

PIB brasileiro como carteira de mercado eficiente no modelo CAPM

Brazilian GDP as an efficient proxy for the return of market portfolios in the CAPM

PIB brasileiro como cartera de mercado eficiente en el modelo CAPM

Victor Fontes Teixeira
Mestre em Ciências Contábeis e Finanças (UFES),
Vitória/ES, Brasil
victor_fontes@ucl.br
<https://orcid.org/0000-0002-2599-0552> 

Alfredo Sarlo Neto
Doutor em Controladoria e Contabilidade (USP)
Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Ciências
Contábeis (PPGCon) e da Graduação em
Ciências Contábeis (UFES), Vitória/ES, Brasil
supersarloneto@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-6722-7192> 

Donizete Reina*
Doutorando em Ciências Contábeis (UFU)
Professor do Departamento de
Ciências Contábeis (UFES), Vitória/ES, Brasil
dreina2@hotmail.com
<https://orcid.org/0000-0001-6217-2324> 

Endereço do contato principal para correspondência*
Avenida Fernando Ferrari, 514, Campus Goiabeiras, CEP: 29075-010, Vitória/ES, Brasil

Resumo

No mercado financeiro, nota-se a existência de períodos em que há divergência entre os dados macroeconômicos (PIB, desemprego) e os dados do mercado acionário, principalmente os índices de ações. Questionando se o Ibovespa, retratam fidedignamente o cenário econômico nacional. O objetivo desta pesquisa foi testar a eficiência no sentido ‘média-variância’, de carteiras inspiradas na composição do PIB, como *proxies* para a carteira de mercado no modelo CAPM. Comparando-as com a eficiência do índice Bovespa para o mesmo objetivo. Para isto foi utilizada a análise de regressão multivariada em uma amostra de 148 empresas, num período de 10 anos, 2009 a 2018. Os resultados mostraram que nenhuma das carteiras apontadas, tanto quanto o índice Bovespa, são eficientes como representante do mercado brasileiro segundo o CAPM. No entanto, apesar de não cumprir as condições de eficiência estipuladas, o Ibovespa se apresentou como a medida mais indicada para a carteira de mercado.

Palavras-chave: Carteira de mercado eficiente; PIB; CAPM

Abstract

In the financial market, there are often periods of divergence between macroeconomic data (GDP, unemployment) and stock market performance, especially as reflected by stock indexes, which often do not faithfully portray the national economic scenario. The objective of this study was to test the efficiency, in the “mean-variance” sense, of portfolios producing returns that track GDP as proxies for the market portfolio in the CAPM. We compared them with the efficiency of the main Brazilian stock market index, the Ibovespa, for this purpose. To measure the efficiency, multivariate regression analysis was used in a sample of 148 firms, over a period of 10 years, 2009 to 2018. The results showed that none of the portfolios mentioned, along with the Ibovespa, were representative of the Brazilian market according to the CAPM. However, despite not meeting the stipulated efficiency conditions, the Ibovespa was the most suitable measure of the market portfolio.

Keywords: Efficient Market Portfolio; GDP; CAPM

Resumen

En el mercado financiero, a menudo hay períodos de divergencia entre los datos macroeconómicos (PIB, desempleo) y el desempeño del mercado de valores, especialmente como se refleja en los índices bursátiles, que a menudo no reflejan fielmente el escenario económico nacional. El objetivo de este estudio fue probar la eficiencia, en el sentido de “varianza media”, de carteras que producen retornos que rastrean el PIB como sustitutos de la cartera de mercado en el CAPM. Los comparamos con la eficiencia del principal índice bursátil brasileño, el Ibovespa, para este propósito. Para medir la eficiencia, se utilizó un análisis de regresión multivariante en una muestra de 148 empresas, en un período de 10 años, de 2009 a 2018. Los resultados mostraron que ninguna de las carteras mencionadas, junto con el Ibovespa, eran representativas del mercado brasileño según el CAPM. Sin embargo, a pesar de no cumplir con las condiciones de eficiencia estipuladas, el Ibovespa fue la medida más adecuada del portafolio de mercado.

Palabras clave: Cartera de mercado eficiente; PIB; CAPM

1 Introdução

No ano de 2019, o mercado acionário brasileiro encerrava a temporada alcançando sua máxima histórica, com o índice Bovespa atingindo 117.802 pontos. Tal fato poderia ser visto como sinal de um mercado interno aquecido e crescendo a passos largos. No entanto, dados macroeconômicos mostravam um cenário diferente. O principal indicador econômico, o PIB (produto interno bruto), que mede a produção nacional, registrava dados decrescentes desde 2014, como pode ser visto na Figura 1.

Apesar da retomada do PIB em 2017, enquanto o Ibovespa rompia sua máxima anterior de 85.365 pontos, o PIB voltava a ter uma leve queda, não acompanhando o índice.

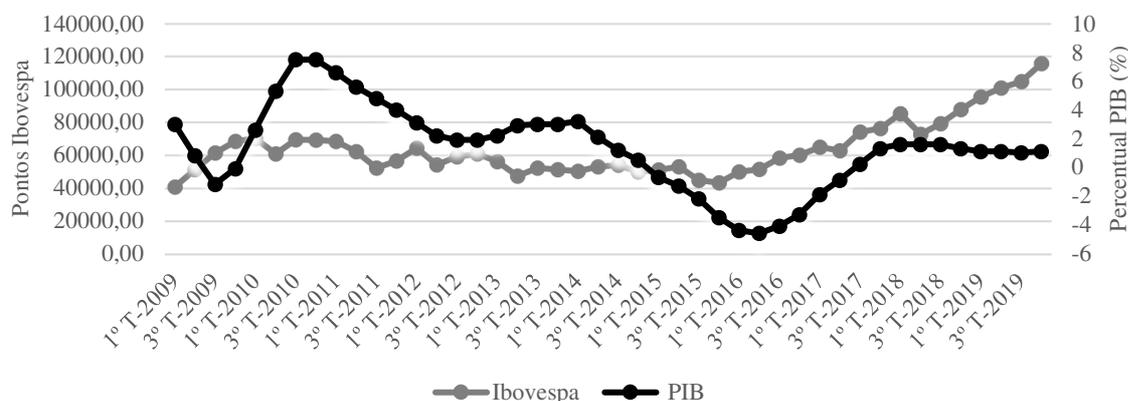


Figura 1: Ibovespa em comparação ao PIB

Fonte: Comdinheiro e Ipeadata

Autores como Fama (1981, p. 545), Kaul (1987, p. 254) e Barro (1990, p.130) já elucidaram a respeito da relação entre as variáveis macroeconômicas e os índices do mercado acionário. Indicando que as variações dos retornos do mercado poderiam prever as variações das variáveis econômicas, como por exemplo, os níveis de investimento. Tendo em vista que o mercado acionário é um forte instrumento de captação de renda por parte das empresas. Logo, um aumento na captação de renda nas empresas, causaria um aumento no nível de investimento, por conseguinte, infringiria um aumento no padrão de produção industrial, levando consigo o produto interno de uma região.

O caminho inverso também é verdadeiro. Um aumento no PIB ampliaria os lucros das empresas, consequentemente elevando o preço das ações, impulsionando o índice Bovespa. Sobre a causalidade entre estas duas variáveis, diversos pesquisadores como, Nunes e Silva (2005), Silva e Coronel (2012), Bernardelli e Bernardelli (2016), Ribeiro, Leite e Justo (2016), Machado et al. (2018), Bernardelli e Castro (2020) encontraram uma causalidade significativa entre PIB e Ibovespa. Ainda que alguns autores observaram essa causalidade em sentidos opostos (positiva ou negativa) em determinados períodos. Tal qual Pereira, Araújo e Iquiapaza (2020) relata forte cointegração entre as variáveis, com alto poder de previsão do PIB sobre o Ibovespa.

Os mesmos resultados e características foram experimentadas anteriormente por estudiosos do exterior, assim como, Fama (1990, p. 1107), Schewert (1989, p. 1256), Aspren (1989, p. 607), Chiang e Doong (1999) e Pilinkus (2009, p. 889). Em contrapartida, essa relação entre as duas variáveis não são unanimidade na comunidade científica. Nunes, Costa Jr. e Seabra (2003), Nunes, Costa Jr. e Meure (2005), Groppo (2004, p. 75), Silva Jr., Menezes e Fernandes (2011), Monteiro et al. (2013), Carvalho e Sekunda (2020) não mostram uma relação de causalidade significativa entre Ibovespa e PIB. Não tendo o mercado de ações como um bom previsor do nível de produção interna, e vice-versa. Os mesmos resultados foram

identificados por Kwon e Shin (1999), Omran (2003, p. 372), Dufour e Tessier (2006), Gan, Yong e Zhang (2006).

Silva Jr., Menezes e Fernandes (2011) salientam que em economias emergentes o comportamento de causalidade difere das economias de grandes potências. Observando que as variáveis do mercado acionário possuem uma maior relação com produtividade. Contrapondo as suposições de que o mercado acionário antecipe as alterações nos fluxos de caixa futuro das empresas, conseqüentemente, os níveis futuros de atividade econômica.

