

Os impactos de variáveis macroeconômicas sobre os índices Ibovespa, IFIX e IMA: uma análise econométrica no período de 2011 a 2021

Matheus Theodoro da Fonseca
Mestre em Economia e Mercados na Universidade Presbiteriana Mackenzie
matheustheodoro995@gmail.com

Pedro Raffy Vartanian
Professor de Economia na Universidade Presbiteriana Mackenzie
pedro.vartanian@mackenzie.br

Resumo: A presente pesquisa tem como objetivo investigar os impactos de variáveis macroeconômicas como inflação, taxa de juros, PIB, taxa de câmbio e preço do petróleo sobre os índices de mercado Ibovespa, IFIX e IMA, durante o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021. Assim, buscou-se examinar, a partir da aplicação de um modelo VAR com vetor de correção de erros (modelo VEC), os reflexos causados pelas alterações no comportamento dessas variáveis sobre os índices de ações e de fundos de investimento imobiliário, representativos do mercado de renda variável e o índice atrelado à carteira de títulos públicos, como representação do mercado de renda fixa. Os resultados obtidos a partir das funções de impulso-resposta permitiram identificar que a variável que mais afeta o desempenho dessas carteiras teóricas é a taxa de câmbio, com um impacto negativo sobre os índices. Adicionalmente, também foi observada uma relação distinta entre o índice de renda fixa, que reagiu positivamente ao aumento da taxa de juros, e os índices de renda variável, que tiveram reação de queda diante de elevação na taxa de juros. Essa diferença mostrou-se como um fator relevante para tomada de decisão dos investidores, considerando o nível de exposição ao risco, permitindo a adoção de estratégias que busquem pulverizar a alocação de recursos em ativos diante de distintos cenários econômicos.

Palavras-chave: variáveis macroeconômicas; índices; renda fixa; renda variável.

1. Introdução

No mercado de capitais, o desempenho dos ativos alocados nas modalidades de renda fixa e de renda variável é representado pelo que se considera como índices de mercado, estruturados como cestas compostas de um determinado número de ativos, tratados como referência para simbolizar o comportamento do mercado em dado período. Os índices refletem movimentos para aquele determinado conjunto de ativos e são influenciados, entre outros fatores, pela composição da conjuntura macroeconômica e como os agentes tomadores de risco (*stakeholders*) reagem aos cenários.

Conforme avaliam Nunes, Costa Júnior e Meurer (2004), após a implementação do Plano Real, o mercado de capitais apresentou um forte desenvolvimento, observando-se que a capitalização por intermédio do mercado de ações demonstrou crescimento tanto em termos de volume de negócios como na eficiência da alocação de recursos. Porém, considera-se que em cenários macroeconômicos com maior insegurança, o desempenho desses ativos apresenta maior oscilação em termos de preço por serem instrumentos financeiros de alto risco, afetando as expectativas de investidores para alocarem seus recursos por prazos mais longos. Assim, o movimento de investidores para aumentarem suas posições em ativos de renda fixa, com remuneração atrelada a

indexadores como juros e inflação representa uma estratégia de proteção patrimonial para redução da exposição de seus portfólios a uma conjuntura mais desafiadora.

Diante do cenário de juros mais baixos na economia e de níveis inflacionários relativamente controlados, notou-se que a exposição de investidores ao mercado de renda variável, representado por maior risco à perda, foi mais expressiva que nos últimos anos em face da recessão, ao passo que as aplicações em ativos de renda fixa com remuneração atrelada a juros e inflação foi preterida no mesmo cenário.

A hipótese testada nesta pesquisa pressupõe que o comportamento das variáveis macroeconômicas impacta de forma distinta os mercados de renda fixa, representado pelo índice IMA e de renda variável, relacionado aos índices Ibovespa e IFIX. Desta forma, o trabalho visa investigar os impactos das variáveis macroeconômicas, inflação (IPCA), juros (Selic), PIB, taxa de câmbio (R\$/US\$) e preço do petróleo sobre os índices do mercado de capitais brasileiro, no período de 2011 a 2021, a partir da aplicação de um modelo VAR com vetor de correção de erros (VEC) para analisar a evolução dos índices de mercado concomitantemente à conjuntura econômica no período. A partir do referencial teórico, a pesquisa abordará conceitualmente as relações existentes entre variáveis macroeconômicas e índices de mercado, seguido pela apresentação dos dados e dos procedimentos metodológicos adotados, levando à discussão acerca dos resultados obtidos pelos modelos econométricos.

2. Referencial teórico

Inicia-se este referencial com a concepção sobre a teoria do portfólio de Markowitz (1952), estabelecendo entre seus postulados que uma análise entre retorno médio e a variância de uma carteira de ativos é representada pelo risco ao qual este portfólio está exposto no mercado. Desta forma, pressupõe que os investidores alocados neste portfólio atuam como agentes que buscam otimizar a relação entre a média e a variância, o que consiste em um ponto ótimo entre o grau de risco corrido frente ao retorno, considerando determinado nível de risco. Sobre este aspecto, o autor destaca que o escopo da teoria do portfólio concentra-se nos agentes econômicos que agem diante de um cenário de incertezas.

A incerteza é um fator importante para análise do comportamento do investidor, de tal modo que se fosse conhecido o retorno de um ativo, este investidor iria aplicar seus recursos somente neste produto. Uma seleção de ativos na qual todos apresentam com a mesma certeza retornos iguais determinaria um comportamento de indiferença entre eles, ou entre qualquer combinação desses investimentos, o que determinaria que em nenhum cenário seria escolhido um portfólio diversificado como estratégia de pulverização do risco. Na análise de Varian (1993), a diversificação é a estratégia para que os investidores lidem com a incerteza quanto aos retornos esperados, assim, tal incerteza é determinante para a tomada das decisões de investimento. Os investidores não levam em consideração somente o retorno dos portfólios, mas sua exposição ao risco, portanto, busca-se compor uma carteira que ofereça o máximo de retorno esperado diante do risco incorrido.

