

idp

idn

# MESTRADO PROFISSIONAL

EM ECONOMIA

---

**BUSCA POR RETORNO E COMPORTAMENTO DO  
INVESTIDOR PESSOA FÍSICA: ANÁLISE DO IMPACTO DAS  
TAXAS DE JUROS NO NÚMERO DE INVESTIDORES NA B3**

**ISRAEL BALTAZAR SARDINHA**

Brasília-DF, 2023

**ISRAEL BALTAZAR SARDINHA**

**BUSCA POR RETORNO E COMPORTAMENTO DO  
INVESTIDOR PESSOA FÍSICA: ANÁLISE DO IMPACTO  
DAS TAXAS DE JUROS NO NÚMERO DE INVESTIDORES  
NA B3**

Dissertação apresentada ao programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP como parte dos requisitos para obtenção do título de mestre.

**Orientador**

Sérgio Jurandy Machado

Brasília-DF 2023

## **ISRAEL BALTAZAR SARDINHA**

### **BUSCA POR RETORNO E COMPORTAMENTO DO INVESTIDOR PESSOA FÍSICA: ANÁLISE DO IMPACTO DAS TAXAS DE JUROS NO NÚMERO DE INVESTIDORES NA B3**

Dissertação apresentada ao programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP como parte dos requisitos para obtenção do título de mestre.

Aprovado em 26 / 10 / 2023

#### **Banca Examinadora**

---

Prof. Dr. Sérgio Jurandyr Machado - Orientador

---

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessmann

---

Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva

---

S244b Sardinha, Israel Baltazar  
Busca por retorno e comportamento do investidor pessoa física: análise do impacto das taxas de juros no número de investidores na B3 / Israel Baltazar Sardinha. – Brasília: IDP, 2024.

42 p.  
Inclui bibliografia.

Trabalho de Conclusão de Curso (Dissertação) – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Curso de Mestrado Profissional em Economia, Brasília, 2023.  
Orientador: Prof. Dr. Sérgio Jurandyr Machado.

1. Taxas de juros. 2. Retorno mercado acionário. 3. Prêmio de risco. 4. Educação financeira. I. Título.

CDD: 332

---

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves  
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

## RESUMO

Esse estudo tem como objetivo identificar se existe uma relação entre a queda das taxas de juros e a migração dos investidores de renda fixa para investimentos com perfil mais arriscado como os de renda variável. Adicionalmente, o estudo busca verificar se variáveis como o prêmio de risco de mercado, o nível de educação financeira e a profundidade do mercado de capitais apresentam poder explicativo. A presente análise tem início em 2002, haja vista que a disponibilidade de dados completos se inicia nesse ano, e se estende até o término do exercício de 2022. Por meio da utilização do modelo econométrico ARDL (Autorregressivo com Defasagens Distribuídas), que busca testar o nível de cointegração de longo prazo de variáveis estacionárias em diferentes níveis de estacionariedade, foi possível identificar relação de longo prazo entre a quantidade de investidores do modelo e as variáveis estudadas, bem como a relevância estatística das variáveis profundidade de mercado, taxa selic, prêmio de risco de 12 meses e educação financeira no aumento do número de investidores na bolsa brasileira, caracterizada pela cointegração dessas variáveis em maior e menor intensidade.

**Palavras-chaves:** Taxas de Juros; Retorno mercado acionário; Prêmio de risco; Educação financeira.

## ABSTRACT

This study aims to identify whether there is a relationship between the fall in interest rates and the migration of fixed income investors to investments with a riskier profile, such as variable income. The study seeks to verify whether variables such as the market risk premium, the level of financial education and the depth of the capital market have explanatory power. This analysis begins in 2002, given that the availability of complete data begins in this period, and extends until the end of the year 2022. Through the use of the econometric model ARDL (Autoregressive with Distributed Lags), which seeks to test the level of long-term cointegration of stationary variables at different levels of stationarity, it was possible to identify the statistical relevance of the variables market depth and financial education in the increase in the number of investors on the Brazilian stock exchange, denoted by the cointegration of these variables.

**Keywords: Interest Rates; Return on the stock market; Risk premium; Financial education.**

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

LFT	Letra Financeira do Tesouro
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
BACEN	Banco Central
COPOM	Comitê de Política Monetária
RMI	Regime de Metas de Inflação
FGC	Fundo Garantidor de Crédito
PRA	Prêmio de risco
ANBIMA	Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais
CAPM	Capital Asset Pricing Model
FII	Fundos Imobiliários
ETF	Exchange Trade Fund
FIP	Fundo de Investimento em Participação
ARDL	Autorregressivo com Defasagens Distribuídas
VAR	Modelo Vetorial Autorregressivo
VEC	Modelo Vetorial de Correções de Erros
B3	Bolsa de Valores do Brasil
ANBID	Associação Nacional dos Bancos de Investimento
CEF	Caixa Econômica Federal

## LISTA DE TABELAS

### **Tabela 1**

Retorno Selic X Ibovespa

.....33

### **Tabela 2**

Estatísticas descritivas das variáveis “taxa selic, quantidade de assessores de investimentos, profundidade de mercado, prêmio de risco de carteira”

.....34

### **Tabela 3**

Teste de raiz unitária das séries estudadas

.....37

### **Tabela 4**

Estimação quantidade de investidores

.....37

### **Tabela 5**

Teste de cointegração (*Bounds Testing*)

.....37

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

### Gráfico 1

Comparativo do Desempenho de Duas Carteiras

.....33

### Gráfico 2

Quantidade de assessores no Brasil

.....34

### Gráfico 3

Histograma

.....37

# SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>12</b>
---------------------------	-----------

<b>2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA .....</b>	<b>16</b>
--------------------------------------	-----------

2.1 Taxa de Juros, Prêmio de Risco de Mercado e Demanda por Ativos de Risco.....	16
--	----

2.2 Educação Financeira .....	19
-------------------------------	----

2.3 Custo de Entrada e Profundidade de Mercado .....	21
--	----

<b>3 METODOLOGIA.....</b>	<b>24</b>
---------------------------	-----------

3.1 Dados.....	25
----------------	----

3.1.1 Taxa SELIC.....	26
-----------------------	----

3.1.2. Prêmio de risco.....	26
-----------------------------	----

3.1.3. Educação Financeira.....	27
---------------------------------	----

3.1.4. Profundidade do Mercado de Capitais.....	27
---	----

<b>4 RESULTADOS.....</b>	<b>29</b>
--------------------------	-----------

4.1 Testes de raiz unitária .....	30
-----------------------------------	----

4.2 Testes de normalidade das séries .....	31
--	----

4.3 Estimações modelo ARDL.....	32
---------------------------------	----

4.4 – Teste de cointegração ( <i>Bounds Testing</i> ) .....	33
---	----

<b>5 CONCLUSÃO.....</b>	<b>36</b>
-------------------------	-----------

<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>38</b>
-------------------------	-----------



## 1

## INTRODUÇÃO

A taxa de juros é considerada um balizador fundamental para o nível de atividade econômica, com repercussões sobre o mercado de crédito, nível de emprego, taxa de câmbio e outras variáveis macro e microeconômicas. Não surpreende, portanto, que o tema seja objeto de discussão acalorada em vários países do mundo e por uma miríade de pessoas, dentre elas acadêmicos, analistas do mercado financeiro, jornalistas e políticos. No Brasil, tamanho fervor está associado ao fato de que as taxas de juros são especialmente altas (ARIDA et.al., 2005; GARCIA, 2004; OREIRO et.al., 2012).