Outro ponto a ser analisado dentro da problemática apresentada é a composição do Ibovespa. O índice é uma carteira teórica formada por 76 ações. Quando analisada no horizonte temporal entre 2009 e 2018. Apenas 21 empresas se revezaram entre as 10 maiores participações. Deste grupo pode-se dizer que oito empresas (Bradesco, ItaúUnibanco, Petrobrás, Vale, [B]³, Itaúsa, Banco do Brasil e Ambev) estiveram em pelo menos metade das ocorrências. Três estiveram em todos os pregões (Bradesco, ItaúUnibanco, Petrobrás). O mesmo poderia ser dito sobre a Vale. No entanto, devido a tragédia de Mariana no final de 2015, a empresa sofreu uma enorme queda, ficando fora das 10 ações mais negociadas. Do conjunto de oito empresas, é importante destacar os casos de Petrobras, Vale e ItaúUnibanco, que já chegaram a representar 22,784%, 17,431% e 11,616% do Ibovespa, respectivamente. Além disso, outras empresas só fizeram parte dos 10 *tickers* mais negociados em casos específicos, impulsionados por fatos relevantes.

A Figura 2, mostra a variação da participação do grupo dos 10 *tickers* mais negociados do índice. Tendo seu mínimo em 40,769% e máxima em 61,901% do Ibovespa, no período entre 2009 e 2018, representando uma média de 51,7068% de atuação no índice.



Figura 2: Soma dos pesos dos 10 tickers mais participativos do Ibovespa

Fonte: Dados da pesquisa

Diante do exposto, buscando compreender a incerteza sobre o relacionamento entre Produto Interno Bruto e o índice Bovespa, esta pesquisa é direcionada pelo seguinte questionamento: O índice Bovespa pode ser adotado como uma proxy de mercado eficiente para as companhias pertencentes ao contexto brasileiro? Para responder a tal questionamento, o objetivo desta pesquisa foi testar a eficiência de carteiras do mercado de capitais, adotando a composição do PIB como *proxies* para a carteira de mercado no modelo CAPM, comparando-as com a eficiência do índice Bovespa.

A importância desse estudo se dá em função de investigar a lacuna de alta concentração do Ibovespa, que por sua vez é o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade da [B]³, adotando a composição dos fechamentos mensais entre os 10 *tickers* com maior peso na formação do índice Para isto, esta pesquisa se utilizou do modelo de precificação de ativos CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), que apresenta a proposição básica de conter uma carteira de ativos que represente de modo eficiente o mercado ao qual está inserido (conhecida por 'carteira de mercado eficiente'), cuja finalidade é demonstrar o retorno de todos os ativos de mercado, maximizando os retornos esperados.

Por fim, esta pesquisa propõe três carteiras de mercado, baseando suas formações nos setores de composição do PIB e, divididas em: (i) negociabilidade (PIB-negociabilidade); (ii) presença (PIB-presença); e, (iii) igualmente ponderada (PIB-número), com objetivo de testar a eficiência *ex-ante*, confrontando-as com a eficiência do Ibovespa. Desta forma, o estudo se diferencia da pesquisa de Araujo, Farjado e Di Tavani (2006), dado que, os mesmos utilizaram o Produto Interno Bruto como o dividendo pago por uma carteira hipotética, mas sem apresentar uma carteira de mercado eficiente para o modelo CAPM.

2 Referencial teórico

Desde 1952, a Moderna Teoria de Carteiras de Markowitz tem sido utilizada como um pilar para os modelos de precificação de ativos. O principal e mais difundido modelo de precificação de ativos foi o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Tendo sido desenvolvido e aperfeiçoado, por Sharpe (1964, p. 425) e Lintner (1965, p. 587), o modelo é empregue até os dias atuais.

Para a estimação do CAPM é necessária a estimação de uma carteira de mercado, que abranja todos os ativos do mercado que está inserido. No entanto, Roll (1977, p. 130) afirma que “[...] a teoria não pode ser testada, a menos que a composição exata do verdadeiro portfólio de mercado seja conhecida e usada nos testes. Isso implica que a teoria não pode ser testada, a menos que todos os ativos individuais sejam incluídos na amostra”. O autor ainda complementa elencando dois problemas quanto a eficiência da carteira de mercado. Primeiro, de que a proxy pode ser eficiente em “média-variância”, mesmo o verdadeiro portfólio de mercado não sendo. Segundo, as *proxies* mais razoáveis estarão altamente correlacionadas entre si e com o mercado real, independentemente de serem ou não eficientes em “média-variância”.

Em contrapartida, Guermat (2014, p. 27) mostra que o modelo CAPM é realmente aplicável. O autor se baseia em Kandel e Stambaugh (1995) e Kan, Robotti e Shanken (2013), que assumindo a premissa de inexistência de variáveis ocultas no modelo, busca a condição de máximo R² no CAPM, através da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Condição que só ocorre quando a carteira de mercado é eficiente e quando não há variáveis omitidas.

Pereira e Laurini (2020), buscaram uma abordagem diferente para o teste de portfólio eficiente do CAPM. Comparando a aplicabilidade dos estimadores do Método dos Momentos Generalizado (GMM) e o Método de Verossimilhança Empírica Generalizada (GEL). Os pesquisadores identificaram uma mudança de resultados quanto aos modelos aplicados e quanto a característica da amostra ser finita ou não. As amostras infinitas se aproximaram mais de ser eficientes, já as finitas tiveram suas eficiências “super-rejeitadas”. Assim, entende-se que a aplicabilidade do modelo CAPM está sujeita as decisões de premissas do usuário e o mercado onde está inserido. Aos participantes do mercado financeiro, uma solução alternativa para contornar a limitação do alcance da carteira de mercado, é utilizar o índice de maior representatividade do mercado, no Brasil, índice Bovespa.

No contexto brasileiro, alguns pesquisadores buscaram comprovar a eficiência do Ibovespa como carteira de mercado eficiente. Volpe (2010, p. 52) comparou o Ibovespa, o IBrX (índice Brasil), o FGV-100 (índice da Fundação Getúlio Vargas), uma carteira ponderada a valor de mercado e uma igualmente ponderada, ambas propostas pelo mesmo. No período entre 1996 e 2009, todos os índices obtiveram resultados muito próximos, não se mostrando eficientes. Hagler e Brito (2007), testaram as eficiências dos mesmos índices, através da versão Sharpe-Lintner e Black do CAPM no período de 1989 até 2003. Onde nenhum índice foi eficiente. Silva e Motta (2002) aplicando a versão Black entre 1986 e 2001, mostraram que o Ibovespa não foi eficiente no longo prazo. Sendo eficiente em janelas mais curtas. Já Araújo, Fajardo e Di Tavano (2006) tomaram como base a metodologia de Hou (2002, p. 3), testando uma carteira hipotética que pagava o PIB como dividendo e, comparando-a com o Ibovespa. Os modelos escolhidos foram a versão Sharpe-Lintner e a versão Black do CAPM, entre 1991 e 2002. Concluindo que tal carteira não demonstrou ser eficiente.

2.1 Produto interno bruto (PIB)

Como definido pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), o PIB é uma medida de crescimento econômico, que representa a soma de toda riqueza produzida por uma região (cidade, estado, país) em um determinado espaço de tempo. Esta pesquisa utiliza o PIB pela ótica da oferta. Este método baseia-se na determinação do valor acrescentado por cada unidade produtiva, calculado através da diferença entre o valor das vendas e o valor das compras que foi necessário efetuar para conseguir realizar a produção.

Tabela 1:
Composição do PIB sobre a ótica da oferta

ANO	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	
AGROPECUÁRIA	149,213	159,932	190,024	200,695	240,29	249,975	258,967	306,655	303,751	297,77	
INDÚSTRIA	Extrativa	62,705	109,965	162,567	186,191	189,434	184,797	110,773	55,559	94,398	174,155
	Transfor.	435,277	494,352	515,704	514,021	558,733	597,376	630,813	675,816	690,731	659,664
	Siup	76,616	92,914	99,219	100,233	92,818	93,975	123,183	143,698	148,519	165,437
	Constru.	154,624	206,927	233,544	265,237	290,641	306,946	296,018	275,134	269,193	259,944
SERVIÇOS	Comércio	361,914	416,229	478,242	548,339	614,087	676,562	685,708	699,15	715,714	769,365
	Transporte	109,403	141,66	165,557	183,063	203,421	227,757	226,5	235,851	250,823	256,085
	Informação	122,173	126,542	137,006	148,451	157,509	168,61	176,004	178,982	183,944	187,025
	Financeiros	187,593	224,561	239,426	260,312	272,571	318,68	365,276	425,476	425,238	405,416
	Imobiliários	247,217	274,42	311,38	358,947	419,202	463,781	498,884	526,995	551,972	577,205
	Outros	455,85	517,493	589,733	676,669	768,867	867,467	897,888	949,262	1,020,721	1,063,107
	Adm. Púb.	487,179	537,845	598,059	652,101	746,187	816,808	885,587	945,121	985,873	1,017,943

Fonte: IBGE

Observando a Tabela 1, nota-se que do grupo de 21 empresas que compõem até 60% do Ibovespa, a oito mais relevantes (Bradesco, Itaú Unibanco, Petrobrás, Vale, [B]³, Itaúsa, Banco do Brasil e Ambev) fazem parte de apenas três dos 12 setores do PIB, que são os grupos de extração mineral, transformação e instituições financeiras, onde juntos, estes setores somam em torno de 26% de toda riqueza criada no país. Logo, aproximadamente 74% da economia brasileira não está sendo bem representada no modelo CAPM quando se utiliza o Ibovespa como proxy de mercado. Sendo constatado que os setores de Agropecuária e Serviços são afetados devido a concentrado do índice Bovespa.

2.2 Modelo CAPM conforme versão Sharpe-Lintner

Neste estudo, foi selecionada a versão Sharpe-Lintner do modelo CAPM, por esta incluir o princípio de que a tomada e concessão de empréstimos à taxa livre de risco. A economia brasileira se aproxima de ter ativos com retorno estipulado pela taxa livre de risco, que são as Letras Financeiras do Tesouro (LFT's), atreladas a taxa Selic. Nesse sentido, assume-se a Selic como ativo livre de risco, uma vez que são esperados excessos de retorno acima da mesma, com a aplicação em ativos mais arriscados. Além disso, julga-se que seu risco está apostado a capacidade de pagamento do país, denominando-o como "risco zero".

