco por renda fixa em contextos de alta dos juros. Vale ressaltar que, no modelo estimado, a Selic foi incluída na forma diferenciada (SELIC_D1), de modo que os choques analisados se referem à aceleração da taxa de juros, e não diretamente ao seu nível. Isso pode alterar a interpretação econômica, pois o impulso não representa, necessariamente, um aumento absoluto da Selic, mas sim um aumento no seu ritmo de variação.

Por outro lado, uma alta no IBOV está associada à redução imediata nos resgates. Já o IMA-B, índice de títulos públicos de longo prazo indexados à inflação, gera uma resposta volátil e de curta duração, sugerindo que choques no mercado de renda fixa têm efeito marginal e não sustentado sobre a decisão de resgatar fundos de ações. A valorização do dólar também provoca uma queda pontual nos resgates.

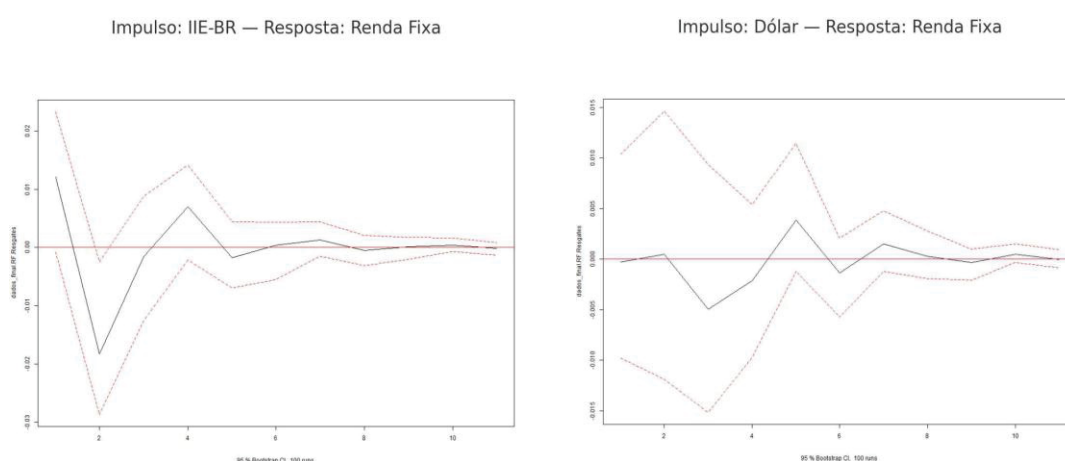
Choques no EMBI (risco-país) e no IIE-BR (incerteza econômica) geram reações rápidas e oscilantes. A elevação do EMBI está associada a um aumento nos resgates nos primeiros períodos, refletindo uma reavaliação do risco doméstico por parte dos investidores. O impulso no IIE-BR, por sua vez, resulta em um comportamento instável, com queda inicial dos resgates seguida de reversão. Esses dois indicadores, por captarem dimensões mais expectacionais e subjetivas do ambiente econômico, como percepção de risco soberano e sentimento de incerteza,

têm maior potencial de acionar respostas emocionais e não plenamente racionais por parte dos cotistas. A reação aos choques nesses fatores está alinhada com os princípios das finanças comportamentais, sugerindo que decisões de resgate podem ser mais motivadas por medo, por aversão à perda ou por comportamento de manada do que por fundamentos econômicos objetivos.

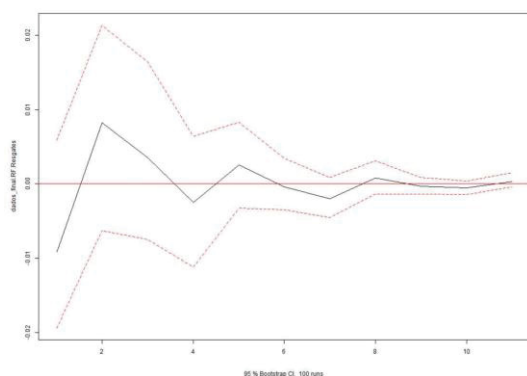
Os choques no PIB e no IPCA geram efeitos brandos e não persistentes sobre os resgates. O aumento do PIB está associado a um leve aumento nos resgates nos primeiros períodos. Já a alta no IPCA provoca uma redução temporária nos resgates. Esses resultados poderiam ser considerados contraditórios. Em tese, a elevação do PIB, sinal de fortalecimento da atividade econômica, deveria induzir maior confiança e retenção de recursos e não estimular saídas. Da mesma forma, um aumento da inflação poderia provocar maior aversão ao risco e incentivar retiradas – e não o movimento oposto. Esses desvios de comportamento sugerem que as decisões dos cotistas não seguem estritamente uma lógica racional baseada em fundamentos macroeconômicos, sendo possivelmente influenciadas por percepções distorcidas, heurísticas ou mesmo inércia comportamental, conforme discutido nas Finanças Comportamentais e comentado ao longo deste trabalho.

Logo, segue a próxima figura para a análise gráfica relacionada à renda fixa:

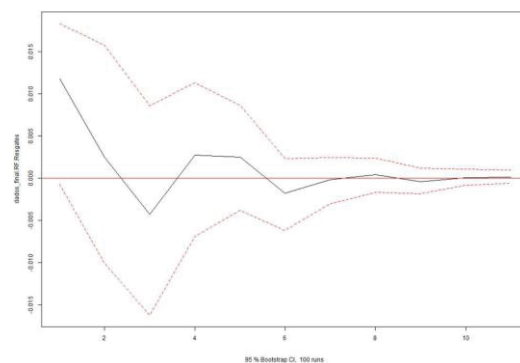
Figura 4 – Impulsos-resposta para resgates de fundos de renda fixa



