

# Os Efeitos da Política Monetária sobre as Ações de Valor e Crescimento dos EUA no Período 2008-2021

Raphael Abs Musa de Lemos  
Mestrando em Economia e Mercados na Universidade Presbiteriana Mackenzie  
[raphael\\_abs@hotmail.com](mailto:raphael_abs@hotmail.com)

Pedro Raffy Vartanian  
Professor de Economia na Universidade Presbiteriana Mackenzie  
[pedro.vartanian@mackenzie.br](mailto:pedro.vartanian@mackenzie.br)

**Resumo:** A presente pesquisa visou à investigação dos efeitos da política monetária sobre o mercado acionário norte-americano, no período compreendido entre dezembro de 2008 e dezembro de 2021. Com efeito, o período apresenta larga vantagem no retorno absoluto das ações de crescimento sobre as ações de valor, em contradição às pesquisas que historicamente demonstraram vantagem destas sobre as primeiras. Por esse motivo, buscou-se examinar se a política monetária do período teria beneficiado as ações de crescimento, por intermédio da aplicação de modelo VAR com vetor de correção de erros (VEC), utilizando-se como variáveis quatro ETFs que seguem passivamente índices, sendo dois de valor e dois de crescimento. Para análise da política monetária do período, usou-se o total de ativos no balanço patrimonial do *Federal Reserve*. Os resultados apontaram, pelas funções generalizadas de impulso-resposta, a maior elasticidade, no longo prazo, dos ETFs de crescimento aos choques sobre a variável dos ativos do banco central, confirmando a hipótese aventada de que os estímulos monetários influenciaram positivamente os retornos absolutos dos preços de ações de crescimento e de valor no período demarcado, com maior benefício às ações de crescimento.

**Palavras-chave:** Política monetária; ações norte-americanas; ações de crescimento; ações de valor.

## 1. Introdução

A presente pesquisa visa à investigação dos efeitos da política monetária sobre o mercado acionário norte-americano no período compreendido entre 2008 e 2021, com o escopo de examinar se ela teria realmente influenciado a capitalização das companhias, principalmente pela utilização do *quantitative easing* durante diversas ocasiões no lapso temporal delimitado. Os retornos absolutos das ações de crescimento e de valor foram consideráveis, porém com larga vantagem ao primeiro grupo, em contradição à literatura financeira que tradicionalmente indicava a prevalência das ações de valor.

Conforme Bernanke (2022), por intermédio do *quantitative easing*, a autoridade monetária provoca a supressão dos juros, sobretudo dos vértices longos, ao comprar ativos que são incorporados em seu balanço patrimonial, como medida para estimular a economia norte-americana. Em face desse cenário, cogita-se, como hipótese da presente pesquisa, se a política monetária do período teria favorecido as ações de crescimento, em contraposição às ações de valor, haja vista a maior sensibilidade do primeiro grupo às oscilações na taxa de juros de títulos

de longo prazo, usada como referencial de desconto para os fluxos de caixa estimados e como elemento componente do cálculo de *equity risk premium*, introjetado nas expectativas dos investidores para formação dos excessos de retornos esperados sobre o ativo livre de risco, com concomitantes efeitos de transmissão sobre a calibragem de portfólio, ante a supressão dos retornos do ativo livre de risco, exigindo-se do investidor uma nova alocação defronte à conjuntura macroeconômica.

Com efeito, esse efeito de equilíbrio dos portfólios foi sentido na última década, de modo que as carteiras tradicionalmente sugeridas em economia maduras, com alocação 50% em renda variável e 50% em renda fixa, ou 60% renda variável e 40% renda fixa, performaram aquém de portfólios mais alocados em ativos com maior risco, tais como ações de crescimento e investimentos alternativos como *private equity* e *venture capital*. Ante o contexto apresentado, a pesquisa pretende avaliar resultados econométricos explicativos da influência da política monetária na precificação e na superação de performance do subgrupo de crescimento, comparativamente às ações de valor, por intermédio das funções de impulso-resposta do modelo VAR com vetor de correção de erros (VEC), a partir de dados extraídos de ETFs passivos e de variável relativa ao total dos ativos no balanço do *Fed*. Este artigo passará pelo referencial teórico concernente à política monetária, aos ciclos econômicos de acordo com a teoria austríaca, à teoria das expectativas racionais e à dicotomia entre ações de valor e crescimento. Na sequência, passa-se pelos eventos históricos da grande crise financeira e pela pandemia da Covid-19. A parte de metodologia e dados apresenta as variáveis e o modelo VAR com vetor de correção de erros, com posterior análise dos resultados da pesquisa.

## 2. Referencial Teórico

Iniciando-se pelas noções teóricas atinentes à política monetária, deve-se partir da teoria quantitativa, pela equação de Fisher (1930), conforme a qual  $MV = PT$ , em que  $M$  é a oferta de dinheiro multiplicada pela velocidade de circulação da moeda ( $V$ ), equivalendo este produto à multiplicação do número de transações envolvendo pagamento em dinheiro ( $T$ ) pelo preço de cada transação ( $P$ ), também exposta por Gardiner (2006). Esse dogma da teoria quantitativa da moeda se manteve vigente por décadas sem que houvesse sólidos ataques à construção. No entanto, com o keynesianismo, a clássica teoria quantitativa da moeda sofreu severas críticas, uma vez que os primeiros economistas dessa vertente atribuíam pouca relevância à oferta monetária. No entanto, com o advento do monetarismo, Milton Friedman, principal expoente da corrente, revitalizou a teoria quantitativa, expondo, por intermédio da análise da depressão de 1930, que suas premissas tinham sido mal expostas. De um lado, conforme Froyen (2013), keynesianos indicavam como problemas cruciais para a crise a queda dos componentes da demanda agregada, ao passo que Friedman e Schwartz (1965) entendiam, em convergência com a teoria quantitativa, que o problema fora agravado pela ausência de expansão da base monetária.

A despeito das oscilações da velocidade monetária após a década de 1980, em nítida contraposição à alegada estabilidade de Friedman, muito do que o economista de Chicago escrevera passou a ser relegado. Entretanto, a influência de seu pensamento é notável sobre a moderna teoria monetária, visto que, conforme Bernanke (2002), os estudos do primeiro serviram de aprendizado definitivo para que banqueiros centrais não incorressem no mesmo erro da década de 1930.

Em relação ao *Federal Reserve*, banco central norte-americano, sua atuação desempenha diversas funções com relevância macroeconômica, que são levadas em consideração nas expectativas dos agentes no mercado, conforme lições de Blanchard (2012). Conforme a Seção 2A do *Federal Reserve Act*, cabe ao *Federal Open Market Committee*

promover os objetivos de máximo emprego, preços estáveis e taxas de juro de longo prazo moderadas, finalidades estas que devem ser instrumentalizadas mediante medidas de política monetária à disposição da autoridade, tais como a afixação da *federal funds rate (FFR)*, o *forward guidance* e o *quantitative easing* (ou *tightening*). Nesse contexto, a importância da política monetária ocorre, quanto às suas consequências, sobre os chamados efeitos de transmissão. Resumidamente, conforme esses efeitos de transmissão repercutem sobre os mercados financeiros pelos impactos: sobre as ações, sobre o valor do dólar norte-americano em face das demais moedas, sobre os spreads de crédito, sobre os padrões de concessão de crédito e, finalmente, sobre a formação de capital.