Fama e French (2007) destacam que, os testes do CAPM se baseiam em três implicações da relação entre retorno esperado e beta de mercado implícitas no modelo. Primeira, os retornos esperados de todos os ativos apresentam relação linear com seus betas e nenhuma outra variável tem poder explicativo marginal. Segunda, o prêmio do beta é positivo, o que significa que o retorno esperado da carteira de mercado supera o de ativos cujos retornos não estejam correlacionados com o retorno do mercado. Terceira, na versão Sharpe-Lintner do modelo, os ativos não correlacionados com o mercado têm retornos esperados iguais à taxa de juros livre de risco, e o prêmio do beta é o retorno esperado do mercado menos a taxa livre de risco. Assim, assumindo a existência de N ativos de risco, têm-se a representação de acordo com a Equação 1.

$$E(R_i) = E(R_f) + [E(R_m) - E(R_f)]\beta_{im} \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (1)$$

Em que: $E(R_i)$ = retorno esperado do ativo i ; $E(R_f)$ = retorno esperado do ativo livre de risco; $E(R_m)$ = retorno esperado do mercado; $[E(R_m) - E(R_f)]\beta_{im}$ = prêmio de risco; e, β_{im} = beta de mercado do ativo i .

Adotando-se a perspectiva de Campbell, Lo e MacKinlay (1997) assume-se a existência de N ativos arriscados de retorno R_{it} , tal que $i = 1, \dots, N$ e um ativo sem risco de retorno R_{ft} para cada período. Assim, reescrevendo a Equação 1 de forma matricial, tem-se como resultado a Equação 2. Com $Z_i = [E(R_i) - E(R_f)]$ e $Z_m = [E(R_m) - E(R_f)]$.

$$Z_t = \alpha + Z_{mt}\beta + \epsilon_t \quad (2)$$

Em que: Z_t = é um vetor ($N \times 1$) de excessos de retornos dos ativos i em relação ao ativo livre de risco no período t ; Z_{mt} = é o excesso de retorno da carteira m em relação ao ativo livre de risco no período t ; β = é o vetor de betas ($N \times 1$); e, ϵ_t = é o vetor ($N \times 1$) do termo de erro para os ativos i no período t , independentes e identicamente distribuídos ao longo do tempo.

Se uma dada carteira m é eficiente na versão Sharpe-Lintner, então a condição pode ser representada conforme a Equação 3.

$$E(Z_t) = \beta \cdot E(Z_m) \quad (3)$$

Satisfazer tal condição, implica na restrição dos interceptos como nulos, sem significância estatística para o modelo, conforme a hipótese nula como mostra a Equação 4.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \dots = \alpha_n = 0 \quad \text{e} \quad H_1: \text{qualquer } \alpha_i \neq 0 \quad (4)$$

A hipótese H_0 é violada se, e somente se, alguma combinação linear dos interceptos α for diferente de zero, ou seja, se e somente se alguma carteira dos N ativos arriscados tiver um intercepto diferente de zero quando se faz a regressão de seus excessos de retorno nos excessos de retorno da carteira m .

Para a mensuração dos estimadores irrestritos, Campbell, Lo e MacKinlay (1997) utilizam quatro estatísticas para a realização dos testes de eficiência, nomeadas pelos mesmos autores de estatísticas J_0 , J_1 , J_2 e J_3 . Assim, pode-se formular um teste de Wald para a hipótese nula (4), contra a hipótese alternativa $H_a: \alpha \neq 0$. A estatística teste J_0 para o teste de Wald é definida conforme as Equações 5, 6 e 7.

$$J_0 = \hat{\alpha}'[\text{Var}(\hat{\alpha})]^{-1}\hat{\alpha} \quad (5)$$

$$J_0 = T \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \sim \chi_N^2 \quad (6)$$

$$J_1 = \frac{(T - N - 1)}{N} \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \sim F(N, T - N - 1) \quad (7)$$

Em que: J_0 e J_1 referem-se ao modelo irrestrito. Nesse sentido, quando é inserida a restrição $\alpha = 0$ os novos estimadores α e β resultam nas Equações 8 e 9.

$$\hat{\beta}^* = \frac{\sum_{t=1}^T Z_t Z_{mt}}{\sum_{t=1}^T Z_{mt}^2} \sim N \left(\beta, \frac{1}{T} \left[\frac{1}{\hat{\mu}_m^2 + \hat{\sigma}_m^2} \right] \Sigma \right) \quad (8)$$

$$\hat{\Sigma}^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\beta}^* Z_{mt}) (Z_t - \hat{\beta}^* Z_{mt})' \therefore T \hat{\Sigma}^* \sim W_N(T-1, \Sigma) \quad (9)$$

Após a identificação dos estimadores irrestritos e restritos, foi realizado o teste de razão de verossimilhança. O teste é baseado no resultado assintótico de que, sob a hipótese nula, -2 vezes o logaritmo da razão de verossimilhança tem distribuição qui-quadrada com graus de liberdade iguais ao número de restrições sob H_0 , conforme Equação 10. Logo, é possível testar H_0 usando a Equação 11.

$$J_2 = -2LR \quad (10)$$

$$J_2 = T \log \left(\frac{\hat{\sigma}_m^2}{\hat{\mu}_m^2 + \hat{\sigma}_m^2} \right) \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} + 1 \sim \chi_N^2 \quad (11)$$

Com o ajuste para amostras finitas sugerido por Jobson e Korkie (1982) tem-se a Equação 12.

$$J_3 = \left(T - \frac{N}{2} - 2 \right) [\log|\hat{\Sigma}^*| - \log|\hat{\Sigma}|] \sim \chi_N^2 \quad (12)$$

É importante ressaltar que os testes J_1 e J_3 são semelhantes aos testes J_0 e J_2 . No entanto, J_1 e J_3 se ajustam para amostras finitas. Assim, após realizados os testes estatísticos J_0 , J_1 , J_2 e J_3 , ainda foi realizado o teste da eficiência da carteira de mercado em separado. A eficiência em “média-variância” pode ser testada via teste t, através da razão de Sharpe conforme Equação 13.

$$SR_m = \frac{\mu_m - R_f}{\sigma_m} \therefore H_0: Z_m = 0 \quad (13)$$

De acordo com Campbell, Lo e MacKinlay (1997), o excesso de retorno esperado por risco unitário é útil para fornecer uma base para a interpretação econômica dos testes do CAPM. A proporção Sharpe mede essa quantidade. Para qualquer ativo ou portfólio α , o índice Sharpe é definido como o excesso de retorno médio dividido pelo desvio padrão do retorno.

Testar a eficiência da variação média de um determinado portfólio é equivalente a testar se o índice Sharpe desse portfólio, representa o máximo do conjunto de índices Sharpe de todos os portfólios possíveis. Desta forma, as hipóteses H_1 e H_2 são: H_1 : Uma carteira hipotética de mercado baseada na composição do PIB, formada por empresas de cada setor, explica por si só o retorno de uma carteira de ativos; e, H_2 : Uma carteira hipotética de mercado baseada na composição do PIB, formada por empresas de cada setor, é eficiente em “média-variância”.

3 Metodologia da pesquisa

3.1 Procedimentos de pesquisa e características da amostra

Todas as cotações mensais de empresas foram extraídas das bases da [B]³ e da Comdinho. Os primeiros preços de fechamento disponíveis foram selecionados com uma tolerância de cinco dias úteis. As informações das variáveis macroeconômicas foram retiradas do banco de dados do IBGE e do Bacen. Ademais, as empresas selecionadas como ativos foram selecionadas de forma aleatória resultando num total de 70 papéis, separadas em dez carteiras de acordo com o tamanho do beta de cada carteira.

Ao todo foram coletados dados de 148 empresas, totalizando 17.244 observações. Viu-se necessária a aceitação de empresas com até 15% de dados faltantes, para que nenhum setor ficasse sem empresa representante. O período analisado foi de 10 anos, entre janeiro de 2009 e dezembro de 2018, conforme Tabela 2, subdividido em quatro subperíodos de 30 meses, para avaliar a eficiência das carteiras no curto prazo. O período escolhido foi em razão da estabilidade econômica brasileira, onde encontra-se melhor estabilidade da inflação e equilíbrio monetário.

Tabela 2:
Períodos analisados

Período	Nomenclatura	T
01/2009 – 12/2018	Período 0	120
01/2009 – 06/2011	Período 1	30
07/2011 – 12/2013	Período 2	30
01/2014 – 06/2016	Período 3	30
07/2016 – 12/2018	Período 4	30

Fonte: Dados da pesquisa

Para cada ativo da amostra, o retorno composto foi calculado através do logaritmo neperiano. Esses são retornos contínuos e são representados pela Equação 14.

$$R_{it} = \ln(P_{it}/P_{it-1}) \quad (14)$$

Em que: P_{it} = é o preço do ativo i no mês t ; e, P_{it-1} = é o preço do ativo i no mês $t - 1$.

