

idp

idn

MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

**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

Brasília-DF, 2023

PAULO HENRIQUE ANGELO SOUZA

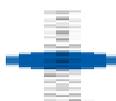
**O IMPACTO DA TAXA DE JUROS, DA TAXA DE CÂMBIO
E IBOVESPA NOS RETORNOS DAS AÇÕES DOS
BANCOS LISTADOS NA BOLSA DE VALORES
BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa - IDP, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador

Professor Doutor Mathias Schneid Tessmann

Brasília-DF 2023



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

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa - IDP, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

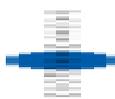
Aprovado em 08 / 09 / 2023

Banca Examinadora

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessmann - Orientador

Prof. Dr. José Luiz Rossi Junior

Prof. Dr. Marcelo de Oliveira Passos



S729 Souza, Paulo Henrique Angelo
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. – Brasília: IDP, 2022.

47 p.
Inclui bibliografia.

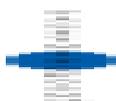
Trabalho de Conclusão de Curso (Tese/Dissertação) – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Curso de Mestrado Profissional em Economia, Brasília, 2023.

Orientador: Prof Dr. Mathias Schneid Tessmann.

1. Taxa de juros. 2. Taxa de câmbio. 3. Ações bancárias. I. Título.

CDD: 351

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





AGRADECIMENTOS

Agradeço e dedico o presente trabalho a minha amada mãe e meus amadíssimos filhos Bento, Clara e Paulo Henrique. A minha mãe rendo toda a minha consideração e eterno amor.



RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar o impacto das taxa de juros, de câmbio e IBOVESPA nos retornos e volatilidade das ações dos bancos listados na Bolsa de Valores Brasileira. Para essa análise, utilizaram-se dois modelos estatísticos: o modelo linear estimado usando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e os modelos de volatilidade em séries temporais ARCH/GARCH. Os estudos econométricos consideraram os dados diários de 15 instituições financeiras listadas na bolsa durante o período de janeiro de 2009 a dezembro de 2021. Quanto ao efeito do mercado, foi considerado o índice IBOVESPA para o período; para o efeito da taxa de juros, utilizou-se o CDI (Certificado de Depósito Interbancário); e, em relação ao câmbio, adotou-se a cotação do dólar como referência. Os resultados indicam que a distribuição dos retornos das ações é assimétrica, com uma cauda alongada à direita. Observou-se, com base no modelo econométrico aplicado, que os retornos diários das ações são influenciados de forma significativa pelo mercado, sendo que a taxa de juros exerce o menor impacto sobre os retornos. Essas conclusões têm relevância para a comunidade científica que explora o tema e fornecem *insights* valiosos para dirigentes bancários, analistas, investidores de mercado, autoridades regulatórias e a sociedade em geral no processo de tomada de decisão.

Palavras-chaves: taxas de juros, taxa de câmbio, ações de bancos.



ABSTRACT

This paper aims to analyze the impact of interest rate, exchange rate, and IBOVESPA on the returns and volatility of the shares of banks listed on the Brazilian Stock Exchange. This analysis used two statistical models: the linear model estimated using Ordinary Least Squares (OQM) and the ARCH/GARCH time series volatility models. The econometric studies considered the daily data of 15 financial institutions listed on the stock exchange during the period from January 2009 to December 2021. Regarding the market effect, the IBOVESPA index for the period was considered; for the purpose of the interest rate, the CDI (Certificate of Interbank Deposit) was used; and, in relation to the exchange rate, the dollar rate was adopted as a reference. The results indicate that the distribution of stock returns is asymmetrical, with an elongated tail on the right. It was observed, based on the econometric model applied, that the daily returns of the shares are significantly influenced by the market, and the interest rate exerts the least impact on the returns. These findings are relevant to the scientific community exploring the topic and provide valuable insights for bankers, analysts, market investors, regulatory authorities, and society in the decision-making process.

Keywords: interest rates, exchange rate, bank stocks.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

B3	Brasil, Bolsa, Balcão. Bolsa de Valores Oficial do Brasil
CDI	Certificado de Depósito Interbancário
GARCH	Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
PTAX	Taxa de câmbio de referência do dólar em relação ao real para operações em moeda estrangeira
OLS	Ordinary Least Squares
MQO	Mínimos quadrados ordinários

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 Estatísticas descritivas	19
Tabela 2 Testes de Estacionariedade	31
Tabela 3 Resultados da MQO	33
Tabela 4 Resultados GARCH (1,1)	36

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO PAGEREF _Toc147321670 \h 12