Na análise de Nakamura (2000), uma carteira de mercado pode ser compreendida como um portfólio formado por todos os ativos negociáveis na economia de um país. No mercado organizado, representado como mercado de bolsa e mercado de balcão, os preços dos ativos negociados são obtidos a partir do serviço de *clearing*, que permite por meio de uma câmara de compensação viabilizar a relação entre compradores e vendedores de um mesmo ativo no mercado financeiro, registrando e processando as transações de compra e venda a determinado nível de preço. A partir disso, para adotar uma carteira de

mercado que possa ser utilizada como referência, utilizam-se *proxies* como representações da fronteira eficiente de ativos de diferentes graus de risco, consolidados em um único portfólio que será seguido por todo o mercado. Portanto, para tal finalidade são criados os índices, compostos por ativos que atendem a determinados critérios estabelecidos para representar uma carteira teórica do mercado ao qual estão atrelados.

Na análise de Grôppo (2006), o impacto da taxa de juros sob o mercado acionário é negativo, ao passo que uma redução na taxa de juros tende a gerar um movimento de investidores para aplicarem em ativos de maior risco, representados pelo mercado de renda variável, buscando auferir retornos maiores. O mesmo movimento também impulsiona um maior aporte em fundos de investimento imobiliário, na esfera de renda variável e que os investidores estariam dispostos a correr mais riscos visando um retorno esperado maior, em conjunto com uma agenda regular de rendimentos distribuídos por estes fundos. Na contramão, a elevação da taxa de juros básica da economia tende a direcionar os investidores que aplicam no mercado de renda variável a substituírem tais aplicações por investimentos em renda fixa, buscando atrelar a rentabilidade de seus ativos à alta dos juros e assim, adotando uma estratégia preventiva a esses choques na taxa básica, ainda que ao custo de oportunidade de retornos maiores em investimentos mais arriscados. Conforme apontam Carvalho e Sekunda (2020), o aumento da taxa de juros resulta na maior atratividade dos títulos de renda fixa para os investidores, ocasionando uma migração de fluxos de capital da renda variável para as aplicações no mercado de renda fixa, considerando a presença de menor grau de risco atribuído a essa modalidade de investimento. Assim, para que ocorra essa mudança dos fluxos, os investidores de renda variável realizam a venda de suas ações, gerando maior oferta e resultando na diminuição dos preços dos ativos.

Na abordagem de Merikas (2002 *apud* NUNES, COSTA JÚNIOR E MEURER, 2004), o autor observa que uma forte atividade econômica produz como efeito a inflação, induzindo os agentes responsáveis pela implementação de políticas a adotar medidas macroeconômicas contracíclicas. Neste aspecto, aponta que a reação negativa dos preços das ações frente ao aumento da atividade econômica e de seu desenvolvimento pode ser justificada caso os efeitos esperados para uma política contracionista sejam superiores ao ganho esperado oriundo do aumento dessa atividade. Esse movimento ocorre devido ao fato de que o incremento observado na produção para o período vigente já havia sido previsto e, portanto, foi incorporado aos preços dos ativos nos períodos passados, de modo que o impacto refletido nos preços atuais resulta da reação à política contracionista adotada pelos agentes em resposta à elevação da taxa de inflação. Pimenta Júnior (2004) ainda destaca que o aumento da inflação afeta a atividade econômica e o Ibovespa e, conforme evidenciado por Vartanian et al. (2022), há uma relação negativa entre a taxa medida pelo IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) e o Ibovespa, uma vez que se identificou por meio do teste de Granger um resultado de causalidade significativo sob o retorno registrado para o Ibovespa.

A análise de Grôppo (2006) constatou que no curto prazo, há impactos das taxas de juros e especialmente do câmbio sob o índice Ibovespa. Nesse sentido, Vartanian (2012) apurou evidências para a presença do efeito contágio do índice Dow Jones, dos preços de commodities e da taxa de câmbio para o Ibovespa no período entre 1999-2010, a partir da utilização de um modelo VAR e de testes de cointegração. Nos resultados, assim como Grôppo (2006), identificou que a taxa de câmbio exerceu maior impacto sobre o Ibovespa no curto prazo, porém, no longo prazo, não foram encontradas evidências estatisticamente significativas para essas relações. A constatação de um maior impacto da variável cambial sobre o Ibovespa também foi apresentada nos estudos de

Vartanian et al. (2022), após a realização de testes de raiz unitária e implementação do VEC na análise.

Sobre a análise de Nunes et al. quanto ao câmbio, apurou-se que as variações originadas do Ibovespa podem ser explicadas a partir das variações observadas na taxa de câmbio real. Essa constatação de também foi verificada na aplicação do VAR por Pimenta Júnior e Higuchi (2008), que destacaram a taxa de câmbio PTAX como aquela que melhor explica movimentos no Ibovespa. Por outro lado, os últimos autores destacaram que grande parte dos desvios decorrentes da variância do Ibovespa é explicada por inovações presentes no próprio índice. Este movimento de inovação é conhecido como *Innovation Accounting* – função de resposta ao impulso e decomposição da variância, determinado para análise da correlação entre inovações nas variáveis selecionadas.

Em relação às influências de variáveis macroeconômicas no mercado de renda fixa, Li (2002), demonstrou que a previsão sobre correlações do estoque de títulos públicos baseada em fatores macroeconômicos auxilia na adoção de melhores decisões para a composição de portfólios. Este estudo permitiu expandir o escopo acerca da literatura para todos os mercados dos países integrantes do G7, reforçando as conclusões que apontam para, em primeiro lugar, a incerteza quanto à inflação esperada no longo prazo, que desempenha um papel relevante para determinar as principais tendências dessas correlações e, em segundo lugar, que a incerteza em relação aos fatores macroeconômicos, como a taxa de juros real e a inflação também impactam o retorno de títulos e ações.

3. Metodologia e dados

Para avaliar os impactos das variáveis macroeconômicas sobre os índices Ibovespa, IFIX e IMA, no período entre 2011 e 2021, a partir de um modelo econométrico, a pesquisa adotou as seguintes variáveis: (i) taxa de inflação (INF); (ii) taxa de juros (IR); (iii) taxa de câmbio (ER); (iv) PIB (GDP); (v) preço do petróleo (OIL); (vi) Ibovespa (IBOV); (vii) IFI; e (viii) IMA-Geral (IMA).

Consolidando os dados levantados para esta pesquisa, a Tabela 1 apresenta os resultados esperados para os índices a partir de choques nas variáveis macroeconômicas.