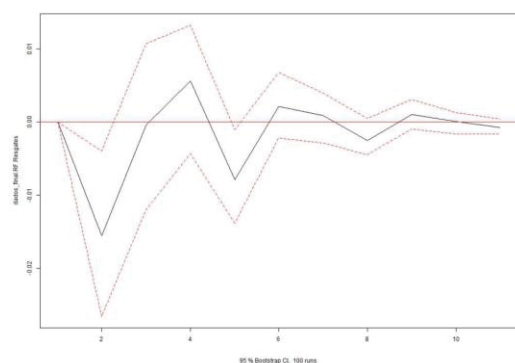
Impulso: IBOV — Resposta: Renda Fixa



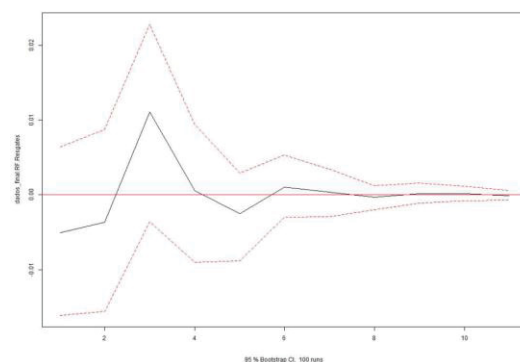
Impulso: EMBI — Resposta: Renda Fixa



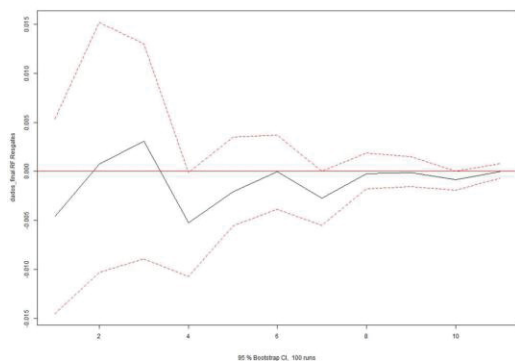
Impulso: SELIC — Resposta: Renda Fixa



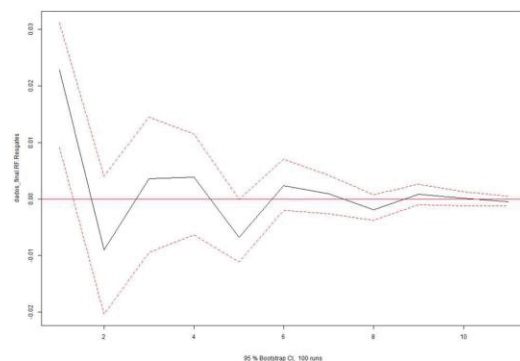
Impulso: IMA-B — Resposta: Renda Fixa



Impulso: IPCA — Resposta: Renda Fixa



Impulso: PIB — Resposta: Renda Fixa



Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

No caso dos resgates em fundos de renda fixa, os choques na Selic, utilizada no modelo em sua forma diferenciada (variação da taxa), levaram a uma redução dos resgates nos períodos iniciais. Isso sugere um aumento no ritmo de alta da taxa básica de juros, que tende a estimular a retenção de recursos em fundos de renda

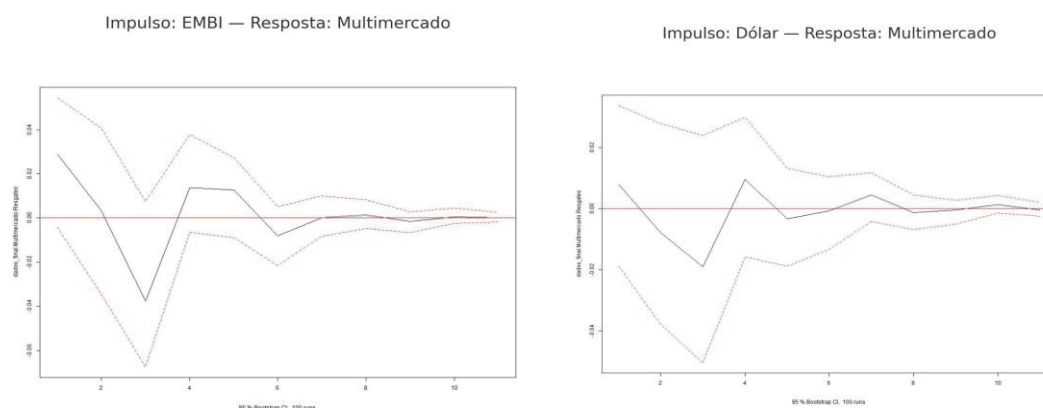
fixa, possivelmente pela expectativa de maior retorno. Já o impacto do IBOVESPA foi oposto: sua valorização provocou um aumento nos resgates, refletindo provável migração de recursos para ativos de maior risco e retorno, como ações, em um ambiente de otimismo no mercado.

O impulso no IMA-B, que representa a valorização dos títulos públicos atrelados à inflação, também levou a um aumento pontual nos resgates, indicando uma possível realização de lucros ou compra direta dos títulos públicos. No entanto, o efeito foi de curta duração. Choques na variação do dólar resultaram em uma queda temporária nos resgates.

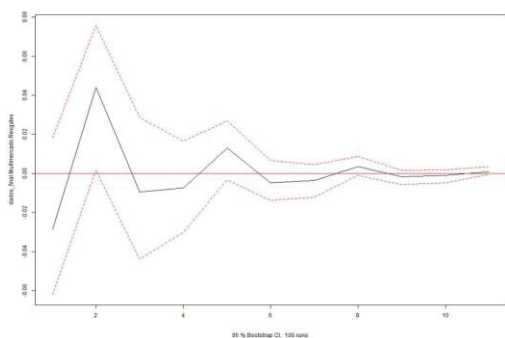
O aumento do EMBI+ gerou um movimento inicial de aumento nos resgates, refletindo a aversão dos investidores a ativos expostos a risco soberano em momentos de deterioração das condições externas. Em contraste, o choque no IIE-BR (índice de incerteza econômica) provocou uma redução nos resgates, sugerindo que os investidores tendem a preservar recursos em ativos conservadores frente à incerteza, reforçando o papel dos fundos de renda fixa como instrumento de estabilidade em tempos de dúvida.

Os choques no PIB e no IPCA apresentaram efeitos curtos e oscilantes. O crescimento do PIB motivou aumentos iniciais nos resgates, já a alta do IPCA apresentou efeito misto: os resgates inicialmente subiram levemente, mas logo recuaram, sugerindo que os fundos de renda fixa, sobretudo aqueles indexados à inflação, podem ser vistos como proteção contra a erosão do poder de compra.

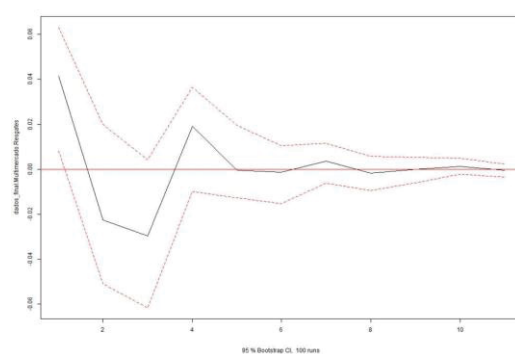
Figura 5 – Impulsos-resposta para resgates de fundos multimercado



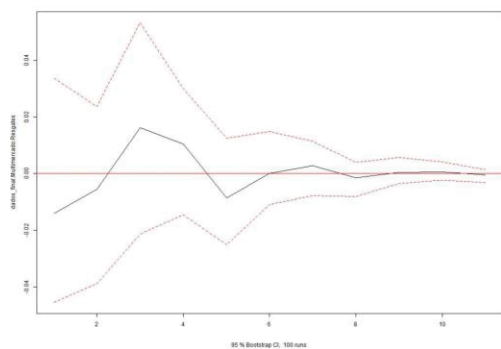
Impulso: IBOV — Resposta: Multimercado



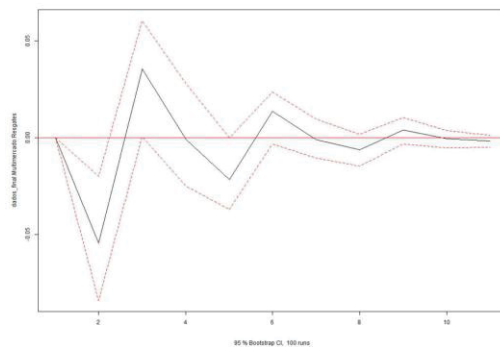
Impulso: IIE-BR — Resposta: Multimercado