No mercado de crédito, a taxa de juros é uma variável fundamental na determinação do custo e volume de recursos disponível nas duas formas de financiamento existentes para uma empresa: capital próprio e capital de terceiros. Ou seja, a taxa de juros afeta concomitantemente a tomada de decisão das companhias e dos poupadores.

O tamanho da influência do valor do dinheiro no tempo sobre a decisão de postergação do consumo depende do grau de aversão ao risco dos investidores. Não obstante, quando as taxas de juros diminuem (*ceteris paribus*), haverá um estímulo para os poupadores buscarem retorno adicional em ativos que apresentem maior risco. Adicionalmente, desde a crise financeira global de 2008, os bancos centrais dos principais países do mundo reduziram significativamente as taxas de juros de referência. Em muitos casos, para mínimos históricos. Tamanha queda tende a incentivar ainda mais o apetite dos investidores pela tomada de risco.

Existe vasta literatura nacional (BONOMO e VALLS PEREIRA, 2002; GRÔPPO, 2006; SOARES, et.al., 2021) e internacional (HUANG, et.al., 2011; ANDONOV, et.al., 2017; CHOI, J.; KRONLUND, M., 2018) que tenta demonstrar o canal de transmissão entre política monetária e decisão de alocação por parte de investidores institucionais como fundos de pensão e fundos mútuos. Em sua maioria, os estudos sobre o tema têm como principal objetivo analisar a relação causal entre alocação e desempenho dos ativos de risco (usualmente representado pela variação de um índice acionário) e um conjunto de variáveis

macroeconômicas, notadamente aquelas associadas à política monetária.

Igualmente importantes são os estudos que buscam associar o nível das taxas de juros ao incentivo para a alocação em ativos de maior risco por parte de pessoas físicas. Nesse caso específico, os estudos se concentram em duas vertentes: i) um primeiro grupo de autores (NG e WU, 2010; LIAN, et. al, 2018) que busca analisar a influência de variáveis comportamentais na escolha do indivíduo, partindo das premissas básicas da economia comportamental; e ii) um segundo grupo de pesquisadores (ZHANG, 2014; ZHU e XIAO, 2022) que busca explicitar a importância da educação do investidor (existência disseminada de consultoria financeira para indivíduos) e da profundidade do mercado (oferta pulverizada de ativos por parte dos agentes de mercado) na alocação em ativos de risco.

A influência do patamar de taxas de juros sobre a alocação do investidor pessoa física é especialmente interessante no caso brasileiro. Estudo da B3 realizado em março de 2022 indica que o número de indivíduos com aplicações em Bolsa cresceu de 0,5 milhão para 4,3 milhões de pessoas entre 2011 e 2021, aumento de 760% no período<sup>1</sup>. Importante salientar que os investimentos em Bolsa não se restringem a ações e BDR, mas também incluem cotas de fundos negociados em Bolsa como ETF, FII e FIP-IE.

Nesse sentido, o presente trabalho busca responder à seguinte questão de pesquisa: a queda da taxa básica de juros é uma variável explicativa para o aumento do número de investidores pessoa física na B3? Para tanto, buscar-se-á demonstrar que a migração de investimentos de renda fixa para renda variável nos últimos anos no mercado brasileiro, está correlacionada ao impacto da queda de juros sobre o prêmio por risco da carteira de mercado, na presença de variáveis de controle adicionais como nível de educação financeira e grau de profundidade do mercado de capitais.

Para isso, será utilizado como método de investigação empírica o modelo econométrico ARDL (Autorregressivo com Defasagens Distribuídas), criado por Pesaran *et al.* (2001), que busca testar o nível de cointegração de longo prazo de variáveis estacionárias em diferentes

---

<sup>1</sup> Uma análise da evolução dos investidores pessoas físicas na B3 (março de 2022). Disponível em [https://www.b3.com.br/data/files/BE/67/47/1F/272D0810CDFE9A08AC094EA8/Book\\_PF\\_Mar2022.pdf](https://www.b3.com.br/data/files/BE/67/47/1F/272D0810CDFE9A08AC094EA8/Book_PF_Mar2022.pdf)

níveis de estacionariedade (DIRICAN e CANOZ, 2017). Ou seja, o modelo do estudo busca estimar se o aumento de investidores na bolsa de valores recebe influência das variáveis: taxas de juros, prêmio de risco de carteira, profundidade de mercado e nível de educação financeira e qual a relação entre elas no longo prazo.

Os resultados do modelo estudado mostram que foi possível identificar a possibilidade de existir uma relação de longo prazo, entre a quantidade de investidores pessoa física na bolsa de valores e o as variáveis explicativas do modelo. Tal confirmação denota que existe cointegração entre as variáveis do modelo. Salieta-se que o estudo evidenciou significância com maior intensidade entre as variáveis: profundidade de mercado, educação financeira; e com menor intensidade entre: taxa selic e o prêmio de risco de mercado, ou seja, existe uma cointegração no sentido descrito por Pesaran *et al.* (2001) dessas variáveis.

O trabalho está estruturado em cinco capítulos. Após esta introdução, é apresentada a fundamentação teórica, com os principais estudos que buscam avaliar a evolução da taxa de juros e do prêmio de risco do mercado brasileiro, além do surgimento de incentivos para a migração em direção a ativos de risco, na forma de maior educação financeira e profundidade de mercado; no capítulo 3 discorre-se sobre a metodologia, discriminando a amostra utilizada, o modelo econométrico e as variáveis escolhidas para o teste empírico; o capítulo 4 demonstra os resultados encontrados, estando a conclusão do trabalho descrita no capítulo 5.



?

## 2

**FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA****2.1 Taxa de Juros, Prêmio de Risco de Mercado e Demanda por Ativos de Risco**

Desde que o Brasil adotou o regime de metas de inflação (RMI) em 1999, como parte do tripé macroeconômico que incluía ainda o câmbio flutuante e a meta de superávit primário, o Banco Central Brasileiro passou a utilizar a taxa de juros referencial (taxa SELIC) como forma de controlar e manter a inflação dentro do intervalo definido previamente pelo Conselho Monetário Nacional. A expectativa era a de que o tripé permitiria uma redução significativa da taxa de juros no longo prazo, já que há uma correlação entre a condução da política monetária e a sua própria credibilidade e eficácia (MENDONÇA e GUIMARÃES E SOUZA, 2009).

Entretanto, a primeira década após a adoção do regime de metas foi caracterizada por uma taxa SELIC em patamar ainda significativamente alto, o que catalisou a discussão sobre o porquê dos níveis elevados, tendo as mais diversas explicações sido elencadas: manutenção da atratividade do capital estrangeiro com o objetivo de alcançar o equilíbrio das contas externas (BRESSER e NAKANO, 2002); incerteza jurisdicional manifestada sob a forma de insegurança dos contratos financeiros, o que afasta os investidores de instrumentos financeiros de longo prazo (ARIDA, et.al, 2005); perda de eficácia da política monetária causada pela composição da dívida pública mobiliária, concentrada em LFT (OREIRO, et.al., 2012); dentre outras.

Uma das consequências da persistente alta taxa de juros é que instrumentos de renda fixa de curto prazo no Brasil, quando comparados a índices do mercado acionário, mostram um retorno acumulado próximo ou por vezes superior, dependendo da janela temporal adotada. Em uma janela de tempo de 22 anos, analisando o período compreendido 1999 a 2021, observa-se que em 7 subperíodos o retorno líquido acumulado do principal índice de ações brasileira, o IBOVESPA é inferior ao retorno acumulado da taxa de juros básica (SELIC), conforme observado na tabela abaixo.



