

**idp**

v.3 n.4

82

# DEBATES EM ECONOMIA APLICADA

## WORKING PAPER

**O IMPACTO DA TAXA DE JUROS, DA TAXA DE CÂMBIO  
E IBOVESPA NOS RETORNOS DAS AÇÕES DOS BANCOS  
LISTADOS NA BOLSA DE VALORES BRASILEIRA**

Paulo Henrique Angelo Souza

# O IMPACTO DA TAXA DE JUROS, DA TAXA DE CÂMBIO E IBOVESPA NOS RETORNOS DAS AÇÕES DOS BANCOS LISTADOS NA BOLSA DE VALORES BRASILEIRA

**Paulo Henrique Angelo Souza<sup>1</sup>**

---

<sup>1</sup> Paulo Henrique Angelo Souza é Mestre em Economia pelo Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP). E-mail: paulo.angelo@me.com.

## IDP

O IDP é um centro de excelência no ensino, na pesquisa e na extensão nas áreas da Administração Pública, Direito e Economia. O Instituto tem como um de seus objetivos centrais a profusão e difusão do conhecimento de assuntos estratégicos nas áreas em que atua, constituindo-se um *think tank* independente que visa contribuir para as transformações sociais, políticas e econômicas do Brasil.

### DIREÇÃO E COORDENAÇÃO

#### Diretor Geral

Francisco Schertel

#### Coordenador do Mestrado em Economia

José Luiz Rossi

### CONSELHO EDITORIAL

#### Coordenação

Thiago Caldeira

Renan Holtermann

Milton Mendonça

#### Supervisão e Revisão

Luiz Augusto Magalhães

Mathias Tessmann

#### Apoio Técnico

Igor Silva

#### Projeto Gráfico e Diagramação

Juliana Vasconcelos

[www.idp.edu.br](http://www.idp.edu.br)

**Revista Técnica voltada** à divulgação de resultados preliminares de estudos e pesquisas aplicados em desenvolvimento por professores, pesquisadores e estudantes de pós-graduação com o objetivo de estimular a produção e a

## DEBATES EM ECONOMIA APLICADA

discussão de conhecimentos técnicos relevantes na área de Economia.

**Convidamos a comunidade** acadêmica e profissional a enviar comentários e críticas aos autores, visando o aprimoramento dos trabalhos para futura publicação. Por seu propósito se concentrar na recepção de comentários e críticas, a Revista Debates em Economia Aplicada não possui ISSN e não fere o ineditismo dos trabalhos divulgados.

**As publicações** da Revista estão disponíveis para acesso e download gratuito no formato PDF. Acesse: [www.idp.edu.br](http://www.idp.edu.br)

**As opiniões emitidas** nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do IDP.

**Qualquer citação** aos trabalhos da Série só é permitida mediante autorização expressa do(s) autor(es).

# SUMÁRIO

1. Introdução	6
2. Revisão de Literatura	7
3. Metodologia	9
3.1. Dados	9
3.2. Regressão de Mínimos Quadrados Ordinários	12
3.3. ARCH/GARCH	13
4. Resultados	16
5. Conclusão	23
6. Referências	24

**RESUMO:** Este artigo tem como objetivo analisar o impacto da taxa de juros, da taxa de câmbio e do mercado sobre os retornos e a volatilidade das ações dos bancos listados na Bolsa de Valores brasileira. Essa análise utilizou dois modelos estatísticos: o modelo linear estimado por meio de mínimos quadrados ordinários e os modelos de volatilidade de séries temporais ARCH/GARCH. Os estudos econométricos consideraram os dados diários de 15 instituições financeiras listadas em bolsa no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2021. Em relação ao efeito mercado, considerou-se o Ibovespa do período; para a taxa de juros, utilizou-se o CDI (Certificado de Depósito Interbancário); e, sobre a taxa de câmbio, adotou-se como referência a cotação do dólar. Os resultados indicam que a distribuição dos retornos das ações é assimétrica, com cauda alongada à direita. Observou-se, com base no modelo econométrico aplicado, que os retornos diários das ações são significativamente influenciados pelo mercado, sendo a taxa de juros a que exerce menor impacto sobre os retornos. Essas descobertas são relevantes para a comunidade científica que explora o tema e fornecem insights valiosos para banqueiros, analistas, investidores de mercado, autoridades regulatórias e sociedade no processo de tomada de decisão.

**PALAVRAS-CHAVE:** bancos, taxas de juros, taxa de câmbio, ações bancárias.

**ABSTRACT:** This article aims to analyze the impact of interest rates, exchange rates, and the market on the returns and volatility of stocks of banks listed on the Brazilian Stock Exchange. This analysis employed two statistical models: the linear model estimated through ordinary least squares and the ARCH/GARCH time series volatility models. Econometric studies considered daily data from 15 financial institutions listed on the stock exchange from January 2009 to December 2021. Concerning the market effect, the Ibovespa for the period was considered; for interest rates, the CDI (Interbank Deposit Certificate) was used, and the exchange rate was referenced using the dollar's quotation. The results indicate that the distribution of stock returns is asymmetric, with a right-skewed tail. Based on the applied econometric model, it was observed that daily stock returns are significantly influenced by the market, with interest rates having the least impact on returns. These findings are relevant to the scientific community exploring the subject and provide valuable insights for bankers, analysts, market investors, regulatory authorities, and society in the decision-making process.

**KEYWORDS:** banks, interest rates, exchange rate, bank stocks.

**CLASSIFICAÇÃO JEL:** C32, G00, G21;

## 1. INTRODUÇÃO

O sistema financeiro brasileiro é formado por instituições de todos os portes, com papel crucial no fortalecimento da economia. Dentre os diversos papéis desempenhados, destaca-se a intermediação financeira entre agentes superavitários e deficitários, que favorece o financiamento de infraestrutura, empresas e novos negócios. Além disso, deve-se notar que os bancos são impactados por diversos fatores macroeconômicos, decisões estruturais de legisladores e funcionários do governo, bem como pelas regras estabelecidas em marcos regulatórios nacionais e internacionais.

A atividade bancária, pela sua natureza e âmbito, é uma questão essencial e crítica em qualquer economia, tendo impacto em toda a atividade econômica. A saúde de um sistema bancário é essencial para o bom funcionamento da economia e deve, portanto, ser baseada em pesquisas que visem a uma melhor compreensão dos fatores que influenciam os resultados dos bancos e sua relevância para a sociedade.

Podemos dizer que a mensuração adequada da influência das mudanças nas taxas de juros, nas taxas de câmbio e no mercado sobre os retornos das ações dos bancos é um tema de grande interesse para diretores de instituições financeiras, analistas de mercado e investidores, autoridades reguladoras, comunidades acadêmicas e sociedade em geral.

Os resultados indicam que a distribuição dos retornos das ações apresenta uma assimetria, com cauda alongada à direita, e que os retornos diários das ações são influenciados pelo comportamento do mercado e pelas taxas de câmbio, enquanto a taxa de juros tem um impacto relativamente menor sobre esses retornos. Esses achados contribuem com informações significativas para formuladores de políticas e reguladores do mercado financeiro, investidores, bem como para a literatura científica que investiga finanças e bancos ao trazer evidências empíricas sobre o retorno das ações dos bancos brasileiros.

