

O Índice Small Caps da B3 segue um Passeio Aleatório?

Does the Small Caps Index of B3 follow a Random Walk?

¿El índice de Small Caps de B3 sigue un camino aleatorio?

Recebido: 04/07/2024 | Revisado: 16/10/2024 | Aceito: 23/10/2024 | Publicado: 24/10/2024

João Guilherme Magalhães-Timotio | Universidade Estadual de Montes Claros (Unimontes), Brasil | E-mail: j.guilhermemagalhaes@gmail.com | ORCID: 0000-0001-9622-935X
Geraldo Alemandro Leite Filho | Universidade Estadual de Montes Claros (Unimontes), Brasil | E-mail: geraldo.alemandro@unimontes.br | ORCID: 0000-0003-2908-7907
Bruno Pérez Ferreira | Universidade Federal de Minas Gerais (Ufmg), Brasil | E-mail: bruno.ferreira@ufmg.br | ORCID: 0009-0005-3469-5773
Francisco Vidal Barbosa | Universidade Federal de Minas Gerais (Ufmg), Brasil | E-mail: francisco.barbosa@ufmg.br | ORCID: 0000-0003-2346-3851

Resumo

Este estudo investiga a eficiência do mercado do índice Small Caps (SMLL) da B3 (Brasil, Bolsa e Balcão – bolsa de valores do Brasil) aplicando testes de raiz unitária (ADF e KPSS) e analisando quebras estruturais. Os resultados indicam que a série temporal do SMLL segue um passeio aleatório, o que é consistente com a forma fraca da Hipótese dos Mercados Eficientes (HME). A presença de múltiplas quebras estruturais sugere que o mercado reage eficientemente a novas informações, alinhando-se com a forma semiforte da HME.

Palavras-chave: Eficiência de Mercado; Passeio Aleatório; Quebras Estruturais; Small Caps (SMLL); B3.

Abstract

This study investigates the market efficiency of the Small Caps Index (SMLL) of B3 (Brasil, Bolsa e Balcão – the Brazilian stock exchange) by applying unit root tests (ADF and KPSS) and analyzing structural breaks. The results indicate that the SMLL time series follows a random walk, which is consistent with the weak form of the Efficient Market Hypothesis (EMH). The presence of multiple structural breaks suggests that the market efficiently reacts to new information, aligning with the semi-strong form of the EMH.

Keywords: Market Efficiency; Random Walk; Structural Breaks; Small Caps (SMLL); B3.

Resumen

Este estudio investiga la eficiencia del mercado del Índice de Small Caps (SMLL) de B3 (Brasil, Bolsa e Balcão – la bolsa de valores brasileña) mediante la aplicación de pruebas de raíz unitaria (ADF y KPSS) y el análisis de rupturas estructurales. Los resultados indican que la serie temporal del SMLL sigue un camino aleatorio, lo cual es consistente con la forma débil de la Hipótesis de Eficiencia del Mercado (HEM). La presencia de múltiples rupturas estructurales sugiere que el mercado reacciona eficientemente a nueva información, alineándose con la forma semifuerte de la HEM.

Palabras clave: Eficiencia del Mercado; Camino Aleatorio; Rupturas Estructurales; Small Caps (SMLL); B3.

INTRODUÇÃO

A Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) sugere que os preços dos ativos financeiros refletem integralmente todas as informações disponíveis, tornando impossível obter retornos anormais através da análise de informações públicas ou históricas. Esta hipótese foi desenvolvida independentemente por Paul A. Samuelson e Eugene F. Fama na década de 1960 e desde então tem sido uma das teorias mais influentes e controversas na área de finanças (Lo, 2004). A HME é frequentemente usada para explicar por que é difícil para investidores individuais e profissionais superar o mercado consistentemente através da seleção de ações ou do timing de mercado.

A HME tem suas raízes na teoria da probabilidade e foi formalizada nos anos 1960 por Paul A. Samuelson e Eugene F. Fama. A ideia central da HME é que os preços dos ativos em mercados financeiros refletem todas as informações disponíveis, tornando impossível para qualquer investidor obter retornos anormais de forma consistente através da análise de informações públicas ou históricas. Eugene F. Fama desempenhou um papel crucial na formulação e disseminação dessa hipótese com sua publicação seminal em 1970, onde ele argumentou que os mercados financeiros são eficientes e que os preços dos ativos ajustam-se rapidamente a novas informações (Fama, 1970).

A premissa básica de que os preços dos ativos refletem rapidamente todas as informações disponíveis tem implicações significativas para a análise de investimentos e a eficiência dos mercados financeiros (Dobbins & Witt, 1979).

Existem três formas da HME: a forma fraca, a forma semiforte e a forma forte. A forma fraca afirma que os preços dos ativos refletem todas as informações do histórico de preços. A forma semiforte sustenta que os preços refletem todas as informações públicas disponíveis, enquanto a forma forte argumenta que os preços dos ativos refletem todas as informações, tanto públicas quanto privadas (Bajtelsmit, 2015).

A HME resumida em suas três formas:

- **Forma Fraca:** todas as informações passadas dos preços estão refletidas nos preços atuais.
- **Forma Semiforte:** todas as informações publicamente disponíveis estão refletidas nos preços atuais.
- **Forma Forte:** todas as informações, públicas e privadas, estão refletidas nos preços atuais.

Estudos empíricos têm gerado evidências mistas sobre a validade dessas formas,

especialmente nos mercados em desenvolvimento, onde anomalias e ineficiências são frequentemente observadas (Gupta et al., 2008).

Críticos da HME, especialmente psicólogos e economistas comportamentais, argumentam que a hipótese assume um comportamento racional dos investidores, o que nem sempre é observado na prática. Comportamentos irracionais e heurísticas podem levar a desvios significativos dos preços dos ativos em relação ao seu valor fundamental, resultando em bolhas e crashes de mercado. Avanços na psicologia evolutiva e nas ciências cognitivas tentam reconciliar essas anomalias comportamentais com a HME, propondo que a eficiência do mercado pode coexistir com erros individuais desde que esses erros não sejam sistematicamente correlacionados (Lo, 2004).