O retorno do ativo livre de risco estabelecido como parâmetro para a construção das séries de excessos de retorno foi a Selic overnight mensal, obtida junto ao Ipeadata e ao Bacen (série 4390). A série trimestral de composição do PIB a valor real, através da ótica da oferta, foi obtida junto ao IBGE, no Sistema

de Contas Nacionais Trimestrais (SCNT). Assim, para selecionar as carteiras de ativos a presente pesquisa se baseou em Gibbons, Ross e Shanken (1989), que realizando os testes de eficiência para o CAPM zero-beta, dividiram os ativos em carteiras segundo três critérios: i) Dez carteiras em função do beta de cada ativo em relação ao índice que estava sendo testado; ii) 12 carteiras por setor industrial; e, iii) Dez carteiras em função do tamanho das firmas. No entanto, devido a menor dimensão do mercado brasileiro, possuindo uma quantidade menor de empresas.

As carteiras de ativos selecionadas nesse trabalho, foram determinadas apenas pelo tamanho de seus betas. Os betas foram calculados por meio da razão entre a covariância do ativo e a carteira de mercado com a variância da carteira de mercado. A carteira de mercado escolhida foi o Ibovespa. As carteiras a serem testadas contra os portfólios propostos, também foram selecionadas conforme o tamanho de seus betas contra o Ibovespa. Tal fato não deve influenciar nos testes de eficiência, uma vez que, qualquer carteira de ativos que for verificada junto as carteiras de mercado, precisa não rejeitar a hipótese de $H_0: \alpha = 0$.

3.2 Formação das carteiras de mercado

O peso de cada um dos 12 segmentos de mercado para a montagem das carteiras, foi estabelecido através da média aritmética da composição do PIB no período de análise. Este método foi escolhido devido as variáveis apresentarem baixa dispersão em torno das médias. Conforme pode visto na Tabela 3.

Tabela 3:
Estatística descritiva do produto interno bruto (PIB)

Setores	\bar{X}	σ	M	Min	Max	$Assim.$	$Curt.$
Agropecuária	44.144	0.2273	43.517	41.158	4.893	0.6629	-0.498
Ext. Mineral	25.769	10.289	26.903	0.8865	38.671	-0.2035	-15.848
Transformação	110.563	10.997	106.076	96.617	130.595	0.7069	-10.568
Construção	21.442	0.2703	22.666	16.262	24.231	-0.8013	-0.9427
Siup	48.814	0.6113	51.243	38.073	55.088	-0.5001	-14.762
Indústria	206.588	19.444	208.486	183.528	23.268	-0.0007	-1.793
Comércio	111.893	0.3271	112.121	107.114	117.073	0.044	-15.759
Transporte	37.388	0.1763	37.803	32.824	39.411	-15.701	16.834
Informação	30.345	0.2708	29.449	27.393	36.655	10.921	0.2118
Financeiro	58.219	0.5163	57.036	51.123	67.889	0.5183	-1.049
Imobiliário	78.543	0.5539	7.944	7.062	8.454	-0.2193	-17.987
Outros	145.222	0.8519	146.981	133.174	155.744	-0.1348	-1.756
Adm. Pública	143.599	0.589	143.754	135.438	150.804	-0.0656	-1.854
Serviços	605.209	22.331	604.649	575.682	631.994	-0.0696	-18.476

Fonte: Dados da pesquisa

Os setores de Indústria e Serviços representam a soma da participação de seus subsetores. Logo não foram usados na formação dos pesos das ações por setor, apenas as participações dos subsetores foram utilizadas. Além do setor de Agropecuária que não possui subdivisão.

As 148 empresas foram alocadas entre os segmentos de forma manual. Pois os setores do PIB são diferentes dos setores da [B]³. Dessa forma, as empresas foram separadas de acordo com suas atividades fim, sua forma de geração de valor. O subsetor de administração pública foi retirado dos segmentos por não possuir empresas listadas na bolsa.

A separação das carteiras aconteceu de acordo com três características, negociabilidade ou volume negociado, presença em pregões, e igualmente ponderada, com o mesmo peso a todos os ativos. As carteiras foram então nomeadas de PIB-negociabilidade, PIB-presença e PIB-número.

3.3 Formação da carteira PIB-negociabilidade

Para a composição da primeira carteira, denominada PIB-negociabilidade, foram selecionadas 68 empresas dos segmentos presentes na composição do produto interno bruto, onde cada empresa teve seu peso percentual determinado pela divisão do número de empresas no setor pela porcentagem do mesmo na composição do PIB. Sendo assim, o retorno da carteira de mercado foi calculado de acordo com a Teoria Moderna de Carteiras de Markowitz (1952) conforme representado na Equação 15.

$$R_m = \sum_{i=1}^N X_{setor} R_{setor} \quad (15)$$

Em que: R_{setor} = retorno do setor; X_{setor} = peso do setor na carteira; $X_{i,setor}$ = peso da empresa dentro do seu setor de participação; e, R_i = retorno da empresa.

Os critérios estabelecidos para a seleção das empresas de cada setor foram semelhantes as diretrizes de composição do índice bovespa, entretanto, não podem ser aplicadas com total rigor, pois a carteira apresenta um número elevado de empresas e setores que não figuram frequentemente os quadros de negociabilidade e volume transacionado. Foram selecionadas as empresas com maior negociabilidade, contendo pelo menos uma empresa em cada grupo conforme dispostas na Tabela 4.

Tabela 4:
Composição da carteira de mercado PIB-negociabilidade

Classificação		nº de ativos	Composição da carteira
Agropecuária		4	BRFS3 / JBSS3 / MRFG3 / BEEF3
Indústria	Ext. mineral	5	PETR4 / VALE3 / PETR3 / OGXP3 / MMXM3
	Transformação	12	GGBR4 / ABEV3 / USIM5 / CSNA3 / GOAU4 / EMBR3 / CSAN3 / WEGE3 / KLBN4 / RAPT4 / MYPK3 / MDIA3
	Construção	4	CYRE3 / MRVE3 / EVEN3 / EZTC3
	Siup	12	CCRO3 / CMIG4 / VIVT4 / BRKM5 / SBSP3 / ENBR3 / EQTL3 / CESP6 / CPFE3 / CPLE6 / LIGT3 / TRPL4
Serviços	Comércio	8	LREN3 / LAME4 / PCAR4 / NATU3 / RENT3 / RADL3 / HGTX3 / BTOW3
	Trans. arm. e correio	2	GOLL4 / POMO4
	Serviços de informação	4	CIEL3 / ESTC3 / TOTS3 / VLID3
	Financeiras e seguros	8	ITUB4 / BBDC4 / BBAS3 / ITSA4 / BBDC3 / BRSR6 / SULA11 / PSSA3
	Outros	3	BRAP4 / OIBR4 / ODPV3

Fonte: Dados da pesquisa

3.4 Formação da carteira PIB-presença

A formação da segunda carteira proposta, nomeada PIB-presença, se baseou nos mesmos critérios de formação da carteira PIB-negociabilidade. No entanto, aqui foram selecionadas as empresas com maior nível de presença nos pregões da [B]³, dentro dos setores e no período estudado, conforme a Tabela 5.

Tabela 5:
Composição da carteira de mercado PIB-presença

Classificação		nº de ativos	Composição da carteira
Agropecuária		5	BRFS3 / JBSS3 / MRFG3 / BEEF3 / SLCE3
Indústria	Ext. mineral	4	PETR4 / VALE3 / PETR3 / OGXP3
	Transformação	11	GGBR4 / ABEV3 / USIM5 / CSNA3 / GOAU4 / EMBR3 / CSAN3 / WEGE3 / KLBN4 / MYPK3 / PMAM3
	Construção	4	CYRE3 / MRVE3 / EVEN3 / EZTC3
	Siup	12	CCRO3 / CMIG4 / VIVT4 / BRKM5 / SBSP3 / ENBR3 / EQTL3 / CESP6 / CPFE3 / CPLE6 / LIGT3 / TRPL4
Serviços	Comércio	8	LREN3 / LAME4 / PCAR4 / NATU3 / RENT3 / LAME3 / GRND3 / BTOW3
	Trans. arm. e correio	3	GOLL4 / POMO4 / TGMA3
	Serviços de informação	2	TOTS3 / VLID3
	Financeiras e seguros	9	ITUB3 / BBDC4 / BBAS3 / ITSA4 / BBDC3 / BRSR6 / SULA11 / PSSA3 / ABCB3
	Outros	3	BRAP4 / OIBR4 / ODPV3
	Imobiliários e aluguéis	7	BRML3 / PDGR3 / GFSA3 / MULT3 / RSID3 / IGTA3 / TCSA3

Fonte: Dados da pesquisa

3.5 Formação da carteira PIB-número

Esta carteira tem como critério o número igual de empresas entre os setores. Dessa forma, esta carteira contempla 55 ativos, sendo 5 empresas por segmento do PIB conforme apresentadas na Tabela 6.

Tabela 6:
Composição da carteira de mercado PIB-número

Classificação	nº de ativos	Composição da carteira
Agropecuária	5	BRFS3 / JBSS3 / MRFG3 / BEEF3 / SLCE3
Indústria	Ext. mineral	PETR4 / VALE3 / PETR3 / OGXP3 / MMXM3
	Transformação	GGBR4 / ABEV3 / USIM5 / CSNA3 / EMBR3
	Construção	CYRE3 / MRVE3 / EVEN3 / EZTC3 / HBOR3
	Siup	CCRO3 / CMIG4 / VIVT4 / BRKM5/ SBSP3
	Comércio	LREN3 / LAME4 / PCAR4 / NATU3 / RENT3
Serviços	Trans. arm. e correio	GOLL4 / POMO4 / TGMA3 / KEPL3 / LOGN3
	Serviços de informação	TOTS3 / VLID3 / CARD3 / ESTC3 / CIEL3
	Financeiras e seguros	ITUB3 / BBDC4 / BBAS3 / ITSA4 / BBDC3
	Outros	BRAP4 / OIBR4 / ODPV3 / UNIP6 / BBRK3
	Imobiliários e aluguéis	BRML3 / PDGR3 / GFSA3 / MULT3 / RSID3

Fonte: Dados da pesquisa

4 Resultados

A Figura 3 apresenta a evolução do retorno ao longo do tempo das carteiras de mercado testadas neste trabalho. Pode-se observar um movimento semelhante entre os portfólios. No entanto é notável o movimento suave das carteiras de mercado baseadas na composição do PIB. Este comportamento dá-se em razão da diversificação de ativos. A alta concentração do índice Ibovespa, motiva sua maior volatilidade.