Este trabalho está estruturado e conta com mais quatro seções, a Seção 2 apresenta a revisão bibliográfica utilizada para o desenvolvimento do trabalho, a Seção 3 detalha a metodologia e a base de dados consideradas para atingir os objetivos propostos, a Seção 4

apresenta e discute os resultados e a Seção 5, por fim, conclui o trabalho, retomando suas principais contribuições.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

Tai (2000), em estudo realizado no mercado norte-americano, se propôs a examinar os riscos de mercado, taxa de juros e taxa de câmbio na precificação de uma amostra selecionada de ações de bancos comerciais dos Estados Unidos da América. O autor utilizou três metodologias econométricas diferentes: *Non-Linear Seemingly Unrelated Regression* (NLSUR) via MM de Hansen (1982), método dos momentos generalizado (GMM), de Dumas e Solnik (1995), e o modelo *GARCH in-mean* (MGARCH-M). A terceira abordagem foi considerada a mais adequada ao objeto de estudo. Em sua conclusão, foram identificados prêmios de riscos relevantes nos retornos das ações em relação à volatilidade das taxas de câmbio e de juros, no entanto em relação ao risco de mercado foi identificada baixa relação.

É relevante mencionar a pesquisa realizada sobre o mercado da Turquia, um país de economia emergente, por Kasman (2011). Este trabalho também objetivou investigar os efeitos das flutuações nas taxas de juros e de câmbio nos retornos das ações dos bancos turcos. Os pesquisadores aplicaram os modelos lineares de estimativas OLS e GARCH para a análise dos dados e obtenção das conclusões. Os autores sustentam que as volatilidades observadas nas taxas de juros e de câmbio exercem relevante impacto negativo no retorno das ações bancárias.

Em estudo elaborado por Vezos (2006) que averiguou o impacto das mudanças nas taxas de juros e câmbio nos retornos das ações de um grupo de bancos americanos. Referido estudo se alicerça em três critérios principais: uso de dados diários para medir a sensibilidade do retorno das ações dos bancos; modelagem conjunta de taxa de juros e sensibilidade da taxa de câmbio; e, a confiabilidade das inferências estatísticas baseadas nos métodos de estimativa OLS e GARCH. Os coeficientes de sensibilidade da taxa de câmbio se mostraram tipicamente positivos para ambas as estimativas, já os coeficientes de sensibilidade à taxa de

juros evidenciaram uma mistura de sinais positivos e negativos (para ambos os modelos). A variação no sinal do coeficiente de sensibilidade à taxa de juros pode estar relacionada, conforme defendido pelos autores, a um certo grau de exposição em dívidas indexadas a taxas de juros. O retorno do índice de mercado de juros se mostrou responsável pela maior parte da variação nos retornos dos bancos.

Da Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011) consideraram o período de janeiro de 2000 e dezembro de 2010 para averiguar as relações entre o mercado acionário, através do índice Ibovespa e certas variáveis macroeconômicas, como taxas de câmbio e juros e índice de inflação (representado pelo IGP-M e o PIB). Os autores identificaram, no período avaliado, uma relação significativa, de um lado, entre o índice Ibovespa e a taxa de câmbio e, de outro, entre o Ibovespa e a taxa de juros – o segundo, porém, em menor escala. Os pesquisadores não identificaram relação entre o PIB e o índice Ibovespa, constatação diferente do que se observa em mercados desenvolvidos.

No trabalho de Andrade, Muntaser e Prado (2022) é apresentada uma análise da influência de indicadores macroeconômicos nos preços das ações de empresas do setor financeiro. Esses ativos estão listados na bolsa B3 no período de 2011 a 2020. Nesse estudo, os seguintes indicadores foram considerados: PIB, IPCA, SELIC, taxa de desemprego e taxa de câmbio. Os autores concluíram que a taxa de juros SELIC possui uma relação negativa com os preços das ações das empresas do setor financeiro listadas na bolsa B3. Em outras palavras, uma diminuição na taxa SELIC leva a uma valorização nos preços das ações dessas empresas do setor financeiro. Quanto às outras variáveis macroeconômicas consideradas no modelo de regressão aplicado pelos autores (inflação, taxa de desemprego e taxa de câmbio), foi concluído que elas não apresentam uma relação significativa com os preços das ações.

Outro estudo relevante realizado no Brasil por Bernardelli (2016) teve como objetivo avaliar a influência das variáveis econômicas no mercado de ações brasileiro. A pesquisa abrangeu o período de 2004 a 2014 e analisou diversas variáveis macroeconômicas, a saber: índice IBOVESPA, taxa de câmbio média, PIB, taxa SELIC Over e Índice de Preços ao Produtor

Amplo - IPA. Os pesquisadores identificaram uma forte relação entre a volatilidade do mercado de ações e os indicadores macroeconômicos. Além disso, eles estabeleceram que as variáveis macroeconômicas explicam 93,10% das oscilações do mercado de ações.

É com essa literatura científica que o presente trabalho busca contribuir ao trazer evidências empíricas dos impactos das taxas de juros, de câmbio e o desempenho do mercado nos retornos das instituições financeiras brasileiras.

## 3. METODOLOGIA

### 3.1 Dados

O objetivo é entender como o mercado, a taxa de juros e o câmbio da moeda brasileira podem impactar no retorno diário de ações de ativos financeiros listados na bolsa de valores. Para isso, utilizamos os dados de 15 instituições financeiras listadas na bolsa: Banco da Amazônia, Banco do Brasil, Banco de Sergipe, Bradesco, Itaú Unibanco, Alfa, Banco do Espírito Santo, BANRISUL, Mercantil, Banco do Nordeste, PINE, Santander, ABC Brasil, PAN, e BRB, totalizando 31 ativos e 78.547 observações. Recorremos aos dados da janela temporal de janeiro de 2009 a dezembro de 2021.