2 REVISÃO DE LITERATURA PAGEREF _Toc147321671 \h 15

3 METODOLOGIA PAGEREF _Toc147321672 \h 19

3.1 Dados PAGEREF _Toc147321673 \h 19

3.2 Regressão por mínimos quadrados ordinários PAGEREF
_Toc147321674 \h 21

3.3 Arch/Garch PAGEREF _Toc147321675 \h 25

4 RESULTADOS PAGEREF _Toc147321676 \h 31

5 CONCLUSÃO PAGEREF _Toc147321677 \h 41

Referências PAGEREF _Toc147321678 \h 44



2021



1

INTRODUÇÃO

O sistema financeiro nacional é constituído por instituições de todos os portes, com atuação crucial no fortalecimento da economia brasileira. Dentre os diversos papéis desempenhados, destacam-se a intermediação financeira entre agentes superavitários e deficitários, que favorece o financiamento da infraestrutura, de empresas e de novos negócios. Ademais, cabe ressaltar que os bancos são impactados por diversos fatores macroeconômicos, por decisões estruturais de legisladores e governantes, bem como pelo regramento estabelecido em marcos regulatórios nacionais e internacionais.

A atividade bancária, por sua natureza e envergadura, é tema essencial e crítico em qualquer economia, exercendo impacto em toda a atividade econômica. A higidez de um sistema bancário é imprescindível para o bom funcionamento da economia e deve, portanto, se basear em pesquisas que visam melhor compreender os fatores que influenciam os resultados dos bancos e a sua relevância para a sociedade.

Podemos afirmar que a mensuração adequada da influência de alterações nas taxas de juros, nas taxas de câmbio e IBOVESPA nos retornos das ações dos bancos é um tema de grande interesse para dirigentes de instituições financeiras, analistas e investidores de mercado, autoridades regulatórias, comunidades acadêmicas e a sociedade em geral.

Diante desse cenário, o objetivo deste trabalho é gerar valor para formuladores de políticas, investidores, instituições financeiras e demais agentes do mercado ao investigar a eventual influência de parâmetros relevantes na economia brasileira, quais sejam: a variação da taxa oficial de câmbio, variação da taxa de juros da economia e IBOVESPA. Essas informações não apenas são relevantes para a tomada de decisão de investidores, como também contribuem para aprimorar os processos de gerenciamento de riscos das casas bancárias que operam no Brasil.



Nesse contexto, o principal problema da pesquisa é identificar em qual medida a volatilidade do retorno dos bancos é impactada pela volatilidade da taxa de câmbio, da taxa de juros e IBOVESPA. Nesse sentido, a hipótese a ser avaliada aqui é a de que há, em certa medida, transmissão de volatilidade da variação da taxa de juros, de câmbio e IBOVESPA para os retornos auferidos pelos bancos, assim como na variação dos preços das ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo.

Nosso objetivo geral é, portanto, testar, por meio de métodos econométricos, a hipótese que pressupõe a transmissão da volatilidade para os retornos dos bancos listados na Bolsa de Valores Brasileira devido à volatilidade nas taxas de câmbio, no índice IBOVESPA e na taxa de juros (CDI). Para isso, consideramos dados de bancos que operam no Brasil, cujas ações estão listadas na Bolsa de Valores Brasileira. Ao considerar o período entre 26/01/2009 e 30/12/2021, temos a negociação de ações de 15 instituições financeiras na B3 e nas bolsas que a precederam em São Paulo. Serão aplicados dois modelos estatísticos: o primeiro, o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); o segundo será o modelo de séries temporais Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH/GARCH).

A partir dessa análise, pretendemos contribuir com informações significativas para formuladores de políticas e regulações de mercado, investidores, bem como para comunidade acadêmica, especialmente considerando que a literatura sobre o tema ainda tem amplo espaço para pesquisas voltadas a esse objeto de estudo em específico.

Este trabalho se estrutura da seguinte forma: a seção 2 apresenta a revisão de literatura utilizada para o desenvolvimento do trabalho; a seção 3 detalha a metodologia e a base de dados consideradas para alcançar os objetivos propostos; a seção 4 apresentada e discute os resultados, e a seção 5, por fim, conclui o trabalho ao retomar suas principais contribuições.



2



2

REVISÃO DE 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.