A aplicação de testes empíricos à HME também apresenta desafios. Os testes de eficiência de mercado frequentemente dependem de modelos de retorno subjacentes, e a escolha incorreta desses modelos pode levar a conclusões erradas sobre a eficiência do mercado. Além disso, a busca por padrões previsíveis e oportunidades de negociação lucrativas pelos investidores pode, por si só, eliminar esses padrões, levando a não estacionariedades nas séries temporais dos retornos financeiros e complicando ainda mais os testes formais da eficiência de mercado (Timmermann & Granger, 2004).

Apesar das críticas e desafios empíricos, a HME continua sendo uma pedra angular da teoria financeira moderna. Ela influencia não apenas a modelagem teórica, mas também práticas de investimento e gestão corporativa. Na década de 1990, Eugene Fama revisitou e refinou a HME, destacando avanços significativos no entendimento das formas de eficiência do mercado e respondendo a críticas emergentes. Em sua revisão de 1991, Fama categorizou a HME em três formas distintas: fraca, semiforte e forte, e reavaliou as evidências empíricas que apoiavam ou contestavam essas formas. Ele argumentou que os mercados financeiros demonstram um grau considerável de eficiência, especialmente na forma fraca e semiforte, mas reconheceu que a forma forte enfrentava desafios devido à existência de informações privadas que poderiam proporcionar retornos anormais (Fama, 1991).

A revisão de Fama na década de 1990 também destacou a importância dos modelos de precificação de ativos na avaliação da eficiência do mercado. Ele enfatizou que os testes de eficiência do mercado são, na verdade, testes conjuntos de eficiência e de um modelo específico de retornos. Isso implica que a rejeição da HME pode resultar de falhas no modelo de retornos utilizado, e não necessariamente de uma verdadeira ineficiência do mercado. Essa visão promoveu uma abordagem mais crítica e refinada na condução de testes empíricos sobre a eficiência do mercado (Smith, 1995).

A atualização da HME por Fama na década de 1990 também envolveu uma resposta às críticas da economia comportamental, que enfatizavam a irracionalidade dos investidores e a presença de anomalias de mercado. Fama reconheceu que comportamentos irracionais podem existir, mas argumentou que eles não são suficientes para invalidar a eficiência do mercado em termos amplos. Ele sugeriu que, embora existam desvios temporários devido a comportamentos irracionais, os mercados tendem a corrigir essas ineficiências ao longo do tempo, mantendo um nível geral de eficiência (Fama, 1998).

Fama também incorporou a ideia de que a eficiência do mercado não é uma condição estática, mas pode variar ao longo do tempo e entre diferentes mercados. Ele propôs que fatores como a liquidez do mercado, a regulamentação e a disponibilidade de informações podem influenciar a eficiência do mercado em diferentes contextos. Essa perspectiva dinâmica permitiu uma compreensão mais nuançada da eficiência do mercado e incentivou pesquisas adicionais para explorar como diferentes condições de mercado afetam a capacidade dos preços dos ativos de refletir informações disponíveis (Lim et al., 2012).

Em resumo, as atualizações de Eugene Fama na década de 1990 reforçaram a HME enquanto integravam críticas e novas evidências empíricas, resultando em uma teoria mais robusta e adaptável. Sua abordagem reconheceu a complexidade e a variabilidade dos mercados financeiros, promovendo um entendimento mais profundo e refinado da eficiência do mercado, que continua a influenciar significativamente a pesquisa e a prática financeira moderna (Jovanovic, 2010).

Ainda se tratando da HME, tem-se a teoria do passeio aleatório, que representa uma das suas bases fundamentais. Segundo essa teoria, os preços dos ativos em um mercado financeiro seguem um caminho imprevisível, ou seja, as mudanças nos preços ocorrem de forma aleatória e não podem ser previstas com base em informações passadas. Essa ideia foi popularizada nos anos 1960 e 1970 por pesquisadores como Eugene F. Fama, que argumentaram que os preços dos ativos refletem todas as informações disponíveis de forma eficiente, tornando impossível prever movimentos futuros com base em dados históricos (Fama, 1995).

A HME sustenta que os mercados financeiros são eficientes ao ponto de os preços dos ativos incorporarem rapidamente todas as informações novas. Isso significa que, em um mercado eficiente, o comportamento dos preços segue um passeio aleatório, o que implica que não há padrões previsíveis que possam ser explorados para obter lucros anormais consistentemente. Estudos empíricos utilizando testes de autocorrelação, testes de raízes unitárias e testes de variância têm frequentemente confirmado que muitos mercados financeiros, incluindo ações e títulos, exibem comportamentos consistentes com a hipótese do passeio

aleatório (Malkiel, 1989).

A relação entre a teoria do passeio aleatório e a HME é evidente na forma como os mercados são analisados. Por exemplo, se os preços dos ativos realmente seguem um passeio aleatório, então qualquer tentativa de prever os preços futuros com base em dados passados será infrutífera. Esta premissa foi corroborada por várias análises de dados de mercados desenvolvidos e emergentes, que mostraram que, na maioria dos casos, os retornos dos ativos não exibem padrões previsíveis e são consistentes com a hipótese do passeio aleatório (Kleiman et al., 2002).

No entanto, a hipótese do passeio aleatório e, por extensão, a HME, não estão isentas de críticas. Alguns pesquisadores argumentam que existem anomalias de mercado e comportamentos dos investidores que desafiam a ideia de eficiência perfeita. Estudos em finanças comportamentais, por exemplo, têm mostrado que os investidores muitas vezes tomam decisões irracionais baseadas em vieses psicológicos, o que pode levar a desvios temporários dos preços em relação ao seu valor fundamental. Apesar disso, a hipótese do passeio aleatório permanece uma ferramenta poderosa para entender e modelar o comportamento dos mercados financeiros (Pesando, 1979).

As críticas baseadas em comportamentos irracionais e os desafios empíricos aos testes de eficiência mostram que a HME, embora fundamental, não é incontestável e continua sendo um tema de debate significativo na academia financeira (Barone, 2003; Shleifer, 2000).

Outra crítica importante à HME é a existência de anomalias de mercado, como o efeito janeiro, o efeito segunda-feira e as bolhas especulativas. Estas anomalias sugerem que os mercados não são tão eficientes quanto a hipótese propõe. Por exemplo, estudos têm mostrado que os retornos de ações tendem a ser anormalmente altos em janeiro, o que não pode ser explicado por modelos tradicionais de eficiência de mercado. Essas anomalias questionam a capacidade dos mercados de refletirem todas as informações disponíveis de forma precisa e eficiente (Țițan, 2015).