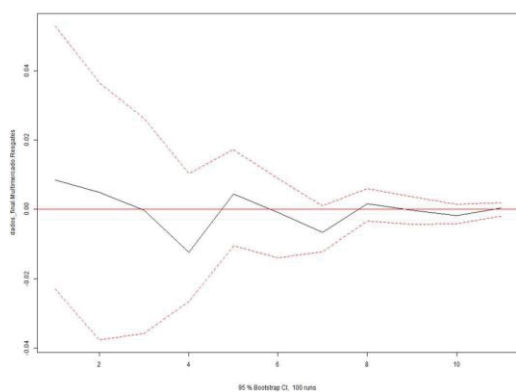
Impulso: IMA-B — Resposta: Multimercado



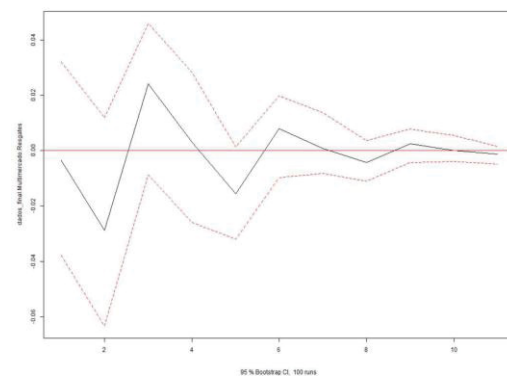
Impulso: SELIC — Resposta: Multimercado



Impulso: IPCA — Resposta: Multimercado



Impulso: PIB — Resposta: Multimercado



Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Por fim, para os resgates de fundos multimercado, um aumento na Selic (variação positiva) provoca uma redução imediata nos resgates, indicando que a elevação da taxa básica tende a conter movimentos de saída dos fundos multimercado. O choque em IPCA (inflação) gera comportamento semelhante:

queda nos resgates nos primeiros períodos, seguida de reversão. O choque positivo no PIB também reduz os resgates nos primeiros períodos. No entanto, há reversão parcial, indicando possível realocação.

A valorização do IBOVESPA gera um aumento inicial nos resgates, o que sugere uma realocação para fundos de ações, mais diretamente beneficiados pelo otimismo do mercado. Choques no IMA-B resultam também em elevações nos resgates no curto prazo, coerentes com a migração para renda fixa em momentos de valorização desse segmento. Já o impulso no dólar leva a uma redução passageira nos resgates.

O aumento no EMBI+, indicador de risco-país, provoca uma reação imediata de aversão ao risco, com saída de recursos nos primeiros períodos, seguida de reacomodação. De forma complementar, o impulso no IIE-BR gera uma redução inicial nos resgates, sugerindo que investidores preferem manter capital em fundos multimercado durante períodos de instabilidade.

5.9. DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

A decomposição da variância tem por objetivo quantificar, para cada horizonte de previsão, a proporção da variância do erro de previsão dos resgates de fundos de ações. Essa aferição pode ser explicada por choques em cada uma das variáveis incluídas no modelo VAR, conforme se explicita na tabela a seguir:

Tabela 8 – Decomposição da variância – Resgates de fundos de ações

Período	Resgates de fundos de ações	Dólar	EMBI+	IBOV	IIE-BR	IMA-B	IPCA	PIB	SELIC_D1
1	92,83%	0,01%	0,00%	2,42%	2,85%	0,80%	0,44%	0,65%	0,00%
2	89,32%	1,10%	0,27%	2,01%	3,49%	0,72%	0,39%	0,56%	2,04%
3	87,99%	1,08%	0,31%	2,11%	4,51%	1,02%	0,38%	0,59%	2,01%
4	86,48%	1,11%	0,32%	2,19%	5,21%	1,48%	0,52%	0,59%	2,08%
5	85,98%	1,11%	0,36%	2,23%	5,17%	1,48%	0,54%	0,66%	2,46%
6	85,91%	1,11%	0,39%	2,24%	5,17%	1,48%	0,54%	0,67%	2,49%
7	85,83%	1,12%	0,39%	2,24%	5,19%	1,49%	0,58%	0,67%	2,49%
8	85,79%	1,12%	0,39%	2,24%	5,19%	1,49%	0,59%	0,68%	2,51%
9	85,79%	1,12%	0,39%	2,24%	5,19%	1,49%	0,59%	0,68%	2,52%
10	85,782%	1,12%	0,39%	2,24%	5,19%	1,49%	0,59%	0,68%	2,52%

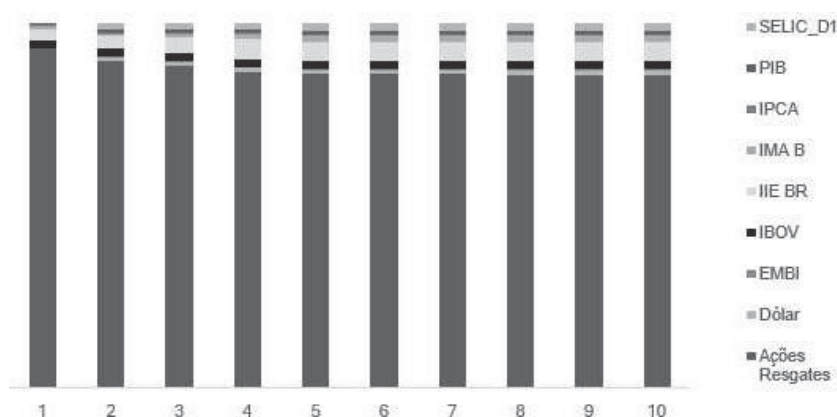
Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Para os fundos de ações, os resultados sinalizam que a maior parte da variância nos resgates desses fundos é explicada por sua própria dinâmica passada. No primeiro período, aproximadamente 92,8% da variância é atribuída à própria série de resgates, que reduz progressivamente até atingir cerca de 85,8% no décimo mês. Essa trajetória revela um elevado grau de persistência, mas também indica que, à medida que o horizonte de previsão se alonga, outras variáveis passam a exercer influência marginalmente crescente.

Entre os fatores macroeconômicos considerados, o Índice de Incerteza Econômica (IIE-BR) destaca-se como o mais relevante, aumentando sua participação na explicação da variância de 2,85% no primeiro período para cerca de 5,19% ao final da janela de dez meses. A taxa Selic, diferenciada para garantir estacionariedade, também exerce papel relevante, com contribuição que se eleva rapidamente de 0% no primeiro período para, aproximadamente, 2,5% a partir do segundo mês, mantendo-se relativamente estável até o final do horizonte.

O desempenho do índice Ibovespa aparece como outro determinante não negligenciável, contribuindo com cerca de 2,2% da variância explicada de forma relativamente constante ao longo dos períodos. Esse resultado sugere que a rentabilidade do mercado acionário exerce influência sobre o comportamento dos investidores, ainda que de forma menos expressiva que o nível de incerteza e as condições monetárias. As demais variáveis – como câmbio (Dólar), risco país (EMBI+), índice de preços (IPCA), atividade econômica (PIB) e o índice de renda fixa (IMA-B) – apresentaram participações reduzidas.

Dessa maneira, o gráfico 7 mostra, visualmente, a evolução da decomposição de variância de cada uma das variáveis:

Gráfico 7 – Decomposição da variância - Resgates de fundos de ações

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Em termos gerais, os resultados da FEVD confirmam que, embora a trajetória histórica dos próprios resgates seja o principal fator explicativo, variáveis como o grau de incerteza econômica e a taxa básica de juros desempenham papel importante, ainda que secundário, no comportamento dos investidores em fundos de ações. A contribuição do índice de incerteza (IIE-BR), em especial, reforça a influência de fatores expectacionais e comportamentais na dinâmica dos fluxos. Isso se dá em razão de a incerteza econômica, por sua própria natureza, não ser diretamente observável nem plenamente quantificável de forma objetiva, sendo frequentemente interpretada de maneira subjetiva pelos investidores, à luz de percepções individuais e sentimentos como medo ou insegurança diante do ambiente macroeconômico.