Para representar o efeito do mercado, utilizou-se o índice IBOVESPA no período; para o efeito da taxa de juros, utilizou-se o CDI (Certificado de Depósito Interbancário); e para o câmbio utilizou-se a cotação do dólar coletada no Banco Central do Brasil a partir da taxa PTAX de fechamento em dias úteis. A Tabela 1 traz algumas as estatísticas descritivas dos dados utilizados.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

	Mín.	25%	Média	75%	Máx.	D.P.	Assim.	Curtose	Jarque-Bera	ADF
ABCB4	-0,1498	-0,0120	0,0008	0,0129	0,1710	0,0220	0,1231	3,9800	2122,8*	-14,154

									7899,3	
BAZA3	-0,1693	-0,0118	0,0005	0,0079	0,2035	0,0263	0,8635	7,9240	*	-15,466
									6041,3	
BBAS3	-0,2117	-0,0131	0,0008	0,0143	0,1716	0,0259	-0,018	6,7282	*	-14,120
									3062,1	
BBDC3	-0,1435	-0,0116	0,0007	0,0119	0,1640	0,0210	0,1748	4,7768	*	-14,118
									3688,8	
BBDC4	-0,1430	-0,0111	0,0007	0,0121	0,1692	0,0213	0,2004	5,2418	*	-14,255
								63,936	544510	
BEES3	-0,2489	-0,0089	0,0006	0,0089	0,4861	0,0238	2,8755	5	*	-14,485
								12,840		
BEES4	-0,2764	-0,0120	0,0010	0,0143	0,3585	0,0334	0,8618	9	17617*	-13,443
								17,526		
BGIP3	-0,2088	-0,0146	0,0073	0,0148	0,5014	0,0630	2,5381	2	5751*	-6,9408
								15,365		
BGIP4	-0,1834	-0,0092	0,0014	0,0106	0,3118	0,0317	1,4639	9	22507*	-12,509
								11,945	9648,5	
BMEB3	-0,3624	-0,0147	0,0020	0,0163	0,3990	0,0446	0,7611	0	*	-13,754
									6282,7	
BMEB4	-0,1910	-0,0094	0,0010	0,0113	0,2083	0,0265	0,3649	7,4157	*	-14,315
									127014	
BMIN4	-0,3060	-0,0237	0,0014	0,0216	1,2674	0,0566	5,8573	115,03	*	-12,779
BNBR3	-0,1556	-0,0154	0,0026	0,0206	0,2435	0,0448	0,4276	3,2964	506,6*	-9,7784
								15,820		
BPAC11	-0,2682	-0,0121	0,0020	0,0152	0,2784	0,0317	0,1149	9	12358*	-8,3943
								23,380		
BPAN4	-0,3360	-0,0137	0,0010	0,0132	0,4627	0,0332	1,2964	6	73795*	-13,313
								88,725	540675	
BRIV3	-0,1660	-0,0118	0,0010	0,0084	0,8386	0,0436	5,3032	7	*	-12,929
									4905,8	
BRIV4	-0,1364	-0,0098	0,0008	0,0105	0,2637	0,0289	0,7206	6,9030	*	-13,921
								58,404	254867	
BRSR3	-0,2944	-0,0140	0,0021	0,0134	0,8987	0,0559	4,2422	0	*	-14,837
								19,961		
BRSR5	-0,3652	-0,0215	0,0056	0,0270	0,6659	0,0852	2,6530	4	12878*	-10,881
									1434,1	
BRSR6	-0,2018	-0,0145	0,0007	0,0157	0,1497	0,0262	-0,011	3,2771	*	-13,664
								82,959	109363	
BSLI3	-0,1764	-0,0120	0,0155	0,0129	1,4365	0,1236	8,1699	7	*	-6,3263
								90,839	131179	
BSLI4	-0,3202	-0,0216	0,0167	0,0167	1,9988	0,1594	8,3278	1	*	-5,5138
					25,618			1590,5	171936	
CRIV3	-0,9629	-0,0129	0,0168	0,0129	8	0,6384	39,736	7	*	-11,670
									332129	
CRIV4	-0,7966	-0,0091	0,0008	0,0107	0,2000	0,0287	-4,013	129,93	*	-18,617
									1140,5	
ITUB3	-0,1212	-0,0099	0,0007	0,0108	0,1105	0,0184	0,0022	2,9223	*	-14,154
ITUB4	-0,1201	-0,0112	0,0007	0,0117	0,1103	0,0202	0,1371	2,5976	911,3*	-14,454

								38,355		
MERC4	-0,3247	-0,0136	0,0045	0,0108	0,9984	0,0890	4,0573	2	38121*	-9,6433
								26,316	284319	
PINE4	-0,2194	-0,0116	0,0004	0,0106	0,3403	0,0282	2,1981	4	*	-18,399
									2143,7	
SANB11	-0,1347	-0,0125	0,0006	0,0133	0,1580	0,0223	0,2237	4,0964	*	-13,742
SANB3	-0,1529	-0,0154	0,0011	0,0161	0,2500	0,0377	0,3208	2,1125	637,9*	-13,429
									2221,8	
SANB4	-0,1445	-0,0113	0,0012	0,0117	0,3137	0,0353	0,4772	3,9823	*	-14,266

Fonte: Elaboração própria.

Nota-se que todas as estatísticas de teste de Jarque-Bera são significativas, ou seja, há indícios estatísticos de que a distribuição dos retornos dos ativos não está bem aderente a uma distribuição normal. Isso ocorre porque a hipótese nula do teste é rejeitada ao nível de significância de 1%. Esse resultado é esperado em ativos financeiros que, em geral, possuem distribuições de cauda pesada, divergindo da distribuição gaussiana. Além disso, a partir da medida de assimetria, percebe-se que os retornos, em grande parte, são positivamente assimétricos, já que a sua média é positiva. O ativo CRIV3 possui a maior assimetria (39,7367), um valor consideravelmente alto, indicando que os retornos deste ativo tiveram um alto decaimento na janela temporal.

A curtose indica a forma como se dá a distribuição dos dados, que podem ser mesocúrticos (distribuição não muito achatada nem alongada), como é o caso da distribuição gaussiana, platicúrticos (distribuição muito achatada), ou mesmo leptocúrticos (distribuição muito alongada). A regra para essa definição é: (i) distribuição mesocúrtica: curtose = 0,263; (ii) distribuição platicúrtica: curtose > 0,263; e (iii) distribuição leptocúrtica: curtose < 0,263. Todos os ativos possuem medidas de curtose positiva e alta, indicando que as distribuições são platicúrticas, ou seja, bastante achatadas.

Então, analisando as medidas de tendência central e os quartis, é possível constatar que não há um ativo com retornos fortemente discrepantes dos demais. Ademais, assim como a maior assimetria, o ativo CRIV3 também é o que apresenta maior variabilidade nos

retornos, com um retorno médio de 0,0168 e um desvio em torno desta média de mais ou menos 0,6384.

## 3.2 Regressão de mínimos quadrados ordinários

Dentre as técnicas de Análise de Regressão, há a Regressão Linear, em que a relação entre duas ou mais variáveis se dá de forma linear. Caso se considere apenas uma variável independente, trata-se de uma Análise de Regressão Simples, mas, caso sejam consideradas duas ou mais variáveis, trata-se de uma Análise de Regressão Múltipla. Adicionalmente, para estimação dos coeficientes do modelo, utiliza-se algum método de estimação, a depender do cumprimento de determinadas premissas. Neste trabalho, recorreremos ao Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

A Análise de Regressão Linear tem como ponto de partida uma Análise de Correlação Linear. De acordo com Garson (2009), a correlação é uma medida de associação bivariada que avalia a força do relacionamento entre duas variáveis. Por sua vez, Moore (2007) explica que a correlação avalia a direção e o grau da relação linear entre duas variáveis quantitativas.