A crítica institucional e estrutural à HME também destaca que os mercados financeiros são influenciados por fatores como regulamentações, estruturas de mercado e práticas institucionais, que podem criar ineficiências. Por exemplo, a presença de insiders, informação privilegiada e barreiras regulatórias pode impedir que as informações sejam refletidas de forma eficiente nos preços dos ativos. Essas questões estruturais e institucionais podem limitar a aplicabilidade da HME em ambientes de mercado real (Bowman & Buchanan, 1995).

Por fim, a HME enfrenta críticas devido à dificuldade de testar empiricamente a eficiência do mercado. Testes de eficiência de mercado muitas vezes dependem de modelos

específicos de retorno de ativos, e a escolha incorreta desses modelos pode levar a conclusões equivocadas sobre a eficiência do mercado. Essa dependência de modelos específicos torna difícil isolar a eficiência do mercado de outras variáveis que podem influenciar os resultados dos testes (Alajbeg et al., 2012).

Nesse contexto, assumiu-se neste trabalho o objetivo de investigar se o Índice Small Caps da B3 (Brasil, Bolsa e Balcão), um índice da bolsa de valores do Brasil, segue um passeio aleatório, a fim de verificar se ele é consistente (ou não) com a HME em suas formas fraca e semiforte.

Este trabalho está estruturado em cinco seções principais. Na introdução, apresentamos o contexto e os objetivos do estudo quanto ao Índice Small Caps da B3. A seção de dados descreve as fontes de informações utilizadas, incluindo detalhes sobre o período de análise e as variáveis consideradas. Em seguida, na seção de métodos, explicamos os procedimentos econométricos aplicados. A análise de resultados apresenta as principais descobertas, ilustradas por meio de tabelas e gráficos, e discute a relevância desses achados. Finalmente, a conclusão resume os principais pontos do estudo, destacando as implicações dos resultados, as limitações enfrentadas e sugestões para pesquisas futuras.

MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo foram coletados do banco de dados Economatica. A série temporal analisada refere-se ao Índice Small Caps (SMLL) da B3, que abrange o período de 1º de setembro de 2008 a 28 de dezembro de 2023. Os dados coletados incluem valores ajustados de fechamento diário do índice.

O SMLL da B3 é um indicador composto pelas ações das empresas de menor capitalização listadas na Bolsa de Valores do Brasil. Essas empresas, conhecidas como small caps, são caracterizadas por terem uma capitalização de mercado inferior às grandes empresas (blue chips), mas com potencial de crescimento significativo. O SMLL oferece aos investidores uma maneira de acompanhar o desempenho agregado dessas empresas, permitindo uma avaliação mais específica do segmento de menor capitalização no mercado acionário brasileiro.

Uma das principais características do SMLL é a sua maior volatilidade em comparação com índices que incluem grandes empresas, como o Ibovespa, principal índice da bolsa de valores do Brasil. Devido ao tamanho menor das empresas, o SMLL tende a ser mais sensível às variações econômicas e a eventos específicos das empresas componentes. Isso pode resultar em maiores oscilações nos preços das ações, tanto para cima quanto para baixo. Por outro lado,

essa volatilidade também pode oferecer oportunidades para investidores que buscam altos retornos, desde que estejam dispostos a assumir maiores riscos.

O SMLL é calculado com base em uma metodologia que considera a liquidez e a capitalização de mercado das ações. As empresas que compõem o índice são revisadas periodicamente, garantindo que o índice reflita de maneira precisa as empresas de menor capitalização que estão sendo ativamente negociadas na B3. Esse processo de revisão ajuda a manter a relevância do índice, ajustando sua composição conforme as empresas crescem e se desenvolvem.

A série temporal cobre um período de aproximadamente 15 anos, permitindo uma análise robusta das tendências e possíveis quebras estruturais. Este período inclui várias fases econômicas importantes, como a crise financeira global de 2008-2009, períodos de recuperação econômica, crises políticas e a pandemia de COVID-19.

ANum primeiro momento, recorreu-se a aplicação do teste do Expoente de Hurst. Uma medida útil para identificar a presença de memória longa ou anti-persistência em séries temporais.

O Exponente de Hurst (H) é uma medida que quantifica a tendência de uma série temporal de persistir ou reverter à média. Ele é comumente usado para detectar memória longa em séries temporais. O cálculo do Exponente de Hurst pode ser realizado por meio de várias abordagens, sendo a mais comum a análise R/S (Rescaled Range) (Hurst, 1951; Mandelbrot & Wallis, 1969).

O primeiro passo consiste no cálculo da média para uma série temporal $X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$, a qual é apresentada na Equação 01.

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N X_t \quad (01)$$

O segundo passo se dá pelo cálculo de desvios acumulados, conforme demonstrado na Equação 02.

$$Y(t) = \sum_{i=1}^t (X_i - \bar{x}), t = 1, 2, \dots, N \quad (02)$$

O terceiro passo é calcular o range R, que é a diferença entre o valor máximo e o valor mínimo de Y(t), conforme mostra a Equação 03.

$$R(N) = \max(Y(1), Y(2), \dots, Y(N)) - \min(Y(1), Y(2), \dots, Y(N)) \quad (03)$$

Passa-se para o cálculo dos desvios padrão S(N) da série X, evidenciada na Equação 04.

$$S(N) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (X_t - \bar{x})^2} \quad (04)$$

No quinto passo tem-se o cálculo do rescaled range, apresentado na Equação 05.

$$\left(\frac{R}{S}\right)(N) = \frac{R(N)}{S(N)} \quad (05)$$

Por fim, tem-se a Equação 06, referente a estimativa do Expoente de Hurst.

$$\log\left(\frac{R}{S}\right) = H \log(N) + \log(a) \quad (06)$$

A interpretação do expoente de Hurst é a seguinte:

- **$0 < H < 0.5$** : anti-persistência. A série tende a reverter à média.
- **$H=0.5$** : passeio aleatório. A série não possui memória.
- **$0.5 < H < 1$** : persistência. A série possui memória longa.