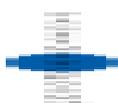
Da Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011) consideraram o período de janeiro de 2000 e dezembro de 2010 para averiguar as relações entre o mercado acionário, através do índice Ibovespa e certas variáveis macroeconômicas, como taxas de câmbio e juros e índice de inflação (representado pelo IGP-M e o 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



3 METODOLOGIA

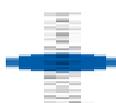
3.1 Dados

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 IBOVSPA 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	Jarqu e-Bera	ADF
ABCB4	-0,1498	-0,0120	0,0008	0,0129	0,1710	0,0220	0,1231	3,9800	2122,8*	-14,154
BAZA3	-0,1693	-0,0118	0,0005	0,0079	0,2035	0,0263	0,8635	7,9240	7899,3*	-15,466
BBAS3	-0,2117	-0,0131	0,0008	0,0143	0,1716	0,0259	-0,018	6,7282	6041,3*	-14,120
BBDC3	-0,1435	-0,0116	0,0007	0,0119	0,1640	0,0210	0,1748	4,7768	3062,1*	-14,118
BBDC4	-0,1430	-0,0111	0,0007	0,0121	0,1692	0,0213	0,2004	5,2418	3688,8*	-14,255
BEES3	-0,2489	-0,0089	0,0006	0,0089	0,4861	0,0238	2,8755	63,9365	544510*	-14,485
BEES4	-0,2764	-0,0120	0,0010	0,0143	0,3585	0,0334	0,8618	12,8409	17617*	-13,443
BGIP3	-0,2088	-0,0146	0,0073	0,0148	0,5014	0,0630	2,5381	17,5262	5751*	-6,9408
BGIP4	-0,1834	-0,0092	0,0014	0,0106	0,3118	0,0317	1,4639	15,3659	22507*	-12,509
BMEB3	-0,3624	-0,0147	0,0020	0,0163	0,3990	0,0446	0,7611	11,9450	9648,5*	-13,754



BMEB4	-0,1910	-0,0094	0,0010	0,0113	0,2083	0,0265	0,3649	7,4157	6282,7*	-14,315
BMIN4	-0,3060	-0,0237	0,0014	0,0216	1,2674	0,0566	5,8573	115,03	127014*	-12,779
BNBR3	-0,1556	-0,0154	0,0026	0,0206	0,2435	0,0448	0,4276	3,2964	506,6*	-9,7784
BPACT1	-0,2682	-0,0121	0,0020	0,0152	0,2784	0,0317	0,1149	15,8209	12358*	-8,3943
BPAN4	-0,3360	-0,0137	0,0010	0,0132	0,4627	0,0332	1,2964	23,3806	73795*	-13,313
BRIV3	-0,1660	-0,0118	0,0010	0,0084	0,8386	0,0436	5,3032	88,7257	540675*	-12,929
BRIV4	-0,1364	-0,0098	0,0008	0,0105	0,2637	0,0289	0,7206	6,9030	4905,8*	-13,921
BRSR3	-0,2944	-0,0140	0,0021	0,0134	0,8987	0,0559	4,2422	58,4040	254867*	-14,837
BRSR5	-0,3652	-0,0215	0,0056	0,0270	0,6659	0,0852	2,6530	19,9614	12878*	-10,881
BRSR6	-0,2018	-0,0145	0,0007	0,0157	0,1497	0,0262	-0,011	3,2771	1434,1*	-13,664
BSLI3	-0,1764	-0,0120	0,0155	0,0129	1,4365	0,1236	8,1699	82,9597	109363*	-6,3263
BSLI4	-0,3202	-0,0216	0,0167	0,0167	1,9988	0,1594	8,3278	90,8391	131179*	-5,5138
CRIV3	-0,9629	-0,0129	0,0168	0,0129	25,6188	0,6384	39,736	1590,57	171936*	-11,670
CRIV4	-0,7966	-0,0091	0,0008	0,0107	0,2000	0,0287	-4,013	129,93	332129*	-18,617
ITUB3	-0,1212	-0,0099	0,0007	0,0108	0,1105	0,0184	0,0022	2,9223	1140,5*	-14,154
ITUB4	-0,1201	-0,0112	0,0007	0,0117	0,1103	0,0202	0,1371	2,5976	911,3*	-14,454
MERC4	-0,3247	-0,0136	0,0045	0,0108	0,9984	0,0890	4,0573	38,3552	38121*	-9,6433
PINE4	-0,2194	-0,0116	0,0004	0,0106	0,3403	0,0282	2,1981	26,3164	284319*	-18,399
SANB1	-0,1347	-0,0125	0,0006	0,0133	0,1580	0,0223	0,2237	4,0964	2143,7*	-13,742
SANB3	-0,1529	-0,0154	0,0011	0,0161	0,2500	0,0377	0,3208	2,1125	637,9*	-13,429
SANB4	-0,1445	-0,0113	0,0012	0,0117	0,3137	0,0353	0,4772	3,9823	2221,8*	-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.

Na sequência, 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.