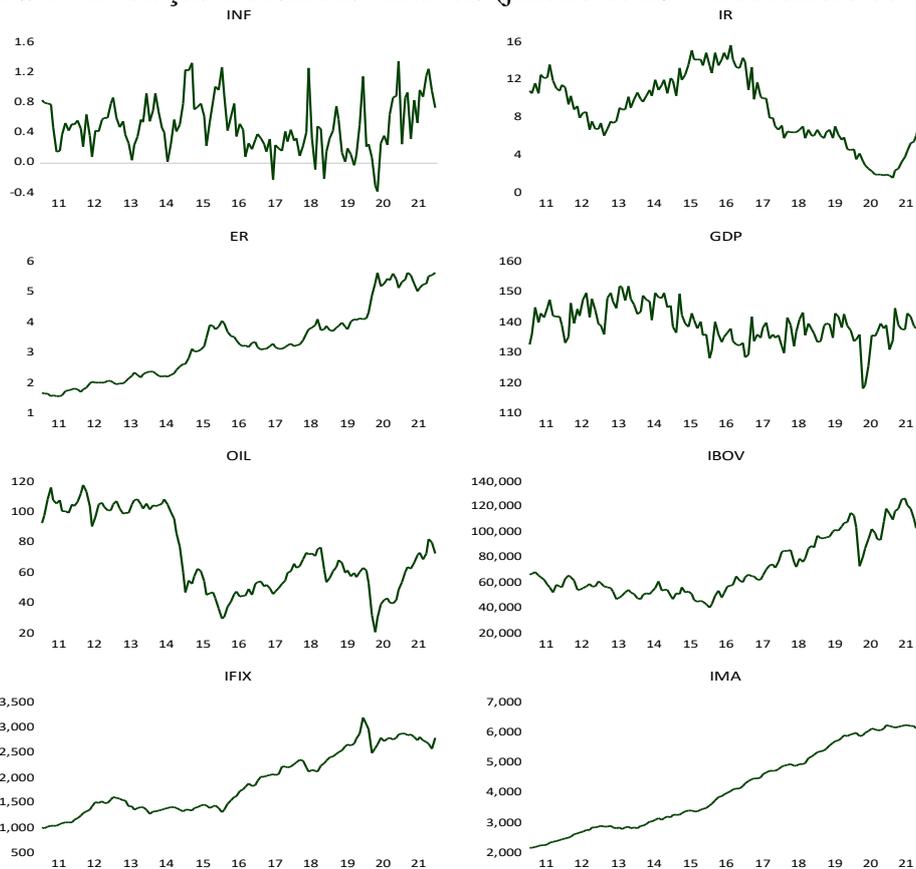
Tabela 1 – Hipóteses dos impactos de variáveis sobre os índices

	<i>IBOV</i>	<i>IFIX</i>	<i>IMA</i>
<i>INF</i>	negativo	negativo	positivo
<i>IR</i>	negativo	negativo	positivo
<i>ER</i>	negativo	negativo	positivo
<i>GDP</i>	positivo	positivo	positivo
<i>OIL</i>	negativo	negativo	positivo

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 1 apresenta o desempenho das variáveis macroeconômicas e dos índices ao longo dos anos de 2011 a 2021.

Figura 1 – Evolução mensal das variáveis (janeiro de 2011 a dezembro de 2021)



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos a partir das bases de ANBIMA, B3, BCB, IBGE e IPEA.

Os impactos das variáveis macroeconômicas adotadas nesta pesquisa sobre o Ibovespa, IFIX e o IMA serão avaliados a partir de um modelo econométrico de vetores autorregressivos, o VAR. A utilização deste modelo, conforme aponta Sims (1986) possibilita que seja realizada uma análise das variáveis selecionadas de forma simultânea. O modelo VAR, diferentemente do ARIMA – que está baseado na análise de série temporal univariada, permite que duas ou mais séries temporais possam ser comparadas simultaneamente, adotando o valor defasado da variável dependente como autorregressivo e os vetores em função da existência de mais de uma série temporal no modelo.

Nesta metodologia, a adoção do VAR permite uma análise a partir da denominada função impulso-resposta, ou seja, avaliar o comportamento do conjunto das demais variáveis a partir de choques ocorridos em uma das variáveis, movimento que se determina como um dos vetores autorregressivos do modelo. Dessa forma, será possível verificar a resposta dos índices Ibovespa, IFIX e IMA aos choques provocados por mudanças nas variáveis macroeconômicas no instante t , replicando o impulso para os demais períodos $t+1$, $t+2$, $t+3$ e assim sucessivamente.

Empregando uma análise pelas funções de impulso-resposta, considerando que o comportamento de uma variável pode ser explicado pelo passado da própria variável e das demais variáveis selecionadas, pretende-se avaliar simultaneamente os choques ocorridos nas variáveis e o reflexo no comportamento dos índices de mercado ao longo do tempo. A fórmula do VAR pode ser expressa como:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_N y_{t-N} + B x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

y_t = vetor de variável endógena

x_t = vetor de variável exógena

$A_1 + \dots + A_N$ e B = matrizes dos coeficientes a serem estimados

ε_t = vetor de inovações autocorrelacionado

Para as variáveis que serão utilizadas nesta estimativa, o teste de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF) será realizado, seguindo a proposta de Dickey e Fuller (1979). Não obstante, será necessário determinar um número de defasagens que seja adequado para o modelo, seguindo o critério de Schwarz (1978), com o objetivo de remover qualquer correlação serial existente entre os resíduos da estimativa.

Em modelos que utilizam séries temporais para suas variáveis, a análise de estacionariedade das séries faz-se necessária para verificar se as propriedades estatísticas desses dados não mudam ao longo do tempo, portanto, considerando que a média e a variância permanecem constantes para o período. Caso seja verificada a existência de séries não estacionárias, ou seja, com presença de raiz unitária, deve-se adotar como metodologia a utilização do logaritmo natural da série e, assim, realizar novo teste de estacionariedade.

Tabela 2 – Teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF)

Variável	Defasagens	Constante	Tendência	Estatística de teste	P-Valor
INF	8	Não	Não	-0,35	0,55
IR	12	Sim	Sim	-2,23	0,46
ER	6	Sim	Sim	-2,74	0,21
GDP	12	Sim	Sim	-2,05	0,57
OIL	2	Sim	Sim	-1,63	0,78
IBOV	2	Sim	Sim	-2,72	0,22
IFIX	3	Sim	Sim	-1,70	0,74
IMA	6	Sim	Sim	-1,98	0,60

Fonte: Elaboração própria.