A partir disso, a tabela abaixo discute a questão nos fundos de renda fixa:

Tabela 9 – Decomposição da variância – Resgates de fundos de renda fixa

Período	Dólar	EMBI+	IBOV	IIE-BR	IMA-B	IPCA	PIB	Resgates de Fundos de renda fixa	SELIC_D1
1	0,00%	1,82%	1,10%	1,92%	0,33%	0,27%	6,84%	87,72%	0,00%
2	0,00%	1,32%	1,39%	4,38%	0,36%	0,20%	5,51%	84,62%	2,22%
3	0,22%	1,44%	1,46%	4,26%	1,42%	0,28%	5,45%	83,32%	2,15%
4	0,26%	1,48%	1,48%	4,59%	1,39%	0,51%	5,45%	82,48%	2,37%
5	0,38%	1,50%	1,50%	4,52%	1,42%	0,53%	5,73%	81,56%	2,85%
6	0,39%	1,52%	1,50%	4,51%	1,43%	0,53%	5,76%	81,48%	2,88%
7	0,41%	1,52%	1,53%	4,51%	1,42%	0,59%	5,75%	81,38%	2,88%
8	0,41%	1,52%	1,53%	4,51%	1,42%	0,59%	5,78%	81,31%	2,93%

9	0,41%	1,52%	1,53%	4,51%	1,42%	0,59%	5,78%	81,30%	2,94%
10	0,41%	1,52%	1,54%	4,51%	1,42%	0,60%	5,78%	81,29%	2,94%

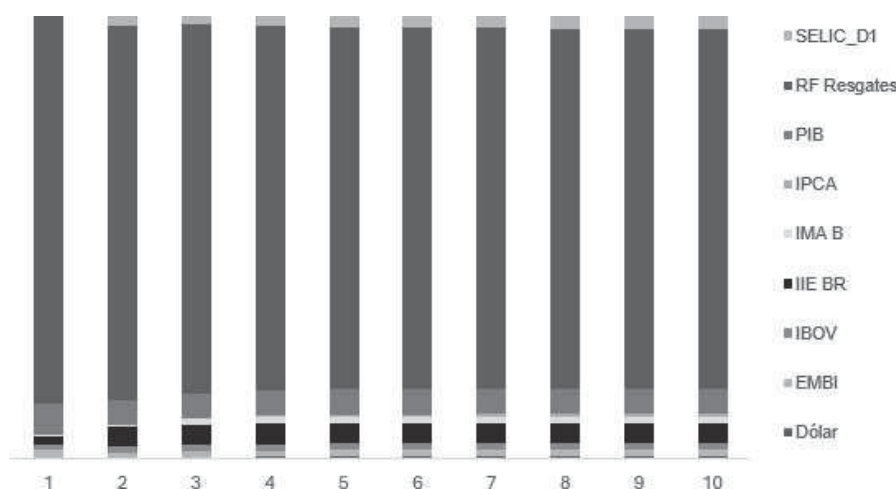
Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

A análise da decomposição da variância dos erros de previsão aplicada à série de resgates dos fundos de renda fixa revela – de modo semelhante ao observado nos fundos de ações – uma elevada persistência da própria variável ao longo do tempo. No primeiro período, aproximadamente 87,7% da variância dos resgates é explicada por sua própria trajetória, valor que se reduz gradualmente até atingir cerca de 81,3% no décimo mês. Essa queda indica que, embora o componente autorregressivo continue sendo o fator dominante, a influência de variáveis macroeconômicas tende a ganhar espaço ao longo do horizonte de previsão.

Dentre os determinantes macroeconômicos, a taxa básica de juros (Selic), tratada em primeira diferença, assume papel relevante e crescente ao longo do tempo. Sua contribuição passa de 0% no primeiro período para aproximadamente 2,94% no décimo, comportamento que reflete a sensibilidade dos fundos de renda fixa às mudanças na política monetária, uma vez que a rentabilidade e a atratividade desses fundos estão diretamente ligadas aos movimentos da taxa de juros. A variável IIE-BR, que capta o nível de incerteza econômica, também se destaca com uma participação próxima a 4,5% a partir do quarto período.

A variável PIB, representando a atividade econômica, mantém participação estável em torno de 5,7%, denotando um canal de influência real importante sobre os fluxos dos fundos de renda fixa. Isso pode estar associado à percepção de ciclo econômico por parte dos investidores: em cenários de retração econômica, há uma maior propensão à retirada de recursos, enquanto, em fases de recuperação, a expectativa de retorno pode incentivar a permanência nos fundos. Outras variáveis – como IBOVESPA, EMBI+, IMA-B, IPCA e câmbio (Dólar) – apresentam papéis mais discretos, com participações individuais que, raramente, ultrapassam 1,5% da variância explicada.

Destarte, o gráfico 8 mostra, visualmente, a evolução da decomposição de variância de cada uma das variáveis:

Gráfico 8 – Decomposição da variância - Resgates de fundos de renda fixa

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

Portanto, os resultados para os fundos de renda fixa indicam que, embora a dinâmica passada da própria série continue sendo o fator mais importante na explicação dos resgates, variáveis como a taxa Selic, o nível de incerteza econômica e a atividade econômica (PIB) também exercem influência considerável. Mais uma vez, destaca-se especialmente a incerteza econômica, cuja presença como fator explicativo reforça o papel de elementos comportamentais e subjetivos no processo decisório dos cotistas. A natureza intangível e perceptiva da incerteza torna-a um gatilho relevante de reações não totalmente racionais.

Tabela 10 – Decomposição da variância – Resgates de fundos multimercado

Período	Dólar	EMBI+	IBOV	IIE-BR	IMA-B	IPCA	Resgates de fundos multimercado	PIB	SELIC_D1
1	0,09%	1,15%	1,12%	2,38%	0,28%	0,10%	94,86%	0,02%	0,00%
2	0,14%	0,93%	3,04%	2,47%	0,25%	0,11%	88,80%	0,94%	3,32%
3	0,50%	2,35%	2,93%	3,23%	0,51%	0,10%	84,49%	1,49%	4,40%
4	0,58%	2,45%	2,89%	3,48%	0,60%	0,25%	84,06%	1,45%	4,25%
5	0,58%	2,57%	3,01%	3,42%	0,66%	0,26%	83,18%	1,66%	4,65%
6	0,58%	2,63%	3,01%	3,41%	0,66%	0,26%	82,92%	1,72%	4,81%
7	0,60%	2,62%	3,02%	3,41%	0,66%	0,31%	82,87%	1,71%	4,79%
8	0,60%	2,62%	3,03%	3,41%	0,67%	0,31%	82,81%	1,73%	4,83%
9	0,60%	2,62%	3,03%	3,41%	0,67%	0,31%	82,79%	1,74%	4,84%
10	0,60%	2,62%	3,03%	3,41%	0,67%	0,31%	82,79%	1,74%	4,84%