Por fim, a partir da medida ADF, que testa a estacionariedade da série de retornos dos ativos na janela temporal, rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade das séries ao nível de 1% para todos os ativos, ou seja, há indícios estatísticos de que todas as séries são estacionárias.

3.2 Regressão por mínimos quadrados ordinários

Para elaborar esse estudo foram adotados dois modelos estatísticos: o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que se mostra menos robusto para estes dados, e o modelo de séries temporais ARCH/GARCH. Além disso, foi implementada uma análise descritiva dos retornos calculados para cada um dos ativos.

O modelo estimado consiste na seguinte equação:

$$Retorno = \beta_0 + \beta_1 Ibovespa + \beta_2 CDI + \beta_3 Cambio + \varepsilon_t \quad (1)$$

A variável dependente (*Retorno*) é o retorno de cada ação do setor bancário brasileiro, utilizando-se para isso uma ou mais variáveis independentes (Retornos do Ibovespa, CDI e câmbio). Dessa maneira, a relação entre as ações de bancos e as variáveis explicativas é estimada pelos coeficientes da regressão acima.

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).

Cohen (1988) considera que valores de correlação entre 0,10 e 0,29 podem ser tidos como pequenos, valores entre 0,30 e 0,49 podem ser considerados médios, e valores entre 0,50 e 1 podem ser interpretados como grandes. Em contraste, Dancey e Reidy (2005) apresentam uma classificação um pouco diferente: valores de 0,10 a 0,30 são categorizados como "fracos", de 0,40 a 0,6 são rotulados como "moderados", e de 0,70 a 1 são considerados "fortes".

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).

A regressão linear estima a seguinte equação:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n \quad (2)$$

Em que:

- (i) y_i representa a variável dependente, ou seja, aquilo que queremos explicar/entender/predizer;
- (ii) x , por sua vez, representa a variável independente, aquilo que o pesquisador acredita que pode ajudar a explicar/entender/predizer a variação de Y;
- (iii) O intercepto (β_0) também chamado de constante, representa o valor de Y quando todos os x assumem valor zero. Dito de outra forma, na ausência de variáveis independentes, o intercepto representa o valor da média esperada de Y.
- (iv) Os coeficientes de regressão (β_s) representam a mudança observada em Y associada ao aumento de uma unidade em um determinado X.

O termo “estocástico” (ϵ) representa o erro em explicar/entender/predizer Y a partir dos Xs. Em particular, ϵ é a diferença entre os valores observados e os valores preditos de Y, ou seja, os resíduos do modelo. Os resíduos de um modelo de regressão são parte fundamental para que se avalie a capacidade em produzir um modelo (representação formal do mundo) que represente de forma acurada a realidade estudada (aqui representada pelos dados analisados). É essa abordagem teórica que nos permite afirmar, com bastante cautela, que, quanto menor os resíduos encontrados, melhor é o ajuste do nosso modelo à realidade a ser explicada.

O Método dos Mínimos Quadrados, por sua vez, consiste na obtenção dos estimadores dos coeficientes de regressão minimizando os resíduos do modelo de regressão linear, ou seja, o MQO propõe encontrar os valores para os quais a soma dos quadrados dos resíduos

(SQE) é mínima. Para que a estimação por MQO resulte no Melhor Estimador Linear Não-Viesado (MELNV), algumas premissas devem ser cumpridas. A esse respeito, Kennedy (2009) elenca os seguintes pressupostos:

- (i) A relação entre a variável dependente e as variáveis independentes deve ser linear;
- (ii) As variáveis foram medidas adequadamente, ou seja, assume-se que não há erro sistemático de mensuração;
- (iii) A expectativa da média do termo de erro é igual a zero;
- (iv) Homocedasticidade, ou seja, a variância do termo de erro é constante para os diferentes valores da variável independente;
- (v) Ausência de autocorrelação, ou seja, os termos de erros são independentes entre si;
- (vi) A variável independente não deve ser correlacionada com o termo de erro;
- (vii) Nenhuma variável teoricamente relevante para explicar Y foi deixada de fora do modelo e nenhuma variável irrelevante para explicar Y foi incluída no modelo;
- (viii) As variáveis independentes não apresentam alta correlação, o chamado pressuposto da não multicolinearidade;
- (ix) Assume-se que os resíduos seguem uma distribuição normal.

Um relevante equívoco a ser evitado é o uso dos dados brutos para testar os pressupostos, pois estes devem ser testados sempre sobre os resíduos estimados pelo modelo (LEWIS, 1995). O resíduo é definido estatisticamente como a diferença entre o valor observado e o valor estimado (pela equação do modelo) para o mesmo ponto (BUSSAB, 1988).