O modelo VAR determina que as séries temporais sejam estacionárias, permitindo que a estimativa seja realizada a partir de mínimos quadrados ordinários (MQO). A partir dos resultados indicados na Tabela 2, exceto pela variável inflação, não foi possível rejeitar a hipótese nula da presença raiz unitária para as demais variáveis em nível. Assim, a não estacionariedade das séries, bem como sua cointegração requerem a utilização de um modelo VEC.

Conforme apontado por Granger e Newbold (1974), em séries macroeconômicas não estacionárias é importante verificar o problema de regressão espúria. Assim, deve-se realizar ajustes no modelo VAR aplicando um termo de correção de erros, com o objetivo de ajustar o comportamento das variáveis no curto prazo conforme o comportamento de longo prazo. O teste de cointegração de Johansen permite identificar os vetores de cointegração e, estimando um modelo VEC em substituição ao VAR. Sendo identificada a presença de cointegração na estimativa, há a possibilidade para que seja aplicada uma análise de raízes inversas do polinômio característico autorregressivo, para fins de teste da estabilidade do modelo VAR. Para tanto, em cada sistema multivariado com raízes expressas por $k \times p$, onde k representa o número de variáveis endógenas, ao passo em que p é a última defasagem utilizada no modelo. Assim, o modelo VAR apresentará estabilidade se as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo convergirem ao círculo unitário. O modelo VEC será determinado a partir de um sistema hipotético de duas variáveis e uma equação de cointegração, de acordo com a fórmula algébrica a seguir:

$$y_{2,t} = B y_{1,t} \quad (2)$$

Assim, o modelo VEC resulta em duas equações:

$$\Delta y_{1,t} = a_1(y_{2,t-1} - By_{1,t-1}) + e_{1,t} \quad (3)$$

$$\Delta y_{2,t} = a_2(y_{2,t-1} - By_{1,t-1}) + e_{2,t} \quad (4)$$

As equações (3) e (4) apresentam um termo de correção de erro equivalente a zero no equilíbrio de longo prazo, porém, no curto prazo, as variáveis y_1 e y_2 podem ser adotadas para o equilíbrio de longo prazo conforme a velocidade de ajuste das variáveis endógenas expressas pelos coeficientes a_1 e a_2 .

Com a presença de séries não estacionárias e cointegradas, deve-se utilizar o VEC para melhores estimativas. O teste de cointegração de Johansen (1988) deve ser aplicado, seguido pelos critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978) para seleção do número de defasagens mais adequado para o modelo, tendo em vista que quanto maior o número de defasagens, maior será o número de parâmetros a serem estimados, reduzindo o número de graus de liberdade.

Tabela 3 – Resultados do teste de cointegração de Johansen – Ibovespa

Número de equações de cointegração hipotéticas	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Estatística de autovalor máximo	Valor crítico 5%
Nenhuma*	0,311614	122,4908	95,75	48,16925	40,07
Até 1*	0,237374	74,32150	69,82	34,95746	33,87
Até 2	0,140173	39,36404	47,85	19,48206	27,58
Até 3	0,106048	19,88198	29,79	14,46128	21,13

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Indica a rejeição da hipótese a um nível de significância de 5%.

Tabela 4 – Resultados do teste de cointegração de Johansen – IFIX

Número de equações de cointegração hipotéticas	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Estatística de autovalor máximo	Valor crítico 5%
Nenhuma*	0,305525	125,9938	95,75	47,03327	40,07
Até 1*	0,268094	78,96053	69,82	40,26140	33,87
Até 2	0,140544	38,69913	47,85	19,53781	27,58
Até 3	0,097289	19,16132	29,79	13,20356	21,13

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Indica a rejeição da hipótese a um nível de significância de 5%.

Tabela 5 – Resultados do teste de cointegração de Johansen – IMA

Número de equações de cointegração hipotéticas	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Estatística de autovalor máximo	Valor crítico 5%
Nenhuma*	0,297837	123,5982	95,75	45,61306	40,07
Até 1*	0,233186	77,98514	69,82	34,25088	33,87
Até 2	0,116556	43,73427	47,85	15,98664	27,58
Até 3	0,103242	27,74763	29,79	14,05698	21,13

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Indica a rejeição da hipótese a um nível de significância de 5%.

Os resultados dos testes de cointegração apresentados nas Tabela 3, 4 e 5 sobre os modelos para Ibovespa, IFIX e IMA indicam a existência de duas equações de cointegração, considerando que a estatística do traço sinalizou a rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração a um nível de significância de 5%. Assim, o teste de Johansen

demonstra que o modelo VEC, por utilizar um termo de correção de erros é o modelo mais adequado para as estimativas, tendo em vista a presença de séries não estacionárias.

Tabela 6 – Seleção do número de defasagens - Ibovespa

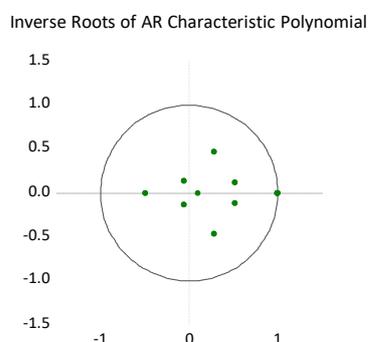
Defasagens	Equações de cointegração	Critério de Akaike	Critério de Schwarz
1	2	-10,36179*	-8,905966*
2	2	-10,34970	-8,088451

Fonte: Elaboração própria.

Nota. * Indica o número de defasagens que apresentam os menores valores para cada critério.

A Tabela 6 apresentou os resultados a partir de estimativas de dois modelos VEC adotando uma e duas defasagens, respectivamente, com o objetivo de identificar o modelo que, em conformidade com os critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978) apresentem um número adequado de defasagens. Neste caso, o modelo utilizando uma defasagem apresentou os menores valores, de acordo com os respectivos critérios e, desta forma, definido como o modelo VEC apropriado para análises econométricas.

Figura 2 – Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo - Ibovespa



Fonte: Elaboração própria.

A estabilidade do modelo VEC pode ser verificada pela análise das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo, que convergem ao centro do círculo unitário, conforme apresentado na Figura 2.