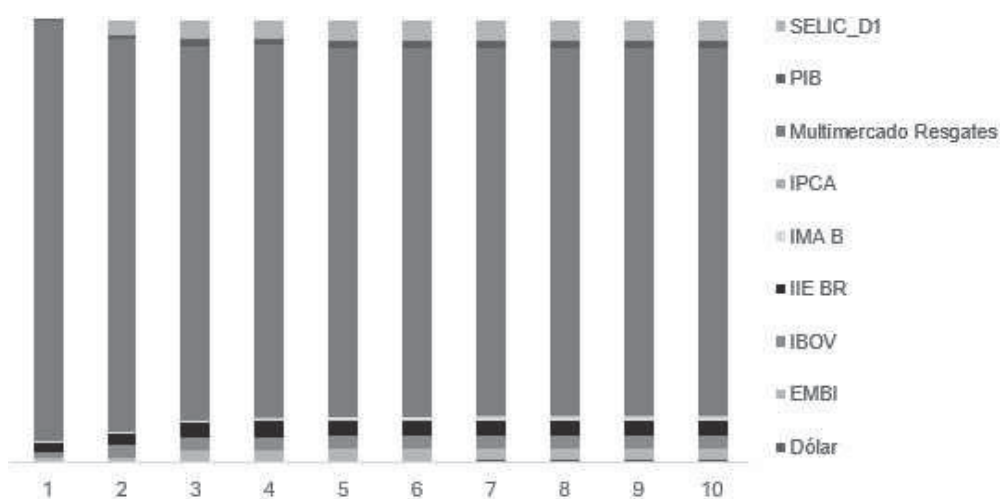
Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

A análise dos resultados da decomposição da variância para os resgates dos fundos multimercado – presente na tabela acima – revela, de forma semelhante às demais categorias de fundos, uma dominância expressiva da própria série na explicação de sua variância, especialmente, nos primeiros períodos. No primeiro mês, aproximadamente 94,9% da variância dos resgates é explicada pela própria trajetória da variável, valor que declina gradualmente, até atingir cerca de 82,8% ao final do décimo período. Embora ainda elevada, essa redução evidencia que, à medida que o horizonte se expande, outras variáveis passam a ganhar importância relativa na explicação da dinâmica dos resgates.

Entre os fatores macroeconômicos, destaca-se a taxa Selic (em primeira diferença), cuja contribuição para a variância dos resgates passa de 0% no primeiro período para 4,84% no décimo. Em paralelo, o índice de incerteza econômica (IIE-BR) também se mostra influente, com participação que cresce de 2,4% no primeiro período para cerca de 3,4% nos períodos finais.

O desempenho do mercado acionário, medido pelo Ibovespa, exerce papel igualmente relevante. Sua contribuição sobe de 1,1% no primeiro mês para cerca de 3% a partir do segundo período, mantendo-se estável até o décimo. Outras variáveis, como o risco-país (EMBI+), a atividade econômica (PIB) e o câmbio, também apresentam algum grau de influência, embora em patamares mais modestos. O EMBI+, por exemplo, cresce de 1,1% para cerca de 2,6% entre o primeiro e o décimo período, enquanto o PIB ultrapassa 1,7% de participação nos últimos meses do horizonte analisado.

Nessa lógica, por último, o gráfico 9 ilustra a evolução da decomposição de variância de cada uma das variáveis sob a ótica dos fundos multimercado:

Gráfico 9 – Decomposição da variância - Resgates de fundos multimercado

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.

De modo geral, os resultados da FEVD – para os fundos multimercado – revelam um comportamento de transição entre os padrões verificados nas categorias de ações e de renda fixa. Apesar da forte autocorrelação da série de resgates, observa-se maior sensibilidade simultânea a variáveis relacionadas à incerteza, à taxa de juros e ao desempenho dos ativos financeiros.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação teve como objetivo analisar de que maneira variáveis macroeconômicas influenciam os fluxos de resgates em fundos de investimento no Brasil, com ênfase nas classes ações, renda fixa e multimercado. O ponto de partida teórico baseou-se na literatura de Finanças Comportamentais, que permite compreender como vieses cognitivos e fatores emocionais – como excesso de confiança, aversão à perda e heurísticas de representatividade – afetam a tomada de decisão dos investidores. Além disso, foram incorporados estudos empíricos nacionais e internacionais que investigam os determinantes dos fluxos de entrada e de saída de fundos, especialmente, diante de variações de desempenho passado, de mudanças nas condições econômicas e de choques de confiança.

A estrutura do trabalho também contemplou uma descrição da evolução da indústria de fundos no Brasil, destacando sua organização normativa, o perfil dos investidores e o papel crescente desses veículos na alocação de capital no mercado financeiro nacional. Esse panorama serviu como base contextual para a posterior modelagem econométrica.

A análise empírica foi conduzida por meio de modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR), utilizando dados mensais do período entre 2005 e 2024. Foram incluídas variáveis macroeconômicas como a taxa Selic, inflação (IPCA), câmbio real, PIB, risco-país (EMBI+), prêmio da NTN-B (índice IMA-B), desempenho do Ibovespa e Índice de Incerteza Econômica da FGV (IIE-BR), além dos próprios fluxos de resgates por classe de fundo. O modelo foi estimado separadamente para cada classe, incorporando testes de estacionariedade, identificação de defasagens ótimas, diagnóstico de estabilidade estrutural e inclusão de *dummies* sazonais para controle de efeitos mensais fixos. A robustez das inferências foi garantida por meio de correções nos erros-padrão com matriz de Newey-West e as relações dinâmicas foram investigadas por meio de testes de Causalidade de Granger, funções impulso-resposta (IRF) e decomposição da variância dos erros de previsão (FEVD).

Os resultados empíricos obtidos confirmam muitas das hipóteses apresentadas na fundamentação teórica. Verificou-se que choques na taxa Selic e no nível de incerteza econômica exercem efeitos significativos sobre os fluxos de resgates, com impactos que variam conforme a classe de fundo. Os fundos de renda

fixa, por sua vez, apresentaram maior sensibilidade à Selic e à atividade econômica medida pelo PIB, sinalizando um comportamento mais reativo a mudanças na política monetária e no ciclo econômico. Esse resultado vai ao encontro da hipótese inicial de que fundos de renda fixa respondem mais fortemente a variáveis de fundamento econômico, dado seu vínculo direto com a rentabilidade esperada dos ativos de renda fixa frente às alterações nos juros e na atividade econômica. No caso da relação entre taxa Selic e fundos de ações, a hipótese inicial de que os resgates estariam associados ao nível da taxa Selic — sob o argumento de que taxas mais altas reduziram a atratividade da renda variável — não pôde ser confirmada de forma robusta, uma possível explicação está no fato de que a variável Selic precisou ser diferenciada para atender aos critérios de estacionariedade, o que pode ter atenuado sua relação com os resgates nesse segmento. Por outro lado, os fundos de ações e multimercado mostraram-se mais influenciados pela incerteza econômica e pelo desempenho do mercado acionário, capturado pelo Ibovespa, refletindo maior exposição aos movimentos de expectativas, confiança e risco percebido. Tais achados também corroboram a hipótese de que variáveis associadas ao sentimento do investidor, como o IIE-BR e o EMBI+, explicam de maneira mais eficaz os movimentos de resgates em fundos mais voláteis, como ações e multimercado, cuja rentabilidade é mais incerta no curto prazo. Esses aspectos, por sua natureza subjetiva e interpretativa, estão mais alinhados a dimensões comportamentais do que à racionalidade estrita prevista pelos modelos financeiros tradicionais, o que reforça a pertinência do referencial teórico baseado nas Finanças Comportamentais adotado nesta pesquisa.