Assim, Rigobon e Sack (2002, 2003) puderam demonstrar os efeitos de um aumento de juros de curto prazo pelo *Fed* sobre o mercado acionário norte-americano, assim como a causalidade inversa, isto é, o impacto de uma alta ou de uma queda no índice acionário sobre a tomada de decisão concernente à política monetária. Ehrmann e Fratzscher (2004) também observam que os efeitos da política monetária sobre as ações oscilam a depender do segmento de atuação e da estrutura de capital da companhia. Bernanke e Kuttner (2005) também chegam a conclusões similares, constatando que os setores de tecnologia e telecomunicações respondem cerca de 50% mais sensivelmente à mudança dos juros na *FFR*. Finalmente, Joyce, Lasaoa, Stevens e Tong (2011) observaram que o *quantitative easing* provocou uma redução dos vértices longos da curva de juros britânica, possibilitando, em suma, um rebalanceamento de portfólio como efeito de transmissão da política monetária, com maior exposição das carteiras às ações.

Avançando-se para a teoria austríaca dos ciclos econômicos, conforme Garrison (2001), a macroeconomia baseada na estrutura de capital é indispensável para se compreenderem as preferências intertemporais dos agentes e em que medida elas impactam o crescimento econômico e a estrutura de produção econômica, de forma a distinguir o crescimento saudável do crescimento artificial, este último responsável por criar fenômenos de *boom and bust*, como consequência das ações tomadas por poupadores e por autoridade monetária. Dessa maneira, à luz de Hayek (1933), ao intervir pela injeção de moeda e pela expansão do crédito, a autoridade monetária distorce o ciclo econômico sadio, levando à mudança dos preços relativos na estrutura intertemporal. Conforme Huerta de Soto (2012), a expansão do crédito implica a ampliação artificial e involuntária dos fundos emprestáveis (*loanable funds*), de modo que a fronteira de possibilidade de produção seja distorcida para além do equilíbrio, pelo aumento de investimentos simultâneo ao aumento do consumo. Ademais, verifica-se a queda da poupança voluntária em face da queda da taxa de juros, com o aumento dos investimentos, que, em face do processo artificial, serão, na terminologia de Hayek, *malinvestments*, distorcendo o triângulo da estrutura de produção até chegar-se à crise, pela insustentabilidade do ciclo, diante do corte de projetos de produção, do aumento do desemprego, com repercussões sobre a renda e sobre os gastos, e, enfim, da queda da demanda agregada.

Ademais, da perspectiva da teoria das expectativas racionais, a partir do trabalho de Lucas Jr. e Prescott (1971), é importante salientar que os agentes incorporam em suas previsões não só as variáveis macroeconômicas passadas, mas também as futuras, com base nas informações disponíveis no presente, tentando, conforme King (2017), conjecturar as interações entre as variáveis para a tomada de decisões alocativas. Logo, as sinalizações do banco central, ainda que apenas em palavras escritas em atas, também passam a ser incorporadas nas previsões dos agentes econômicos. Em paralelo às expectativas racionais, há que se mencionar a hipótese do mercado eficiente, de acordo com Fama (1970), cujo trabalho visou à demonstração de que os mercados de capitais refletiriam no preço dos ativos todas as informações disponíveis naquele momento aos participantes, enaltecendo, portanto, a capacidade muito precisa dos

agentes na rápida precificação de qualquer novidade informacional que pudesse repercutir diretamente na formação dos preços.

Finalmente, no tocante à dicotomia das ações entre *value* e *growth*, a literatura, respaldada em Fama e French (1996), historicamente indicou um prêmio de retorno das ações de valor diante das ações de crescimento, constatação, todavia, superada no período selecionado para esta pesquisa, compreendido entre janeiro de 2009 e dezembro de 2021, no qual as ações *growth* tiveram performance consideravelmente superior às *value*. A categorização desses dois grupos, conforme Greenwald *et al* (2001) e Penman e Reggiani (2018), passou, na prática, a ser realizada pelos múltiplos preço/lucro, de tal forma que empresas com baixa razão preço/lucro, justamente pela expectativa dos agentes de baixo crescimento dos lucros, seriam consideradas de valor, ao passo que companhias com altos múltiplos de preço/lucro implicariam, pela projeção de grandes crescimentos de lucros à frente, a rotulação como empresas de crescimento. Essa dicotomia, ademais, tem respaldo no *value investing*, que, de acordo com Greendwald *et al* (2001), assume metodologicamente uma moldura cautelosa acerca das pressuposições de grandes crescimentos esperados, que impactam relevantemente a avaliação das empresas na estimação dos fluxos de caixa.

### 3. Histórico

O período selecionado para a pesquisa é demarcado por duas crises, a primeira a grande crise financeira de 2008 e a segunda respeitante à pandemia da Covid-19. Muitas pesquisas se dedicaram a compreender as causas da crise financeira de 2008, deflagrada pelo estouro da bolha das hipotecas *subprime*. Conforme Leijonhufvud (2008) e Ravier e Lewin (2012), o melhor modelo teórico para explicar a crise seria a teoria austríaca do ciclo econômico, visto que desde a década de 1980, o *Federal Reserve* iniciou processo de decréscimo na taxa de juros de curto prazo, ainda sob a gestão de Paul Volcker, com o controle dos preços pela quantidade de dinheiro em circulação. Desde então, a *FFR* vem numa tendência constante de queda, chegando a zero durante dois momentos cruciais: na grande crise financeira de 2008 e na pandemia da Covid-19, em 2020.

No entanto, a partir do segundo semestre de 2004, a *FFR* começa a subir gradualmente, chegando, enfim, ao pico em agosto de 2006. Paulatinamente, os ativos reais e, sobretudo no caso das hipotecas *subprime*, os imóveis passaram a ter seus preços corrigidos, imediatamente impactando os financiamentos imobiliários pela queda do preço do ativo colateral. Acompanhando esse movimento de alta, os juros de 30 anos para as hipotecas também subiram, afetando sensivelmente o cálculo dos pagamentos dos devedores. Diante de taxas de juros reprimidas, seria natural que os agentes econômicos passassem a buscar maior rentabilidade em seus investimentos, ainda que isso pressupusesse a assunção de novos riscos. Assim, em face da busca por mais retornos, o mercado de títulos amparados por hipotecas (*mortgage backed securities*) passou a oferecer títulos que tinham por base financiamentos imobiliários de devedores categorizados com menor capacidade de adimplimento e, por consectário lógico, com maior risco de default. No entanto, as instituições financeiras as aglutinavam em grupos que supostamente mitigariam o risco, dada a diversidade de devedores, no que foram acompanhadas pelas agências de risco, que, a despeito da baixa capacidade de adimplimento dos financiados, mantinham elevados níveis de *rating* a esses títulos.