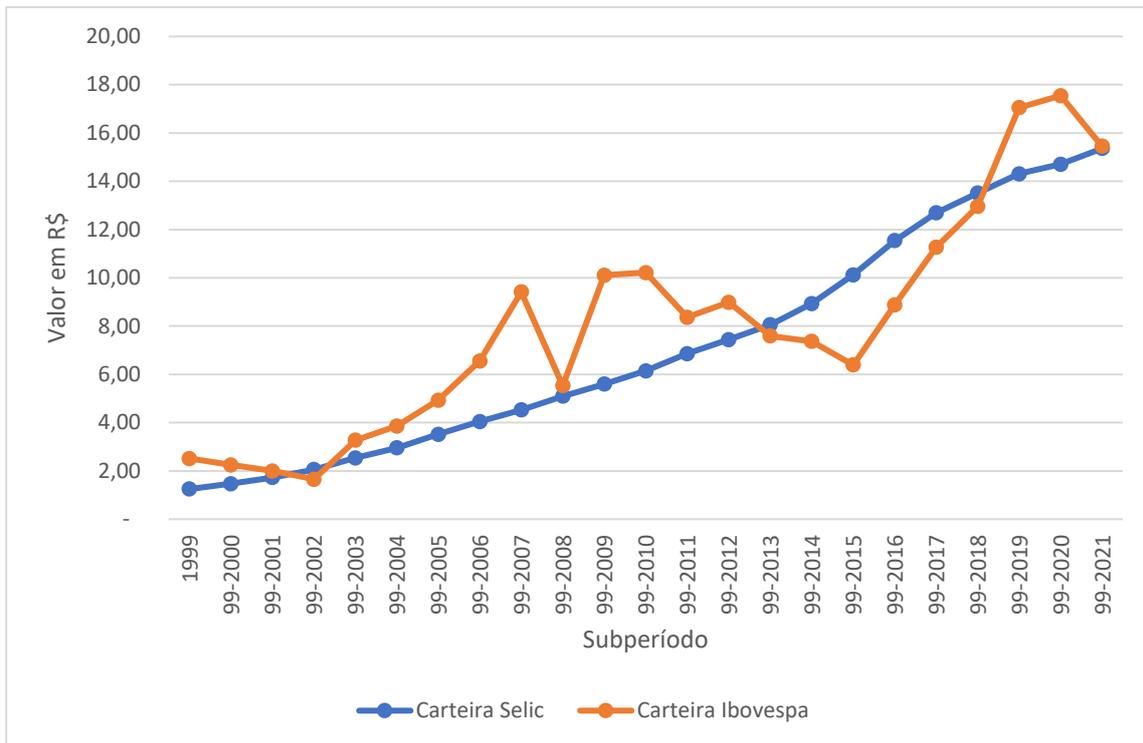
**Tabela 1:** Selic x Ibovespa

PERÍODO	RETORNO SELIC	RETORNO IBOV
1999	25,59%	151,93%
1999-2000	47,50%	124,92%
1999-2001	73,04%	100,13%
1999-2002	106,20%	66,10%
1999-2003	154,32%	227,76%
1999-2004	195,61%	286,13%
1999-2005	251,90%	393,14%
1999-2006	304,97%	555,54%
1999-2007	352,95%	841,67%
1999-2008	409,48%	453,49%
1999-2009	460,04%	910,98%
1999-2010	514,83%	921,54%
1999-2011	568,25%	736,55%
1999-2012	644,46%	798,42%
1999-2013	705,60%	659,21%
1999-2014	793,49%	637,10%
1999-2015	912,20%	538,97%
1999-2016	1054,20%	787,74%
1999-2017	1169,11%	1026,16%
1999-2018	1250,60%	1195,44%
1999-2019	1330,91%	1604,59%
1999-2020	1370,31%	1654,30%
1999-2021	1435,53%	1445,07%

Fonte: Elaboração própria.

Desconsiderado o custo de transação, se um determinado investidor tivesse alocado: i) R\$ 1,00 em uma carteira composta por títulos remunerados a 100% da taxa SELIC durante todo o período de 1999 a 2021; e ii) R\$ 1,00 em uma carteira passiva que replicasse a variação acumulada do Ibovespa no mesmo período; ele ou ela chegaria ao final de 2021 com praticamente o mesmo montante: R\$ 15,36 contra R\$ 15,45, respectivamente. O que podemos evidenciar no gráfico 1, onde mostramos o resultado comparativo de desempenho da rentabilidade de uma carteira com 100% atrelada a selic e outra que replica o Ibovespa.

**Gráfico 1:** Comparativo do Desempenho de Duas Carteiras



Fonte: Elaboração própria.

Nesse contexto, o investimento em produtos de renda fixa atrelados à SELIC (ou à taxa CDI) torna-se uma alternativa mais atrativa, dada a correlação positiva entre o valor do investimento e a taxa básica de juros. Hersen, *et.al.* (2013) demonstram que ativos de renda variável possuem uma correlação negativa com a taxa básica de juros, ou seja, quando há um aumento na taxa básica de juros, há uma queda no preço médio das ações negociadas em Bolsa. Taxas de juros mais altas significam, via de regra, menor fluxo de caixa livre para a empresa, o que levará o investidor a preterir esse tipo de investimento.

Essa atratividade dos produtos de renda fixa em detrimento aos de renda variável, é constatada por Fraletti (2004), que demonstra através dos dados da ANBID<sup>2</sup> que em 2003, apenas 10% (R\$ 45,2 bilhões) dos recursos de terceiros que estavam sob administração dos bancos à época (R\$ 445,8 bilhões), encontravam-se alocados em instrumentos de renda variável. Quando se compara com os dados da ANBIMA em

<sup>2</sup> A Anbid foi uma entidade de classe criada em 1967, com o objetivo de representar, articular e disseminar informações e melhores práticas de mercado para os bancos de investimentos. Foi extinta em 2009 após a fusão com a Andima e posterior criação da ANBIMA que existe até hoje. Os dados atualizados foram extraídos do sitio dessa nova instituição.

dezembro de 2021, aproximadamente 31% do total de R\$ 6,9 trilhões encontra-se investido em instrumentos de renda variável como fundos de ações (8,4% do total) e fundos multimercados (22,8% do total).

Do ponto de vista teórico, a questão foi tratada por vários autores: i) sem evidências conclusivas (BARKSKY, 1989); ii) creditando ao fenômeno da ilusão monetária e às baixas taxas de juros nominais parcela significativa da responsabilidade pelo aumento da demanda e preço dos ativos de risco (SHILLER, 2007); iii) correlacionando baixas taxas de juros a uma redução significativa da aversão ao risco do investidor (LIAN, *et al.*, 2018); e iv) demonstrando que apenas variações monetárias acima da média esperada afetariam o mercado de ações no caso brasileiro (SOARES, *et al.*, 2021).

Desta forma, embora não exista um consenso acerca da importância relativa das taxas de juros sobre a demanda por ações, não se deve negligenciar que o patamar das taxas de juros afeta a decisão da tomada de risco por parte dos investidores de forma direta – pelas razões supracitadas – e indiretamente – ativos de maior risco devem oferecer maior retorno ao investidor havendo, portanto, um prêmio de risco a ser auferido em renda variável, sendo este prêmio definido como a diferença entre o retorno proporcionado pelo mercado acionário e o retorno da taxa livre de risco. Tudo o mais constante, tem-se uma redução do prêmio de risco quando a taxa livre de risco aumenta.