Para quantificar a relação entre duas variáveis, utiliza-se o Coeficiente de Correlação Linear de Pearson (Rodrigues, 2012). Se essas variáveis seguirem uma distribuição normal, caso contrário, podemos considerar essas variáveis quantitativas como postos e utilizar, então, o Coeficiente de Correlação de Postos de Spearman. Além disso, é possível representar os valores das variáveis em um gráfico de dispersão. Nesse sentido, afirma-se que existe uma relação linear entre as variáveis se os pontos se aproximarem de uma reta (RODRIGUES, 2012).

O Coeficiente de Correlação ( $r$ ) varia de -1 a 1. O sinal indica a direção positiva ou negativa do relacionamento, enquanto o valor sugere a força da relação entre as variáveis. Uma correlação perfeita (-1 ou 1) indica que o valor de uma variável pode ser exatamente determinado ao se conhecer o valor da outra. Por outro lado, uma correlação com valor próximo a zero indica a ausência de relação linear entre as variáveis (ALDRICH, 1995).

No modelo de Regressão Linear é possível utilizar as variáveis independentes para prever os valores da variável dependente, assim como é possível identificar a contribuição de cada variável independente sobre a capacidade preditiva do modelo como um todo. Tecnicamente, dizer que o modelo é ajustado utilizando a forma funcional de Mínimos Quadrados Ordinários significa que uma reta que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos será utilizada para resumir a relação linear entre Y e X (KRUEGER; LEWIS-BECK, 2008).

Assim, o modelo estimado é composto pela seguinte equação:

$$\text{Retorno} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ibovespa} + \beta_2 \text{CDI} + \beta_3 \text{Cambio} + \varepsilon_t$$

A variável dependente é o retorno de cada ação do setor bancário brasileiro. Usando as variáveis independentes para explicar os retornos de cada banco são quais são os retornos do principal índice acionário brasileiro Ibovespa, que é a taxa de desconto interbancária utilizada como proxy para a taxa básica de juros e qual é a cotação do real frente ao dólar considerado e taxa de câmbio. Assim, a relação entre as ações bancárias e as variáveis explicativas é estimada por meio dos coeficientes de regressão.

*Return<sub>i</sub>MarketInterestRExchangeR*

### 3.3 ARCH/GARCH

No modelo MQO parte-se da premissa de que os dados não possuem dependência no tempo. Contudo, em muitas aplicações, a variável tempo é extremamente relevante para se modelar relações e, neste caso, deve-se trabalhar com modelos de Séries Temporais. As séries temporais (ou históricas) são conjuntos de medidas de uma mesma grandeza, relativas a vários períodos consecutivos. Em outras palavras, a série temporal é uma sucessão de valores de uma determinada variável observada em intervalos regulares de tempo (DOWNING; CLARK, 2006).

Existem vários modelos disponíveis no contexto de séries temporais, e o mais adequado para cada situação depende sempre da aplicação a ser feita. Os modelos

ARCH/GARCH foram introduzidos na literatura por Engle (1982) e Bollerslev (1986) e surgiram para resolver problemas de agrupamento em dados financeiros. Esses modelos condicionam a heterocedasticidade para rastrear e gerenciar mudanças na volatilidade e são atualmente dois dos mais aplicados para prever retornos e volatilidade de séries financeiras (Nwogugu, 2006).

A volatilidade dentro da economia e para o mercado financeiro é muito importante e os modelos GARCH estão cada vez mais eficazes, sendo aplicados em diversos estudos. Em geral, as séries de retornos dos ativos financeiros apresentam excesso de curtose e leve assimetria positiva, ou seja, a distribuição incondicional dos retornos não é gaussiana. O Teste de Normalidade de Jarque-Bera utiliza assimetria e curtose, sendo, portanto, o mais adequado para dados de ativos financeiros.

O modelo GARCH, por outro lado, é eficaz com esses dados não normais. Ao contrário do MQO e de alguns outros modelos de séries temporais, como os modelos ARMA, a não homocedasticidade é o foco dos modelos ARCH/GARCH, especialmente no caso univariado. Com base nisso, a estimativa e a previsão da volatilidade devem ser diferentes dos modelos clássicos de séries temporais.

Nessa esteira, Engle (1982) propõe modelar a série de quadrados de retornos por um modelo autorregressivo de ordem  $q$  (AR( $q$ )), denominando esse modelo de ARCH( $q$ ) Heteroscedástico Condicional Autoregressivo( $q$ ). O autor apresentou o modelo ARCH em um estudo sobre inflação para resolver problemas de heterocedasticidade modelando a variância dos erros em um modelo de regressão como uma função linear dos valores defasados dos erros quadráticos da regressão. O modelo foi dado por:

$$R_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

(média condicional)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q R_{t-m}^2$$

(variância condicional)

O modelo ARCH possui especificação da média e da variância condicionais.  $R_t$  é a variável dependente do modelo e representa o retorno dos dados financeiros, ao passo que o termo  $\sigma_t^2$  representa a volatilidade condicional no tempo  $t$ . Por sua vez,  $\varepsilon_t$  representa uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, de média zero e variância um. Os alfas, por fim, são os diferentes parâmetros do modelo.

O modelo proposto por Engle (1982), no entanto, geralmente exigia muitos parâmetros para que pudesse ser eficaz. A partir desse problema, Bollerslev (1986) adaptou o modelo de Engle (1982), desenvolvendo uma técnica que aloca a variância condicional para um processo ARMA. O modelo GARCH (p, q) pode ser dado por:

$$R_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

(média condicional)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i R_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

(variância condicional)

Nesse sentido, o modelo GARCH mais utilizado nos estudos é o GARCH (1,1), ou seja, com função de autocorrelação e autocorrelação parcial de lag 1, tendo lag 1 mais significativa com decaimento exponencial após essa defasagem. As equações estimadas do modelo GARCH são as seguintes:

$$Retorno_t = \beta_0 + \beta_1 Ibovespa + \beta_2 CDI + \beta_3 Cambio + u_t$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

Esse modelo é mais cuidadoso no tratamento da volatilidade dos dados. A equação acima descreve o termo de erro em duas partes: o componente do desvio padrão do erro, que é modelado como um processo autorregressivo e de média móvel de ordem 1; e um ruído branco.  $\sigma \varepsilon$

## 4. RESULTADOS

Inicialmente, para avaliar eventuais mudanças na estacionariedade nas séries temporais utilizadas no presente trabalho, foram aplicados testes de raiz unitária. A Tabela 2 mostra os resultados dos testes de raiz unitária.