Ademais, a análise — por meio das funções impulso-resposta — mostrou que os efeitos dos choques são, em geral, de curta duração e, muitas vezes, assimétricos, enquanto a decomposição da variância revelou que — embora a maior parte da variância dos resgates ainda seja explicada pela própria dinâmica histórica das séries — variáveis como Selic, PIB, IIE-BR e Ibovespa ganham participação explicativa ao longo do horizonte temporal, especialmente, no caso dos fundos multimercado. Tais evidências reforçam que os investidores respondem de maneira diferenciada conforme a classe de fundo e o tipo de choque, o que valida a proposta de segmentação por categoria adotada no modelo econométrico. Ainda, as evidências corroboram a presença de comportamentos não plenamente racionais,

conforme previsto pelas Finanças Comportamentais, e reforçam a importância de considerar tanto fatores econômicos objetivos quanto subjetivos na análise dos fluxos de capitais nos fundos de investimento.

A contribuição desta dissertação reside, portanto, na articulação entre teoria comportamental e análise econométrica aplicada à indústria de fundos no Brasil. O estudo pode oferecer evidências e insumos relevantes para a academia, profissionais de gestão de recursos e formuladores de política econômica, ao demonstrar que decisões de resgate não são guiadas apenas por fundamentos racionais, mas também por reações a choques de incerteza e percepção de risco. A compreensão desses mecanismos é fundamental para o desenho de políticas de comunicação, estratégias de gestão de liquidez e monitoramento sistêmico do setor de fundos.

Reconhece-se, contudo, que o trabalho apresenta limitações. A análise foi feita com base em dados agregados por classe de fundo, sem distinção por perfil de cotistas, canais de distribuição, taxas de administração ou estratégias específicas. Além disso, variáveis qualitativas, como mudanças regulatórias, eventos políticos ou notícias econômicas de impacto não foram incluídas no modelo diretamente.

Para pesquisas futuras, recomenda-se a ampliação e o refinamento da análise para outras categorias de fundos, como crédito privado, cambiais ou estruturados, bem como a incorporação de indicadores alternativos de sentimento, como dados de busca na internet ou menções em mídias sociais. Outra vertente promissora seria investigar diferenças de comportamento entre investidores institucionais e de varejo diante dos mesmos choques macroeconômicos, contribuindo para um entendimento ainda mais refinado da heterogeneidade presente nos fluxos da indústria de fundos.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. ***A new look at the statistical model identification***. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v. 19, n. 6, 1974.

AKAIKE, H. ***Fitting autoregressive models for prediction***. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, v. 21, n. 1, 1969.

ANBIMA. **Classificação de Fundos: visão geral e nova estrutura**. São Paulo: ANBIMA, 2015. Disponível em: https://www.anbima.com.br/data/files/E3/62/8C/0B/242085106351AF7569A80AC2/NovaClassificacaoodeFundos_PaperTecnico_1_.pdf. Acesso em: 10 abr. 2025.

ANBIMA. **Boletim de Fundos de Investimento**. São Paulo: ANBIMA, 2024. Disponível em: <https://www.anbima.com.br/pt-br/informar/boletins/boletim-defundos.htm>. Acesso em: 22 mar. 2025.

BAKER, M.; WUGLER, J. ***Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns***. *The Journal of Finance*, v. 61, n. 4, pp. 1645–1680, 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS)**. Brasília: BCB. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/sqspub>. Acesso em: 22 mar. 2025.

BANEGAS, A.; MONTES-ROJAS, G.; SIGA, L. ***The effects of monetary policy on mutual fund flows: evidence from an emerging market***. *Journal of International Money and Finance*, v. 60, pp. 148–170, 2016.

BARBER, B. M.; ODEAN, T.; ZHENG, L. ***Out of Sight, Out of Mind: The Effects of Expenses on Mutual Fund Flows***. *Journal of Business*, v. 78, n. 6, pp. 2095–2119, 2005.

BERGGRUN, L.; LIZARZABURU, E. **Fatores determinantes dos fluxos de fundos de ações no Brasil**. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 13, n. 4, pp. 536–561, 2015.

BERK, J.; GREEN, R. ***Mutual fund flows and performance in rational markets***. *Journal of Political Economy*, v. 112, n. 6, pp. 1269–1295, 2004.

BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. ***Investments***. 10. ed. New York: McGraw-Hill Education, 2014.

BRASIL. Comissão de Valores Mobiliários. **Resolução CVM nº 175, de 23 de dezembro de 2022**. Dispõe sobre as normas aplicáveis aos fundos de investimento. *Diário Oficial da União: seção 1*, Brasília, DF, 2 jan. 2023. Disponível em: <https://www.gov.br/cvm/pt-br/assuntos/normas/resolucoes/resolucao-175>. Acesso em: 22 mar. 2025.

BREUSCH, T. S. **Testing for autocorrelation in dynamic linear models**. *Australian Economic Papers*, v. 17, n. 31, pp. 334–355, 1978.

BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. **Techniques for testing the constancy of regression relationships over time**. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, v. 37, n. 2, pp. 149–192, 1975.

BUENO, R. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning Edições Ltda., 2008.

CAMPBELL, S. D.; SHARPE, S. A. **Anchoring Bias in Consensus Forecasts and its Effect on Market Prices**. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, v. 44, n. 2, pp. 369–390, 2009.

CHEN, Y.; FERSON, W. E.; PETERS, H. **Measuring the timing ability and performance of bond mutual funds**. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v. 98, n. 1, pp. 72–89, 2010.

CHORDIA, T. **The structure of mutual fund charges**. *Journal of Financial Economics*, v. 41, n. 1, pp. 3–39, 1996.

DE BONDT, W.; THALER, R. **Does the stock market overreact?**. *Journal of Finance*, v. 40, n. 3, pp. 793–805, 1985.

DIAS, R. **Os determinantes dos fluxos de investimentos nos fundos brasileiros: evidência empírica com dados de painel**. 2019. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2019.

DICKEY, D. & FULLER, W. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp. 427–431, 1979.

EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. **An Introduction to the Bootstrap**. New York: Chapman & Hall/CRC, 1993.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. & STOCK, J. **Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root**. *Econometrica*, 64(4), pp. 813–836, 1996.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4. ed. Hoboken: Wiley, 2015.

FAMA, E. **Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work**. *The Journal of Finance*, 1970.

FERREIRA, M. et al.. **The flow-performance relationship around the world**. *Journal of Banking & Finance*, v. 36, n. 6, pp. 1759–1780, 2012.

FOSTER, F.; WARREN, G. **Why do investors still actively manage their funds?**. *Pacific-Basin Finance Journal*, v. 25, pp. 1–17, 2013.

FRAZZINI, A.; LAMONT, O. ***Dumb money: Mutual fund flows and the cross-section of stock returns***. *Journal of Financial Economics*, v. 88, n. 2, pp. 299–322, 2008.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **FGV Dados – Séries Temporais Econômicas e Financeiras**. Rio de Janeiro: FGV. Disponível em: <https://dados.fgv.br>. Acesso em: 22 mar. 2025.

GERVAIS, S.; ODEAN, T. ***Learning to be overconfident***. *The Review of Financial Studies*, v. 14, n. 1, pp. 1–27, 2001.

GIL-BAZO, J.; RUIZ-VERDÚ, P. ***The relation between price and performance in the mutual fund industry***. *The Journal of Finance*, v. 64, n. 5, pp. 2153–2183, 2009.

GITMAN, L.; JOEHNK, M. ***Fundamentos de inversiones***. 10. ed. Tradução de Miguel Angel Sánchez Carrión. México: Pearson Educación, 2012.