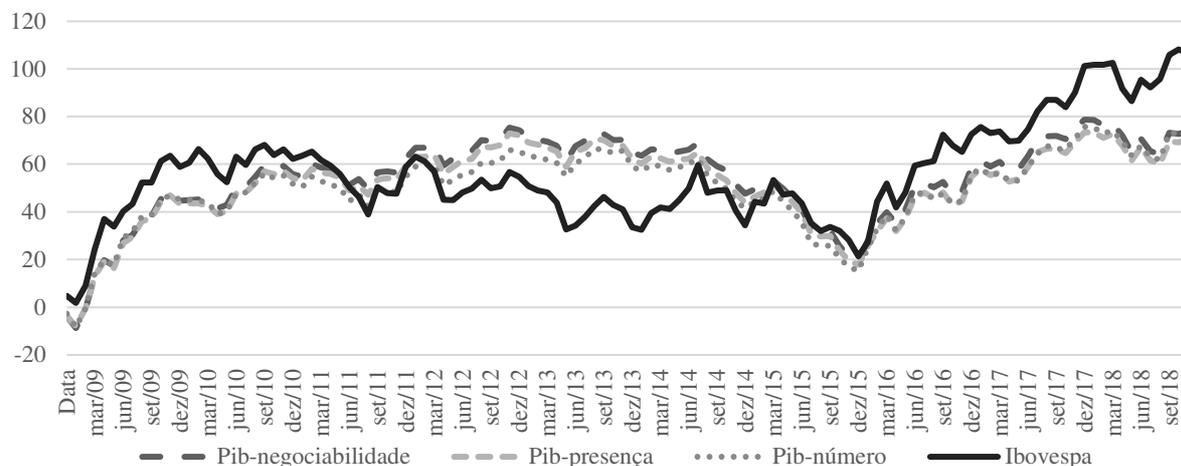


Figura 3: Retorno percentual ao longo do tempo das carteiras de mercado

Fonte: Dados da pesquisa

Assim, de forma quantitativa observa-se na Tabela 7 a estatística descritiva das carteiras. Por meio da correlação dos portfólios, nota-se o trade-off entre risco e retorno das carteiras. Desta forma, pode-se observar a Teoria de Markowitz (1952) de forma direta.

Analisando em paralelo as carteiras Beta propostas para os testes. Denominadas assim devido suas seleções e formações ocorrerem de acordo com o tamanho dos betas de cada ativo. Sendo separados 70 ações em 10 grupos, em ordem decrescente de betas.

Tabela 7:
Estatística descritiva das carteiras de mercado

	\bar{X}	σ	M	Min	Max	$Assim$	$Curt.$	ρ PIB-negoc	ρ PIB-pres	ρ PIB-num	ρ Ibovespa
PIB-negoc	0.6175	43.509	0.2466	-84.211	139.549	0.3628	-0.1003	10.000	0.9963	0.9854	0.8339
PIB-pres	0.5889	42.963	0.2189	-89.626	136.958	0.3398	-0.1248	0.9963	10.000	0.9851	0.8324
PIB-num	0.6232	44.404	-0.0462	-90.502	149.397	0.4883	0.2672	0.9854	0.9851	10.000	0.8396
Ibovespa	0.8864	59.957	0.5650	-118.600	169.700	0.2485	-0.3314	0.8339	0.8324	0.8396	10.000

Fonte: Dados da pesquisa

Já por meio das Tabelas 8 e 9, pode-se notar a versatilidade das carteiras, demonstrada pela alta variabilidade de suas estatísticas descritivas e correlações. Com carteiras com desvios-padrão de 3,98 a 8,12, um range de retornos de 41,49 pontos percentuais e coeficientes de correlação decrescentes entre as carteiras. Tal matização gera grande número de possibilidades nos testes, criando assim proporcional quantidade e volubilidade de resultados. O que traz muitos benefícios para o estudo teórico, visto que torna o mesmo ainda mais próximo da aplicação real.

Tabela 8:
Estatística descritiva das carteiras beta

	Beta 1	Beta 2	Beta 3	Beta 4	Beta 5	Beta 6	Beta 7	Beta 8	Beta 9	Beta 10
\bar{X}	1.15	1.55	1.38	1.43	1.25	1.77	1.54	0.82	1.47	1.25
σ	8.08	8.12	6.73	6.79	6.31	5.94	5.03	5.07	4.94	3.98
M	0.90	1.13	1.45	1.40	1.64	2.01	1.22	0.28	1.04	0.75
Min	-14.33	-14.53	-13.04	-14.88	-14.45	-12.27	-10.58	-12.47	-11.54	-8.19
Max	24.09	26.61	17.08	21.70	16.54	16.66	14.57	17.94	17.78	11.32
$Assim$	0.51	0.44	-0.11	0.33	0.01	0.07	0.15	0.34	0.28	0.23
$Curt.$	0.03	0.31	-0.30	0.35	-0.32	-0.64	-0.21	0.35	0.36	0.06

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 9:
Matriz de correlação das carteiras beta

	Beta 1	Beta 2	Beta 3	Beta 4	Beta 5	Beta 6	Beta 7	Beta 8	Beta 9	Beta 10
Beta 1	1.0000	0.8287	0.8062	0.8030	0.7910	0.7147	0.7633	0.6455	0.4885	0.4370
Beta 2	0.8287	1.0000	0.7816	0.7123	0.7559	0.6422	0.7416	0.6106	0.4750	0.4865
Beta 3	0.8062	0.7816	1.0000	0.7076	0.8092	0.6510	0.7562	0.5860	0.5482	0.5715
Beta 4	0.8030	0.7123	0.7076	1.0000	0.7262	0.7025	0.6984	0.6278	0.3963	0.4484
Beta 5	0.7910	0.7559	0.8092	0.7262	1.0000	0.7195	0.8021	0.6269	0.6608	0.5420
Beta 6	0.7147	0.6422	0.6510	0.7025	0.7195	1.0000	0.6501	0.6731	0.4534	0.5182
Beta 7	0.7633	0.7416	0.7562	0.6984	0.8021	0.6501	1.0000	0.6053	0.5590	0.5714
Beta 8	0.6455	0.6106	0.5860	0.6278	0.6269	0.6731	0.6053	1.0000	0.4345	0.4343
Beta 9	0.4885	0.4750	0.5482	0.3963	0.6608	0.4534	0.5590	0.4345	1.0000	0.4393
Beta 10	0.4370	0.4865	0.5715	0.4484	0.5420	0.5182	0.5714	0.4343	0.4393	1.0000

Fonte: Dados da pesquisa

À vista disso, iniciando a análise das interações entre os portfólios apresentados, ou seja, as carteiras baseadas no PIB e as carteiras "betas". De acordo com a Tabela 10 têm-se os resultados mais relevantes para os estimadores, utilizando a carteira PIB-negociabilidade como proxy de carteira de mercado.

Como esperado, os melhores resultados são onde as carteiras tiveram os p-valores referentes a variável α , maiores que o nível de significância de 5% (0,05), não rejeitando a hipótese nula mostrada na Equação 4. Então, pode-se observar na Tabela 11 que os melhores resultados se deram no curto prazo, com destaque para a janela de 07/2016 a 12/2018. Neste intervalo, somente a carteira β_6 exibiu um p-valor menor que 0,05.

Uma notação relevante se dá quando observado o resultado no longo prazo, no hiato entre 01/2009 e 12/2018. Apenas as carteiras β_8 e β_{10} obtiveram p-valor maior que o nível de significância estipulado. Assim, casos curiosos podem ser levantados, como as carteiras β_1 e β_4 , que apenas rejeitaram H_0 para o longo prazo. Um caso excepcional se deu com a carteira β_{10} , que não rejeitou a hipótese nula em nenhuma das

janelas testadas. O que pode dizer respeito a sua baixa correlação causal com a carteira PIB-negociabilidade. Como também a carteira β_8 que de 01/2014 a 06/2016, teve seu p-valor muito próximo a 0,05.