Tabela 2 – Testes de Estacionariedade

	ADF	DF GLS	KPSS
ABCB4	-5,98***	-3,99***	0,21***
BAZA3	-5,70***	-3,90***	0,19***
BBAS3	-5,85***	-3,95***	0,20***
BBDC3	-2,16**	-2,75**	0,37**
BBDC4	-4,27***	-3,42***	0,09***
BEES3	-3,51***	-3,17***	0,04***
BEES4	-3,43***	-3,14***	0,04***
BGIP4	-4,92***	-3,64***	0,14***
BMEB3	-5,90***	-2,58**	0,34**
BMEB4	-0,67	-2,36**	0,39**
BNBR3	-5,11***	-3,70***	0,15***
BPAC11	-5,95***	-3,98***	0,21***
BPAN4	-5,25***	-3,75***	0,16***
BRIV4	-4,41***	-3,47***	0,10***
BRSR3	-4,65***	-3,55***	0,12***
BRSR5	-2,59**	-2,86**	0,40**
BRSR6	-4,35***	-3,45***	0,10***
BSLI3	-2,12**	-2,04**	0,33**
BSLI4	-5,37***	-3,79***	0,17***
CRIV4	-3,31***	-3,10***	0,03***
ITUB3	-5,81***	-3,95***	0,20***
ITUB4	-0,66	-0,98	0,01*
PINE4	-3,51***	-3,17***	0,04***
SANB11	-4,68***	-3,56***	0,12***
SANB3	-3,60***	-3,20***	0,05***
SANB4	-5,88***	-3,97***	0,20***
MarketI	-14,15***	-20,37***	0,08***

InterestR	-3,26***	-3,45***	0,14***
ExchangeR	-3,71***	-3,33***	0,14***

Nota: \*\*\* Significância de 1%, \*\* Significância de 5% e \*Significância de 10%.  
Fonte: Elaborado pelo autor.

Os testes de estacionariedade não indicaram a presença de raiz unitária em nenhuma das séries analisadas, exceto para ITUB4. Mesmo nesse caso, o teste KPSS demonstrou estacionariedade com um  $p$ -valor de 10%. Isso sugere que é viável adotar a premissa de estacionariedade.

Seguindo Kasman (2011), o primeiro modelo estimado foi uma regressão linear estimada por MQO. Apesar de as séries financeiras não apresentarem as características de normalidade e homocedasticidade necessária para eficiência do MQO, fato que é consensual na literatura e está exemplificado na tabela de estatísticas descritivas, ainda assim esse método foi utilizado para ter uma noção inicial desse modelo.

Assim como Kasman (2011), o primeiro modelo estimado adotou uma abordagem de regressão linear por meio de MQO. Embora seja amplamente reconhecido na literatura que as séries financeiras não atendem às suposições de normalidade e homocedasticidade necessárias para a eficiência do MQO (fato que está exemplificado presente na tabela 1, de estatísticas descritivas), este método foi empregado como uma abordagem preliminar para avaliar o modelo. Isso permitiu obter uma primeira visão do cenário, apesar das limitações das séries financeiras.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo linear tendo como variável dependente o retorno dos ativos, e como variáveis independentes o índice IBOVESPA, o CDI e a taxa de câmbio (dólar) na janela temporal.

Tabela 3 – Resultados do MQO

	Intercepto	IBOVESPA	CDI	Câmbio	R2 Ajustado	ARCH (1)
ABCB4	0,0006* (0,0017)	0,7077* (0,1167)	-0,0354 (0,11)	-0,2351 (0,202)	0,3081	457,4*

BAZA3	0,0004* (0,0018)	0,4111* (0,1206)	0,0184 (0,1183)	-0,1429 (0,2117)	0,0757	315,4*
BBAS3	0,0003* (0,0017)	1,201* (0,1167)	0,0108 (0,11)	-0,2244 (0,202)	0,5934	520,6*
BBDC3	0,0002* (0,0017)	1,0497* (0,1167)	0,0285 (0,11)	-0,0653 (0,202)	0,6482	659,8*
BBDC4	0,0002* (0,0017)	1,0936* (0,1167)	0,0369 (0,11)	-0,0649 (0,202)	0,6869	723,6*
BEES3	0,0004* (0,0017)	0,3996* (0,1174)	-0,0036 (0,1101)	-0,0575 (0,2026)	0,0750	76,8*
BEES4	0,0009* (0,002)	0,333* (0,1299)	0,0112 (0,115)	-0,1732 (0,227)	0,0324	87,0*
BGIP3	0,0073* (0,0048)	0,1476* (0,295)	-0,0161 (0,157)	-0,1413 (0,5545)	-0,0044	7,9
BGIP4	0,0013* (0,0021)	0,2689* (0,1357)	-0,0314 (0,1197)	-0,3568 (0,2372)	0,0406	80,1*
BMEB3	0,0021* (0,0024)	0,0237* (0,1619)	-0,0324 (0,1271)	-0,3055 (0,2919)	0,0028	30,6*
BMEB4	0,0010* (0,0019)	0,223* (0,1269)	0,0205 (0,1125)	-0,0791 (0,222)	0,0204	455,5*
BMIN4	0,0014* (0,002)	0,4477* (0,139)	0,0634 (0,1269)	-0,1938 (0,2423)	0,0187	5,9
BNBR3	0,0024* (0,003)	0,2721* (0,1819)	0,0658 (0,1935)	-0,3530 (0,3237)	0,0220	94,0*
BPAC11	0,0015* (0,0029)	1,1974* (0,1785)	-0,0361 (0,1197)	-0,2066 (0,3224)	0,4531	453,1*
BPAN4	0,0007* (0,0017)	0,7718* (0,1167)	-0,0469 (0,11)	-0,2319 (0,202)	0,1577	718,9*
BRIV3	0,0009* (0,0024)	0,139* (0,1676)	0,0604 (0,1853)	0,0693 (0,2909)	0,0006	3,1
BRIV4	0,0008* (0,002)	0,2043* (0,1359)	-0,0134 (0,119)	-0,1693 (0,2349)	0,0192	75,1*
BRSR3	0,0019* (0,0023)	0,3459* (0,1504)	0,0312 (0,1181)	-0,1894 (0,2595)	0,0130	48,5*
BRSR5	0,0047* (0,0037)	0,4695* (0,2441)	0,0434 (0,1652)	-0,0859 (0,4178)	0,0047	94,2*
BRSR6	0,0004* (0,0017)	0,8972* (0,1167)	-0,0138 (0,11)	-0,2684 (0,202)	0,3416	257,3*
BSLI3	0,0149* (0,0052)	0,2472* (0,3846)	-0,0499 (0,1583)	1,3486** (0,5846)	0,0017	137,4*
BSLI4	0,0170* (0,0051)	1,1106* (0,3502)	0,0603 (0,1628)	2,0053* (0,5627)	0,0089	103,4*
CRIV3	0,0170* (0,0024)	-0,4980* (0,158)	0,0041 (0,124)	0,7383* (0,2796)	-0,0015	0,0
CRIV4	0,0009* (0,0014)	0,2353* (0,0969)	-0,0412 (0,0831)	-0,0879 (0,1687)	0,0244	2357,5*
ITUB3	0,0003* (0,0017)	0,8535* (0,1167)	-0,0061 (0,11)	-0,0960 (0,202)	0,5694	386,7*
ITUB4	0,0002* (0,0017)	1,0312* (0,1167)	0,0005 (0,11)	-0,0402 (0,202)	0,6676	371,4*
MERC4	0,0049* (0,004)	-0,0476* (0,2231)	0,0658 (0,1502)	-0,3462 (0,4451)	-0,0032	2,4

PINE4	0,0002* (0,001)	0,5150* (0,0674)	0,0216 (0,0635)	-0,0751 (0,1167)	0,0898	6332,7*
SANB11	0,0003* (0,0018)	0,9758* (0,1209)	0,0381 (0,1122)	-0,0458 (0,2078)	0,4808	335,8*
SANB3	0,0008* (0,0017)	0,9095* (0,1183)	0,0228 (0,1101)	-0,0319 (0,2044)	0,1471	245,4*
SANB4	0,0009* (0,0017)	0,8100* (0,1174)	0,0139 (0,1101)	-0,1322 (0,2036)	0,1423	182,2*
Nº significantes	31/31	31/31	0/31	3/31	-	26/31

Fonte: Elaboração própria.