GODFREY, L. ***Testing for higher-order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables***. *Econometrica*, v. 46, n. 6, pp. 1303–1310, 1978.

GRECCO, T. **Determinantes do fluxo de fundos de investimento no Brasil**. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 10, n. 3, 2012.

GUERCIO, D.; TKAC, P. ***The Determinants of the Flow of Funds of Managed Portfolios: Mutual Funds vs. Pension Funds***. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 37, n. 4, 2002.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

GUJARATI, D.; PORTER, D. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HANNAN, E.; QUINN, B. ***The determination of the order of an autoregression***. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, v. 41, n. 2, pp. 190–195, 1979.

HUANG, J.; WEI, Y.; YAN, H. ***Participation costs and the sensitivity of fund flows to past performance***. *The Journal of Finance*, v. 62, n. 3, pp. 1273–1311, 2007.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPEADData – Sistema de Séries Temporais**. Brasília: IPEA. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 22 mar. 2025.

IPPOLITO, R. A. ***Consumer reaction on measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry***. *Journal of Law and Economics*, v. 35, n. 1, pp. 45–70, 1992.

IVKOVIĆ, Z.; WEISBENNER, S. ***Individual investor mutual fund flows***. *Journal of Financial Economics*, v. 92, n. 2, pp. 223–237, 2009.

JAIN, P.; WU, J. **Truth in mutual fund advertising: Evidence on future performance and fund flows**. *The Journal of Finance*, v. 55, n. 2, pp. 937–958, 2000.

JENSEN, M.; MECKLING, W. **Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure**. *Journal of Financial Economics*, 1976.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. **Judgment under uncertainty: heuristics and biases**. *Science*, v. 185, n. 4157, 1974.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. **Prospect theory: an analysis of decision under risk**. *Econometrica*, v. 47, n. 2, pp. 263–291, mar. 1979.

KORKEAMÄKI, T.; PUTTONEN, V.; SMYTHE, T. **The role of media in disseminating mutual fund information**. *Journal of Financial Services Marketing*, v. 12, n. 3, pp. 229–240, 2007.

KOSOWSKI, R.; TIMMERMANN, A.; WERMERS, R.; WHITE, H. **Can mutual fund “stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis**. *The Journal of Finance*, Malden, v. 61, n. 6, pp. 2551–2595, 2006.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHIMDT, P. & SHIN, Y. **Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root**. *Journal of Econometrics*, 54(1–3), pp. 159–178, 1992.

MARKOWITZ, H. **Portfolio selection**. *The Journal of Finance*, v. 7, n. 1, pp. 77–91, 1952.

MALKIEL, B. **A Random Walk Down Wall Street**. 12. ed. New York: W. W. Norton & Company, 2020.

MELO FILHO et al.. **Método convencional e “bootstrap” para estimar o número de observações na determinação dos parâmetros da função $K(\theta)$** . *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 26, n. 4, pp. 895–903, 2002.

MILANEZ, D. **Finanças comportamentais no Brasil**. 2001. Dissertação, Mestrado em Administração - Faculdade de Economia e Administração, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

MORNINGSTAR. **Global fund flows report 2023**. Morningstar, Inc. <https://www.morningstar.com>. Acesso em: 18 jun. 2025.

NEWAY, W.; WEST, K. **A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix**. *Econometrica*, v. 55, n. 3, pp. 703–708, 1987.

ODEAN, T. **Volume, volatility, price and profit when trading individual stocks**. *The Journal of Finance*, v. 53, n. 6, pp. 1775–1798, 1998.

PHILLIPS, P. & PERRON, P. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression**. *Biometrika*, 75(2), pp. 335–346, 1988.

QUANTUM. **Quantum Axis – Plataforma de Análise de Fundos e Séries Financeiras**. Disponível em: <https://www.quantumfinance.com.br>. Acesso em: 22 mar. 2025.

ROGERS, P.; SECURATO, J.; RIBEIRO, K. **Finanças comportamentais no Brasil: um estudo comparativo**. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, v. 6, n. 1, pp. 49–68, jan./mar. 2007. DOI: 10.11132/rea.2002.144.

ROMOLONA, R.; KLEIMAN, P.; GRUENSTEIN, D. **Trends in mutual fund investing**. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, v. 22, n. 1, pp. 1–12, 1997.

SCHWARZ, G. **Estimating the dimension of a model**. *Annals of Statistics*, 6(2), pp. 461–464, 1978.

SHILLER, R. **Bubbles, human judgment, and expert opinion**. *Financial Analysts Journal*, v. 58, n. 3, 2002.

SHILLER, R. **Exuberância Racional**. São Paulo: Makron Books, 2000.

SIRRI, E.; TUFANO, P. **Costly search and mutual fund flows**. *The Journal of Finance*, v. 53, n. 5, pp. 1589–1622, 1998.

VARGA, G.; WENGERT, M. **Subprime Crisis and its Impact on the Brazilian Mutual Fund Industry**. *Contemporary Studies in Economic and Financial Analysis*, v. 93, pp. 581–609, 2011.

WARTHER, V. **Aggregate mutual fund flows and security returns**. *Journal of Financial Economics*, v. 39, n. 2–3, 1995.

WILLIAMS, L. **Do investors care about marketing? The role of mutual fund advertising in the decision to invest**. *Journal of Financial Services Marketing*, v. 23, n. 1, pp. 17–29, 2018.

ZHENG, L. **Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings**. *The Journal of Financial Economics*, v. 54, n. 3, pp. 345–370, 1999.

ANEXOS

ANEXO I – Regressão Robusta de Newey-West

Equação	Variável Explicativa	Coefficiente	Erro Padrão	t_value	p_value
IMA-B	(Intercept)	0,012227558	0,004127382	2,962546015	0,0033787
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	0,002188073	0,005415403	0,404046192	0,68656253
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	-0,006097774	0,006938793	-0,878794566	0,38045019
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	0,002159049	0,005381673	0,401185426	0,68866435
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	-0,002993921	0,006743826	-0,443949872	0,65750548
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	-0,007264304	0,005145369	-1,411814037	0,15938617
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	0,001918613	0,005308341	0,361433619	0,71811449
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	-0,005717066	0,006218301	-0,919393663	0,3588743
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	-0,00925564	0,005301245	-1,745937087	0,08218677
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	-0,002366472	0,006668011	-0,354899274	0,72299749
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	-0,004866171	0,005764757	-0,844124362	0,39949651
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,003392081	0,005861455	0,578709686	0,56336392
Dólar	(Intercept)	-0,004666987	0,009581425	-0,487086978	0,62667088
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	0,004511326	0,011744561	0,384120499	0,7012519
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	0,015223841	0,016590028	0,917650105	0,35978467
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	-0,005898771	0,013098262	-0,450347637	0,65289342
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	0,015275173	0,01466551	1,041571229	0,29872839
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	-0,002452574	0,013869546	-0,176831626	0,85979972
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	0,002831899	0,01213096	0,233443919	0,81562896
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	0,028435931	0,012302803	2,311337521	0,0217191
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	0,022543316	0,018454335	1,2215729	0,22314754
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	0,000343745	0,013454507	0,025548682	0,97963996
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	0,026989215	0,014130792	1,909957758	0,05741031
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,002685607	0,013074967	0,205400671	0,83744481
PIB	(Intercept)	-0,050051361	0,004293767	-11,65674793	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	0,051566787	0,007312175	7,052181619	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	0,137756967	0,007473342	18,43311338	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	0,033985321	0,007941757	4,279320337	0,00002774
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	0,058594065	0,006762894	8,664052479	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	0,048765434	0,006534896	7,462311821	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	0,082695673	0,005690604	14,53196794	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	0,056729061	0,005169382	10,97404999	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	0,041338487	0,005738638	7,203535677	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	0,098382051	0,005585745	17,61305898	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	0,048181309	0,005967306	8,074214101	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,040078799	0,006370575	6,291237616	0,0000001
IPCA	(Intercept)	0,005815693	0,000653002	8,906084569	0,0000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	0,000605427	0,000551043	1,09869307	0,27307624
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	-0,000173756	0,000914736	-0,189951465	0,84951842
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	-0,000885623	0,000743496	-1,191160137	0,23484576
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	-0,001720723	0,000800309	-2,150072516	0,03261601