A quebra de qualquer uma das premissas acima acarreta coeficientes estimados erroneamente. A validade das premissas se dá por testes ou meios gráficos – entre eles, os mais importantes a se destacar são os Testes de Normalidade e de Homocedasticidade. Em relação à normalidade, diversos testes podem ser empregados a depender do contexto e dos dados. Alguns dos mais utilizados são os testes de Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Wilk e Jarque-Bera (é frequente observar o uso do último especialmente no contexto de Séries Temporais).

Os testes de normalidade, no âmbito de regressão, possuem as seguintes hipóteses:

H0: Os resíduos seguem distribuição normal (hipótese nula)
 H1: Os resíduos não seguem distribuição normal (hipótese alternativa)

A hipótese nula será rejeitada, a um nível de significância estipulado, sempre que o p-valor do teste for menor que essa significância¹.

Assim como para normalidade, existem diversos testes que mensuram a homocedasticidade dos dados – entre estes, o mais usual é o Teste de White. Os testes de homocedasticidade, no contexto de regressão, possuem as seguintes hipóteses:

H0: Os resíduos são homocedásticos
 H1: Os resíduos não são homocedásticos

Em casos em que a distribuição dos resíduos não é normal, o erro padrão é inflado e as estimativas serão enviesadas. Contudo, modelos que atendem aos outros pressupostos e que não possuam amostras pequenas (geralmente amostras menores que 30) terão suas estimativas pouco afetadas. Quanto menor o tamanho da amostra, maior tende a ser o erro (ROYSTON, 1982).

Um pressuposto de grande importância é o da não homocedasticidade (ou heterocedasticidade) dos resíduos, a partir do qual o modelo é afetado (e há influência sobre a estimação dos mínimos quadrados) (ROYSTON, 1982). Em modelos MQO em que a homocedasticidade é violada, pode-se utilizar estimadores robustos que corrigem o viés dos coeficientes.

Além das premissas citadas, também se deve testar a significância dos parâmetros estimados no modelo MQO, a partir de um Teste T de significância, que testa a hipótese nula de que o coeficiente estimado é igual a zero na população, ou seja, não significativo.

3.3 Arch/Garch

¹ A significância é uma medida que mensura o nível de probabilidade para se rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira.



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).

As séries temporais podem apresentar três componentes: tendência, sazonalidade e ciclo. A tendência em uma série temporal é definida como um padrão de crescimento ou decrescimento da variável ao longo de um determinado período. Há testes específicos para a identificação da tendência, como o Teste de Wald e o Teste de Cox-Stuart. A sazonalidade surge nos dados quando os fenômenos se repetem em intervalos regulares de tempo, como eventos diários ocorrendo à mesma hora todos os dias, ou em certos meses, trimestres ou semestres todos os anos. Por fim, os ciclos em uma série temporal representam movimentos recorrentes de aumento e diminuição em torno do nível médio da tendência, e, portanto, estão relacionados a dados que refletem o longo prazo da variável em consideração. Ao contrário da sazonalidade, os ciclos ocorrem em períodos não predefinidos.

A estacionariedade é a principal característica que uma série temporal deve ter. Isso significa dizer que, além de ser estocástico, o processo deve estar em equilíbrio em relação a uma média e com variância constante (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994). Em termos práticos, a estacionariedade que é testada se refere à estacionariedade fraca. Isto é, deve-se verificar se a série temporal terá média e variância finitas. Caso isso se confirme, a série será considerada estacionária em covariância. Um dos principais testes para verificação da estacionariedade ou não da série (chamados de testes de raízes unitárias) é o teste de Dickey-Fuller Expandido (ADF) (LAMOUNIER, 2007).

As hipóteses do Teste ADF são as seguintes:

H_0 : A série tem raiz unitária (série não é estacionária)
 H_1 : A série não tem raiz unitária (série é estacionária)

Segundo Reimbold et. al. (2017), o teste de Dickey-Fuller Expandido é um teste estatístico de hipótese nula de que a série tem raiz unitária, ou seja, não é estacionária. O teste se baseia na regressão do modelo definido pela expressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

De acordo com Reimbold et al. (2017), trata-se de um modelo com constante e tendência, e com a própria variável defasada e diferenciada, garantindo desta forma que os resíduos não apresentem autocorrelação. Define-se β_1 como o termo independente (intercepto ou deslocamento); β_2 como o coeficiente de tendência; δ como o coeficiente da presença de raiz unitária; ε_t como termo de erro de ruído branco; e os α_i são os coeficientes de ΔY_{t-i} usados para aproximar a estrutura ARMA (*Autoregressive Moving Average*; modelos auto-regressivos de médias móveis) dos erros. Ainda, define-se $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$, $\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$, e assim sucessivamente. O número de atrasos (*lags*), p , utilizados na série é obtido por meio da fórmula de Schwert (1989), definida na expressão abaixo, sendo N o número de dados da série.