Os coeficientes relativos ao Índice de Mercado mostraram-se estatisticamente significativos, apontando para um impacto considerável do risco de mercado sobre o retorno dos ativos. Vale ressaltar que em quase todos os casos esse impacto foi positivo, com exceção dos ativos MERC4 e CRIV3. Isso sugere que, em praticamente todas as situações, um aumento no retorno do Índice de Mercado está associado a um aumento nos retornos diários das ações. Essa conclusão indica a presença de um componente sistêmico no mercado que exerce influência sobre os retornos das ações bancárias, destacando a interconexão e dependência das ações em relação ao comportamento do mercado como um todo.

Por outro lado, os coeficientes relativos à Taxa de Juros não demonstraram significância estatística, indicando ausência de influência da taxa de juros sobre o retorno dos ativos. Esta relação é, de facto, ambígua, uma vez que podem ser apresentados argumentos a favor e contra a ideia de que os aumentos das taxas de juros afetariam os resultados dos bancos. Por um lado, um aumento das taxas de juro pode aumentar a rentabilidade dos bancos, uma vez que a remuneração dos seus empréstimos está ligada às taxas de juro. Por outro lado, se um banco tem um passivo significativo e alavancado, os custos de suas dívidas podem prejudicar seus resultados financeiros.

Em relação aos coeficientes associados à taxa de câmbio, embora negativos, foram estatisticamente significativos apenas para três ativos, o que indica um efeito relativamente fraco da Taxa de Câmbio sobre os retornos diários. Essa observação sugere que, no contexto da análise, as flutuações nas taxas de câmbio têm um impacto limitado sobre os retornos das ações dos bancos, afetando apenas um número limitado de ativos de forma notável.

O primeiro coeficiente, que representa o intercepto dos modelos, foi estatisticamente significativo em todos os cenários. Isso implica que esses resultados podem ser considerados como estimativas dos retornos populacionais médios das ações, controlando o efeito das variáveis explicativas.

Como mencionado anteriormente, esses modelos são aplicados sob a premissa de homocedasticidade e normalidade dos resíduos. Na última coluna da Tabela 3, é apresentado um teste para verificar a presença de heterocedasticidade e autocorrelação de erros, concluindo que a hipótese nula do teste é rejeitada, indicando heterocedasticidade. Observa-se que a maioria dos modelos apresenta sinais de heterocedasticidade, abrangendo 26 dos 31 modelos analisados. Isso sugere que as estimativas de MQO são enviesadas em casos de heterocedasticidade.

Portanto, os modelos GARCH são mais apropriados para a modelagem de retornos, pois incorporam outras características das séries financeiras, como clusters de volatilidade, permitindo estimativas mais precisas dos efeitos das variáveis explicativas sobre os retornos das ações dos bancos na bolsa de valores e, conseqüentemente, uma melhor estatística de inferência. Os resultados dos modelos estimados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados GARCH (1,1)

	Intercepto	IBOVESPA	CDI	Câmbio	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta$
ABCB4	0,0005*** (0,0003)	0,7279* (0,0145)	-0,0317*** (0,0173)	-0,2285* (0,0334)	0,0000* (0,0000)	0,0565* (0,0032)	0,9142* (0,0056)
BAZA3	0,0005 (0,0003)	0,3300* (0,223)	0,0191 (0,0288)	-0,0158* (0,0499)	0,0000* (0,0000)	0,0982* (0,0135)	0,8359* (0,0219)
BBAS3	0,0003 (0,0002)	1,1792* (0,0157)	0,0059 (0,0235)	-0,2300* (0,0265)	0,0000* (0,0000)	0,0941* (0,0106)	0,8768* (0,0136)
BBDC3	0,0002 (0,0002)	1,0505* (0,0117)	0,0251** (0,0111)	-0,0597* (0,0219)	0,0000* (0,0000)	0,0665* (0,0027)	0,8934* (0,0074)
BBDC4	0,0003 (0,0002)	1,0930* (0,0101)	0,0328* (0,0111)	-0,0565* (0,0191)	0,0000* (0,0000)	0,0707* (0,0093)	0,8893* (0,0207)
BEES3	0,0005 (0,0004)	0,3443* (0,0226)	-0,0043 (0,0458)	-0,026 (0,0405)	0,0000* (0,0000)	0,0947* (0,0075)	0,9042* (0,0089)
BEES4	0,0016* (0,0016)	0,3235* (0,0226)	0,0067 (0,0458)	-0,0305 (0,0405)	0,0000* (0,0000)	0,1049* (0,0075)	0,8940* (0,0089)