Ressalte-se que, no caso brasileiro, não há unanimidade sobre qual título do Tesouro Nacional deve ser utilizado no cálculo. Teoricamente livre do risco de *default*, o título soberano não é absolutamente livre de risco, pois seu preço pode variar no curto prazo devido a mudanças na curva da taxa de juros (CORREA, 2002). Assim, embora a literatura internacional utilize usualmente a taxa de retorno de um título de longo prazo do ente soberano, no Brasil há predileção pela taxa Selic (FRALETTI, 2004) como *proxy* para a taxa livre de risco já que o mercado nacional dispõe da LFT, um título soberano perfeitamente indexado à essa taxa.

## 2.2 Educação Financeira

O processo decisório associado à alocação de recursos, sejam eles recursos próprios ou de terceiros, envolve uma análise minuciosa dos ativos disponíveis e riscos associados. Nesse sentido, uma boa educação financeira pode atuar como incentivo para a aquisição de ativos mais sofisticados e complexos.

Rooij *et al.* (2011) são categóricos ao afirmar que a falta de conhecimento em economia e finanças caracteriza-se como elemento inibidor significativo da aquisição de ativos de renda variável, notadamente ações. Os autores se notabilizaram ao propor avanços na metodologia que busca estimar a cognição e letramento financeiro dos indivíduos por meio de questionário.

Zhu e Xiao (2022) demonstram que a influência é indireta: mais educação financeira implica maior capacidade de compreender e separar os riscos inerentes aos diversos produtos, o que por sua vez aumenta a tolerância a risco do investidor. Os dados que subsidiaram a pesquisa também foram obtidos a partir de questionários.

Neste trabalho, entretanto, o nível de educação financeira será inferido a partir de uma *proxy* que não está diretamente associada a características individuais dos investidores, mas sim a um atributo do mercado bancário e de capitais: a existência do aconselhamento financeiro, nos moldes propostos por Zhang (2014). Segundo a autora, foi possível demonstrar que o aconselhamento financeiro se caracterizou como o principal responsável por incentivar a adesão dos investidores ao fundo de pensão *KiwiSaver* na Nova Zelândia e o volume de adesões, por sua vez, acelerou o desenvolvimento do mercado de capitais, pois as famílias não ficaram restritas a investimentos convencionais de renda fixa.

No Brasil, o número de agentes autônomos de investimento tem crescido significativamente. Segundo dados da ANCORD<sup>3</sup>, o mercado dispunha de 23.291 agentes credenciados em 2022. Considerando que cada profissional atende em média 90 clientes, o universo de investidores atendidos por esse tipo de profissional é de aproximadamente 2,1 milhões de pessoas. Embora não exista consenso na literatura sobre o tema, o aconselhamento financeiro será utilizado como variável de controle do modelo que busca testar a demanda por ativos de risco. Na figura 02 é apresentado a evolução da quantidade de assessores de investimento no Brasil de 2001 a 2022.

---

<sup>3</sup> A associação nacional das corretoras e distribuidoras de títulos e valores mobiliários, câmbio e mercadorias (Ancord) foi fundada em 1972. Os dados apresentados são de junho/2022.

**Gráfico 2:** Assessores de investimentos no Brasil

Fonte: Elaboração própria. (2023. Dados Ancord)

### 2.3 Custo de Entrada e Profundidade de Mercado

Um mercado financeiro bem desenvolvido e dinâmico favorece o desenvolvimento econômico e social de um país. Autores como Thakurata (2021) e Bruno *et al.* (2012) demonstraram uma correlação positiva entre o nível de desenvolvimento do mercado acionário e o crescimento econômico dos países.

Thakurata (2021) conclui que o custo de entrada é um fator importante no desenvolvimento do mercado de capitais. No caso das famílias indianas, o autor demonstra que tal custo pode chegar a até 35% da renda média anual naquele país, sendo, portanto, um inibidor no acesso do investidor a ativos de maior risco. A existência ou não desse custo de entrada significativo, pode impedir ou limitar o apetite das pessoas na busca por diversificação de seus portfólios de investimentos. O autor categoriza esses custos em: custos fixos de entrada, custos (fixos e variáveis) de transações e demais custos de manutenção existentes.

Haliassos e Michaelides (2003), em pesquisa realizada utilizando modelos de horizonte finitos para determinação de escolha de portfólios com restrições de liquidez das famílias, também são

categóricos ao afirmar que os custos fixos de entrada no mercado, mesmo que sejam pequenos, são determinantes para afastar o investidor da obtenção de ativos de maior risco como ações. Os autores classificam os custos como: taxas de transações, de informação e até mesmo da indecisão do investidor para entrar no mercado acionário.

Outros estudos também apontam para um *trade off* entre custos de entrada no mercado acionário e nível de participação das pessoas na diversificação dos investimentos em ativos de maior risco. É o que demonstra, por exemplo, o estudo de Guiso e Jappelli (2003), realizado na Europa e Estados Unidos, mostrando que um menor custo de entrada de mercado proporciona uma maior participação das pessoas. Nesse estudo, os autores classificam custo de forma mais abrangente, envolvendo não apenas custo de transações, taxas de administração, mas também os custos de informação que os investidores têm para precificar e comparar ativos. Alan (2006) também descreve o custo de entrada no mercado acionário de maneira mais ampla, definindo-o como o tempo gasto pelo investidor iniciante para aprender sobre negociação de ativos, movimentação de preços, funcionamento básico do mercado, bem como sobre as diferentes formas de precificar e avaliar o risco-retorno desses ativos no tempo. Ou seja, o custo aqui transcrito está relacionado com o custo de oportunidade do tempo, sendo “pago” apenas uma vez, independentemente de quantas vezes o investidor entra e sai do mercado.





## METODOLOGIA

Parcela significativa dos estudos sobre o tema proposto utiliza em suas análises modelos de vetores autorregressivos (VAR) e suas variações como o modelo vetorial de correção de erros (VEC) e o modelo autorregressivo com defasagens distribuídas (ADRL). Nesse trabalho, a escolha recaiu sobre a último dos três modelos supracitados, o ARDL. O fator determinante para a escolha desse modelo é sua capacidade de considerar variáveis com diferentes graus de integração, conforme demonstrado por Humpe e McMillan (2020). O modelo também permite examinar de forma confiável estudos envolvendo várias variáveis tanto no longo quanto no curto prazo, além de dispensar o pré-teste de raiz unitária, o que o diferencia dos demais testes de cointegração tradicionais.

Os detalhes do método ARDL desenvolvido por Pesaran *et al.* (2001) podem ser vistos a seguir, sendo o modelo estimado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta x_{1t-j} + \sum_{k=1}^p \delta_k \Delta x_{2t-k} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1t-1} + \theta_2 x_{2t-1} + e_t \quad (1)$$

onde,  $y$  é a variável dependente,  $x_1$  e  $x_2$  são variáveis explicativas,  $\Delta$  é o operador de primeira diferença e  $p$  é o tamanho da defasagem ótima. O primeiro passo é testar uma relação de longo prazo – cointegração – entre as variáveis. A hipótese nula para nenhuma cointegração entre as variáveis na equação (1) é  $H_0: \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0$ , contra a hipótese alternativa  $H_1: \theta_0 \neq \theta_1 \neq \theta_2 \neq 0$ .