No entanto, vale ressaltar que o expoente de Hurst possui algumas limitações quando a série temporal possui quebras estruturais, que podem influenciar os resultados levando a uma interpretação incorreta da memória longa. Quebras estruturais podem introduzir tendências ou desvios que não refletem a verdadeira persistência da série. Se a série temporal tem múltiplos regimes devido a quebras estruturais, o cálculo do Exponente de Hurst pode refletir uma média desses regimes, em vez de capturar a verdadeira dinâmica de cada segmento (Bala & Gupta, 2020).

Portanto, analisou-se a existência de quebras estruturais antes de avançar com alguma conclusão sobre os resultados. Em específico, utilizamos o procedimento de Bai-Perron, que permite identificar múltiplas quebras nos dados. O teste de Bai-Perron é amplamente utilizado para detectar múltiplas quebras estruturais em séries temporais. Desenvolvido por Jushan Bai e Pierre Perron, este teste oferece uma metodologia robusta para identificar pontos de mudança em uma série temporal, que podem ser cruciais para a modelagem econômica e financeira (Bai & Perron, 1998).

Um dos principais pontos fortes do teste de Bai-Perron é sua capacidade de lidar com várias quebras, algo que muitos outros testes de quebra estrutural não conseguem fazer eficazmente. Este teste tem sido amplamente aplicado em estudos econômicos para avaliar, por exemplo, a eficácia das políticas econômicas ao longo do tempo ou a estabilidade dos mercados financeiros. A metodologia de Bai-Perron é frequentemente usada em conjunto com outros métodos estatísticos para fornecer uma análise mais completa e precisa das séries temporais com possíveis quebras estruturais (Ben Aïssa et al., 2004).

Além de detectar quebras estruturais, o teste de Bai-Perron também permite a estimação dos pontos de quebra e a análise das dinâmicas antes e depois das quebras. Isso é particularmente útil para entender as mudanças nas tendências econômicas e fazer previsões mais informadas. Por exemplo, um estudo que aplicou o teste de Bai-Perron aos dados de inflação dos EUA encontrou várias quebras significativas que correspondiam a eventos

econômicos importantes, oferecendo uma visão detalhada das mudanças nos padrões inflacionários ao longo do tempo (Hwang & Shin, 2017).

A abordagem de Bai-Perron é baseada na minimização da soma dos quadrados dos resíduos (RSS) para determinar os pontos de quebra m , conforme apresentado na Equação 07.

$$RSS_m = \sum_{j=1}^{m+1} \sum_{i=T_{j-1}+1}^{t_j} (y_t - \hat{y}_{t,j})^2 \quad (07)$$

Onde $\hat{y}_{t,j}$ são as estimativas dos segmentos j .

Para verificar se a série temporal segue um passeio aleatório, aplicamos dois testes de raiz unitária: o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste KPSS. Estes testes são complementares e fornecem uma análise abrangente da estacionariedade da série temporal.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é utilizado para testar a presença de uma raiz unitária na série temporal (Cheung & Lai, 1995; Dods & Giles, 1995), sendo definido na Equação 08. A hipótese nula do teste é que a série possui uma raiz unitária (não é estacionária).

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{\Delta y_{t-i}} + \epsilon_t \quad (08)$$

Onde:

- Δy_t é a diferença de primeira ordem da série.
- α é o intercepto.
- βt é um termo de tendência temporal.
- γ é o coeficiente de raiz unitária.
- δ_i são os coeficientes das diferenças defasadas.
- ϵ_t é o termo de erro.

A hipótese nula (H_0) é $\gamma = 0$, indicando a presença de raiz unitária.

Já o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) é um método amplamente utilizado para verificar a estacionariedade em séries temporais. Diferente de outros testes comuns, como os testes de Dickey-Fuller ou Phillips-Perron, que têm a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária (indicando não-estacionariedade), o teste KPSS inverte a hipótese, assumindo a estacionariedade como nula. Isso ajuda a complementar os resultados obtidos por testes tradicionais de raiz unitária, fornecendo uma verificação adicional da natureza das séries temporais analisadas (Kagalwala, 2022).

A metodologia KPSS avalia a hipótese nula de estacionariedade contra a hipótese alternativa de não-estacionariedade. Ao aplicar este teste, pode-se investigar se uma série temporal é estacionária em torno de uma média ou de uma tendência linear. O teste é particularmente útil em casos onde as séries temporais são de alta persistência ou altamente autorregressivas, contextos em que outros testes podem falhar em distinguir corretamente entre

estacionaridade e não-estacionaridade (Baum, 2000).

A robustez do teste KPSS também é explorada em contextos de integração fracionária, onde ele se mostra eficaz em distinguir processos de memória longa de processos de memória curta. Isso é especialmente relevante para séries temporais financeiras e econômicas, que frequentemente exibem comportamentos complexos de longo prazo (Lee & Schmidt, 1996).

Em resumo, o teste KPSS é uma ferramenta valiosa para a análise de séries temporais, permitindo uma verificação complementar da estacionaridade e ajudando a identificar a verdadeira natureza dos dados analisados. Sua aplicação em conjunto com outros testes de raiz unitária pode fornecer uma visão mais completa e confiável da dinâmica das séries temporais (Choi & Saikkonen, 2010).

O teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) é utilizado para testar a estacionariedade da série temporal. A hipótese nula do teste é que a série é estacionária. Conforme apresenta a Equação 09.

$$y_t = \mu_t + n_t \quad (09)$$

Onde:

- y_t é a série temporal.
- μ_t é a média móvel (com tendência ou sem tendência).
- η_t é o termo de erro estacionário.

A estatística do teste KPSS é apresentada na Equação 10.

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (10)$$

Onde S_t é a soma acumulada dos resíduos.

O teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária. Isso é oposto ao ADF, que testa a hipótese nula de raiz unitária

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Num primeiro momento da nossa análise aplicamos o expoente de Hurst com o objetivo de avaliar a presença de passeios aleatórios em nossa série de dados. Os resultados são expressos na Tabela 01.

Tabela 01: expoente de Hurst.