$$p_{max} = \left\lceil 12 \left(\frac{N}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\rceil \quad (4)$$

Para testar a hipótese nula, estima-se a equação utilizando os mínimos quadrados e examina-se a estatística de teste. Assim, se o valor da estatística, calculada intrinsecamente no teste ADF, for maior que o valor absoluto tabulado por Dickey-Fuller (1979), a hipótese nula não é rejeitada e, portanto, a série é não estacionária (REIMBOLD et al., 2017). Outra forma de avaliar é a partir do p-valor, assim como em qualquer teste de hipóteses estatístico.

Existem diversos modelos disponíveis no contexto de séries temporais, e, como se o mais adequado para cada situação sempre depende 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 clusterização em dados financeiros. Esses modelos condicionam a heterocedasticidade para

acompanhar e gerenciar mudanças na volatilidade, e atualmente são dois dos mais aplicados para predição de retornos e volatilidade de séries financeiras (NWOGUGU, 2006).

A volatilidade dentro da economia e para o mercado financeiro é muito importante. Por isso, sua estimação e previsão têm um tratamento diferente daquele observado em modelos clássicos de séries temporais, como os modelos ARMA, já que estes não reproduzem alguns fatos estilizados – como a não normalidade condicional/incondicional e a variância condicional não constante ao longo do tempo. Além disso, modelos como ARMAs e ARIMAs modelam apenas o nível, e não sua variância (CALDEIRA; MACHADO; SOUZA, 2009).

Para estudar a volatilidade, existem ainda outros modelos, como o Alisamento Exponencial e modelos de Volatilidade Estocástica. Os modelos GARCH, entretanto, vêm se mostrando cada vez mais eficazes, sendo aplicados em diversos estudos.

Em geral, as séries de retornos de ativos financeiros apresentam excesso de curtose e ligeira assimetria positiva, ou seja, a distribuição incondicional dos retornos não é gaussiana. O Teste de Normalidade de Jarque-Bera utiliza assimetria e curtose, sendo, então, o mais indicado para dados de ativos financeiros.

O modelo GARCH, por seu turno, 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. Baseando-se nisso, a estimação e a predição de volatilidade devem ser diferentes dos modelos clássicos de séries temporais.

Nessa esteira, Engle (1982) propõe modelar a série dos quadrados dos retornos por um modelo Autoregressivo de ordem q (AR(q)), chamando este modelo de *Autoregressive Conditional Heteroskedastic* ARCH(q). O autor apresentou o modelo ARCH em um estudo sobre inflação para resolver os problemas de heterocedasticidade, modelando a variância dos erros em um modelo de regressão como uma função linear de valores defasados dos erros quadráticos da regressão. O modelo foi dado por:

$$R_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

(média condicional) (5)



$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q R_{t-m}^2 \quad (6)$$

(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 σ_t^2 representa a volatilidade condicional no tempo t. Por sua vez, ε_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:

$$R_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (7)$$

(média condicional)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i R_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (8)$$

(variância condicional)

Nesse sentido, o modelo GARCH mais empregado em estudos é o GARCH (1,1), ou seja, com função de autocorrelação e de autocorrelação parcial de lag 1, tendo lag 1 mais significativo com decaimento exponencial após esse lag.



4



4 RESULTADOS

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

Tabela 2: Testes de Estacionariedades

	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***
IBOV	-14,15***	-20,37***	0,08***
CDI	-3,26***	-3,45***	0,14***
Câmbio	-3,71***	-3,33***	0,14***

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: *** Significância de 1%, ** Significância de 5% e *Significância de 10%.

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*

BPACT1	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 relacionados ao IBOVESPA revelaram-se estatisticamente significativos, apontando para um impacto considerável do risco de mercado nos retornos dos ativos. É digno de nota que, em quase todos os casos, esse impacto foi positivo, à exceção dos ativos MERC4 e CRIV3. Isso sugere que, em praticamente todas as situações, um aumento no retorno do índice IBOVESPA 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 de bancos, ressaltando a interconexão e a dependência das ações em relação ao comportamento do mercado como um todo.

Por outro lado, os coeficientes relacionados ao CDI não demonstraram significância estatística, indicando a ausência de influência da taxa de juros nos retornos dos ativos. Esta relação é de fato ambígua, uma vez que argumentos podem ser apresentados tanto a favor quanto contra a ideia de que aumentos nas taxas de juros afetariam os resultados dos bancos. Por um lado, um aumento nas taxas de juros pode aumentar a lucratividade dos bancos, uma vez que a remuneração de seus empréstimos está vinculada às taxas de juros. Por outro lado, se um banco possui um passivo significativo e alavancado, os custos de suas dívidas podem prejudicar seus resultados financeiros.