Se o valor estimado da estatística F ultrapassar o valor crítico do limite superior, rejeita-se a hipótese nula, na qual se estabelece uma relação de longo prazo – cointegração – entre as variáveis da série temporal. Se a estatística F for menor que o valor crítico do limite inferior, a hipótese nula não foi rejeitada. Se o valor da estatística F estimada estiver entre o limite inferior e o limite superior, não se pode inferir se há ou não cointegração, pois grau integral de integração da variável é desconhecido.

Havendo evidências de cointegração – relação de longo prazo das variáveis – o modelo de longo prazo é testado como:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_1 x_{1t} + \sum_{i=1}^p \alpha_2 x_{2t} + v_t \quad (2)$$

Na última etapa, a especificação do modelo ARDL da dinâmica de curto prazo é derivada pela construção de um modelo de correção de erros (ECM) como:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_j \Delta x_{1t-j} + \sum_{i=1}^p \delta_k \Delta x_{2t-k} + \varphi z_{t-1} + e_t \quad (3)$$

onde  $z_{t-1} = y_{t-1} - \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t}$  e é um modelo de correção de erros que mede a velocidade de ajuste ( $\varphi$ ) na direção do equilíbrio de longo prazo, tempo gasto pela variável dependente para convergir para o equilíbrio de longo prazo. Também, o  $z_{t-1}$  pode explicar a causalidade de longo prazo entre todas as variáveis explicativas sobre a variável explicada.

### 3.1 Dados

A frequência dos dados utilizados no estudo será mensal, devido à disponibilidade dos dados nessa periodicidade, e compreende o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2022. Serão consideradas a quantidade de investidores pessoa física na bolsa de valores brasileira (variável dependente no modelo) e as seguintes variáveis independentes: Selic ( $S_c$ ) - taxa de juros básica da economia, prêmio de risco de carteira ( $P_{RC}$ ), educação financeira ( $E_F$ ) e profundidade de mercado de capitais ( $P_{MC}$ ). Os dados foram obtidos diretamente ou calculados a partir de dados disponibilizados pelo Banco Central, ANBIMA, CVM, IPEA, CEF e ANCORD.

Em que:

$S_c$ : é a taxa de juros básica da economia;

$P_{RC12}$ : é prêmio de risco de carteira média móvel 12 meses;

$P_{RC24}$ : é prêmio de risco de carteira média móvel 24 meses;

$P_{RC36}$ : é prêmio de risco de carteira média móvel 36 meses;

$E_F$ : é a educação financeira representada pela quantidade de assessores de investimentos;

$P_{MC}$ : é a profundidade de mercado de capitais;

$Q_i$ : é a quantidade de investidores;

### 3.1.1 Taxa SELIC

No Brasil, a taxa de referência para o sistema financeiro é a SELIC, amplamente conhecida como taxa básica de juros e que serve de parâmetro para as taxas de juros operadas pelo mercado bancário em geral. A taxa Selic é definida pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central (COPOM) e revisada a cada 45 dias. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas da variável *SELIC* considerada no estudo.

### 3.1.2. Prêmio de risco

O prêmio de risco do mercado (equity risk premium) é definido como sendo a diferença entre o retorno proporcionado pelo mercado acionário e o retorno auferido pelos títulos públicos soberanos. O prêmio de risco pode ser obtido por meio de: i) observação de médias históricas em diferentes janelas temporais; ou ii) inferência acerca do comportamento futuro baseado nesse histórico de dados.

Em tese, o título soberano governamental é livre de risco de *default*. No entanto, tais títulos estão expostos ao risco de taxa de juros, ou seja, uma mudança na curva de juros afeta o preço do título por conta da marcação a mercado. Neste trabalho, o retorno médio da SELIC representará a taxa livre de risco, tendo em vista que no caso brasileiro existe um título (LFT) que é perfeitamente indexado a uma taxa referencial de juros, ainda que seja uma taxa de curto prazo.

Ao se utilizar dados históricos para a determinação do prêmio de risco futuro, há uma suposição implícita que esses dados são estacionários. Entretanto, existem diversos fatores (mudanças macro e microeconômicas, alterações na percepção do investidor e no ambiente regulatório etc.), que nos permitiriam inferir que, em realidade, o prêmio de risco é não-estacionário e muda ao longo do tempo. Não obstante, Corrêa (2002) salienta que as oscilações de curto prazo do prêmio *ex-ante* não necessariamente alteram o prêmio de risco *ex-post* de forma permanente. Consequentemente, médias passadas dos dados *ex-post* computadas a partir de períodos suficientemente longos tendem a ser boas estimativas do prêmio futuro de longo prazo.

Nesse sentido, o presente estudo utilizará como *proxy* do prêmio de risco a média móvel aritmética da diferença entre os retornos mensais do Ibovespa e da SELIC, para subperíodos de um, dois e três

anos. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas da variável *prêmio de risco* considerada no estudo.

### 3.1.3. Educação Financeira

O nível de educação financeira do investidor é de extrema relevância para o desenvolvimento dos mercados financeiros, dada a existência de vasto rol de valores mobiliários disponíveis para alocação de capital.

Zhu e Xiao (2020) comprovam tal importância ao demonstrar que a educação financeira dos consumidores promove melhor compreensão dos produtos financeiros, maior habilidade de escolha e confiança para assumir riscos na diversificação de investimentos. Segundo Guiso e Jappeli (2003), é possível demonstrar inclusive uma perda da qualidade de vida e bem-estar para aqueles indivíduos que não são participantes do mercado de ações em seu ciclo de vida.

No presente trabalho, o nível de educação financeira será caracterizado pelo número de assessores de investimentos no Brasil, aqui definido como o número de agentes autônomos disponibilizado pela Ancord. As estatísticas descritivas da variável educação financeira estão presentes na tabela 2.

### 3.1.4. Profundidade do Mercado de Capitais

A profundidade do mercado de capitais é um conceito que se refere à capacidade do mercado financeiro em atender a demanda por capital e oferecer oportunidades de investimentos para diversos perfis de investidores. Ou seja, a profundidade do mercado de capitais pode ser representada pela disponibilidade e variedade de produtos financeiros à disposição dos investidores de forma direta e com custos de transação adequados.

No estudo em questão, para medir a profundidade de mercado, o custo a ser considerado na decisão de entrada ou não do investidor no mercado acionário será o custo de transação para diversificação de portfólio pelas famílias. Ou seja, parte-se da premissa que custos de entrada no mercado acionário brasileiro (como, por exemplo, a facilidade/dificuldade de abrir uma conta, investimentos via APP de celular, realização de transações sem cobrança de tarifas etc.) representam uma variável de controle associada a profundidade do mercado brasileiro.

Como *proxy* dessa variável, serão usados os dados mensais (desde 2002) dos custos de transação – incorridos pelo investidor – para operar no mercado acionário por meio da corretora de um dos 5 maiores bancos brasileiros, sendo esse custo representado pela taxa de custódia cobrada pelo banco. A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas da variável profundidade de mercado.

**Tabela 2:** Estatísticas Descritivas

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Selic ( <i>S</i> )	13,16%	11,04%	45,00%	2,00%	6,40%
Prêmio de Risco ( <i>PR</i> )	0,16	0,25	16,27	-30,24	6,89
Educação Financeira ( <i>EF</i> )	4174,68	1791	23291	198	5616,56
Profundidade de Mercado ( <i>PM</i> )	9,72	6,9	21,6	0	7,64

Fonte: Elaboração própria.