Estimativas	Valor	Descrição
Simple R/S Hurst estimation (Hs)	0.891 3	Estimativa básica de Hurst usando o método R/S.
Corrected R/S Hurst exponent (Hrs)	1.011 9	Estimativa corrigida de Hurst usando o método R/S.
Empirical Hurst exponent (He)	0.999 7	Estimativa empírica de Hurst.
Corrected empirical Hurst exponent (Hal)	0.985 2	Estimativa empírica corrigida de Hurst.
Theoretical Hurst exponent (Ht)	0.531 4	Estimativa teórica de Hurst baseada na teoria do passeio aleatório.

Fonte: Resultados das estimativas (2024).

Os resultados do Exponente de Hurst fornecem informações importantes sobre a natureza da série temporal e sua relação com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME). Os valores estimados, conforme mostrado na Tabela 01 (Hs, Hrs, He e Hal) revelam valores próximos ou superiores a 0.9, indicando uma persistência na série temporal.

Isso sugere que os preços passados têm um impacto significativo nos preços futuros no índice SMLL da B3, o que não é consistente com a forma fraca da HME. Em mercados eficientes na forma fraca, os preços deveriam seguir um passeio aleatório, sem memória longa.

A forte persistência observada sugere que pode haver oportunidades de previsão e potencialmente retornos anormais, o que vai contra a HME. Em um mercado eficiente, tais previsões não deveriam ser possíveis.

Estudos corroboram esses achados ao demonstrar que valores elevados do Exponente de Hurst indicam comportamento persistente em diversas séries temporais financeiras. Por exemplo, análise de mercados emergentes, como a bolsa de Istambul, mostrou que as séries de retornos exibem dependência de longo prazo, confirmando a presença de memória longa (Gursakal et al., 2009). Similarmente, estudos sobre mercados asiáticos durante a crise financeira de 2008 indicaram uma memória longa nos retornos das ações, sugerindo ineficiências no mercado (Jin, 2016).

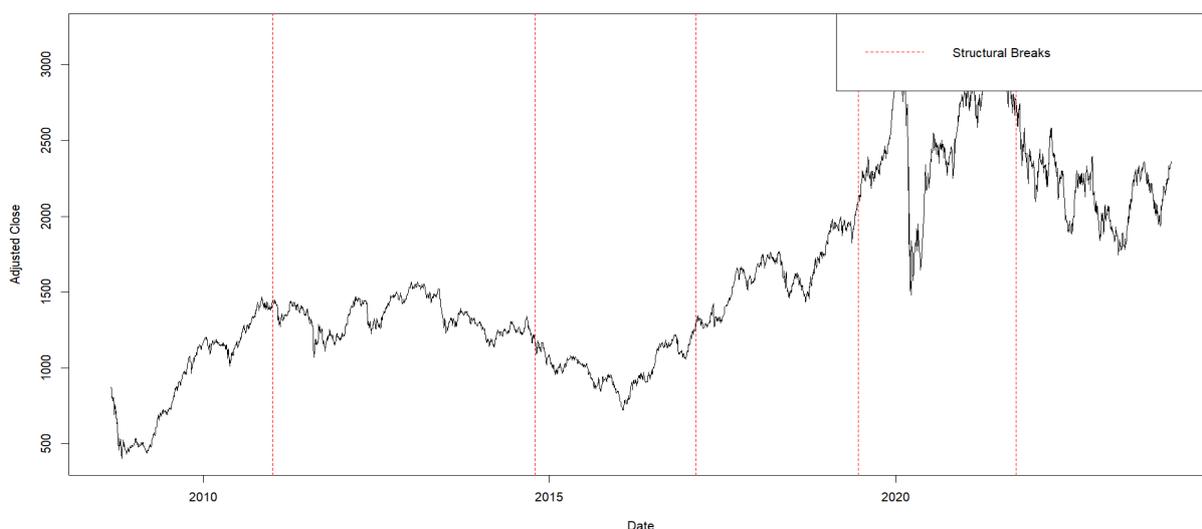
Mas antes de conclusões acerca deste resultado, com o intuito de encontrar evidências empíricas mais robustas para sustentar o que foi relevado nesse teste, procedeu-se com a investigação sobre a possível existência de quebras estruturais na série, isso foi feito com a aplicação do teste Bai-Perron, o qual tem seu resultado evidenciado na Figura 01.

A aplicação do teste de Bai-Perron aos dados do índice SMLL revelou a presença de quebras estruturais em determinados pontos do tempo, indicando que a série temporal não é homogênea e que diferentes períodos podem ter diferentes dinâmicas subjacentes. Este achado é crucial, pois sugere que os altos valores do Exponente de Hurst podem ser influenciados por

essas quebras, e não necessariamente indicar uma memória longa verdadeira. Estudos semelhantes em outros mercados financeiros confirmam a eficácia do teste Bai-Perron em detectar mudanças estruturais significativas e ajustar as análises de série temporal de forma mais precisa (Hwang & Shin, 2017).

Como há uma desconfiança quanto a existência de quebras estruturais na série, aplicamos o teste de Quebras Estruturais usando-se do Método Bai-Perron.

Figura 01: teste de quebras estruturais pelo método Bai-Perron.



Fonte: Resultados das estimativas (2024).

O gráfico mostrado na Figura 01 apresenta a evolução temporal SMLL da B3 ao longo do período que vai de 2008 até 2023. O eixo y representa o valor ajustado de fechamento do índice e o eixo x representa os anos da série.

As linhas verticais vermelhas tracejadas indicam os pontos de quebra detectados na série temporal. Esses pontos sugerem mudanças estruturais significativas na trajetória do índice. A primeira quebra estrutural acontece aproximadamente no ano de 2010, quando foi possível observar uma tendência de crescimento. Movimento que pode estar associado com efeitos da crise financeira global de 2008-09, após esse período, muitas economias ao redor do mundo começaram a se recuperar, o que pode ter influenciado o SMLL.

A crise financeira de 2008-09 teve um impacto significativo nos mercados financeiros globais, levando a quedas acentuadas nos índices de ações. No entanto, após a crise, muitos mercados começaram a mostrar sinais de recuperação à medida que políticas de estímulo econômico foram implementadas e a confiança dos investidores gradualmente retornou (Foo & Witkowska, 2017).