Tabela 7 – Teste de autocorrelação de Portmanteau – Ibovespa

Defasagens	Q-Estat	Prob.	Ajust. Q-Estat	Prob.	Graus de liberdade
1	10,27673	NA*	10,35640	NA*	NA*
2	37,59065	0,9896	38,09710	0,9878	60
3	75,24790	0,9421	76,64389	0,9271	96
4	135,2883	0,4045	138,5903	0,3300	132
5	190,9996	0,1079	196,5300	0,0653	168

Fonte: Elaboração própria.

Nota. * O teste é válido apenas para defasagens maiores que a ordem de defasagem do VAR.

Conforme indicado na Tabela 7, foi realizado o teste de autocorrelação de Portmanteau, cuja hipótese nula é mais bem especificada, em detrimento à hipótese alternativa, com o objetivo de verificar a compatibilidade do modelo para o Ibovespa frente aos dados selecionados, assim, sem a presença de autocorrelação dos resíduos.

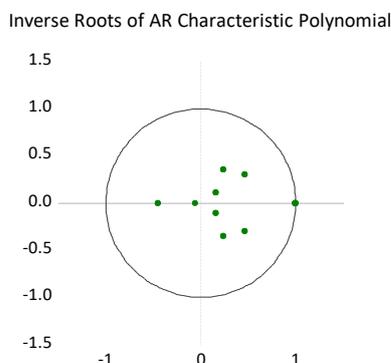
Tabela 8 – Seleção do número de defasagens - IFIX

Defasagens	Equações de cointegração	Critério de Akaike	Critério de Schwarz
1	2	-11,40494	-9,949113*
2	2	-11,43161*	-9,170363

Fonte: Elaboração própria.

No caso da Tabela 8, os resultados apresentados são ambíguos, de modo que os valores indicados para ambos os modelos não são os menores seguindo os critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978) para o mesmo número de defasagens. Em situações como esta, deverá utilizado o critério da parcimônia, ou seja, com menor número de defasagens e, portanto, optando pelo VEC para o IFIX com apenas uma defasagem.

Figura 3 – Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo - IFIX



Fonte: Elaboração própria.

Conforme apresentado na Figura 3, o modelo VEC para o IFIX também se apresentou estável, considerando que as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo convergem ao centro do círculo unitário.

Tabela 9 – Teste de autocorrelação de Portmanteau – IFIX

Defasagens	Q-Estat	Prob.	Ajust. Q-Estat	Prob.	Graus de liberdade
1	7,341532	NA*	7,398444	NA*	NA*
2	30,85554	0,9994	31,27986	0,9992	60
3	78,59759	0,9018	80,14967	0,8780	96
4	136,1574	0,3843	139,5368	0,3099	132
5	187,7434	0,1415	193,1862	0,0890	168

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 9 permitiu confirmar a compatibilidade do modelo VEC para o IFIX, sem presença de autocorrelação residual. Adicionalmente, cabe ressaltar que o teste é válido somente para defasagens maiores que a ordem de defasagem do VAR.

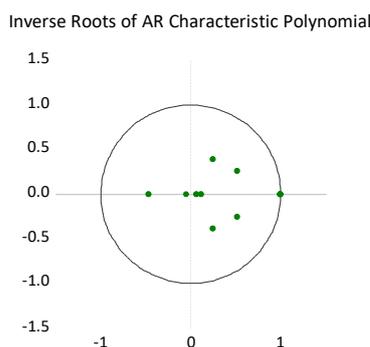
Tabela 10 – Seleção do número de defasagens - IMA

Defasagens	Equações de cointegração	Critério de Akaike	Critério de Schwarz
1	2	-13,57616	-12,12034*
2	2	-13,62585*	-11,36460

Fonte: Elaboração própria.

Como demonstrado na análise dos modelos VEC para o IFIX, a Tabela 10 também apresentou valores que não são os menores, seguindo os referidos critérios, para o mesmo número de defasagens. Portanto, de acordo com o critério da parcimônia, também será adotado para o IMA o modelo VEC com somente uma defasagem.

Figura 4 – Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo - IMA



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 4 indica que o modelo VEC para o IMA, da mesma forma que os modelos empregados para os outros índices, também demonstrou estabilidade, em vista do comportamento das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo.

Tabela 11 – Teste de autocorrelação de Portmanteau – IMA

Defasagens	Q-Estat	Prob.	Ajust. Q-Estat	Prob.	Graus de liberdade
1	7,361652	NA*	7,418719	NA*	NA*
2	41,35324	0,9683	41,94142	0,9631	60
3	86,34536	0,7495	87,99635	0,7075	96
4	148,7662	0,1511	152,3988	0,1081	132
5	193,9661	0,0830	199,4067	0,0492	168

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, a Tabela 11 confirmou a compatibilidade do modelo para o IMA, notando-se que não há presença de autocorrelação dos resíduos, considerando a respectiva validade do teste em relação às defasagens.

4. Resultados e discussão: funções de impulso-resposta

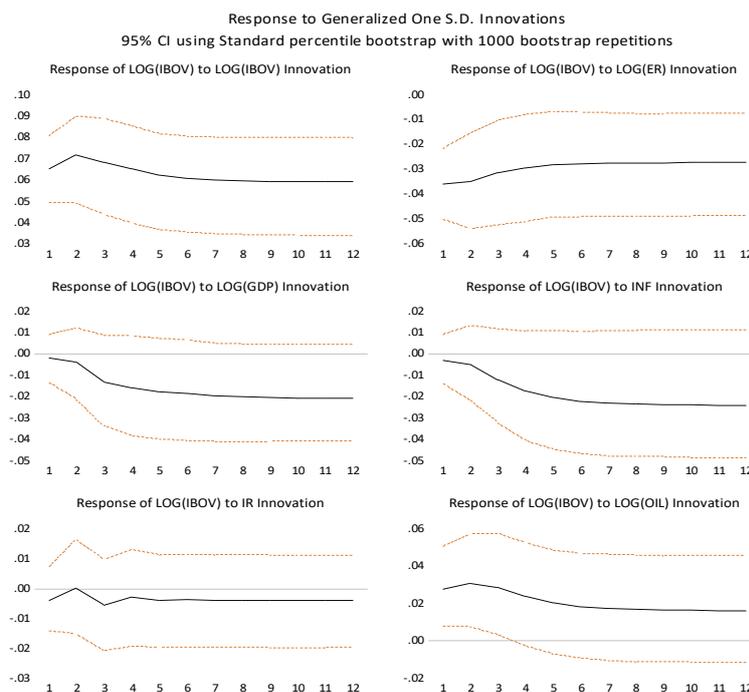
Os resultados obtidos a partir das funções de impulso-resposta para os índices permitem analisar, de forma comparativa, os impactos ocorridos por mudanças em uma variável no comportamento de outra variável, ao longo do tempo. A partir das estimativas do VEC, foram geradas as funções de impulso-resposta generalizadas, de modo que o ordenamento das variáveis não possa distorcer a projeção dos efeitos capturados, eliminando assim, vieses de interpretação dos resultados obtidos.