Além disso, como aponta Whalen (2008), o modelo institucional norte-americano de incentivo à moradia acessível (“*affordable housing*”) favorecia, por intermédio de parcerias público-privadas, o uso de técnicas financeiras inovadoras para inflar a capacidade contributiva dos devedores. Concomitantemente, a *Security Exchange Commission* (SEC) e o próprio *Fed* foram inertes em regular a expansão da negociação de derivativos e títulos em balcão (*over the*

counter), com similar permissividade de SEC e *Financial Accounting Standards Board* (FASB) para a contabilidade do valor justo. Dessarte, com o aumento dos juros das hipotecas e a deflação dos imóveis, materializou-se o cenário perfeito para que os inadimplimentos começassem a subir, estourando-se, enfim, a bolha imobiliária. O problema foi sensivelmente amplificado pelo comportamento especulativo de instituições financeiras, como a AIG, muitas delas vendidas em enormes quantidades de derivativos (*swaps*) que garantiam ao titular do contrato a proteção em face do calote das hipotecas *subprime*, como descrito por Lewis (2011). Amparadas numa falsa percepção de segurança, esses agentes assumiram riscos desproporcionais, que implicaram a falência de muitas instituições como *Lehmann Brothers*, *Bear Stearns* e *AIG*.

Além disso, pela indicação de Bernanke à presidência do *Fed*, houve então a liderança de um estudioso da Crise de 1929, muito influenciado pela teoria monetarista de Friedman, de modo que o *Fed* passou a expandir agressivamente a base monetária e a financiar o tesouro americano pela compra de *treasuries*, que discricionariamente conduziria uma política fiscal expansionista. Ravier e Lewin (2012) mostram que a base monetária foi duplicada imediatamente após o estouro da bolha, indo de pouco menos de 900 bilhões de dólares para aproximadamente 1,8 trilhão de dólares em menos de seis meses, entre setembro de 2008 e janeiro de 2009. Da mesma forma, o balanço do *Fed* em 2008 foi de 1 trilhão de dólares para quase 2,5 trilhões de dólares em 2009, mantendo-se em crescimento nos anos subsequentes, pela condução do *quantitative easing* por Bernanke.

Tratando-se doravante da pandemia da Covid-19, A estratégia utilizada após a crise financeira de 2008 foi repetida recentemente, quando da eclosão da pandemia da Covid-19, com a atuação intensa do *Fed* a partir de março de 2020, ao anunciar a implementação de novo programa de *quantitative easing*, com a compra de *treasury bonds* e *mortgage backed securities* em 15 de março de 2020, somada à redução da *FFR* a zero e à redução das reservas compulsórias dos bancos. Dias depois, em 23 de março de 2020, o *Fed* anunciou que também compraria títulos corporativos e, finalmente, em 9 de abril de 2020, passou a incluir no programa de compras ETFs de títulos *high yield* e de emissores que foram rebaixados ao rating BB/Ba antes de 22 de março.

A resposta excepcional do *Fed* decorreu de impactos severos na economia real, que, na sequência, repercutiram sobre o mercado financeiro – movimento inverso do ocorrido na crise de 2008, como observam Nozawa e Qiu (2021). As paralisações e lockdowns provocados pela pandemia da Covid-19 chegaram a levar a taxa de desemprego nos EUA a 14,70%, conforme dados da Secretaria de Estatísticas Trabalhistas. Afora os impactos sobre a economia real, as consequências sobre as ações foram imediatas. O S&P 500 entre fevereiro e março de 2020 – período demarcado entre o lockdown italiano e o anúncio de *quantitative easing* de títulos corporativos – sofreu uma correção de aproximadamente 35% e só começou a reagir a partir dos anúncios do *Federal Reserve* concernentes à compra de títulos corporativos *investment grade*. Do lado da renda fixa, Nozawa e Qiu (2021) observam os *spreads* de crédito *high yield* e BBB ampliando-se a partir do lockdown na Itália, com o pico chegando à data de anúncio de *quantitative easing* voltado para títulos *investment grade* e posterior redução mais expressiva dos *spreads* em títulos *high yield* após o anúncio de 9 de abril de 2020.

Nesse contexto, Rebucci, Hartley e Jiménez (2021), ao realizarem uma análise baseada nos principais anúncios do *Fed* em março, concluíram que o banco central norte-americano exerceu papel fundamental para estabilizar o mercado de renda fixa no mundo todo e, concomitantemente, para endereçar a escassez global do dólar, provocada pela imensa demanda pela moeda norte-americana, habitual nos momentos de fuga para segurança. Paralelamente, também verificaram que o *quantitative easing* efetuado por outros bancos centrais possibilitou a estabilização do mercado local de títulos e das taxas de câmbio entre as moedas, em etapa

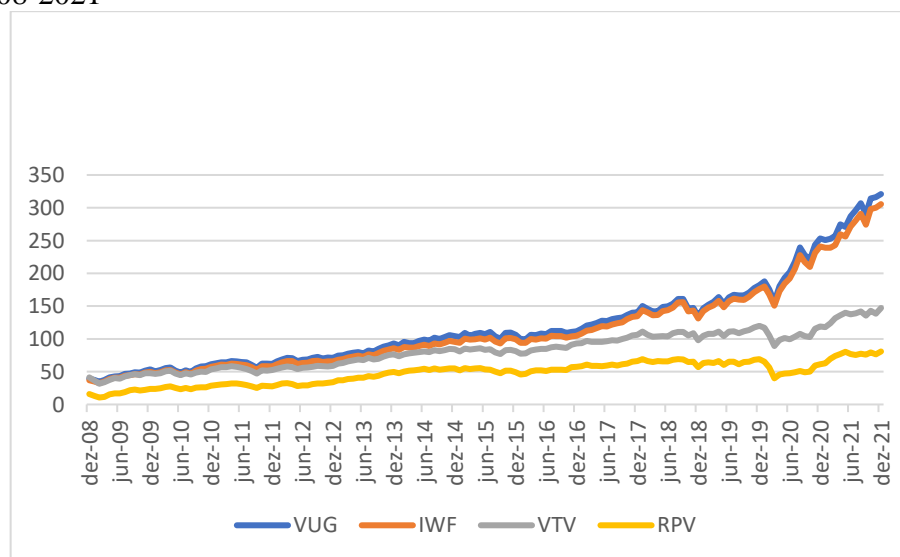
reativa aos primeiros passos dados pelo *Fed*. Na pesquisa, deve-se destacar que os autores identificaram a importância do *quantitative easing* para reduzir o prêmio de yield demandado para as *treasuries*, reduzindo, então, os juros de longo prazo, algo que pode ser explorado neste trabalho, dada a repercussão sobre os *valuations* das empresas de valor e de crescimento. Na análise de Cukierman (2021), o uso da expansão fiscal, em superação às tradicionais restrições de austeridade, cooperativamente à atuação dos bancos centrais na expansão da base monetária pelo *quantitative easing*, proporcionaram a salvaguarda da economia real. Para o economista, a inflação não seria uma preocupação, uma vez que a década passada demonstrara forças deflacionárias, similarmente ao visto na Europa e no Japão. Por outro lado, e em convergência com o que se pretende pesquisar neste trabalho, Cukierman (2021) observa que a ampla utilização do *quantitative easing* provocou o aumento considerável do valor dos ativos financeiros, criando uma distorção entre os mercados financeiros e a economia real, reforçando-se, outrossim, uma tendência crescente de desigualdade e distribuição de riqueza. Na visão do autor, a senhoriagem seria a melhor saída para resolver ambos os problemas, principalmente num cenário de níveis deprimidos de demanda agregada, com baixo risco de inflação.