4

**RESULTADOS**



## 4.1 Testes de raiz unitária

Após a realização de análise descritivas mencionadas na seção 3.1, e levando em conta que caso essas estatísticas descritivas fiquem entre os valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001), é essencial saber a ordem de integração das variáveis para rejeição da hipótese nula. Sendo assim, as series foram dessazonalizadas, desinflacionadas e tomadas ao seu log.

Em que pese o modelo ARDL admita cointegração de variáveis independente das mesmas serem estacionárias em nível – I (0) ou em primeira diferença, é de extrema importância a realização dos testes de raiz unitária para assegurar que nenhuma das séries utilizadas seja – I (2), pois caso isso ocorra as estatísticas F computadas para testar o nível de cointegração dos dados são invalidas (Ibrahim, 2015).

Como forma de escolher a ordem de integração das séries, utilizou-se os testes de raiz unitária ADF, DF-GLS, PP e KPSS. Os resultados apresentados mostram que as séries *selic<sub>SC</sub>*, *assessores<sub>EF</sub>*, *qtde\_inv<sub>QI</sub>* e *prêmio de risco 36mm<sub>PRC36</sub>* são integradas de ordem 1 - I (1), pois se tornam estacionárias ao tirarmos a primeira diferença, as demais são estacionárias em nível - I (0).

**Tabela 3:** Teste de raiz unitária

Série	ADF	DF-GLS	KPSS	PP
$S_C$	0,673	-1,407	0,100	0,500
$\Delta S_C$	0,010*	-2,543*	0,010**	0,010***
$E_F$	0,990	2,705	0,010	0,990
$\Delta E_F$	0,010***	-1,429**	0,010*	0,010**
$Q_I$	0,990	2,450	0,010	0,988
$\Delta Q_I$	0,010	-4,007***	0,010*	0,010**
$P_{MC}$	0,400	-	0,010	0,354
$\Delta P_{MC}$	0,756	0,816	0,010**	0,354
$P_{RC12}$	0,064	-3,058	0,100	0,010
$\Delta P_{RC12}$	0,010	-1,399	0,010	0,010
$P_{RC24}$	0,250	-1,424	0,100	0,230
$\Delta P_{RC24}$	0,010	-7,049	0,010	0,010
$P_{RC36}$	0,471	-2,118	0,100	0,343

$\Delta P_{RC36}$	0,010*	-1,379***	0,010	0,010**
-------------------	--------	-----------	-------	---------

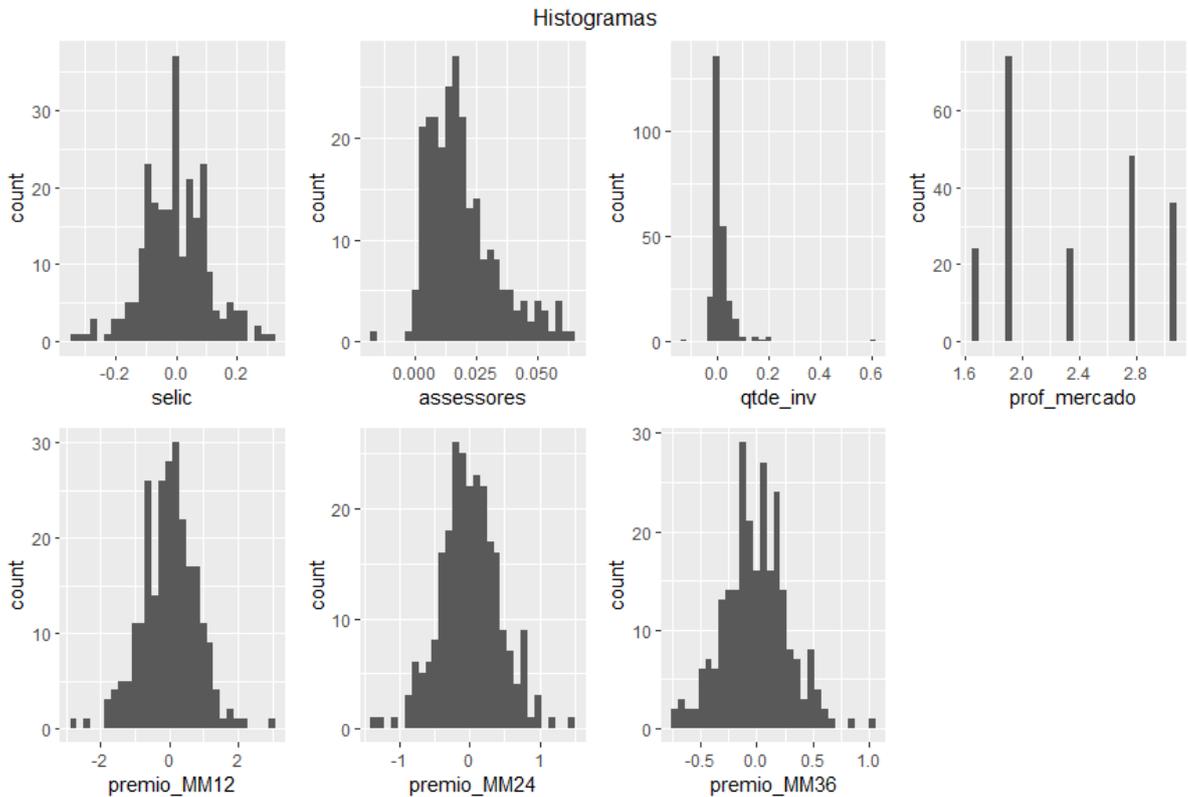
Notas: As séries estão em logaritmo, exceto as séries (*selic*, *prêmio de risco 12m*, *prêmio de risco 24m* e *prêmio de risco 36m*). Considere a rejeição de hipótese nula aos níveis de significância \*, \*\*, \*\*\* (10%, 5%, e 1% respectivamente).

Fonte: Elaboração própria

## 4.2 Testes de normalidade das séries

Através de análise visual de cada série de dados no histograma abaixo, podemos verificar que as séries (*selic*, *prêmio de risco 12 meses*, *prêmio de risco 24 meses* e *prêmio de risco 36 meses*) aparentemente apresentam uma distribuição normal dos dados, enquanto as séries (*assessores*, *qtde\_investidores* e *prof\_mercado*) aparentemente não apresentam uma distribuição normal.

Gráfico 3: Histograma



Fonte: Elaboração própria

Após análise visual das séries, realizamos o teste de normalidade nos dados aplicando o teste de *Shapiro – Wilk*. Os resultados dos testes mostram que as séries (*selic*, *prêmio de risco 12 meses*, *prêmio de risco 24 meses* e *prêmio de risco 36 meses*) são normais (*p-value*: 0,064; 0,217; 0,693 e 0,438, respectivamente), enquanto as séries (*assessores*, *qtde\_investidores* e *prof\_mercado*) não apresentam normalidade

(*p-value*: 0,000000000059; 0,00000000000000022; NA, respectivamente).

### 4.3 Estimações modelo ARDL

Para contribuir com a robustez nos testes e análises, foram utilizadas três janelas temporais distintas para a variável explicativa prêmio de risco. Adicionalmente, a variável profundidade de mercado foi incorporada no modelo na forma de uma variável *dummy*, representando uma quebra estrutural ocorrida em março de 2019, quando a taxa de custódia cobrada do investidor é reduzida a zero, reduzindo significativamente os custos de transação. Assim, o valor da variável *dummy* é 1 se a observação ocorre após mar/2019 e 0 se ocorre antes.