A Figura 5 demonstra que a resposta do Ibovespa ao câmbio foi mais sensível se comparada com as outras variáveis, registrando forte intensidade negativa ao longo do período, mantendo poucos movimentos de oscilação no intervalo observado de doze meses. Estes resultados corroboram com as constatações das pesquisas de Grôppo (2006) e Vartanian et al. (2022), ao indicarem a partir de um modelo VEC que o Ibovespa é afetado negativamente pela taxa de câmbio de forma mais expressiva quando comparado aos impactos das demais variáveis. A análise de Pimenta Júnior e Higuchi (2008) reforça esta interpretação, ao passo em que destacaram a taxa de câmbio como a variável com melhor poder explanatório em relação aos movimentos capturados pelo Ibovespa.

O comportamento das variáveis de atividade econômica e da taxa de inflação também apresentaram impactos negativos, ainda que em menor intensidade comparado às demais variáveis. O primeiro resultado sobre a atividade econômica apresentou um resultado distinto à expectativa, de modo que maiores indicadores para a atividade

econômica pudessem impactar positivamente na variação do índice, como analisado por Silva (2012) e abordado por Bernadelli e Castro (2020) e Andrade, Muntaser e Prado (2022). Por outro lado, seguindo a análise de Merikas (2002), há uma relação negativa entre o aumento da atividade econômica sobre o retorno das ações, em vista de que essa elevação representa um aumento sobre a inflação esperada, resultando desta forma em um impacto negativo sobre os resultados das empresas e, conseqüentemente, diminuindo o retorno das ações. Gartner, Machado L. e Machado M. (2018) também registraram o efeito negativo da variável em relação ao Ibovespa.

Figura 5 – Impulso-resposta do Ibovespa para as variáveis macroeconômicas

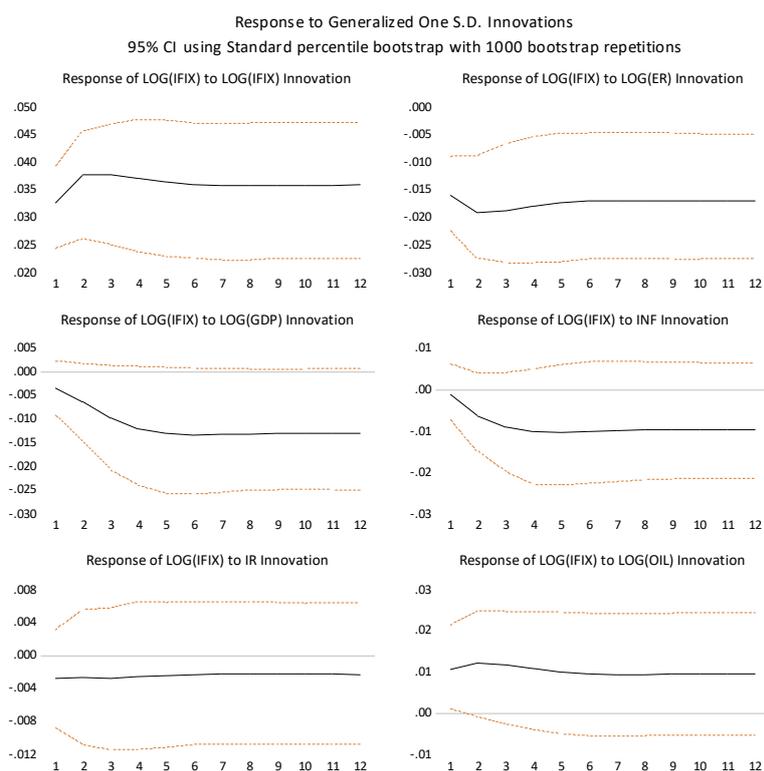


Fonte: Elaboração própria.

A resposta do índice aos impulsos na taxa de juros apresentou um maior impacto no curto prazo, próximo a uma elevação até o segundo mês. Este comportamento estaria atrelado ao incremento da taxa de juros que, a curto prazo, indica para o mercado um cenário com maior exposição a risco e, conseqüentemente, afetando a volatilidade do preço das ações. Os resultados convergem com a pesquisa de Grôppo (2006), em vista de que a resposta do índice de ações frente à taxa de juros é negativa, na medida em que uma eventual redução na taxa de juros tende a impulsionar a estratégia de investidores para aplicações em ativos de maior risco, com a finalidade de auferirem retornos mais expressivos.

Os resultados apresentados nos gráficos da Figura 6 demonstram que assim como ocorrido para o Ibovespa, a taxa de câmbio representa a variável com maior relação impulso-resposta ao IFIX, mantendo um impacto negativo durante todo o período. Este comportamento indica que uma maior disparidade frente ao dólar resulta em um desestímulo ao investimento no mercado de fundos de investimento imobiliário. Na análise de Vartanian et al. (2022), esse efeito está atrelado ao fato de que muitos equipamentos utilizados para construção civil são importados e, portanto, a paridade desfavorável desestimula a atividade e, conseqüentemente, afeta os fundos de investimento com maior exposição de ativos imobiliários em suas carteiras.

Figura 6 – Impulso-resposta do IFIX para as variáveis macroeconômicas



Fonte: Elaboração própria.