	(0,0005)	(0,0317)	(0,07104)	(0,0499)	(0,0000)	(0,0134)	(0,0103)
BGIP3	0,0071***	0,1520	-0,0132	-0,0944	0,0000*	0,0054*	0,9902*
	(0,0039)	(0,2144)	(0,2913)	(0,4750)	(0,0000)	(0,0028)	(0,0028)
BGIP4	0,0013**	0,2615*	-0,0258	-0,3269*	0,0000*	0,1258*	0,8203*
	(0,0006)	(0,0309)	(0,0370)	(0,0684)	(0,0000)	(0,0222)	(0,0292)
BMEB3	0,0020**	-0,0044	-0,0528	-0,3622*	0,0000*	0,0988*	0,8742*
	(0,0010)	(0,0624)	(0,0908)	(0,1194)	(0,0000)	(0,0175)	(0,0201)
BMEB4	0,0005	0,1944*	0,0092	-0,1137**	0,0000*	0,1350*	0,8120*
	(0,0003)	(0,0239)	(0,0293)	(0,0463)	(0,0000)	(0,0201)	(0,0284)
BMIN4	0,0014	0,4538*	0,0627	-0,1623	0,0000*	0,0000*	0,0000*
	(0,0014)	(0,0788)	(0,0958)	(0,1214)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
BNBR3	0,0015	0,2710*	0,0852	-0,3726*	0,0000*	0,1049*	0,8646*
	(0,0013)	(0,0710)	(0,1181)	(0,0013)	(0,0000)	(0,0298)	(0,0474)
BPAC11	0,0016*	1,1030*	-0,0542*	-0,1876*	0,0000*	0,1291*	0,8219*
	(0,0006)	(0,0360)	(0,0185)	(0,0609)	(0,0000)	(0,0242)	(0,0357)
BPAN4	0,0004	0,5900*	-0,0240	-0,2433*	0,0000*	0,2567*	0,7141*
	(0,0004)	(0,0241)	(0,0191)	(0,0417)	(0,0000)	(0,0286)	(0,0298)
BRIV3	0,0017	0,1345***	0,0165	-0,0343	0,0000*	0,0000*	0,0000*
	(0,0010)	(0,0763)	(0,0957)	(0,1056)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
BRIV4	0,0008	0,2093*	-0,0232	-0,1620*	0,0000*	0,2445*	0,5311*
	(0,0005)	(0,0347)	(0,0377)	(0,0620)	(0,0000)	(0,0444)	(0,0737)
BRSR3	-0,0007	0,2739*	0,0153	-0,2168**	0,0000*	0,0440*	0,9549*
	(0,0009)	(0,0725)	(0,1272)	(0,1129)	(0,0000)	(0,0046)	(0,0043)
BRSR5	0,0038	0,4221**	0,0202	-0,1973	0,0000*	0,0551*	0,9386*
	(0,0033)	(0,1974)	(0,2329)	(0,3683)	(0,0000)	(0,0094)	(0,0086)
BRSR6	0,0005	0,8797*	-0,0169	-0,2640*	0,0000*	0,0945*	0,8511*
	(0,0003)	(0,0217)	(0,0293)	(0,0337)	(0,0000)	(0,0160)	(0,0268)
BSLI3	0,0084	0,4642	-0,0086	1,8840*	0,0000*	0,1294*	0,8695*
	(0,0109)	(0,5445)	(0,2945)	(0,5976)	(0,0000)	(0,0142)	(0,0109)
BSLI4	0,0001	0,7046**	0,1933	-0,7807**	0,0000*	0,7950*	0,2039*
	(0,0043)	(0,3139)	(0,1255)	(0,4135)	(0,0000)	(0,0964)	(0,0778)
CRIV3	-0,0017	0,3624**	0,0278	-0,0328	0,0000*	0,4564*	0,1749*
	(0,0024)	(0,1838)	(1,6021)	(0,3631)	(0,0000)	(0,0642)	(0,0714)
CRIV4	0,0008***	0,1996*	-0,0648*	-0,1495*	0,0000*	0,0194*	0,9781*
	(0,0004)	(0,0292)	(0,0223)	(0,0533)	(0,0000)	(0,0004)	(0,0003)
ITUB3	0,0003***	0,8554*	0,0005	-0,0937*	0,0000*	0,0713*	0,8821*
	(0,0002)	(0,0103)	(0,0110)	(0,0223)	(0,0000)	(0,0044)	(0,0073)
ITUB4	0,0002	1,0346*	-0,0042	-0,0420**	0,0000*	0,0634*	0,9020*
	(0,0002)	(0,0087)	(0,0093)	(0,0200)	(0,0000)	(0,0034)	(0,0060)
MERC4	0,0014	0,2105	0,0890	0,0563	0,0000*	0,0517*	0,9000*
	(0,0033)	(0,1734)	(0,0830)	(0,3359)	(0,0000)	(0,0011)	(0,0062)
PINE4	-0,0003	0,5217*	0,0678*	-0,0347	0,0000*	0,1039*	0,8850*
	(0,0004)	(0,0110)	(0,0106)	(0,0435)	(0,0000)	(0,0049)	(0,0029)
SANB11	0,0003	0,9753*	0,0382**	-0,0489***	0,0000*	0,0557*	0,9094*

	(0,0002)	(0,0158)	(0,0151)	(0,0295)	(0,0000)	(0,0031)	(0,0059)
SANB3	0,0008	0,9628*	0,0155	-0,0296	0,0000*	0,0626*	0,9257*
	(0,0005)	(0,0372)	(0,0393)	(0,0658)	(0,0000)	(0,0104)	(0,0109)
SANB4	0,0008***	0,8540*	0,0087	-0,1182***	0,0000*	0,0861*	0,8940*
	(0,0005)	(0,0357)	(0,0416)	(0,0626)	(0,0000)	(0,0114)	(0,0135)
Nº							
Significantes	9/31	27/31	7/31	21/31	31/31	31/31	31/31

Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir do modelo GARCH, é possível perceber que o efeito do risco de mercado é significativo em 92% dos ativos. Além disso, esse efeito foi positivo em 96% dos casos, o que está de acordo com o resultado observado no modelo OLS. Esse resultado é bem consolidado e esperado e incorpora como o índice de risco sistêmico afeta as ações do setor bancário.

No caso da taxa de câmbio, após refinamento do modelo para melhor controle do erro, foi possível observar um efeito significativo sobre o retorno diário de 81% dos ativos. Esse efeito, por sua vez, mostrou-se negativo em 95% dos casos, indicando que um aumento nos retornos cambiais está associado a uma diminuição nos retornos diários das ações. Essa relação inversa entre taxa de câmbio e retorno das ações é influenciada por diversas características da dinâmica econômico-financeira.

Em geral, uma valorização da moeda local, no caso o real, muitas vezes é explicada pelos fluxos de dólares que entram no país, sendo direcionados principalmente para ativos financeiros. Isso significa que um cenário de valorização da moeda nacional está muitas vezes ligado a um aumento na demanda por títulos e investimentos locais, levando a um aumento no valor das ações. Além disso, a queda do dólar costuma estar associada a uma menor percepção de risco nos mercados financeiros, o que tende a favorecer ativos considerados mais arriscados, como as ações em geral. Portanto, a identificação desse efeito negativo da taxa de câmbio sobre o retorno das ações é um achado relevante que ajuda a entender melhor a dinâmica das interações entre os mercados de moeda estrangeira e de ações.

Como evidenciado, a taxa de juros apresentou significância estatística em apenas 33% dos casos analisados. Isso sugere que, com base nos dados obtidos, o efeito da taxa de juros

sobre os retornos diários dos ativos parece ser relativamente fraco, apesar das possíveis relações teóricas. Esse achado indica que outros fatores podem ter influência mais substancial sobre os retornos das ações dos bancos na bolsa de valores em relação à taxa de juros medida pelo CDI.

Por outro lado, quando examinamos a equação da variância condicional, notamos que o termo constante (termo 0) é positivo e estatisticamente significativo em todos os cenários, o que aponta para a existência de um componente constante e significativo no tempo no processo de geração de retornos dos ativos. Além disso, os parâmetros ARCH e GARCH atendem à condição de não-negatividade. Mais importante, os parâmetros GARCH são significativamente mais altos do que os parâmetros ARCH, sugerindo que a volatilidade dos retornos de cada ativo é mais sensível aos seus próprios valores defasados do que a fatores externos. Esse resultado enfatiza a importância de considerar a volatilidade passada na modelagem das volatilidades futuras dos retornos dos ativos, contribuindo para uma melhor compreensão e previsão dos movimentos de preços no mercado financeiro.