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

O primeiro coeficiente, representando o intercepto dos modelos, foi estatisticamente significativo em todos os cenários. Isso implica que esses resultados podem ser considerados como estimativas dos retornos médios populacionais 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 dos erros, concluindo que a hipótese nula do teste é rejeitada, indicando heterocedasticidade. É observável que a maioria dos modelos exibe sinais de heterocedasticidade, englobando 26 dos 31 modelos analisados. Isso sugere que as estimativas do MQO estão enviesadas nos casos de heterocedasticidade. Portanto, os modelos GARCH se mostram mais apropriados para a modelagem dos retornos, uma vez que incorporam outras características das séries financeiras, como clusters de volatilidade, permitindo estimativas mais precisas dos efeitos das variáveis explicativas sobre os retornos das ações bancárias na bolsa e, conseqüentemente, uma melhor inferência estatística.

As equações do modelo GARCH estimadas são as seguintes:

$$\text{Retorno}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ibovespa} + \beta_2 \text{CDI} + \beta_3 \text{Cambio} + u_t \quad (9)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (11)$$

Esse modelo é mais cuidadoso no tratamento da volatilidade dos dados. A equação 10, acima, descreve o termo de erro em duas partes: σ , o componente do desvio-padrão do erro, que é modelado como um processo autoregressivo e de média móvel de ordem 1; e ε , um ruído branco. A equação 11 descreve matematicamente o comportamento do desvio-padrão. Os resultados dos modelos estimados estão presentes na Tabela 4.

Tabela 4: Resultados GARCH (1,1)

	Intercepto	IBOVESPA	Taxa de Juros	Taxa de Câmbio	α_0	α_1	β
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* (0,0005)	0,3235* (0,0317)	0,0067 (0,07104)	-0,0305 (0,0499)	0,0000* (0,0000)	0,1049* (0,0134)	0,8940* (0,0103)
BGIP3	0,0071*** (0,0039)	0,1520 (0,2144)	-0,0132 (0,2913)	-0,0944 (0,4750)	0,0000* (0,0000)	0,0054* (0,0028)	0,9902* (0,0028)
BGIP4	0,0013** (0,0006)	0,2615* (0,0309)	-0,0258 (0,0370)	-0,3269* (0,0684)	0,0000* (0,0000)	0,1258* (0,0222)	0,8203* (0,0292)
BMEB3	0,0020** (0,0010)	-0,0044 (0,0624)	-0,0528 (0,0908)	-0,3622* (0,1194)	0,0000* (0,0000)	0,0988* (0,0175)	0,8742* (0,0201)
BMEB4	0,0005 (0,0003)	0,1944* (0,0239)	0,0092 (0,0293)	-0,1137** (0,0463)	0,0000* (0,0000)	0,1350* (0,0201)	0,8120* (0,0284)
BMIN4	0,0014 (0,0014)	0,4538* (0,0788)	0,0627 (0,0958)	-0,1623 (0,1214)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
BNBR3	0,0015 (0,0013)	0,2710* (0,0710)	0,0852 (0,1181)	-0,3726* (0,0013)	0,0000* (0,0000)	0,1049* (0,0298)	0,8646* (0,0474)
BPAC11	0,0016* (0,0006)	1,1030* (0,0360)	-0,0542* (0,0185)	-0,1876* (0,0609)	0,0000* (0,0000)	0,1291* (0,0242)	0,8219* (0,0357)
BPAN4	0,0004 (0,0004)	0,5900* (0,0241)	-0,0240 (0,0191)	-0,2433* (0,0417)	0,0000* (0,0000)	0,2567* (0,0286)	0,7141* (0,0298)
BRIV3	0,0017 (0,0010)	0,1345*** (0,0763)	0,0165 (0,0957)	-0,0343 (0,1056)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
BRIV4	0,0008 (0,0005)	0,2093* (0,0347)	-0,0232 (0,0377)	-0,1620* (0,0620)	0,0000* (0,0000)	0,2445* (0,0444)	0,5311* (0,0737)
BRSR3	-0,0007 (0,0009)	0,2739* (0,0725)	0,0153 (0,1272)	-0,2168** (0,1129)	0,0000* (0,0000)	0,0440* (0,0046)	0,9549* (0,0043)
BRSR5	0,0038 (0,0033)	0,4221** (0,1974)	0,0202 (0,2329)	-0,1973 (0,3683)	0,0000* (0,0000)	0,0551* (0,0094)	0,9386* (0,0086)