Uma segunda quebra estrutural foi identificada no ano de 2014, observada com uma tendência de baixa no índice. Isso pode estar associado com os desafios econômicos e políticos

enfrentados pelo Brasil naquele período, estudos demonstram que a eleição de 2014 aumentou significativamente a incerteza política, o que teve um impacto negativo nos preços das ações, especialmente em empresas estatais como a Petrobras, que poderiam valer até 60%-65% mais se a presidente não tivesse sido reeleita (Carvalho & Guimaraes, 2018), como o processo eleitoral e suas consequências que levaram a então presidente do país à época, a sofrer um impeachment no ano de 2016. Uma terceira quebra estrutural pode ser visualizada no ano de 2018, também marcado por um intenso processo eleitoral na qual o país viu-se imerso em uma polarização política para a escolha do novo presidente da república, que teve, como uma das suas consequências, reflexos de incertezas e instabilidades no mercado de capitais (Pereira et al., 2022).

Essas quebras estruturais indicam como a incerteza política pode afetar os mercados financeiros, aumentando o risco percebido pelos investidores e levando a uma maior volatilidade nos preços das ações. Em períodos de instabilidade política, a reação do mercado a eventos e decisões políticas torna-se mais pronunciada, impactando negativamente o desempenho dos índices de ações (Hillier & Loncan, 2019).

Por fim, uma quarta quebra estrutural surge no ano de 2020, período marcado pela crise mundial ocasionada pela pandemia do Covid-19, a qual teve impactos significativos nos mercados de capitais, refletindo a alta volatilidade e as medidas econômicas adotadas em resposta ao momento. A pandemia de Covid-19 trouxe uma incerteza sem precedentes aos mercados financeiros globais, resultando em quedas acentuadas nos preços das ações e aumento da volatilidade. Estudos mostram que o impacto inicial da pandemia foi extremamente negativo, com muitos índices de ações experimentando declínios rápidos e significativos (He et al., 2020).

Essas observações destacam a importância de considerar eventos globais e suas repercussões locais ao analisar a eficiência e a dinâmica dos mercados financeiros. A pandemia de Covid-19 serviu como um exemplo claro de como crises globais podem introduzir quebras estruturais significativas em séries temporais financeiras, exigindo uma análise detalhada para compreender suas implicações e preparar respostas adequadas às mudanças rápidas no ambiente econômico (Topcu & Gulal, 2020).

Em resumo, o gráfico identifica quatro pontos principais de quebra estrutural que correspondem a períodos de significativas mudanças econômicas e políticas. Essas quebras indicam onde ocorreram mudanças na tendência da série temporal do índice SMLL, sugerindo momentos em que o mercado foi influenciado por fatores externos significativos.

Deste modo, os resultados do expoente de Hurst não são adequados para inferir conclusões acerca dos resultados. Sendo o mais indicado o uso de testes mais adequados para

séries com a presença de múltiplas quebras estruturais, como o teste ADF e o teste KPSS.

Na Tabela 02 são apresentados os resultados do teste ADF.

Tabela 02: resultados do teste ADF.

Segmento	Estatística de Teste	Valor Crítico (5%)	p-valor (z.lag.1)	Conclusão (ADF)
1	-1.4275	-2.86	0.154	Não rejeita H0 (não estacionária)
2	-1.2646	-2.86	0.207	Não rejeita H0 (não estacionária)
3	-1.6497	-2.86	0.0996	Não rejeita H0 (não estacionária)
4	-2.026	-2.86	0.0433	Não rejeita H0 (não estacionária)
5	-2.3018	-2.86	0.0216	Não rejeita H0 (não estacionária)
6	-1.5217	-2.86	0.1287	Não rejeita H0 (não estacionária)

Fonte: Resultados das estimativas (2024).

A análise do primeiro segmento da série temporal apresenta uma estatística de teste de -1.4275. Comparado com o valor crítico de -2.86 ao nível de significância de 5%, o valor da estatística de teste é maior, indicando que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada. Além disso, o p-valor associado de 0.154 reforça essa conclusão. Portanto, o primeiro segmento não é estacionário, o que sugere a presença de uma raiz unitária.

Para o segundo segmento, a estatística de teste é -1.2646. Este valor também é maior do que o valor crítico de -2.86 ao nível de significância de 5%, e o p-valor correspondente é 0.207. Como resultado, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, indicando que este segmento da série também não é estacionário.

O terceiro segmento apresenta uma estatística de teste de -1.6497. Novamente, este valor é maior do que o valor crítico de -2.86 ao nível de significância de 5%. O p-valor de 0.0996, embora menor do que os segmentos anteriores, ainda não é suficiente para rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Consequentemente, o terceiro segmento é considerado não estacionário.

No quarto segmento, a estatística de teste é -2.026, que, similarmente, é maior do que o valor crítico de -2.86 ao nível de significância de 5%. O p-valor é 0.0433. Embora este p-valor seja relativamente baixo, ele ainda não é suficiente para rejeitar a hipótese nula, sugerindo que o quarto segmento da série temporal não é estacionário.

Para o quinto segmento, a estatística de teste é -2.3018, que ainda é maior do que o valor crítico de -2.86 ao nível de significância de 5%. O p-valor associado é 0.0216. Embora este p-valor indique uma tendência mais próxima da significância, ele ainda não permite a rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Portanto, o quinto segmento não é estacionário.

Finalmente, no sexto segmento, a estatística de teste é -1.5217. Este valor é maior do que o valor crítico de -2.86 ao nível de significância de 5%, e o p-valor correspondente é 0.1287. Portanto, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, indicando que o sexto segmento

da série temporal também não é estacionário.

Em resumo, para todos os segmentos analisados, a estatística de teste do ADF é maior do que o valor crítico de -2.86 ao nível de significância de 5%, e os p-valores correspondentes não são suficientemente baixos para rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Portanto, conclui-se que todos os segmentos da série temporal não são estacionários, sugerindo a presença de uma raiz unitária em cada segmento.

Nenhum dos segmentos individuais rejeita consistentemente a hipótese nula de que a série temporal possui uma raiz unitária. Portanto, não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese de que a série segue um passeio aleatório, mesmo considerando as quebras estruturais.

Esta análise sugere que a série temporal do SMLL pode ser modelada como um passeio aleatório, o que é consistente com a presença de raízes unitárias em todos os segmentos analisados.