Tabela 10:
Resultado - PIB-negociabilidade como proxy de carteira de mercado

Carteira de ativo	Intercepto das retas de regressão				
	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
Beta 1	0.6656	0.8691	-0.1309	0.8407	10645
p-valor	0.0335	0.1952	0.8062	0.2326	0.1386
Beta 2	10500	22601	0.1801	-0.1963	0.5453
p-valor	0.0079	0.0023	0.7701	0.8568	0.4051
Beta 3	0.8416	0.4663	0.9895	18179	0.5186
p-valor	0.0025	0.3801	0.0297	0.0109	0.4050
Beta 4	0.8630	0.9644	0.5162	14493	0.7548
p-valor	0.0202	0.1626	0.3977	0.1688	0.3248
Beta 5	0.6748	0.4603	0.3834	18683	0.6993
p-valor	0.0288	0.4132	0.5410	0.0044	0.2302
Beta 6	11653	0.1861	12116	0.6395	25894
p-valor	0.0013	0.7888	0.0766	0.3882	0.0029
Beta 7	0.9118	15749	11770	0.9531	0.4210
p-valor	0.0012	0.0173	0.0255	0.1133	0.4494
Beta 8	0.1714	-0.0103	0.9262	-13762	0.2614
p-valor	0.5886	0.9872	0.1238	0.0489	0.6894
Beta 9	0.7828	0.7324	0.1524	23834	0.3453
p-valor	0.0373	0.3682	0.8506	0.0120	0.4969
Beta 10	0.5372	0.6803	0.7969	-0.3369	0.2639
p-valor	0.0712	0.2342	0.1705	0.6449	0.6479

Fonte: Dados da pesquisa

Ainda segundo a Tabela 11, nota-se que a razão J_0 apresentou todos os valores abaixo do nível de significância de 0,05. Assim, seria possível rejeitar a hipótese nula na forma multivariada. No entanto, os valores J_1 , J_2 e J_3 ficaram acima do nível de significância, não podendo assim rejeitar a hipótese nula de que o intercepto seja igual a zero. Como as estatísticas J_1 e J_3 levam em conta o fato de a amostra ser finita, ressalta a chance de a carteira ser eficiente no curto prazo. Principalmente para J_2 e J_3 , que estipulam a estatística teste para os modelos onde a restrição de $\alpha = 0$ é aplicada, conforme Equação 4. Logo, todos os p-valores nos subperíodos foram maiores, ou bem próximos de 0,05. Com exceção da estatística J_1 para a janela entre 01/2014 e 06/2016, que no teste individual foi o intervalo com mais interceptos rejeitados.

Tabela 11:
Razões J - PIB-negociabilidade como proxy de carteira de mercado

$H_0: \alpha = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
J_0	422.347	186.093	331.565	851.983	189.341
p-valor	0.0000	0.0455	0.0003	0.0000	0.0411
J_1	38.363	11.786	20.999	53.959	11.992
p-valor	0.0002	0.3624	0.0787	0.0008	0.3507
J_2	157.155	62.879	96.989	175.297	63.747
p-valor	0.1081	0.7905	0.4673	0.0634	0.7829
J_3	147.987	48.208	74.358	134.395	48.873
p-valor	0.1396	0.9028	0.6838	0.2001	0.8986

Fonte: Dados da pesquisa

Ademais, dado que os testes das razões J implicam em grande parte na aceitação de os excessos de retorno serem explicados apenas pelo risco sistemático de forma multivariada. Para o CAPM ser válido, a carteira de mercado deve também ser eficiente no sentido “média-variância”. Assim, foram testadas as seguintes hipóteses: $H_0: Z_m = 0$ e $H_a: Z_m > 0$. Desta forma, neste teste, a eficiência da carteira significa rejeitar

a hipótese nula. Vale ressaltar que a hipótese de $Z_m < 0$ também considera a carteira ineficiente. Dado que não é interessante para o investidor, uma carteira com retorno negativo.

Então, observa-se na Tabela 12, que em nenhum período se pode rejeitar a hipótese nula. Além disso, a razão de Sharpe se mostrou negativa em três dos cinco períodos testados (01/2019 a 12/2018, 07/2011 a 12/2013 e 01/2014 a 06/2016). Logo, a carteira não é eficiente no sentido “média-variância”. Desse modo, mesmo considerando que o primeiro e o último subperíodos explicam os excessos de retorno dos ativos através do risco de mercado, não se pode considerá-los eficientes quanto a carteira de mercado.

Tabela 12:
Teste de eficiência "média-variância" da carteira PIB-negociabilidade

$H_0: \mu_m = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
SR	-0.0461	0.2312	-0.0713	-0.4640	0.0801
p-valor	0.5184	0.4094	0.5282	0.6769	0.4684

Fonte: Dados da pesquisa

Partindo para a carteira de mercado PIB-presença. Por meio da Tabela 13, nota-se que a mesma apresentou eficiência semelhante ao portfólio PIB-negociabilidade. No entanto, com leve melhora. Aqui o período mais longo de 01/2009 a 12/2018, teve o α não rejeitado em apenas duas das carteiras testadas, sendo β_8 e β_{10} novamente. Carteiras essas, que também não rejeitaram H_0 em nenhum dos subperíodos analisados. Entretanto, vale ressaltar a carteira β_{10} exibiu uma diminuição notável em seus p-valores. Tendo seu p-valor no período, muito próximo do nível de significância de 0,05 (5%).

Pode ser observado também, que as carteiras β_1 , β_4 e β_6 rejeitaram a hipótese nula apenas no longo prazo. Com destaque para a carteira β_6 , que rejeitou H_0 para a carteira PIB-negociabilidade.

Tabela 13:
Resultado - PIB-presença como proxy de carteira de mercado

Carteira de ativo	Intercepto das retas de regressão				
	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
Beta 1	0.7167	0.9590	-0.1041	0.8875	10.334
p-valor	0.0250	0.1581	0.8553	0.2272	0.1440
Beta 2	10.953	23.450	0.2117	-0.2585	0.5185
p-valor	0.0073	0.0015	0.7425	0.8189	0.4410
Beta 3	0.8843	0.5284	10.166	18.760	0.4959
p-valor	0.0017	0.3163	0.0322	0.0100	0.4323
Beta 4	0.9044	10.198	0.5482	15.550	0.7351
p-valor	0.0139	0.1373	0.3553	0.1338	0.3447
Beta 5	0.7138	0.5097	0.4032	18.981	0.6706
p-valor	0.0205	0.3623	0.5196	0.0063	0.2346
Beta 6	11.986	0.2339	12.280	0.7192	25.786
p-valor	0.0009	0.7322	0.0744	0.3226	0.0035
Beta 7	0.9439	15.951	11.971	10.387	0.3990
p-valor	0.0006	0.0139	0.0234	0.0731	0.4596
Beta 8	0.1987	0.0248	0.9462	-13.593	0.2480
p-valor	0.5301	0.9682	0.1125	0.0530	0.7110
Beta 9	0.8035	0.7738	0.1682	24.247	0.3305
p-valor	0.0323	0.3454	0.8342	0.0110	0.5136
Beta 10	0.5589	0.7037	0.8144	-0.2502	0.2480
p-valor	0.0557	0.2047	0.1561	0.7288	0.6609

Fonte: Dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 14 nota-se uma semelhança entre as carteiras de mercado PIB-presença e PIB-negociabilidade. Tendo repetidamente a estatística J_0 rejeitando a hipótese nula para todas as janelas estudadas. Vale também destacar que nos testes J_2 e J_3 , de caráter restritivo, H_0 não foi rejeitado em nenhum período. Igualmente a carteira PIB-negociabilidade.

Tabela 14:
Razões J - PIB-presença como proxy de carteira de mercado

$H_0: \alpha = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
J0	473.179	235.401	340.292	811.711	178.529
p-valor	0.0000	0.0089	0.0002	0.0000	0.0575
J1	42.980	14.909	21.552	51.408	11.307
p-valor	0.0000	0.2176	0.0719	0.0011	0.3907
J2	173.233	75.467	98.777	170.661	60.836
p-valor	0.0675	0.6730	0.4513	0.0729	0.8082
J3	163.128	57.858	75.729	130.840	46.641
p-valor	0.0910	0.8329	0.6705	0.2190	0.9125

Fonte: Dados da pesquisa

Já na Tabela 15 os testes de eficiência “média-variância” se mostraram iguais a carteira anterior. Com os mesmos períodos com a razão de Sharpe negativa. Além de não rejeitar a hipótese nula em nenhum dos casos.

Tabela 15:
Teste de eficiência "média-variância" da carteira PIB-presença

$H_0: \mu_m = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
SR	-0.0533	0.2204	-0.0776	-0.4744	0.0838
p-valor	0.5212	0.4135	0.5307	0.6806	0.4669

Fonte: Dados da pesquisa

Quanto a terceira carteira, denominada PIB-número. De acordo com a Tabela 16 pode-se observar que a mesma denotou um número maior de rejeições de H_0 . O único a chegar mais próximo foi o período de 07/2016 - 12/2018. Porém, a carteira Beta 6 teve seu intercepto sendo significativo para o modelo. Novamente as carteiras β_8 e β_{10} não rejeitaram a hipótese nula no longo prazo. E somente o portfólio β_{10} correspondeu a restrição de $\alpha = 0$ em todas as janelas estudadas.

Tabela 16:
Resultado - PIB-número como proxy de carteira de mercado

Carteira de ativo	Intercepto das retas de regressão				
	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
Beta 1	0.6518	12.605	-0.2094	0.5640	0.8627
p-valor	0.0303	0.0480	0.6606	0.3865	0.2394
Beta 2	10.301	26.817	0.0940	-0.4522	0.3349
p-valor	0.0119	0.0004	0.8681	0.6811	0.6254
Beta 3	0.8240	0.7794	0.9158	14.649	0.3689
p-valor	0.0052	0.1592	0.0340	0.0516	0.6052
Beta 4	0.8543	12.285	0.4529	12.788	0.5862
p-valor	0.0180	0.0668	0.4508	0.1961	0.4409
Beta 5	0.6659	0.6857	0.3330	15.919	0.5125
p-valor	0.0255	0.1965	0.6004	0.0108	0.3569
Beta 6	11.601	0.4061	11.808	0.4145	24.663
p-valor	0.0009	0.5116	0.0658	0.5768	0.0048
Beta 7	0.9025	17.385	11.241	0.7328	0.2892
p-valor	0.0014	0.0082	0.0361	0.2268	0.5896
Beta 8	0.1556	0.2279	0.8784	-15.760	0.1502
p-valor	0.6402	0.7270	0.1539	0.0300	0.8310
Beta 9	0.7751	0.8389	0.1156	21.944	0.2495
p-valor	0.0402	0.2908	0.8882	0.0193	0.6324
Beta 10	0.5315	0.8648	0.7565	-0.3711	0.1852
p-valor	0.0746	0.1312	0.2065	0.6047	0.7382

Fonte: Dados da pesquisa

No entanto, nos testes multivariados (razões J) da Tabela 17, nota-se que no último subperíodo H_0 não pode ser rejeitado. Neste hiato nenhum dos testes J rejeitam a hipótese nula. Ademais, as razões J_2 e J_3 (com restrição), foram eficientes em todas as janelas.