Ante o histórico brevemente traçado, nota-se que, de 2008 em diante, o *quantitative easing* tornou-se medida referencial ao *Federal Reserve* e aos demais bancos centrais de economias maduras – e, segundo Rebucci, Hartley e Jiménez (2021), apesar de resultados inconclusivos, também usados por economias emergentes – para lidar com severas crises econômicas, cabendo à presente pesquisa apurar em que medida existe uma correlação entre a implementação e retirada dos estímulos monetários e a avaliação das ações de empresas de valor e de crescimento.

#### 4. Metodologia e dados

Para o modelo econométrico, foram selecionados dois ETFs de cada grupo, que acompanham índices passivamente, sendo os ETFs de valor o Vanguard Value ETF (ticker: VTV) e o Invesco S&P 500 Pure Value ETF (ticker: RPV) e, como ETFs de crescimento, o Vanguard Growth ETF (ticker: VUG) e o iShares Russell 1000 Growth ETF (ticker: IWF). A Figura 1 mostra o retorno absoluto desses ETFs no período entre dezembro de 2008 e dezembro de 2021, com larga vantagem para os ETFs de crescimento:

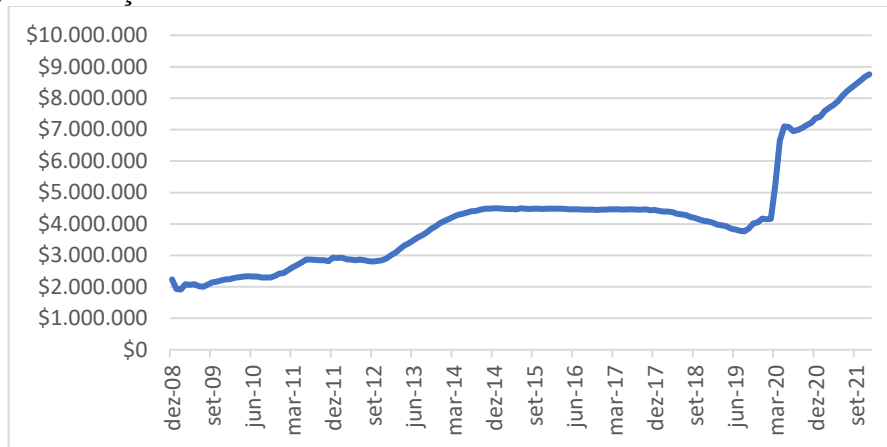
**Figura 1.** Preços de fechamento mensal dos ETFs de crescimento e valor selecionados no período 2008-2021



Fonte: *Yahoo Finance*. Disponível em: <<https://finance.yahoo.com>>. Acesso em: 26 mar. 2022.

Do lado da política monetária, utilizou-se para aferir os efeitos desta sobre o mercado acionário o total de ativos no balanço patrimonial do *Federal Reserve* no mesmo período demarcado, conforme Figura 2 a seguir apresentada:

**Figura 2.** Total de ativos (menos as eliminações de consolidação), em milhões de dólares norte-americanos, no balanço do *Federal Reserve*



Fonte: *FRED Economic Data. St. Louis Fed.* Dados extraídos do *Board of Governors of the Federal Reserve System*. Disponível em: < <https://fred.stlouisfed.org/series/WALCL>>. Acesso em: 24 ago. 2022.

Com relação ao modelo econométrico, pretendeu-se inicialmente utilizar um modelo de Vetores Autorregressivos (Modelo VAR), proposto pioneiramente por Sims (1980), que se mostra como alternativa aos modelos multiequacionais, dispensando a necessidade de imposição de restrições a priori, com eventual prejuízo à análise das informações, como demonstrou Sims (1986). Ainda de acordo com Sims (1986), o modelo VAR possibilitaria a análise das variáveis acima arroladas de maneira simultânea, de sorte a evitar os problemas de identificação dos parâmetros em modelos multiequacionais.

Nesse contexto, como instrumento de análise foram utilizadas, de forma comparativa, as funções de impulso-resposta. As funções de impulso-resposta permitem a simulação de um choque em uma das variáveis do modelo para que se observe o comportamento das demais, sendo esse o ponto fundamental no uso dos vetores autorregressivos. Com base nas estimativas, é possível visualizar o comportamento dinâmico de cada um dos ETFs diante de um choque na taxa de juros de curto prazo e de longo prazo, captando-se, assim, a alteração no comportamento de um ETF no momento em que outra ou a própria variável sofre um choque em instante  $t$ , replicando esse impulso para o futuro, nos períodos  $t+1$ ,  $t+2$  e assim sucessivamente.

Com base em Gujarati (2011), a fórmula matemática do modelo VAR é representada pela seguinte equação:

$$(1) \quad y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_N y_{t-N} + Bx_t + \xi_t$$

Em que:

$y_t$  = vetor de variável endógena

$x_t$  = vetor de variável exógena

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

$\xi_t$  = vetor de inovações autocorrelacionado

Como o modelo VAR tem como característica a explicação das variáveis pelo passado da própria variável e pelo passado das demais variáveis do sistema, o objetivo cerne da presente pesquisa foi avaliar como os preços dos ETFs responderam a impulsos (choques) sobre o *yield* dos títulos norte-americanos de *duration* prolongada, sobre o juro de curto prazo (*federal funds rate*) e sobre os ativos presentes no balanço do *Federal Reserve*.

Ademais, cabe ressaltar, a partir de Hill (2011), que o modelo VAR requer variáveis estacionárias, sendo necessária a realização do teste de raiz unitária. Em caso de não estacionariedade, será aplicada a primeira diferença para que então se gerem as funções de impulso-resposta, a fim de comparar os impactos dos choques nas variáveis sobre as ações de crescimento e valor. Complementarmente, foi analisada a estabilidade do sistema VAR, bem como a autocorrelação, a normalidade dos resíduos e a eventual presença de heteroscedasticidade com correção. Todavia, na esteira de Granger e Newbold (1974), é sabido que séries macroeconômicas não estacionárias podem apresentar o problema da regressão espúria. Por tais razões, Maysami e Koh (2000) sugerem a aplicação de um termo de correção de erros, para que sejam adequados os comportamentos das variáveis de curto prazo em consonância com os comportamentos de longo prazo.