## 5. CONCLUSÃO

O presente trabalho buscou verificar influências da taxa de juros, do câmbio e do principal índice de ações da bolsa de valores brasileira nos retornos das ações dos bancos brasileiros. Nossa análise se concentrou na avaliação do impacto do IBOVESPA, das taxas de juros, na figura do CDI; e das flutuações cambiais nos retornos diários das ações de instituições financeiras, medidas pela PTAX, com dados diários no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2021.

A análise econométrica utilizou dois modelos estatísticos: o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o modelo de séries temporais GARCH. Dessa forma, avaliou-se como o mercado, as taxas de juros e as flutuações cambiais afetam os retornos diários das ações das instituições financeiras. Os resultados indicaram que, devido às características dos dados, o modelo GARCH se mostrou mais adequado para analisar o contexto desse estudo.

Além disso, identificamos que a distribuição dos retornos das ações apresenta uma assimetria, com uma cauda alongada à direita. Ao aplicar o modelo, constatamos que os retornos diários das ações são sensivelmente influenciados pelo comportamento do IBOVESPA e das taxas de câmbio, enquanto a taxa de juros exerce um impacto relativamente menor sobre esses retornos. Essas descobertas contribuem para uma compreensão mais aprofundada dos fatores que afetam os retornos das ações no setor financeiro, fornecendo insights valiosos para investidores, analistas de mercado e reguladores financeiros.

Esses achados possuem relevância tanto para a comunidade científica que investiga finanças e banking, quanto para a tomada de decisão por parte de líderes do setor financeiro, analistas de mercado, investidores, autoridades reguladoras e a sociedade em geral. Contribuições de futuras pesquisas poderiam trazer uma avaliação do impacto desses indicadores em outros setores da economia, buscando possíveis comparações e relações com os resultados deste trabalho.

## 6. REFERÊNCIAS

ALDRICH, John. Correlations genuine and spurious in Pearson and Yule. *Statistical science*, p. 364-376, 1995.

ANDRADE, Vinícius Naves; MUNTASER, João Gonçalves Silva; DOS REIS PRADO, Thiago Alberto. Influência de variáveis macroeconômicas no preço das ações do setor financeiro da b3. *Revista de Economia Mackenzie*, v. 19, n. 1, p. 170-190, 2022.

BERNARDELLI, Luan Vinicius; BERNARDELLI, Alessandro Garcia. Análise sobre a Relação do Mercado Acionário com as Variáveis Macroeconômicas no Período de 2004 a 2014. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, v. 4, n. 1, p. 4-17, 2016.

BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

BOX, George EP et al. *Time series analysis: forecasting and control*. John Wiley & Sons, 2015.

BUSSAB, W. O. *Análise de Variância e de Regressão: Uma Introdução*. 2ª edição. São Paulo: Atual, 1988.

CALDEIRA, A. A. M; MACHADO, M. A; SOUZA, R. C. Seleção de Variáveis: Uma Aplicação na Seleção das Ordens do Modelo GARCH. Rio de Janeiro: *Pesquisa Operacional na Gestão do Conhecimento*, 2009.

COHEN, Jacob. *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum, 1988.

DA SILVA JUNIOR, Julio Cesar Araujo; MENEZES, Gabrielito; FERNANDEZ, Rodrigo Nobre. Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, p. 54-72, 2011.

DE PAULA BERNARDO, Adalton. *Influência de Variáveis Macroeconômicas sobre o Índice de Basileia dos 20 Maiores Bancos no Período de 2006 a 2012*. Trabalho de conclusão de curso. UFMG, 2013.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.

DOWNING, D.; CLARK, J. *Estatística Aplicada*. 2ª ed. São Paulo: Saraiva, 2006.

DUMAS, Bernard; SOLNIK, Bruno. The world price of foreign exchange risk. *The journal of finance*, v. 50, n. 2, p. 445-479, 1995.

ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, p. 987-1007, 1982.

GARSON, G. D. *Statnotes: Topics in Multivariate Analysis*, 2009.

HANSEN, Lars Peter. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the econometric society*, p. 1029-1054, 1982.

KASMAN, Saadet; VARDAR, Gülin; TUNÇ, Gökçe. The impact of interest rate and exchange rate volatility on banks' stock returns and volatility: Evidence from Turkey. *Economic Modelling*, v. 28, n. 3, p. 1328-1334, 2011.

KENNEDY, Peter. *A guide to econometrics*. John Wiley & Sons, 2009.

KRUEGER, James S.; LEWIS-BECK, Michael S. Is ols dead? *The Political Methodologist*, v. 15, n. 2, p. 2-4, 2008.

LAEL JOSEPH, Nathan; VEZOS, Panayiotis. The sensitivity of US banks' stock returns to interest rate and exchange rate changes. *Managerial Finance*, v. 32, n. 2, p. 182-199, 2006.

LAMOUNIER, Wagner Moura. Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. *Gestão & Produção*, v. 14, p. 13-23, 2007.

LEWIS, D. G. *Análise de variância*. 1. ed. São Paulo: Harbra, 1995.

MAROCO, J. *Análise Estatística – Com utilização do SPSS*. 2ª edição, Edições Sílabo, 2003.

MOORE, D. S. *The Basic Practice of Statistics*. New York, Freeman, 2007.

NWOGUGU, Michael. Further critique of GARCH/ARMA/VAR/EVT Stochastic-Volatility models and related approaches. *Applied mathematics and computation*, v. 182, n. 2, p. 1735-1748, 2006.

REIMBOLD, Manuel Martín Pérez et al. Aplicação de teste de raiz unitária às variáveis de propulsores eletromecânicos. *Revista eletromecânica de extensão da URI. Vivências*, v. 13, n. 25, p. 46-54, 2017.

RODRIGUES, Sandra Cristina Antunes. *Modelo de regressão linear e suas aplicações*. Tese de Doutorado. Universidade da Beira Interior (Portugal). 2012.

ROYSTON, J. Patrick. An extension of Shapiro and Wilk's W test for normality to large samples. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, v. 31, n. 2, p. 115-124, 1982.

SCHWERT, G. William. Why does stock market volatility change over time?. *The journal of finance*, v. 44, n. 5, p. 1115-1153, 1989.





TAI, Chu-Sheng. Time-varying market, interest rate, and exchange rate risk premia in the US commercial bank stock returns. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 10, n. 3-4, p. 397-420, 2000.



The background features a dark blue color scheme with various data visualization elements. On the left, there is a bar chart with four bars of increasing height, with values 178, 180, 175, and 190. A line graph with two lines is overlaid on the bars, showing an overall upward trend. To the right, there are two circular progress indicators: the top one shows 68% and the bottom one shows 75%. A dotted line with a downward-pointing arrow is also visible. At the bottom right, there is a network diagram consisting of interconnected nodes forming a spherical shape.

# idp

SGAS Quadra 607 - Módulo 49  
Via L2 Sul, Brasília-DF  
CEP: 70200-670

  /sejaidp  
 (61) 3535-6565  
 idp.edu.br