Tabela 17:
Razões J - PIB-número como proxy de carteira de mercado

$H_0: \alpha = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
J0	413.612	334.225	310.816	724.935	156.108
p-valor	0.0000	0.0002	0.0006	0.0000	0.1113
J1	37.570	21.168	19.685	45.913	0.9887
p-valor	0.0002	0.0766	0.0979	0.0021	0.4850
J2	154.341	97.537	92.637	160.073	54.584
p-valor	0.1170	0.4624	0.5073	0.0994	0.8585
J3	145.338	74.778	71.021	122.722	41.848
p-valor	0.1500	0.6797	0.7158	0.2673	0.9386

Fonte: Dados da pesquisa

Já os testes de eficiência em “média-variância” (Tabela 18), obtiveram os mesmos resultados das carteiras PIB-negociabilidade e PIB-presença. Mostrando a ineficiência da carteira PIB-número como carteira de mercado para o modelo CAPM.

Tabela 18:
Teste de eficiência "média-variância" da carteira PIB-número

$H_0: \mu_m = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
SR	-0.0439	0.1802	-0.0555	-0.4216	0.1071
p-valor	0.5175	0.4291	0.5219	0.6618	0.4577

Fonte: Dados da pesquisa

Conforme demonstrado na Tabela 19, foram realizados os testes de eficiência tendo como proxy de carteira de mercado o índice bovespa, que é o portfólio mais utilizado em tal papel. Os ensaios foram realizados para efeito de comparação entre as carteiras propostas, podem assim observar se as mesmas se mostram mais eficientes que a carteira atualmente utilizada no cenário brasileiro. Nesse sentido, pode ser observado que existe uma eficiência individualizada no período de 07/2016 - 12/2018 e no período completo 01/2009 - 12/2018. Nota-se também que o Ibovespa, possui menos casos de rejeição que as carteiras antes testadas. No entanto, isso não é o suficiente para declarar sua eficiência.

Tabela 19:
Ibovespa como proxy de carteira de mercado

Carteira de ativo	Intercepto das retas de regressão				
	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
Beta 1	0.2537	14.735	0.6603	-18.269	0.2722
p-valor	0.5662	0.1572	0.2978	0.0294	0.7943
Beta 2	0.6630	30.512	10.584	-16.846	-0.2767
p-valor	0.1977	0.0198	0.1312	0.0748	0.7932
Beta 3	0.5037	0.9483	16.232	-0.6616	-0.2082
p-valor	0.2009	0.2554	0.0119	0.4528	0.8083
Beta 4	0.5545	12.383	10.861	-0.7327	0.0875
p-valor	0.2011	0.0764	0.1220	0.5153	0.9273
Beta 5	0.3767	0.9410	0.7593	-0.6228	0.0366
p-valor	0.3589	0.2681	0.2817	0.4520	0.9680
Beta 6	0.9099	0.5461	17.446	-11.085	21.571
p-valor	0.0273	0.5080	0.0072	0.1793	0.0351
Beta 7	0.6838	17.570	16.632	-0.7256	-0.0557
p-valor	0.0330	0.0099	0.0029	0.2561	0.9388
Beta 8	-0.0334	0.3819	13.365	-21.918	-0.1095
p-valor	0.9314	0.6420	0.0330	0.0020	0.9058
Beta 9	0.6290	10.569	0.2782	0.8735	-0.1662
p-valor	0.1227	0.2419	0.7416	0.3748	0.7425
Beta 10	0.4103	10.417	0.9526	-0.8618	0.0572
p-valor	0.2318	0.1631	0.1497	0.2238	0.9289

Fonte: Dados da pesquisa

As razões J (Tabela 20) explicam melhor o que foi visto nos testes individuais. Nota-se que o Ibovespa apresenta menos rejeições a hipótese nula. Com destaque para os períodos de 01/2009 a 12/2018, de 01/2009 a 06/2011 e de 07/2016 a 12/2018, onde nenhum p-valor foi inferior ao nível de significância de 5% (0,05). Mostrando assim, um resultado contraditório entre os testes multivariados e os testes individuais no período de 10 anos. Pois, os testes unitários tiveram várias rejeições a H_0 . No entanto, conjuntamente essas rejeições não tiveram efeito, tão quanto no modelo restrito ou no modelo irrestrito.

Tabela 20:
Razões J - Ibovespa como proxy de carteira de mercado

$H_0: \alpha = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
J0	151.867	136.602	457.359	344.089	124.992
p-valor	0.1254	0.1891	0.0000	0.0002	0.2530
J1	13.795	0.8651	28.966	21.792	0.7916
p-valor	0.1992	0.5784	0.0221	0.0691	0.6377
J2	62.103	48.889	120.654	99.547	45.378
p-valor	0.7973	0.8985	0.2807	0.4445	0.9198
J3	58.481	37.482	92.502	76.320	34.790
p-valor	0.8279	0.9580	0.5085	0.6647	0.9678

Fonte: Dados da pesquisa

Dessa forma, de acordo com a Tabela 21, apesar de o índice Bovespa ser eficiente explicando os excessos dos retornos dos ativos em alguns períodos. Não pode ser observada sua eficiência quanto a “média-variância”, demonstrando também razão de Sharpe negativa em duas ocasiões.

Tabela 21:
Teste de eficiência "média-variância" do Ibovespa

$H_0: \mu_m = 0$	01/2009 - 12/2018	01/2009 - 06/2011	07/2011 - 12/2013	01/2014 - 06/2016	07/2016 - 12/2018
SR	0.0113	0.1816	-0.2254	-0.1069	0.2146
p-valor	0.4955	0.4286	0.5884	0.5422	0.4158

Fonte: Dados da pesquisa

Por fim, destaca-se ainda, que não tendo sua média estatisticamente diferente de zero, o retorno do Ibovespa apresenta resultados marginalmente superiores as demais carteiras testadas, visto que seu SR se mostrou superior a zero em um número maior de períodos.

5 Conclusões

O objetivo desta pesquisa foi testar a eficiência ex-ante das carteiras propostas através da composição do PIB (PIB-negociabilidade, PIB-presença e PIB-número), utilizados como *proxies* para a carteira de mercado no contexto do modelo CAPM, comparando-as com a eficiência do índice Ibovespa para o mesmo fim. Assim, foram testadas as seguintes hipóteses: H_1 : Uma carteira hipotética de mercado baseada na composição do PIB, formada por empresas de cada setor do mesmo, explica por si só o retorno de uma carteira de ativos, e H_2 : Uma carteira hipotética de mercado baseada na composição do PIB, formada por empresas de cada setor do mesmo, é eficiente em “média-variância”.

Os resultados mostraram que todas as carteiras propostas foram ineficientes no sentido ‘média-variância’, não confirmando assim as hipóteses H_1 e H_2 . Tais conclusões também foram identificadas nos estudos de Silva e Motta (2002), Araujo, Fajardo e Di Tavani (2006), Hagler e Brito (2007), Volpe (2010), assim como, Pereira e Laurini (2020), não obstante, as características do contexto brasileiro.

Contudo, alguns subperíodos mostraram boa resposta aos testes. Em principal, a janela entre 07/2016 e 12/2018, que não rejeitou as hipóteses testadas em 90% dos casos. Dando a entender que, assim como, os estudos a respeito da correlação entre PIB e Ibovespa, a janela de análise pode interferir nos resultados obtidos.

Utilizar a composição do Produto Interno Bruto para formar uma proxy de carteira de mercado para o modelo CAPM, se destaca, posto que a variável macroeconômica abrange toda a produção da economia brasileira. Isso explica a utilização da variável por Araujo, Fajardo e Di Tavani (2006). Porém, mesmo o índice Ibovespa apresentando um resultado marginal maior que os demais, não se pode afirmar que o mesmo, é uma proxy de carteira de mercado para o modelo CAPM, visto que este índice não cumpre as premissas de eficiência para a versão Sharpe-Lintner. Apesar disso, o índice se mostra como possível alternativa, para sua aplicação prática no mundo real.

Também foi possível concluir que apesar da utilização de dados em um período de 10 anos com relativa estabilidade na economia brasileira, a metodologia discutida por Campbell, Lo e MacKinlay (1997), não foi possível confirmar às premissas levantadas nas hipóteses para o cenário nacional, de acordo com as carteiras propostas neste estudo. Assim, pesquisas futuras poderiam ser mais precisas, ao testarem às subdivisões dentro de cada proxy adotadas nesse estudo, como as premissas de carteira eficiente para às subdivisões em negociabilidade, presença, número e no índice Ibovespa, porém fazendo um recorte antes e após a Covid-19, pois tal efeito da pandemia pode interferir na estabilidade da economia brasileira. Pode também ser adicionada uma comparação com modelos como os de Guermat (2014) e Pereira e Laurini (2020), o que poderá refletir em resultados diferentes dos apresentados neste estudo.