Uma das maneiras possíveis para tratar as variáveis selecionadas ocorre pela formação de combinações lineares de variáveis integradas estacionárias (cointegradas). Neste caso, a cointegração de duas séries (por exemplo,  $X_t$   $Y_t$ ) leva à constatação de uma tendência estocástica igual ou comum, pela eliminação da diferença  $Y_t - \theta X_t$ . Por conseguinte, a cointegração destas duas séries possibilita a modelagem das respectivas primeiras diferenças por meio do VAR, com o acréscimo de regressor adicional, o termo de correção de erros, equacionado por  $Y_{t-1} - \theta X_{t-1}$ . A combinação do VAR com o termo de correção de erros possibilita a formação do modelo vetor de correção de erros (VEC), por meio do qual se conseguem previsões sobre valores futuros de  $\Delta Y_t$  e  $\Delta X_t$  a partir dos valores passados de  $Y_t - \theta X_t$ .

Nesse sentido, o teste de cointegração de Johansen visa à identificação dos vetores de cointegração, por meio da confrontação entre a hipótese nula de não cointegração e a hipótese alternativa, possibilitando, dessa maneira, determinar a aplicação de um modelo VAR ou de um modelo VEC. Neste trabalho, os resultados do teste de cointegração de Johansen implicam a seleção do segundo na modelagem, sendo esta escolha amparada igualmente em Maysami e Koh (2000), cuja pesquisa concluíra pela maior eficiência dos estimadores de vetores cointegrados proporcionados pelo modelo VEC, e em Mukherjee e Naka (1995), os quais, ao aplicarem o modelo VEC num sistema de sete equações para avaliar a cointegração do mercado acionário japonês com um grupo de seis variáveis macroeconômicas, concluíram, da mesma forma, que o modelo VEC supera consistentemente o modelo VAR no quesito capacidade preditiva. Além disso, outro benefício advindo da opção pelo modelo VEC resulta da desnecessidade de pressuposições *a priori*, as quais normalmente acontecem caso os regressores do modelo estejam correlacionados com o erro, de modo a gerar problemas de endogeneidade.

Dessarte, em termos matemáticos, um sistema hipotético de duas variáveis e uma equação de cointegração apresenta a seguinte fórmula algébrica:

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

O modelo VEC resultante tem as seguintes equações:

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

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

As equações (3) e (4) apresentam o termo de correção de erro, que é equivalente a zero no equilíbrio de longo prazo, embora, no curto prazo, as variáveis  $y_1$  e  $y_2$  possam ser adequadas ao equilíbrio de longo prazo em consonância com a velocidade de ajuste das variáveis endógenas, expressadas pelos coeficientes  $a_1$  e  $a_2$ .

Dessa maneira, ante a presença de séries originariamente não estacionárias que podem ser cointegradas, é necessário estimar o modelo VEC com a detecção de equação de



cointegração, num modelo com duas defasagens e uma equação de cointegração, pela aplicação do teste de cointegração de Johansen (1988). A escolha do número adequado de defasagens segue os parâmetros de Akaike (1974) e Schwarz (1978) e tem fundamental relevância para a presente investigação, uma vez que, quanto maior o número de defasagens, maior o número de parâmetros a serem estimados, com conseqüente perda na liberdade de estimação. As simulações pelo teste de Johansen são apresentadas a seguir, oscilando o número de defasagens e de equações de cointegração, conforme Tabela 1:

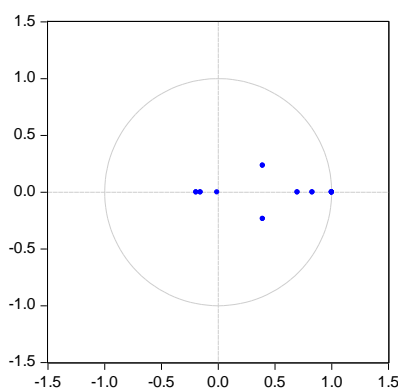
**Tabela 1.** Teste de cointegração

	Critério de informação Akaike	Critério de Schwarz
4 defasagens e 1 equação de cointegração	-25,96	-23,67
3 defasagens e 1 equação de cointegração	-25,86	-24,08
2 defasagens e 1 equação de cointegração	-26,05	-24,78
1 defasagem e 2 equações de cointegração	-26,10	-25,12

Fonte: Elaboraões próprias pelos dados econométricos

Dessa maneira, em séries não estacionárias, é preciso identificar o problema concernente às regressões espúrias, salientado por Granger e Newbold (1974), com o ajuste das variáveis e com a correção dos erros no modelo VAR, exigindo-se o teste acima para que se possa possíveis vetores de cointegração. No teste de cointegração de Johansen (1988) utilizado, a hipótese nula implica reconhecer que não há vetor de cointegração, ao passo que a hipótese alternativa indica que existe ao menos um vetor de cointegração. Conforme Tabela 7, o teste de cointegração de Johansen assegura o uso do modelo VEC com uma defasagem e 2 equações de cointegração, refutando a hipótese nula e garantindo a melhor adequação do modelo VEC às variáveis selecionadas. A estabilidade do modelo foi testada pelas raízes inversas de Características Polinomial AR, conforme Figura 3:

**Figura 3.** Raízes inversas de Característica Polinomial AR:



Fonte: Elaboraões próprias pelos dados econométricos

Na sequência, também se realizou, conforme Tabela 2, o teste de autocorrelação de Portmanteau, em que a hipótese nula é mais bem especificada, comparativamente à hipótese alternativa, a fim de conferir a correspondência do modelo aos dados selecionados, sem que se

tenham identificado autocorrelações residuais, sendo, além disso, válido apenas para defasagens maiores que a ordem de defasagem do modelo VAR:

**Tabela 2.** Teste de autocorrelação de Portmanteau

Defasag.	Q-Estat	Prob.	Ajust. Estat	Q-Prob.	Graus liberdade	de
1	5,54	NA*	5,57	NA*	NA*	
2	25,13	0,97	25,42	0,96	40	
3	39,42	0,99	40,00	0,99	65	
4	72,03	0,92	73,47	0,90	90	
5	86,06	0,98	87,97	0,97	115	
6	113,88	0,95	116,90	0,92	140	
7	148,68	0,81	153,36	0,73	165	
8	175,20	0,77	181,32	0,66	190	
9	200,84	0,75	208,53	0,61	215	
10	227,71	0,71	237,26	0,54	240	
11	261,46	0,55	273,59	0,35	265	
12	278,94	0,67	292,53	0,45	290	

Fonte: Elaboraões próprias pelos dados econométricos

Outro teste realizado foi o de heteroscedasticidade minimizada com log, sem termos cruzados, apenas níveis e quadrados, com 155 observações, entre dezembro de 2008 e dezembro de 2021, à luz dos dados a seguir, na Tabela 3:

**Tabela 3.** Testes de heteroscedasticidade residual VEC

**Teste conjunto:**

Chi-quad	Graus lib.	Prob.
395,54	210	0,00

Componentes individuais:

Dependente	R-quad	F(14,140)	Prob.	Chi-quad(14)	Prob.
res1*res1	0,22	2,86	0,00	34,51	0,00
res2*res2	0,18	2,24	0,01	28,38	0,01
res3*res3	0,29	4,09	0,00	45,03	0,00
res4*res4	0,26	3,46	0,00	39,85	0,00
res5*res5	0,18	2,14	0,01	27,28	0,02
res2*res1	0,18	2,23	0,01	28,22	0,01
res3*res1	0,18	2,25	0,01	28,46	0,01
res3*res2	0,24	3,14	0,00	37,00	0,00
res4*res1	0,18	2,25	0,01	28,47	0,01
res4*res2	0,25	3,39	0,00	39,22	0,00
res4*res3	0,28	3,90	0,00	43,47	0,00
res5*res1	0,18	2,20	0,01	27,92	0,01
res5*res2	0,18	2,20	0,01	27,95	0,01
res5*res3	0,24	3,12	0,00	36,90	0,00
res5*res4	0,25	3,39	0,00	39,24	0,00