Para obtermos resultados mais robustos, outra abordagem útil é utilizar o teste de raízes fracionárias, que pode ser mais flexível em termos de detectar propriedades de longo alcance na presença de quebras estruturais. Um teste amplamente utilizado nesse contexto é o teste de raiz unitária de Kapetanios (2005), que permite múltiplas quebras. Os resultados são apresentados na Tabela 03.

Tabela 03: resultados do teste KPSS.

Segmento	Estatística de Teste	Valor Crítico (10%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (2.5%)	Valor Crítico (1%)	Conclusão
1	0.8037	0.119	0.146	0.176	0.216	Rejeita H0 (não estacionária)
2	0.5769	0.119	0.146	0.176	0.216	Rejeita H0 (não estacionária)
3	0.6831	0.119	0.146	0.176	0.216	Rejeita H0 (não estacionária)
4	1.5726	0.119	0.146	0.176	0.216	Rejeita H0 (não estacionária)
5	1.421	0.119	0.146	0.176	0.216	Rejeita H0 (não estacionária)
6	0.5436	0.119	0.146	0.176	0.216	Rejeita H0 (não estacionária)

Fonte: Resultados das estimativas (2024).

No primeiro segmento da série temporal, a estatística de teste é 0.8037. Comparando esse valor com os valores críticos de 0.119 (10%), 0.146 (5%), 0.176 (2.5%) e 0.216 (1%), observamos que a estatística de teste é maior que todos os valores críticos. Portanto, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada, indicando que este segmento não é estacionário.

Para o segundo segmento, a estatística de teste é 0.5769. Novamente, esse valor é maior que todos os valores críticos mencionados anteriormente. Conseqüentemente, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada, o que implica que este segmento também não é estacionário.

O terceiro segmento apresenta uma estatística de teste de 0.6831. Este valor continua a ser maior que todos os valores críticos de 0.119 (10%), 0.146 (5%), 0.176 (2.5%) e 0.216 (1%). Assim, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada, indicando que o terceiro segmento não é estacionário.

No quarto segmento, a estatística de teste é 1.5726, que é significativamente maior que todos os valores críticos mencionados. Como resultado, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada, indicando que o quarto segmento da série temporal não é estacionário.

Para o quinto segmento, a estatística de teste é 1.4210. Este valor também excede todos os valores críticos de 0.119 (10%), 0.146 (5%), 0.176 (2.5%) e 0.216 (1%). Portanto, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada, sugerindo que o quinto segmento não é estacionário.

Finalmente, no sexto segmento, a estatística de teste é 0.5436. Este valor é maior que todos os valores críticos. Assim, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada, indicando que o sexto segmento da série temporal também não é estacionário.

Resumidamente, em todos os segmentos analisados, a hipótese nula de que a série é estacionária (H_0 : a série é estacionária) é rejeitada. Os valores das estatísticas de teste em cada segmento são maiores que todos os valores críticos, indicando que a série não é estacionária em nenhum dos segmentos.

Dado que todos os segmentos individuais rejeitam a hipótese nula de estacionariedade, podemos concluir que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese de que a série segue um passeio aleatório, mesmo considerando as quebras estruturais. Esta análise sugere que a série temporal do SMLL pode ser modelada como um passeio aleatório, com múltiplas quebras estruturais indicando não estacionariedade em todos os segmentos analisados.

Assim, ambos os testes, ADF e KPSS, concordam que a série temporal do índice Small Caps (SMLL) não é estacionária em nenhum dos segmentos analisados. Isto sugere que a série temporal pode seguir um passeio aleatório, mesmo considerando as múltiplas quebras estruturais detectadas.

Esta conclusão é robusta, dado que dois testes diferentes, com hipóteses nulas opostas (ADF testa a presença de raiz unitária e KPSS testa a estacionariedade), fornecem resultados consistentes. Portanto, podemos afirmar com maior confiança que a série temporal apresenta características de passeio aleatório ao longo dos segmentos analisados.

Se uma série temporal segue um passeio aleatório, significa que os preços futuros não podem ser previstos com base nos preços passados. Isso é um requisito essencial para a forma fraca da HME. Os resultados dos testes ADF e KPSS indicam que a série do índice SMLL segue um passeio aleatório. Portanto, não há evidências de que os preços passados possam ser usados

para prever os preços futuros. Estudos como os de Worthington e Higgs (2004) confirmam que a presença de raiz unitária e a não estacionariedade são consistentes com a hipótese de passeio aleatório em vários mercados financeiros

Além disso, a presença de múltiplas quebras estruturais sugere que o mercado reage às novas informações de maneira eficiente, ajustando os preços conforme necessário. Isso é consistente com a forma semiforte da HME, onde todas as informações publicamente disponíveis são rapidamente incorporadas aos preços dos ativos. Estudos como os de Chaudhuri e Wu (2003) demonstram que a consideração de quebras estruturais é crucial para uma análise precisa da eficiência do mercado, uma vez que eventos significativos influenciam diretamente os preços dos ativos.

Se as quebras estruturais correspondem a eventos conhecidos (por exemplo, crises financeiras, mudanças de políticas econômicas), isso sugere que o mercado rapidamente incorporou essas informações nos preços dos ativos. Por exemplo, o estudo de Ndako et al. (2022) examinou o impacto de eventos globais, como a crise financeira global de 2008 e a pandemia de Covid-19, em mercados acionários globais, encontrando evidências de que esses eventos causaram quebras estruturais significativas nos preços dos ativos, indicando que os mercados ajustam rapidamente os preços às novas informações.

Adicionalmente, Karavias et al. (2023) destacaram que a pandemia de Covid-19 induziu uma quebra estrutural nos mercados financeiros em abril de 2020, com os mercados se recuperando rapidamente após a introdução de programas de flexibilização quantitativa pelos bancos centrais. Este comportamento indica que o mercado incorpora rapidamente as novas informações econômicas e políticas em seus preços.

Outro estudo relevante é o de Chattopadhyay e Bose (2017), que analisou a eficiência do mercado de ações na Índia considerando choques externos e reformas econômicas. Eles encontraram que eventos como crises financeiras e mudanças de políticas econômicas causaram mudanças abruptas nos índices de ações, refletindo a rápida incorporação dessas informações nos preços dos ativos.