Referências

- Araújo, E., Fajardo, J., & Di Tavani, L. C. (2006). CAPM usando uma carteira sintética do PIB Brasileiro. *Estudos Econômicos, São Paulo, SP, Brasil*, 36(3), 465–505. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612006000300003>
- Asprem, M. (1989). Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in ten European countries. *Journal of Banking & Finance*, 13, 589-612. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(89\)90032-0](https://doi.org/10.1016/0378-4266(89)90032-0)
- Barro, R. J. (1990). The stock market and investment. *The Review of Financial Studies*, 3(1), 115-131. <https://doi.org/10.1093/rfs/3.1.115>
- Bernardelli, L. V., & Bernardelli, A. G. (2016). Análise sobre a Relação do Mercado Acionário com as Variáveis Macroeconômicas no Period de 2004 a 2014. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 4(1), 4-17, <https://doi.org/10.18405/recfin20160101>
- Bernardelli, L. V., & De Castro, G. H. L. (2020). Mercado acionário e variáveis macroeconômicas: evidências para o Brasil. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 19, 2892. <https://doi.org/10.16930/2237-766220202892>
- Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *The Journal of Business*, 45(3), 444–455. <https://doi.org/10.1086/295472>
- Campbell, J. Y., Lo, A., & MacKinlay, C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets* Princeton University Press Princeton. New Jersey: MacKinlay, 2. <https://doi.org/10.1515/9781400830213>
- Carvalho, P. L., & Sekunda, A. (2020). Influência de variáveis macroeconômicas sobre o desempenho do mercado de capitais brasileiro. *Anais do XX USP Internacional Conference in Accounting*, São Paulo, SP, Brasil.
- Dufour, J.M., & Tessier, D. (2006). *Short-run and long-run causality between monetary policy variables and stock prices* (No. 2006-39). Bank of Canada.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The Journal of Finance*, 45(4), 1089-1108. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02428.x>
- Fama, E. F., & French, K. R. (2007). O modelo de precificação de ativos de capital: teoria e evidências. *Revista de Administração de Empresas*, 47(2), 103–118. <https://doi.org/10.1590/S0034-75902007000200015>
- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- Gibbons, M. R., Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). A Test of the Efficiency of a Given Portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121–1152. <https://doi.org/10.2307/1913625>
- Grôppo, G. S. (2004). Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa. Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil. <https://doi.org/https://doi.org/10.11606/D.11.2004.tde-06012005-165535>

- Guermat, C. (2014). Yes, the CAPM is testable. *Journal of Banking & Finance*, 46, 31-42. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.05.001>
- Hagler, C. E. M., & Brito, R. D. De O. (2007). Sobre a eficiência dos índices de ações brasileiros. *Revista de Administração*, 42(1), 74–85. <https://doi.org/10.1590/S1415-65552001000300011>
- Harry M. (1952). Portfolio Selection Harry Markowitz. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525>
- Hou, Y. (2002). *Testing the CAPM by a synthetic return on GDP as the market return*. Economics Department, Yale University, Connecticut, Estados Unidos da América, 3-53.
- Jobson, J. D., Korkie, Bob. (1982). Potential performance and tests of portfolio efficiency. *Journal of Financial Economics*, 10(4), 433-466. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(82\)90019-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(82)90019-8)
- Kan, R., Robotti, C., Shanken, J. (2013). Pricing model performance and the two-pass cross-sectional regression methodology. *The Journal of Finance*, 68(6), 2617-2649. <https://doi.org/10.1111/jofi.12035>
- Kandel, S., & Stambaugh, R. F. (1995). Portfolio inefficiency and the cross-section of expected returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 157-184, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05170.x>
- Kwon, C. S., & Shin, T. S. (1999). Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal*, 10(1), 71-81. [https://doi.org/10.1016/S1044-0283\(99\)00006-X](https://doi.org/10.1016/S1044-0283(99)00006-X)
- Lintner, J. (1965). Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587–615. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1965.tb02930>
- Machado, M. R. R., Gartner, I. R., De Souza Machado, L. (2017). Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: Evidências a Partir de um Modelo Markov-Switching. *Revista Brasileira de Finanças*, 15(3), 435-468. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v15n3.2017.59406>
- Monteiro, B. R. L. G., Moraes, A. F., Dutra, T. C., & Nascimento, J. P. (2013). Um estudo econométrico sobre as variáveis macroeconômicas e sua relação com o Ibovespa no período julho de 1996 até Dezembro de 2013. *Anais do XIII Simpósio de Excelência e Tecnologia*, Minas Gerais, Brasil.
- Nunes, M. S., Costa Jr, N. C. A., Meurer, R. (2005). A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(4), 585-607, <https://doi.org/10.1590/S0034-71402005000400004>
- Nunes, M. S., Costa Jr, N. C. A., Seabra, F. (2003). Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, "risco Brasil" e retornos no mercado de ações brasileiro. *Revista De Economia e Administração*, 2(3), 26-42. <https://doi.org/10.11132/rea.2002.44>
- Nunes, M., & Silva, S. (2005). *Política Monetária e Relação entre PIB Real e Mercado de Ações na Economia Brasileira [Monetary policy and the relationship between real GDP and stockmarket in the Brazilian economy]*, MPRA Paper 4158, University Library of Munich, Germany.
- Pereira, M. V. L., Araújo, L. C., Iquiapaza, R. A. (2020). Cointegração e previsibilidade de abordagens VECM para o Ibovespa. *Revista Brasileira de Finanças*, 18(2), 82-121. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v18n2.2020.79162>
- Pereira, C. V., & Laurini, M. (2020). Portfolio Efficiency Tests with Conditioning Information-Comparing GMM and GEL Estimators (No. 202014). *SSRN*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3421775>
- Pilinkus, D. (2009). Stock market and macroeconomic variables: evidence from Lithuania. *Economics and Management*, 14, p. 884-891. Disponível em: <https://etalpykla.lituanistikadb.lt/object/LT-LDB-0001:J.04~2009~1367168422680/>
- Ribeiro, A. A. S., Leite, Á. R., & Justo, W. R. (2016). Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa. *Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria*, 9(1), 121-137. <https://doi.org/10.5902/1983465911741>
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the

theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129–176. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90009-5)

Schwert, G. W. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *The Journal of Finance*, 45(4), 1237-1257. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02434.x>

Shanken, J. (1985). Multivariate tests of the zero-beta CAPM. *Journal of Financial Economics*, 14, 327–348. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90002-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90002-9)

Silva, F. M., & Coronel, D. A. (2012). Análise da Causalidade e Cointegração entre Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. *Revista de Administração FACES Journal*, 2(3), 31-52.

Silva, F. F., & Motta, L. F. J. (2002). Teste do CAPM zero-beta no mercado de capitais brasileiro. *Revista de Economia e Administração*, 1(4). <https://doi.org/10.11132/rea.2002.28>

Silva, Jr., J. C. A., Menezes, G., & Fernandez, R. N. (2011). Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, 23. <https://doi.org/10.5902/red.v0i23.4931>

Omran, M. (2003). Time series analysis of the impact of real interest rates on stock market activity and liquidity in Egypt: Co-integration and error correction model approach. *International Journal of Business*, 8(3). <https://doi.org/10.2139/ssrn.420248>

Volpe, B. M. (2010). *Qual índice de mercado utilizar? - Um teste das aproximações da carteira de mercado brasileira*. Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, Brasil.

William, S. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 1–19. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>

NOTAS

AGRADECIMENTOS

Agradecemos ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal do Espírito Santo – UFES pela acessibilidade dos dados coletados para a realização desta pesquisa.

CONTRIBUIÇÃO DE AUTORIA

Concepção e elaboração do manuscrito: A. S. Neto, V. F. Teixeira, D. Reina.

Coleta de dados: V. F. Teixeira, A. S. Neto

Análise de dados: V. F. Teixeira, A. S. Neto

Discussão dos resultados: V. F. Teixeira, A. S. Neto, D. Reina

Revisão e aprovação: V. F. Teixeira, D. Reina

CONJUNTO DE DADOS DE PESQUISA

O conjunto de dados que dá suporte aos resultados deste estudo não está disponível publicamente.

FINANCIAMENTO

Não se aplica.

CONSENTIMENTO DE USO DE IMAGEM

Não se aplica.

APROVAÇÃO DE COMITÊ DE ÉTICA EM PESQUISA

Não se aplica.

CONFLITO DE INTERESSES

Não se aplica.

LICENÇA DE USO

Os Direitos Autorais para artigos publicados neste periódico são do autor, com direitos de primeira publicação para a Revista. Em virtude de aparecerem nesta Revista de acesso público, os artigos são de uso gratuito, com atribuições próprias, em aplicações educacionais, de exercício profissional e para gestão pública. A Revista adotou a licença [Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional - CC BY NC ND](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/). Esta licença permite acessar, baixar (download), copiar, imprimir, compartilhar, reutilizar e distribuir os artigos desde que com a citação da fonte, atribuindo os devidos créditos de autoria. Nesses casos, nenhuma permissão é necessária

por parte dos autores ou dos editores. Autores têm autorização para assumir contratos adicionais separadamente, para distribuição não-exclusiva da versão do trabalho publicada nesta revista (ex.: publicar em repositório institucional ou um capítulo de livro).

PUBLISHER

Universidade Federal de Santa Catarina. Curso de Ciências Contábeis e Programa de Pós-graduação em Contabilidade. Publicação no [Portal de Periódicos UFSC](#). As ideias expressadas neste artigo são de responsabilidade de seus autores, não representando, necessariamente, a opinião dos editores ou da universidade.

EDITORES

Carlos Eduardo Facin Lavarda e Suliani Rover

HISTÓRICO

Recebido em: 15/05/2020 – Revisado por pares em: 29/09/2020 – Reformulado em: 01/11/2020 – Recomendado para publicação em: 21/01/2021 – Publicado em: 22/03/2021