BRSR6	0,0005 (0,0003)	0,8797* (0,0217)	-0,0169 (0,0293)	-0,2640* (0,0337)	0,0000* (0,0000)	0,0945* (0,0160)	0,8511* (0,0268)
BSLI3	0,0084 (0,0109)	0,4642 (0,5445)	-0,0086 (0,2945)	1,8840* (0,5976)	0,0000* (0,0000)	0,1294* (0,0142)	0,8695* (0,0109)
BSLI4	0,0001 (0,0043)	0,7046** (0,3139)	0,1933 (0,1255)	-0,7807** (0,4135)	0,0000* (0,0000)	0,7950* (0,0964)	0,2039* (0,0778)
CRIV3	-0,0017 (0,0024)	0,3624** (0,1838)	0,0278 (1,6021)	-0,0328 (0,3631)	0,0000* (0,0000)	0,4564* (0,0642)	0,1749* (0,0714)
CRIV4	0,0008*** (0,0004)	0,1996* (0,0292)	-0,0648* (0,0223)	-0,1495* (0,0533)	0,0000* (0,0000)	0,0194* (0,0004)	0,9781* (0,0003)
ITUB3	0,0003*** (0,0002)	0,8554* (0,0103)	0,0005 (0,0110)	-0,0937* (0,0223)	0,0000* (0,0000)	0,0713* (0,0044)	0,8821* (0,0073)
ITUB4	0,0002 (0,0002)	1,0346* (0,0087)	-0,0042 (0,0093)	-0,0420** (0,0200)	0,0000* (0,0000)	0,0634* (0,0034)	0,9020* (0,0060)
MERC4	0,0014 (0,0033)	0,2105 (0,1734)	0,0890 (0,0830)	0,0563 (0,3359)	0,0000* (0,0000)	0,0517* (0,0011)	0,9000* (0,0062)
PINE4	-0,0003 (0,0004)	0,5217* (0,0110)	0,0678* (0,0106)	-0,0347 (0,0435)	0,0000* (0,0000)	0,1039* (0,0049)	0,8850* (0,0029)
SANB11	0,0003 (0,0002)	0,9753* (0,0158)	0,0382** (0,0151)	-0,0489** * (0,0295)	0,0000* (0,0000)	0,0557* (0,0031)	0,9094* (0,0059)
SANB3	0,0008 (0,0005)	0,9628* (0,0372)	0,0155 (0,0393)	-0,0296 (0,0658)	0,0000* (0,0000)	0,0626* (0,0104)	0,9257* (0,0109)
SANB4	0,0008*** (0,0005)	0,8540* (0,0357)	0,0087 (0,0416)	-0,1182*** (0,0626)	0,0000* (0,0000)	0,0861* (0,0114)	0,8940* (0,0135)
N° 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 constatar que o efeito do risco de mercado é significativo em 92% dos ativos. Além disso, esse efeito se mostrou positivo em 96% dos casos, o que está de acordo com o resultado observado no modelo MQO. Esse resultado é bem consolidado e esperado, e incorpora como a relação de risco sistêmico afeta as ações do setor bancário.

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

Em geral, uma apreciação da moeda local, no caso o real, é frequentemente explicada por 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 do valor das ações. Além disso, a queda do dólar costuma ser 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 das taxas de câmbio nos retornos das ações é um achado relevante que ajuda a compreender melhor a dinâmica das interações entre os mercados de moeda estrangeira e de ações.

Conforme 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 nos retornos diários dos ativos parece ser relativamente fraco, apesar das relações teóricas possíveis. Esse achado indica que outros fatores podem ter uma influência mais substancial sobre os retornos das ações bancárias na bolsa em comparação com a taxa de juros medida pelo CDI.

Por outro lado, ao examinarmos a equação de 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 dos retornos dos ativos. Além disso, os parâmetros ARCH (α_1) e GARCH (β_1) atendem à condição de não negatividade. Mais importante ainda, os parâmetros GARCH são significativamente maiores 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



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.

Os resultados revelaram uma distribuição assimétrica dos retornos das ações, com uma cauda mais alongada à direita. Com base no modelo econométrico empregado, verificou-se que os retornos diários das ações são substancialmente influenciados pelo IBOVESPA, enquanto a taxa de juros tem o menor impacto nos retornos. Essas conclusões corroboram a hipótese de que variáveis macroeconômicas podem afetar os retornos bancários, o que também foi evidenciado no estudo realizado por Andrade (2022) sobre a influência de indicadores macroeconômicos no comportamento das ações de instituições financeiras listadas na bolsa brasileira.

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.



REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

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.