Os resultados das estimações para o aumento da quantidade de investidores em renda variável no Brasil (variável dependente do modelo) se encontram na tabela 7. Apresentamos os coeficientes de curto prazo, de longo prazo, o teste F de Wald e o teste de limites de Pesaran (2001).

**Tabela 4:** Estimação quantidade de investidores

Série	Modelo 12 meses	Modelo 24 meses	Modelo 36 meses
<i>Intercepto</i>	-2873.06 (0.836)	-251.036 (0.986)	-3471.360 (0.804)
<i>L (QI, 1)</i>	1.010*** (0.001)	1.025*** (0.001)	1.015*** (0.001)
<i>S<sub>c</sub></i>	99878.396* (0.001)	109424.877* (0.011)	107326.999* (0.013)
<i>E<sub>F1</sub></i>	87.431* (0,031)	95.628* (0.020)	91.937* (0.025)
<i>E<sub>F2</sub></i>	-174.880*** (0,001)	-166.118*** (0.001)	-168.902*** (0.001)
<i>Dummy Quebra Estrutural</i>	112461.011*** (0.020)	113975.461*** (0.014)	106276.899*** (0.010)
<i>P<sub>RC12</sub></i>	-10427.321* (0.032)		
<i>P<sub>RC24</sub></i>		-639.793 (0.825)	

$P_{RC36}$			-9575.900 (0.478)
<b>Observações</b>	246	246	246
<b>R2</b>	0.998	0.998	0.998
<b>R2 Adj.</b>	0.997	0.998	0.995
<b>AIC</b>	6092.7	6096.1	6098.2
<b>BIC</b>	6187.3	6187.3	6199.9
<b>Log. Lik.</b>	-3019.33	-3022.08	-3020.11
<b>Teste LM</b>	0.584	0.376	0.444
<b>Teste Durbin-Watson</b>	1.899	1.900	1899
<b>RMSE</b>	51781.80	52360.24	51944.73
<b>Teste F de Wald</b>	4.145	4.083	4.148
<b>Teste t:</b>	-1.365	-1.334	-1.620
<b>Limite inferior I (0)</b>	-3.444	-3.444	-3.444
<b>Limite superior I (1)</b>	-4.583	-4.583	-4.583
<b>K</b>	4	4	4
<b>T</b>	1000	1000	1000
Hipótese alternativa e valores nulos para ambos os testes: Possível cointegração			

Nota: \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

Fonte: Elaboração própria.

#### 4.4 – Teste de cointegração (*Bounds Testing*)

A tabela 4, apresenta os resultados dos testes de cointegração (*Bounds Testing Approach*) de cada modelo estimado. A hipótese nula de ausência de cointegração entre as variáveis é rejeitada nos três modelos estimados, tendo em vista que os resultados de estatística F superam os valores críticos calculados por *Pesaran et al.*(2001). Esse resultado mostra que pode existir relação de longo prazo entre as variáveis estudadas no modelo.

**Tabela 5:** Teste de cointegração (*Bounds Testing*)

<b>Estatística</b>	<b>Modelo 12</b>	<b>Modelo 24</b>	<b>Modelo 36</b>
	<b>MM</b>	<b>MM</b>	<b>MM</b>
<b>Teste F de Wald</b>	4.145	4.083	4.148
<b>Teste t:</b>	-1.365	-1.334	-1.620
<b>Limite inferior I (0)</b>	-3.444	-3.444	-3.444
<b>Limite superior I (1)</b>	-4.583	-4.583	-4.583
<b>K</b>	4	4	4
<b>T</b>	1000	1000	1000

Fonte: Elaboração própria.

Como podemos observar na tabela 4 e 5, existem evidências estatísticas de uma possível relação de longo prazo entre a quantidade de investidores pessoa física da bolsa de valores com as variáveis explicativas educação financeira, profundidade do mercado, taxa selic e prêmio de risco de mercado. Para o período em análise evidenciamos uma relação de cointegração mais forte entre: i) profundidade de mercado, em um nível de significância de 1% nos três modelos estudados e o número de investidores em renda variável; e ii) o nível de educação financeira do investidor em um nível de significância de 10% e 1% e o número de investidores em renda variável. O estudo também evidenciou uma relação de longo prazo com menor intensidade entre as variáveis: Taxa selic, em todos os períodos estudados e a variável prêmio de risco de mercado para o modelo de 12 meses.

Para as variáveis educação financeira e profundidade de mercado, o modelo estimado está alinhado ao descrito em Haliassos e Michaelides (2003), Zhu e Xiao (2020) e Zhang (2022), ou seja: i) o aconselhamento financeiro através de assessoria gera mais conhecimento sobre os diversos ativos financeiros, o que aumenta a predisposição dos investidores a incluir ativos de maior risco em seus portfólios; e ii) a redução dos custos de transação possui influência direta sobre a alocação de ativos de maior risco nos portfólios das famílias.





5



## CONCLUSÃO

O presente trabalho buscou compreender os determinantes do aumento da quantidade de investidores pessoa física na bolsa de valores brasileira B3, levando em consideração algumas variáveis já adotadas em outros trabalhos com o mesmo objetivo, como SELIC, prêmio de risco de carteira, nível de educação financeira e a profundidade de mercado (representada nesse estudo pela taxa de custódia dos ativos). Para isso, a pesquisa utilizou dados de 21 anos dessas variáveis, no período compreendido entre janeiro de 2002 a dezembro de 2022.

Os resultados encontrados pelo modelo ARDL mostram que existe cointegração entre a quantidade de investidores pessoa física da bolsa de valores com as variáveis estudadas no modelo. Cabe salientar que o estudo evidenciou relação de longo prazo e com maior intensidade entre as variáveis: profundidade de mercado, educação financeira; bem como verificou uma relação de longo prazo com menor intensidade entre as variáveis taxa selic e prêmio de risco de mercado. Assim, em pesquisa futura podem ser endereçadas com estudos mais aprofundados sobre a influência das variáveis supracitadas sob a perspectiva de incremento temporário e de curto prazo do número de investidores que direciona recursos para renda variável.

Já para as variáveis profundidade de mercado e nível de educação financeira, os resultados mostram que existe cointegração mais forte, ou seja, podemos inferir que existe uma relação de longo prazo duradoura entre essas variáveis e o aumento da quantidade de investidores pessoa física na bolsa de valores. Melhor educação financeira – aqui caracterizada pelo assessoramento especializado ao investidor – e a redução dos custos de transação e operação, possuem influência permanente (longo prazo) e impulsionam o aumento no número de investidores pessoa física que operam na bolsa de valores.



# REFERÊNCIAS

# REFERÊNCIAS

## REFERÊNCIAS

ALAN, S. Entry costs and stock market participation over the life cycle, **Review of Economic Dynamics**, v. 9, n. 4, 2006, p. 588-611.

ANDONOV, A.; BAUER, R.; CREMERS, K.J.M. Pension Fund Asset Allocation and Liability Discount Rates, **The Review of Financial Studies**, v. 30, n. 8, 2017, p. 2555–2595, Disponível em [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2070054](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2070054). Acesso em 13/07/2022.