Fonte: Elaboraões próprias pelos dados econométricos

A Tabela 4 apresenta as principais estatísticas descritivas da pesquisa, reunindo os ativos do *Federal Reserve* e os quatro ETFs selecionados. Durante o período compreendido entre o final de 2008 e o término de 2021, notam-se 157 observações, com os ativos do banco central norte-americano (ASSETS) ficando, na média, em 4,14 trilhões de dólares e em mediana de 4,15 trilhões, embora a máxima tenha chegado a 8,75 trilhões de dólares e a mínima a 1,91 trilhões. Importante observar que os valores praticamente dobram em dois períodos cruciais: o primeiro após a grande crise financeira e o segundo após a eclosão da pandemia da Covid-19. Do lado dos ETFs de crescimento, o IWF teve média de preço de US\$ 112,97, mediana de US\$ 98,86, máxima de US\$ 305,59 e mínima de US\$ 32,52, enquanto o VUG teve média de US\$ 119,65, mediana de US\$ 105,61, máxima de US\$ 320,90 e mínima de US\$ 34,77. No espectro de valor, o RPV teve média de US\$ 47,67 por cota, mediana de US\$ 51,40, máxima de US\$ 80,83 e mínima de US\$ 10,62, enquanto o VTV apresentou média de US\$ 82,40, mediana de US\$ 82,73, máxima de US\$ 147,11 e mínima de US\$ 31,63.

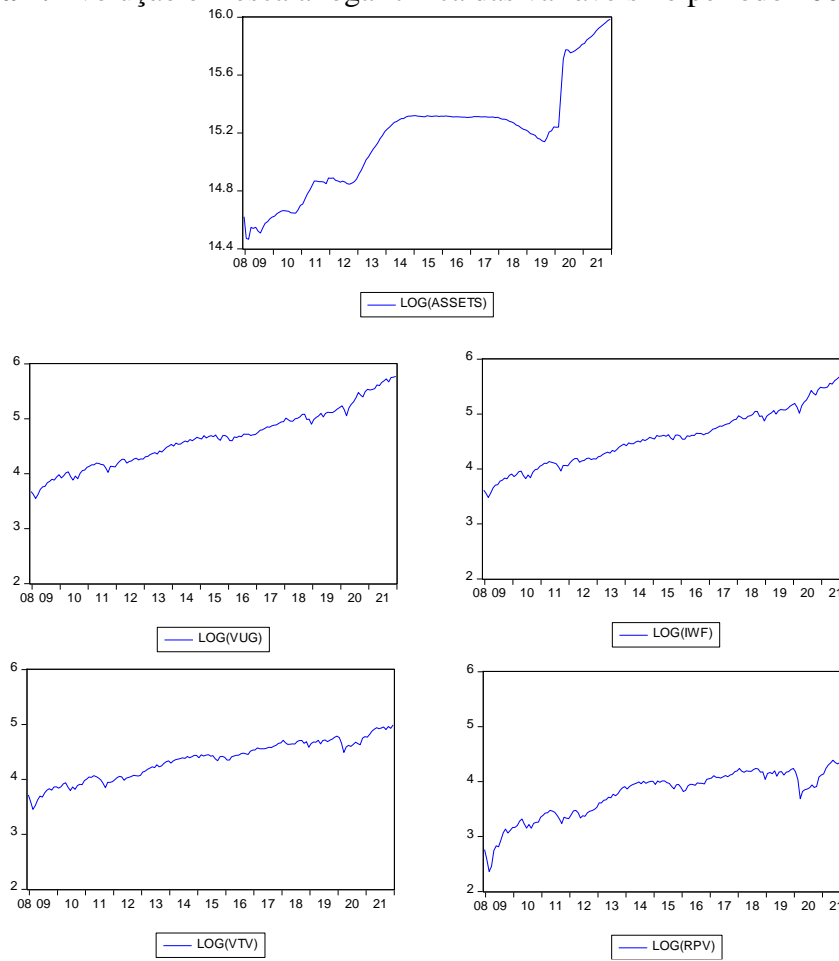
**Tabela 4.** Estatísticas descritivas com as variáveis mensais no período dezembro de 2008 a dezembro de 2021

	Assets (US\$)	IWF (US\$)	VUG (US\$)	RPV (US\$)	VTV (US\$)
Média	4144842	112,97	119,65	47,67	82,41
Mediana	4159972	98,86	105,61	51,40	82,73
Máxima	8757460	305,59	320,90	80,83	147,11
Mínima	1916115	32,52	34,77	10,62	31,63
Desvio-padrão	1640258	64,41	67,17	17,34	27,63
Assimetria	1,10	1,21	1,23	-0,20	0,22
Curtose	3,86	3,89	4,00	2,04	2,23
Jarque-Bera	36,79	43,60	46,26	7,07	5,14
Probabilidade	0,00	0,00	0,00	0,03	0,08
Observações	157	157	157	157	157

Fonte: *Yahoo Finance* e *FRED Economic Data – St. Louis Federal Reserve*

A Figura 4 mostra o comportamento das variáveis no período delimitado na pesquisa, com eixo vertical em escala logarítmica e eixo horizontal apontando os marcos anuais. Interessante observar a clara tendência de alta do mercado acionário norte-americano, com destacada performance às ações de crescimento no período, que se sobrepuseram consideravelmente às de valor. Paralelamente, os ativos no balanço do *Fed* se mantiveram numa tendência crescente durante todo o período, apresentando excepcional diminuição entre 2018 e 2020, interrompida, porém, pelo anúncio do programa de compra de títulos (*quantitative easing*), em março de 2020.