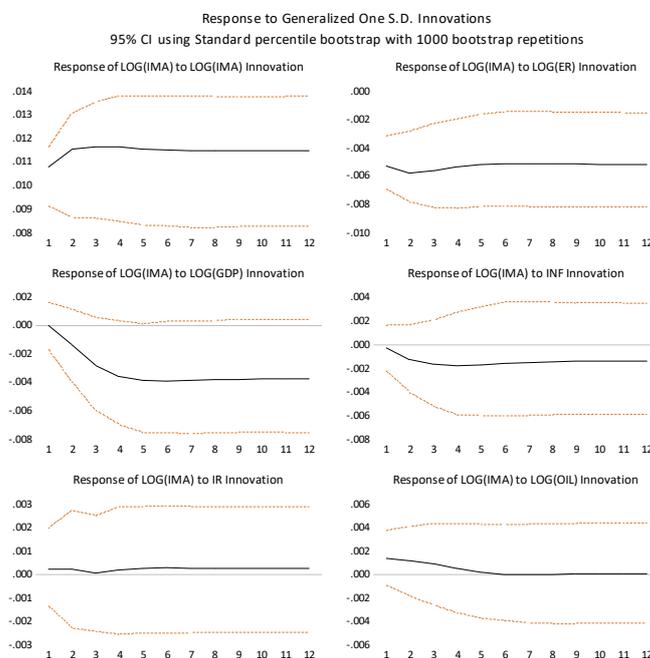
A análise para em relação à taxa de juros aponta para uma relação negativa na resposta do índice. Este aspecto foi abordado na literatura, conforme apontamento de Frade (2015), ao verificar a reação negativa do IFIX frente à taxa Selic a partir de um modelo VAR. No curto prazo, a variação positiva na curva de juros gera o efeito negativo sobre o índice em vista da maior exposição dos ativos ao nível de risco no mercado de renda variável, seguido por uma tendência com menor oscilação para o restante do período. Esta constatação também foi observada no trabalho de Maia e Sousa (2015), apontando que a taxa de juros apresentou alto poder explanatório em relação às variações no IFIX.

Conforme aponta Vartanian et al. (2022), os índices Ibovespa e IFIX sofrem alterações diferentes ao longo do tempo, porém, essa diferença está mais alinhada à intensidade em que cada variável impacta os índices. Naturalmente, os preços das ações são mais sensíveis ao risco tendo em vista que a composição de seu índice considera papéis unitários com maior exposição individual. Embora ambos os índices sejam calculados de forma similar, os fundos de investimento imobiliário são compostos por carteiras que, dependendo do tipo de fundo imobiliário e da estratégia de investimento definida pelo gestor, podem apresentar maior pulverização e, assim, reduzir o nível de exposição de seu portfólio a cenários de maior risco.

Os gráficos apresentados na Figura 7 reportam os resultados da função de impulso-resposta do IMA às variáveis macroeconômicas, sendo possível perceber que a taxa de câmbio também foi a variável com maior impacto sobre o índice, apresentando uma relação negativa de resposta aos impulsos pela maior disparidade cambial. Este fato aponta para uma questão que afeta tanto o mercado de renda fixa como o mercado de renda variável, ao passo que a percepção dos investidores sobre essa variável produz

efeitos negativos de forma mais expressiva do que as demais variáveis selecionadas para análise.

Figura 8 – Impulso-resposta do IMA para as variáveis macroeconômicas



Fonte: Elaboração própria.

O destaque deve levar em consideração que exceto pela taxa de juros e pelo preço do petróleo, as demais variáveis apresentaram impactos negativos em proporção menor quando comparadas aos resultados obtidos pelos índices de renda variável, em linha com a interpretação de que o mercado de renda fixa está menos exposto a cenários de maior incerteza macroeconômica. O comportamento da taxa de juros indica uma relação positiva, em detrimento ao observado para os índices de renda variável, considerando que este movimento está em conformidade com os estudos de Motta (2020) e Li (2002). No cenário em que a taxa de juros se eleva, a tendência para que os investidores busquem aplicações mais seguras em detrimento às incertezas no mercado de renda variável direciona as aplicações para o mercado de renda fixa, com o objetivo de aumentar a rentabilidade dos investimentos atrelados à alta dos juros. Este movimento caracteriza uma estratégia mais conservadora frente aos choques observados na Selic, apresentando resultados opostos àqueles observados para o Ibovespa e o IFIX e que, portanto, evidenciam que as diferenças indicadas pelas funções de impulso-resposta para os índices de renda fixa e de renda variável corroboram com a hipótese apresentada.

Neste aspecto, vale ressaltar a abordagem de Carvalho e Sekunda (2020) ao ressaltarem que a elevação da taxa básica de juros implica em maior atratividade para papéis de renda fixa, considerando a exposição de menor grau de risco para essa modalidade de investimento. Adicionalmente, retomam o destaque de Varian (1993) para a diversificação do portfólio entre diferentes modalidades de ativo como estratégia para reduzir a exposição ao risco.

5. Considerações finais

O trabalho buscou investigar os impactos de variáveis macroeconômicas sobre os índices Ibovespa, IFIX e IMA, no período de 2011 a 2021. Assim, levantou-se a bibliografia aplicada ao estudo das relações existentes entre variáveis macroeconômicas e os índices de mercado, além de proporcionar a análise dos possíveis impactos pela ótica da diversificação de risco entre os portfólios de investidores, à medida em que buscam maior proteção frente cenários mais desafiadores.

Quanto à metodologia, a pesquisa consultou bases de dados dos índices e das demais variáveis, permitindo realizar um exame dessas relações à luz da teoria econômica, a partir da aplicação do modelo VEC e dos respectivos testes de estabilidade desse modelo. Esta metodologia foi determinante para avaliar se os reflexos impulsionados por choques no comportamento das variáveis macroeconômicas, ao longo do tempo, proporcionariam diferentes reações sobre os índices de renda variável e de renda fixa.

Assim, os resultados obtidos a partir das funções de impulso-resposta dos índices mostraram que a variável com maior efeito sobre as variações dos índices é a taxa de câmbio, indicando uma resposta negativa dos índices ao aumento desta taxa, conforme apontando por outros autores, sendo o Ibovespa aquele com maior sensibilidade aos choques na variável câmbio. A literatura sugere que a taxa de câmbio possui maior poder explanatório sobre esse índice, de modo que a análise da função de impulso-resposta ratificou os resultados levantados. Não obstante, também foi constatada uma diferença inversa relacionada aos impactos da taxa de juros para os índices de renda fixa e de renda variável, resultado este que está alinhado com a hipótese apresentada na pesquisa e em outros trabalhos acadêmicos. A reação oposta encontrada para taxa de juros mostrou-se como um fator importante para a tomada de decisão dos investidores e suas estratégias, tendo como pressuposto que maior nível de exposição ao risco, vinculado às variações na taxa de juros estimulam a pulverização de investimentos em ativos que reagem de forma positiva ou negativa frente à alta dos juros. Este movimento está em linha com a teoria econômica e reforça o fator de risco dos ativos como um dos determinantes das estratégias dos investidores.