	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	-0,00291091	0,001010634	-2,880282028	0,00435697
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	-0,003250634	0,000937757	-3,466391749	0,00063171
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	-0,003685661	0,000838112	-4,397575019	0,00001689
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	-0,002245735	0,000885752	-2,535399676	0,01191079
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	-0,00060573	0,000857761	-0,706175377	0,48080965
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	-0,000965604	0,000819439	-1,178372907	0,2398927
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,000499143	0,000946083	0,527589141	0,5983044
IBOV	(Intercept)	0,012062645	0,016343461	0,738071657	0,46124
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	-0,009855485	0,020507777	-0,480573046	0,63128691
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	-0,007507018	0,026894145	-0,279132072	0,78039987
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	0,011098777	0,021693965	0,511606681	0,60942803
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	-0,021833133	0,022660866	-0,963473025	0,33634453
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	-0,017199597	0,020856029	-0,824682253	0,41042542
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	0,015185572	0,020076357	0,756390854	0,45020613
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	-0,007733374	0,019958484	-0,387472996	0,69877235
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	-0,005202192	0,021827118	-0,238336205	0,81183726
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	-0,002052664	0,02403181	-0,085414444	0,93200787
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	-0,001229379	0,021225508	-0,057919876	0,95386386
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,003077828	0,01790228	0,171923794	0,86365197
EMBI+	(Intercept)	0,037927258	0,027393521	1,38453391	0,16756653
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	-0,052303843	0,031762357	-1,646724262	0,10101069
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	-0,033396329	0,044107409	-0,757159157	0,44974668
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	-0,071160352	0,032564307	-2,185225403	0,02990452
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	-0,002811445	0,040466404	-0,069476027	0,94467242
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	-0,022658164	0,037424719	-0,60543311	0,54550144
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	-0,079380061	0,036662849	-2,165136196	0,03142916
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	0,00236761	0,034768773	0,068095876	0,94576979
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	-0,011391096	0,046231255	-0,246393836	0,80560202
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	-0,062266283	0,036775653	-1,693138735	0,09181308
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	-0,013213832	0,033301297	-0,396796307	0,69189377
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	-0,070538749	0,033618293	-2,098225186	0,03700095
IIE-BR	(Intercept)	0,001339232	0,008828134	0,151700411	0,87955916
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	-0,010131864	0,011345859	-0,893001036	0,37281073
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	0,041047548	0,025516527	1,608665132	0,10909179
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	0,010091353	0,01791044	0,563434152	0,57370037
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	-0,000606893	0,014613179	-0,041530539	0,96690978
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	0,000856383	0,013280833	0,064482648	0,94864318
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	-0,018813274	0,01263586	-1,488879614	0,13791935
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	0,005464004	0,014302119	0,382041588	0,7027911
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	0,007413761	0,013798243	0,537297491	0,5915931
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	-0,003538902	0,02119096	-0,167000549	0,86751961
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	-0,010201345	0,011691964	-0,872509075	0,38386086
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	-0,004785426	0,016424832	-0,291353109	0,77104969
Resgates de Fundos de Ações	(Intercept)	0,153798355	0,104438374	1,472623035	0,14225016
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	-0,276169842	0,152331797	-1,812949419	0,07117224
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	-0,053958474	0,111925385	-0,482093266	0,63020831

	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	-0,079897458	0,128780259	-0,62041697	0,53561119
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	-0,16970059	0,12122286	-1,399905839	0,16291883
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	-0,114592334	0,125108975	-0,915940154	0,36067892
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	-0,020581863	0,11607354	-0,177317442	0,85941857
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	-0,132189112	0,123290879	-1,072172681	0,28479112
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	-0,123493155	0,127157929	-0,971179357	0,33250184
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	-0,129976961	0,116571744	-1,114995423	0,26604189
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	-0,173269761	0,117655824	-1,472683251	0,14223393
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,126361571	0,147485146	0,856774896	0,39248089
Resgates de Fundos de Renda Fixa	(Intercept)	-0,184797497	0,017980625	-10,2775902	0,00000003
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	0,110328074	0,031724904	3,477648789	0,00060707
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	0,317610948	0,032263853	9,844172868	0,00000003
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	0,150162392	0,031035211	4,83845243	0,00000243
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	0,261367231	0,031273151	8,357559851	0,00000003
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	0,205949504	0,028847406	7,139272947	0,00000003
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	0,187630978	0,033723292	5,563839355	0,00000007
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	0,204587787	0,021668645	9,441651302	0,00000003
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	0,158648235	0,027341122	5,802550264	0,00000002
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	0,275212232	0,037760008	7,288457962	0,00000002
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	0,164445583	0,023800534	6,909323385	0,00000001
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,462986051	0,028546266	16,21879534	0,00000002
Resgates de Fundos Multimercado	(Intercept)	-0,080115505	0,050020954	-1,601638893	0,11063849
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	0,03106535	0,127847898	0,242986787	0,808237
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	0,334427792	0,053820713	6,213737713	0,00000002
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	0,079477697	0,081378426	0,976643327	0,32979464
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	0,179203243	0,095508678	1,876303241	0,06190823
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	0,122888559	0,092735753	1,325147579	0,1864663
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	0,008412538	0,066794809	0,125945982	0,89988715
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	0,190411158	0,079255	2,402512868	0,01709447
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	0,071352829	0,069389466	1,028294829	0,30491532
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	0,226635422	0,103956626	2,180095984	0,03028759
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	0,085755881	0,082067573	1,04494234	0,29717094
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,25260798	0,083622783	3,020803292	0,00281251
SELIC_D1	(Intercept)	-1,37E+09	0,000135485	-0,100785999	0,91981009
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.2.	-0,001153947	0,000243326	-4,742392	0,00000375
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.3.	0,001143177	0,000272568	4,194104011	0,00003941
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.4.	-0,000771745	0,000242927	-3,176860538	0,00169757
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.5.	0,000607352	0,000245614	2,472796178	0,01414668
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.6.	-0,000160786	0,000224506	-0,716177331	0,4746245
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.7.	0,000424519	0,000179502	2,36497847	0,01888106
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.8.	0,000189093	0,00021172	0,89312728	0,37274327
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.9.	-0,000699227	0,000261385	-2,675089635	0,00801972
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.10.	0,000211878	0,000149315	1,418994126	0,15728451
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.11.	-0,000522361	0,000201589	-2,591215564	0,01018922
	X.dummies_mensais_ts.as.factor.meses.12.	0,000594017	0,000255206	2,327596956	0,02082175

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de saída do RStudio.