**Figura 4.** Evolução em escala logarítmica das variáveis no período 2008-2021.

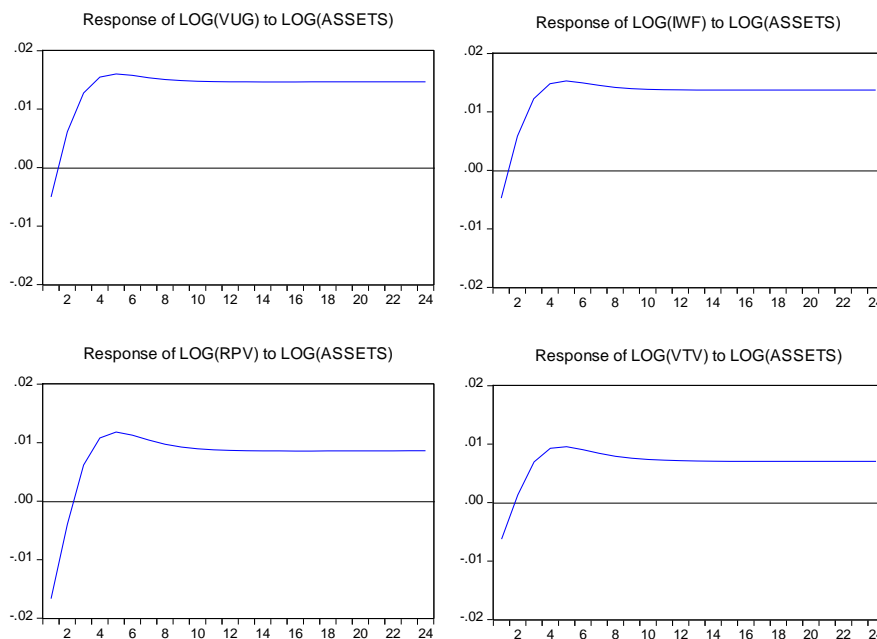


Fonte: *Yahoo Finance* e *FRED Economic Data – St. Louis Federal Reserve*

## 5. Análise dos resultados

A análise foi realizada a partir de um modelo VAR com vetor de correção de erros, por meio do uso de funções de impulso-resposta, que demonstram, por um hipotético choque na variável selecionada, o impacto sobre outra reunida na amostra. Foram usadas funções impulso-resposta generalizadas, para afastar o problema do ordenamento das variáveis colhidas. A Figura 5 apresenta os resultados a partir dos choques na variável *assets* (ativos do balanço patrimonial do *Federal Reserve*), com a reação dos preços dos ETFs selecionados na sequência. A escala do gráfico no eixo vertical está em log e o eixo horizontal apresenta um recorte temporal de 24 meses:

**Figura 5.** Resposta às funções impulso-resposta generalizadas, com inovações de um desvio-padrão



Fonte: Elaborações próprias pelos dados econométricos, a partir da coleta em *Yahoo Finance* e *FRED Economic Data – St. Louis Federal Reserve*.

Pela Figura 5, nota-se que, inicialmente, a partir do choque na variável referente aos ativos do *Fed*, os quatro ETFs respondem com correlação negativa no primeiro mês, com maior sensibilidade dos ETFs de valor. A exceção, porém, ainda no curto prazo, foi o comportamento do ETF RPV, que ainda se manteve com correlação negativa no segundo mês. Todavia, após o segundo mês, todos os ETFs demonstram correlação positiva com o aumento ou com a diminuição dos ativos no balanço do *Federal Reserve*. A grande particularidade, nesse recorte temporal de até 24 meses, é a constatação de que, no longo prazo, a elasticidade dos preços dos ETFs de crescimento é praticamente o dobro da verificável nos ETFs de valor.

Nesse diapasão, a confirmar a hipótese lançada no início da pesquisa, o tamanho do balanço do *Federal Reserve* se mostra variável importante para influenciar positivamente – ou negativamente, caso haja redução dos ativos – na performance absoluta dos preços de ações de crescimento e valor num recorte de longo prazo (acima de dois meses), com destacado benefício – ou prejuízo, em caso de venda de ativos – às ações *growth* no cotejo dos dois subgrupos.

Entretanto, há que se fazer uma ressalva concernente ao período de curto prazo excetuado acima, de um mês para VUG, IWF e VTV e de dois meses apenas para RPV. A pergunta que naturalmente nasce a partir dessa constatação é: o que explicaria esse movimento negativamente correlacionado no lapso de semanas imediatamente seguintes ao evento? Com base nos resultados de Rigobon e Sack (2002, 2003), poder-se-ia cogitar na surpresa dos agentes de mercado, diante de movimento não antecipado da autoridade monetária, de sorte que aqueles, num primeiro momento, reagissem positivamente à diminuição do balanço, como se o banco central lhes sinalizasse que os dados macroeconômicos permitissem a retirada de estímulos monetários, com projeções otimistas para o crescimento de lucro das companhias. De outro lado, na conjuntura oposta, a inesperada movimentação do *Fed* lhes sinalizaria a necessidade de mais estímulos para manutenção da atividade econômica, implicando projeções negativas para o lucro das empresas, com conseqüente venda das ações no mês imediatamente seguinte à mudança.

Essa movimentação dos investidores, todavia, seria corrigida no médio e no longo prazo, com a percepção dos agentes de que os estímulos da autoridade monetária, pelo aumento dos ativos, levaria a um cenário macroeconômico benigno ao crescimento dos lucros das empresas e, na hipótese diversa, pela redução dos ativos, ocasionaria a adversidade do cenário macroeconômico à frente, prejudicando a estrutura de capital das companhias e diminuindo a demanda agregada, com maior dificuldade para continuarem crescendo os lucros projetados. Essas constatações encontram amparo nos resultados alcançados por Ribogon e Sack (2002), Ehrmann e Fratzscher (2004) e Bernanke e Kuttner (2005), que examinaram os efeitos da política monetária, por meio da afiação da *federal funds rate (FFR)*, sobre o mercado acionário norte-americano. Similarmente, também se observa respaldo nos trabalhos de Gilchrist e Zakrajsek (2013), de Eksi e Tas (2017) e de Swanson (2021), que identificaram a propensão do *quantitative easing* para estimular persistentemente o mercado acionário no longo prazo, sobretudo pelo efeito de transmissão de equilíbrio de portfólio, com o alargamento da posição em *equity* e diminuição da alocação em *bonds*.

## 6. Considerações finais

A presente pesquisa visou ao exame dos efeitos da política monetária norte-americana sobre a capitalização de mercado das empresas de valor e crescimento no período compreendido entre dezembro de 2008 e dezembro de 2021. Pelo objetivo geral traçado, foi necessário coletar os dados de dois ETFs representativos de cada subgrupo de ações e, com relação às variáveis de política monetária, foi selecionado o total de ativos no balanço patrimonial do *Fed*.

Na parte metodológica, foi utilizado o modelo VEC, ante a presença de séries não estacionárias, que exigiram o vetor de correção de erro aplicado ao modelo VAR. Para aferição da função de impulso-resposta generalizada, foram realizados choques sobre a variável *assets* (ativos do banco central norte-americano), analisando-se, então, a reação do preço dos quatro ETFs selecionados. Os resultados obtidos demonstraram que, a exceção do curto prazo (um mês para VUG, IWF e VTV e dois meses para RPV), o preço das ações, tanto de valor quanto de crescimento, são positivamente correlacionados ao aumento ou à diminuição dos ativos do *Federal Reserve*, o que, enfim, confirma a hipótese introdutoriamente aventada, com igual respaldo na literatura pesquisada. Chama-se a atenção, ademais, à maior sensibilidade das ações de crescimento com relação aos movimentos no balanço da autoridade monetária central, que, num recorte temporal de 24 meses, demonstram praticamente o dobro de elasticidade quando comparadas com as ações de valor.

No que concerne às possíveis investigações futuras a que a presente pesquisa dá ensejo, seria interessante perquirir os motivos pelos quais, no curto prazo, a correlação entre ativos e capitalização das empresas é negativa, assim como investigar com maior profundidade se os vértices longos da curva de juros norte-americana seriam igualmente ilustrativos, no longo prazo, dos efeitos da política monetária sobre a precificação das ações.