A expectativa, a partir deste trabalho é estimular que mais estudos sobre o tema sejam desenvolvidos, principalmente com maior atenção aos fundos de investimento imobiliário e ao mercado de renda fixa, considerando que ainda há uma quantidade pequena de estudos nacionais e internacionais específicos sobre estes temas. Por fim, seria interessante para futuras pesquisas incluir outras variáveis macroeconômicas na análise, como outras commodities, inflação esperada e índices de ações internacionais, com o objetivo de compreender quais seriam os impactos de indicadores de expectativas futuras como *proxies* e variáveis globais sobre o mercado de capitais nacional, buscando outros elementos que possam compreender tais relações com ainda mais assertividade e em consonância com rigor metodológico aplicável.

6. Referências Bibliográficas

- ANBIMA. Índice de Mercado ANBIMA. Disponível em: <https://www.anbima.com.br/pt_br/informar/precos-e-indices/indices/ima.htm>. Acesso em 08 abr. 2023.
- AKAIKE, Hirotugu. **A new look at the statistical model identification**. IEEE Transactions on Automatic Control, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974.

B3. Índice Ibovespa. Market Data. Disponível em: <https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm>. Acesso em 08 abr. 2023.

B3. Índice IFIX. Market Data. Disponível em: <https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-de-segmentos-e-setoriais/indice-fundos-de-investimentos-imobiliarios-ifix-estatisticas-historicas.htm>. Acesso em 08 abr. 2023.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/24363-indice-de-atividade-economica-do-banco-central---ibc-br>>. Acesso em 08 abr. 2023.

BERNADELLI, Luan Vinicius; CASTRO, Gustavo Henrique leite de. **Mercado acionário e variáveis macroeconômicas: evidências para o Brasil**. 2020. Revista Catarinense de Ciência Contábil, v. 19, p. 1-15.

CARVALHO, Patrícia Lacerda de; SEKUNDA, André. **Influência de variáveis macroeconômicas sobre desempenho do mercado de capitais brasileiro**. USP International Conference in Accounting, 2020.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. 1976. Journal of the American Statistical Association, v. 74, p. 427-431.

FRADE, Rafael Berger. **Avaliação da sensibilidade dos fundos de investimento imobiliários à variações nas taxas de juros através da análise de componentes principais**. 2015. Dissertação de Mestrado. Fundação Getúlio Vargas.

GARTNER, Ivan Ricardo; MACHADO, Lúcio de Souza; MACHADO, Michele Ríflany Rodrigues. **Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: Evidências a Partir de um Modelo Markov-Switching**. Revista Brasileira de Finanças, v. 15, n. 3, p. 435-468. 2018.

GRANGER, Clive William John; NEWBOLD. **Spurious Regressions in Econometrics**. Essays in Econometrics. 1974. Journal of Econometrics.

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

IBGE. IPCA - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=notas-tecnicas>>. Acesso em 08 abr. 2023.

IPEADATA. Taxa de câmbio comercial para compra: real (R\$) / dólar americano (US\$). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=38590&module=M>>. Acesso em 08 abr. 2023.

JOHANSEN, Søren. **Statistical analysis of cointegration vectors**. Journal of Economic Dynamics and Control, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

LI, Lingfeng. **Macroeconomic factors and the correlation of stock and bond returns**. Yale University – Department of Economics. Yale International Center for Finance 2002.

MAIA, Paulo Magno Silva; SOUZA, Rafael Moraes. **Análise do mercado de fundos de investimento imobiliário negociados na bolsa**. 2015. Revista de Contabilidade do Mestrado em Ciências Contábeis da UERJ, v. 20, n. 2, p. 18-36.

MARKOWITZ, Harry Max. **Foundations of Portfolio Theory**. The Journal of Finance, v. 46, n. 2. 1991.

MERIKAS, Andreas G. **Stock prices response to real economic variables: the case of Germany**. 2002. SSRN: Working paper series.

MOTTA, Renato Couto da. **Análise entre índices de Renda Fixa pré-fixada, com variáveis macroeconômicas e proxies de risco para o Brasil**. 2020. Brazilian Journals of Business, v. 2, n. 3, p. 3250-3271.

NAKAMURA, Wilson Toshiro. **Estudo empírico sobre a eficiência da carteira teórica do índice Bovespa**. Revista de Administração Mackenzie, vol. 1 núm. 1, p. 68-81. 2000. Universidade Presbiteriana Mackenzie.

NUNES, Maurício S.; COSTA JÚNIOR, Newton C. A. da; MEURER, Roberto. **A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil**. 2004.

PIMENTA JÚNIOR, Tabajara; HIGUCHI, Rene Hironobu. **Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa: Um estudo da relação de causalidade**. READ – Revista Eletrônica de Administração, Porto Alegre, v. 14, n. 2, 2008.

SCHWARZ, Gideon. **Estimating the dimension of a model**. The Annals of Statistics, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.

SILVA, Fabiano Mello. **Análise de causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa**. 2012. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Santa Maria.

SIMS, Christopher A. **Are forecasting models usable for policy analysis?** Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1986.

VARTANIAN, Pedro Raffy. Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países membros do Mercosul: há indícios de convergência macroeconômica?. **Revista EconomiA**, v. 11, n. 2, p. 435-464, 2010.

VARTANIAN, Pedro Raffy. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o IBOVESPA: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 16, n. 4, p. 608-627, 2012.

VARTANIAN, Pedro Raffy et al. Macroeconomic and financial variables' influence on Brazilian stock and real estate markets: a comparative analysis in the period from 2015 to 2019. **Modern Economy**, v. 13, n. 5, p. 747-769, 2022.

VARIAN, Hal Ronald. **A Portfolio of Nobel Laureates: Markowitz, Miller and Sharpe**. Journal of Economic Perspectives, v. 7, n. 1, p. 159–169, 1993.