ARIDA, P.; BACHA, E.; RESENDE, A.L. Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: Conjectures on the case of Brazil. In **Inflation Targeting and Debt: The Case of Brazil**. MIT Press, 2005.

BARSKY, R. B. Why don't the prices of stocks and bonds move together?, **American Economic Review**, v. 79, n. 5, 1989, p.1132-1145.

BRESSER, L.C.; NAKANO, Y. Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3, 2002, p. 146-177

BRUNO, G.; De BONIS, R.; SILVESTRINI, A. Do financial systems converge? New evidence from financial assets in OECD countries, **Journal of Comparative Economics**, v. 40, n.1, 2012, p.141-155.

CHOI, J.; KRONLUND, M. Reaching for yield by corporate bond mutual funds, **The Review of Financial Studies**, v. 31, n. 5, 2018, p.1930–1965.

CORRÊA, L.S. **Análise e avaliação do prêmio de risco nos mercados acionários brasileiro e americano**, Dissertação de Mestrado, PUC-Rio, 2002. Disponível em [https://www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/tesesabertas/5000065231\\_02\\_pretexto.pdf](https://www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/tesesabertas/5000065231_02_pretexto.pdf). Acesso em 14/07/2022.

FRALETTI, P.B. **Ensaio sobre taxas de juros em reais e sua aplicação na análise financeira**, Tese de Doutorado, FEA-USP, 2004. Disponível em [https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-26072004-110952/publico/Ensaio\\_sobre\\_Juros\\_Paulo\\_Fraletti.pdf](https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-26072004-110952/publico/Ensaio_sobre_Juros_Paulo_Fraletti.pdf). Acesso em 14/07/2022.

GARCIA, M. **Brazil in the 21st century: How to escape the high real interest trap**, Texto para discussão, Departamento de Economia PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2004. Disponível em: [http://www.econ.puc-rio.br/mgarcia/Papers/high%20real%20interest%20rate%20trap\\_040108.PDF](http://www.econ.puc-rio.br/mgarcia/Papers/high%20real%20interest%20rate%20trap_040108.PDF). Acesso em: 12/07/2022.

DIRICAN, Cuneyt; CANOZ, Ismail. The cointegration relationship between Bitcoin prices and major world stock indices: An analysis with ARDL model approach. **Journal of Economics Finance and Accounting**, v. 4, n. 4, p. 377-392, 2017.

GARCIA, Márcio Gomes Pinto; DIDIER, Tatiana. **Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil**. 2003.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária, **Revista de Administração de Empresas**, v. 46, 2006, p. 72-85.

GUIO, L.; JAPPELLI, T. Awareness and stock market participation, **Review of Finance**, v. 9, n.4, 2005, p. 537-567.

GUIO, Luigi; HALIASSOS, Michael; JAPPELLI, Tullio. Household stockholding in Europe: where do we stand and where do we go?. *Economic Policy*, v. 18, n. 36, p. 123-170, 2003.

HERSEN, A.; DE LIMA, L. F.; LIMA, J. F. Evidências empíricas da influência da taxa média de juros sobre o mercado acionário brasileiro. **Gestão & Regionalidade**, v. 29, n. 85, 2013. Disponível em [https://seer.uscs.edu.br/index.php/revista\\_gestao/article/view/1659/1359](https://seer.uscs.edu.br/index.php/revista_gestao/article/view/1659/1359). Acesso em 12/07/2022.

HUANG, J.; SIALM, C.; ZHANG, H. Risk Shifting and Mutual Fund Performance. **Review of Financial Studies**, v. 24, n.8, 2011, p. 2575-2616. Disponível em <https://academic.oup.com/rfs/articleabstract/24/8/2575/1570676?redirectedFrom=fulltext>. Acesso: 13/07/2022.

HUMPE, A.; MCMILLAN, D. G. Macroeconomic variables and long-term stock market performance. A panel ARDL cointegration approach for G7 countries. **Cogent Economics & Finance**, v. 8, n. 1, 2020, p. 1-7.

HALIASSOS, Michael; MICHAELIDES, Alexander. Portfolio choice and liquidity constraints. **International Economic Review**, v. 44, n. 1, p. 143-177, 2003.

JUNIOR, Tabajara Pimenta; HIGUCHI, Rene Hironobu. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. **REAd-Revista Eletrônica de Administração**, v. 14, n. 2, p. 296-315, 2008.

Kocaarslan, Baris, and Ugur Soytas. "Asymmetric Pass-through between Oil Prices and the Stock Prices of Clean Energy Firms: New

Evidence from a Nonlinear Analysis." **Energy Reports** 5 (2019): 117-25. Web.

LIAN, C.; MA, Y.; WANG, C., Low Interest Rates and Risk Taking: Evidence from Individual Investment Decisions, **Review of Financial Studies**, v. 32, n. 6, 2018, p. 2107-2148. Disponível em <https://ssrn.com/abstract=2809191>. Acesso em 13/07/2022.

LAGESH, M. A. Macroeconomic relationship in India: ARDL evidence on cointegration and causality. **Journal of Quantitative Economics**, v. 9, n. 1, 2011.

MENDONÇA, H.F.; GUIMARÃES E SOUZA, G.J. Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate, **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, 2009, p. 1228-1238.

NG, L.; WU, F. Peer Effects in the Trading Decisions of Individual Investors. **Financial Management**, v. 39, n.2, 2010, p. 807-831. Disponível em <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1755-053X.2010.01093.x>. Acesso em 13/07/2022.

OREIRO, J.L. PAULA, L.F.; SILVA, G.J.C.; AMARAL, R.Q. Por que as taxas de juros são tão elevadas no Brasil? Uma avaliação empírica, **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 4, 2012, p. 557-579. Disponível em <https://www.scielo.br/j/rep/a/gQxyFRQ68k6YFjnVbLvcjzS/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em 13/07/2022.

ROOJI, M.V.; LUSARDI, A.; ALESSIE, R. Financial literacy and stock market participation, **Journal of Financial Economics**, v. 101, n. 2, 2011, p. 449-472.

SCHOR, A.; BONOMO, M.; VALLS PEREIRA, P. L. APT e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. In: BONOMO, M. (Ed.). **Finanças aplicadas ao Brasil**. São Paulo: Editora FGV, 2002. p. 55-77.

KÖCHE, J. C. **Fundamentos de metodologia científica**. Editora Vozes, 2016.

SHILLER, R. J. Low interest rates and high asset prices: an interpretation in terms of changing popular economic models. **Brookings Papers on Economic Activity**, v.2007, n.2, 2007, p. 111-132.

SOARES, L. W.V.; FIRME, V.A.C.; LIMA JÚNIOR, L.A. O impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro, **Brazilian Review of Finance** (online), v.19, n.1, 2021, p. 70-96.

THAKURATA, I. Optimal portfolio choice with stock market entry costs and human capital investments: a developing country model, **International Review of Economics & Finance**, v. 73, 2021, p. 175-195.

ZHANG, A.C. Financial advice and asset allocation of individual investors, **Pacific Accounting Review**, v. 26, n.3, 2014, p. 226-247. Disponível em <https://ssrn.com/abstract=2809191>. Acesso em 13/07/2022.

ZHU, T.; XIAO, J. J. Consumer financial education and risky financial asset holding in China. **International Journal of Consumer Studies**, v. 46, n.1, 2022, p. 56-74.



idn

Bo  
pro  
cit  
ref  
Nos  
são

**idp**

A ESCOLHA QUE  
**TRANSFORMA**  
O SEU CONHECIMENTO