Por fim, numa múltipla e complexa teia causal e reconhecendo-se a dificuldade de isolar-se um único fator como responsável pelos efeitos no mercado acionário, é preciso deixar como ressalva derradeira a necessidade de avaliarem-se outros fatores que, durante o período selecionado, podem também ter proporcionado os retornos absolutos constatados tanto às ações de crescimento quanto às de valor, seja pela inflação moderada no transcorrer de todo o lapso temporal recortado, seja pelas tendências seculares inovadoras relativas, apenas a título exemplificativo, à disseminação do *smartphone* e da infraestrutura que lhe é pressuposta, ao crescimento da computação em nuvem, ao desenvolvimento da inteligência artificial e aos avanços no campo da biotecnologia e da robótica, a favorecerem, em última análise, a performance destacada das ações de crescimento.

## Referências Bibliográficas

- AKAIKE, Hirotugu. A new look at the statistical model identification. **IEEE transactions on automatic control**, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974;
- BERNANKE, Ben S. **Remarks at the Conference to Honor Milton Friedman**. University of Chicago, Chicago, nov. 2002;
- BERNANKE, Ben S; KUTTNER, Kenneth N. What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? **The Journal of Finance**, v. 60, n. 3, p. 1221-1257, Jun. 2005;
- BLANCHARD, Olivier; AMIGHINI, Alessia; GIAVAZZI, Francesco. **Macroeconomía**. Traducción y revisión técnica de Esther Rabasco Espáriz e Luis Toharia Cortés. 5. ed. Madrid: Pearson, 2012;
- CUKIERMAN, Alex. COVID-19, Seignorage, Quantitative Easing and the Fiscal-Monetary Nexus. **Comparative Economic Studies**, v. 63, p. 181-199, abr. 2021;
- EHRMANN, Michael; FRATZSCHER, Marcel. Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 36, n. 4, p. 719-737, Aug. 2004;
- EKSI, Ozan; TAS, Bedri Kamil Onur. Unconventional monetary policy and the stock market's reaction to Federal Reserve policy actions. **The North American Journal of Economics and Finance**, n. 40, p. 136-147, 2017;
- FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, maio 1970;
- FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **The Journal of Finance**, 1996, v. 51, n. 1, p. 55-84;
- FISHER, Irving. **Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it**. Clifton: Augustus M. Kelly Publishers, 1930;
- FRIEDMAN, Milton; SCHWARTZ, Anna J. Money and business cycles. In: FELS, Rendigs; CHRIST, Carl F. (Org.). **The state of monetary economics**. NBER, 1965, p. 32-78;
- FROYEN, Richard T. **Macroeconomics: Theories and Policies**. 10. ed. Harlow: Pearson, 2013;
- GARDINER, Geoffrey W. Irving Fisher's Equation. In: GARDINER, Geoffrey W. (Org.). **The Evolution of Creditary Structures and Controls**. Palgrave Macmillan, London, 2006. p. 142-158;
- GARRISON, Roger W. **Time and Money: The macroeconomics of capital structure**. London: Routledge, 2001;
- GILCHRIST, Simon; ZAKRAJSEK, Egon. The Impact of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase Programs on Corporate Credit Risk. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 45, n. 2, p. 29-57, Dec. 2013;
- GRANGER, Clive W. J; NEWBOLD, Paul. Spurious regressions in econometrics. **Journal of econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974;
- GREENWALD, Bruce C. N.; KAHN, Judd; SONKIN, Paul D; BIEMA, Michael van. **Value investing: from Graham to Buffett and beyond**. Hoboken: Wiley, 2001;
- GUJARATI, Damodar N; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica**. Tradução de Denise Durante, Mônica Rosemberg e Maria Lúcia G. L. Rosa. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011;
- HAYEK, Friedrich A. **Monetary Theory and the Trade Cycle**. Tradução de N. Kaldor e H. M. Croome. New York: Sentry, 1933;~

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E; LIM, Guay C. **Principles of Econometrics**. 4. ed. Hoboken: Wiley, 2011;

HUERTA DE SOTO, Jesús. **Moeda, Crédito Bancário e Ciclos Econômicos**. Tradução de Márcia Xavier de Brito. São Paulo: Instituto Ludwig von Mises, 2012;

JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988;

JOYCE, Michael A. S; LASAOSA, Ana; STEVENS, Ibrahim; TONG, Matthew. The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom. **International Journal of Central Banking**, n. 26, p. 113-161, Sept. 2011;

KING, Mervyn. **The End of Alchemy: Money, Banking, and the Future of the Global Economy**. New York: W. W. Norton & Company, 2017;

LEIJONHUFVUD, Axel. Keynes and the Crisis. **Center for Economic Policy Research: Policy Insights**, n. 23, maio 2008;

LUCAS JR., Robert E; PRESCOTT, Edward C. Investment Under Uncertainty. **Econometrica**, v. 39, n. 5, p. 659-681, set. 1971;

MAYSAMI, Ramin Cooper; KOH, Tiong Sim. A vector correction model of the Singapore stock market. **International Review of Economics & Finance**, v. 9, n. 1, p. 79-96, 2000;

MUKHERJEE, Tarun K; NAKA, Atsuyuki. Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error correction model. **Journal of financial Research**, v. 18, n. 2, p. 223-237, 1995;

NOZAWA, Yoshio; QIU, Yancheng. Corporate bond market reactions to quantitative easing during the COVID-19 pandemic. **Journal of Banking and Finance**, v. 133, dez. 2021;

PENMAN, Stephen; REGGIANI, Francesco. Fundamentals of value versus growth investing and an explanation for the value trap. **Financial Analysts Journal**, 2018, v. 74, n. 4, 103-119;

RAVIER, Adrian; LEWIN, Peter. The Subprime Crisis. **The Quarterly Journal of Austrian Economics**, v. 15, n. 1, p. 45-74, spring 2012;

REBUCCI, Alessandro; HARTLEY, Jonathan S; JIMÉNEZ, Daniel. An Event Study of Covid-19 Central Bank Quantitative Easing in Advanced and Emerging Economies. In: CHUDIK, Alexander; HSIAO, Cheng; TIMMERMANN, Allan (Org.). **Essays in Honor of M. Hashem Pesaran: Prediction and Macro Modeling**. Emerald Publishing Limited, 2022;

RIGOBON, Roberto; SACK, Brian. The impact of monetary policy on asset prices. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, n. 8794, Feb. 2002;

\_\_\_\_\_. Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 118, n. 2, p. 639-669, May 2003;

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980;

\_\_\_\_\_. Are Forecasting Models Usabel for Policy Analysis? **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 10, n. 1, p. 2-16, Winter 1986;

SWANSON, Eric T. Measuring the effects of federal reserve forward guidance and asset purchases on financial markets. **Journal of Monetary Economics**, v. 118, p. 32-53, March 2021;

WHALEN, Christopher R. The Subprime Crisis: Causes, Effect and Consequences. **Journal of Affordable Housing & Community Development Law**, v. 17, n. 3, p. 219-235, Spring 2008.