Cabe ressaltar que a forma forte da HME é mais difícil de verificar empiricamente porque envolve informações privadas que não são acessíveis para análise. No entanto, a presença de quebras estruturais e a rápida incorporação de novas informações públicas podem ser indiretamente consistentes com essa forma, pois sugerem um alto grau de eficiência do mercado. Estudos de Sheelapriya e Murugesan (2014) sobre mercados emergentes mostraram que a consideração de quebras estruturais fornece uma melhor compreensão da dinâmica do mercado e da eficiência informacional.

CONCLUSÕES E/OU RECOMENDAÇÕES

Os resultados dos testes de raiz unitária (ADF e KPSS) indicam que a série temporal do índice Small Caps (SMLL) segue um passeio aleatório, o que é consistente com a forma fraca da Hipótese dos Mercados Eficientes (HME). A detecção de múltiplas quebras estruturais sugere que o mercado reage de maneira eficiente às novas informações, o que é condizente com a forma semiforte da HME.

Estudos corroboram esses achados ao demonstrar que, em muitos mercados financeiros, os preços seguem um comportamento de passeio aleatório, indicando que os retornos futuros não podem ser previstos com base nos retornos passados. Por exemplo, uma análise da eficiência do mercado de ações da Mongólia usando testes ADF e KPSS também encontrou evidências de não estacionaridade, indicando que os preços seguem um passeio aleatório (Kai Jie Shawn et al., 2012).

Além disso, a presença de múltiplas quebras estruturais nos dados do SMLL é consistente com a literatura que sugere que os mercados reagem rapidamente a novas informações. Por exemplo, a pesquisa de Ndako et al. (2022) sobre o impacto de eventos globais como a crise financeira de 2008 e a pandemia de Covid-19 mostrou que esses eventos causaram quebras estruturais significativas nos mercados financeiros, indicando que os mercados ajustam rapidamente os preços às novas informações.

Em resumo, os resultados suportam a ideia de que o mercado de Small Caps é eficiente na incorporação de informações passadas e públicas nos preços dos ativos, alinhando-se com a forma fraca e semiforte da HME. Isso implica que estratégias baseadas em informações passadas ou publicamente disponíveis não seriam capazes de gerar retornos anormais consistentemente. A análise de eventos como crises financeiras e mudanças de políticas econômicas que causam quebras estruturais, como discutido nos estudos de Chattopadhyay e Bose (2017), reforça a visão de que os mercados são eficientes na incorporação de novas informações.

Os resultados obtidos são consistentes com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), especialmente com a forma fraca, uma vez que os preços parecem seguir um passeio aleatório. As múltiplas quebras estruturais detectadas indicam que o mercado reage eficientemente às novas informações, o que é consistente com a forma semiforte da HME. Além disso, a presença de múltiplas quebras estruturais sugere que o mercado reage às novas informações de maneira eficiente, ajustando os preços conforme necessário, conforme corroborado por Karavias et al.

(2023), que destacaram a rápida recuperação dos mercados após eventos significativos como a pandemia de Covid-19.

REFERÊNCIAS

ALAJBEG, Denis; BUBAŠ, Zoran; ŠONJE, Velimir. The efficient market hypothesis: problems with interpretations of empirical tests. **Financial theory and practice**, [s. l.], v. 36, n. 1, p. 53–72, 2012.

BAI, Jushan; PERRON, Pierre. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, [s. l.], p. 47–78, 1998.

BAJTELSMIT, Vickie L. Efficient Markets Hypothesis. **Wiley Encyclopedia of Management**, [s. l.], p. 1–2, 2015.

BALA, Anju; GUPTA, Kapil. Examining the impact of structural breaks on long memory of stock returns: evidence from Bombay stock exchange of India long memory. **Management & Accounting Review (MAR)**, [s. l.], v. 19, n. 1, p. 1–20, 2020.

BARONE, Raffaella. From efficient markets to behavioral finance. **Available at SSRN 493545**, [s. l.], 2003.

BAUM, Christopher F. sts15: Tests for stationarity of a time series. **Stata Technical Bulletin**, [s. l.], v. 57, p. 36–39, 2000.

BEN AÏSSA, Mohamed Safouane; BOUTAHAR, Mohamed; JOUINI, Jamel. Bai and Perron's and spectral density methods for structural change detection in the US inflation process. **Applied Economics Letters**, [s. l.], v. 11, n. 2, p. 109–115, 2004.

BOWMAN, Robert G; BUCHANAN, John. The efficient market hypothesis—a discussion of institutional, agency and behavioural issues. **Australian Journal of Management**, [s. l.], v. 20, n. 2, p. 155–166, 1995.

CARVALHO, Augusto; GUIMARAES, Bernardo. State-controlled companies and political risk: Evidence from the 2014 Brazilian election. **Journal of Public Economics**, [s. l.], v. 159, p. 66–78, 2018.

CHATTOPADHYAY, Somnath; BOSE, Suchismita. Effects of Market Reforms and External Shocks on Indian Stock Indices: Evidence on Structural Breaks and Weak-Form Efficiency. **Journal of Reviews on Global Economics**, [s. l.], v. 6, p. 426–442, 2017.

CHAUDHURI, Kausik; WU, Yangru. Random walk versus breaking trend in stock prices: Evidence from emerging markets. **Journal of Banking & Finance**, [s. l.], v. 27, n. 4, p. 575–592, 2003.

CHEUNG, Yin-Wong; LAI, Kon S. Lag order and critical values of the augmented Dickey–Fuller test. **Journal of Business & Economic Statistics**, [s. l.], v. 13, n. 3, p. 277–280, 1995.

CHOI, In; SAIKKONEN, Pentti. Tests for nonlinear cointegration. **Econometric Theory**, [s. l.], v. 26, n. 3, p. 682–709, 2010.

DOBBINS, Richard; WITT, Stephen F. Some implications of the efficient market hypothesis. **Managerial Finance**, [s. l.], v. 5, n. 1, p. 65–79, 1979.

DODS, Johannah L; GILES, David EA. Alternative strategies for ‘augmenting’ the dickey–fuller test: size-robustness in the face of pre-testing. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, [s. l.], v. 53, n. 3–4, p. 243–258, 1995.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets. **Journal of finance**, [s. l.], v. 25, n. 2, p. 383–417, 1970.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: II. **The journal of finance**, [s. l.], v. 46, n. 5, p. 1575–1617, 1991.

FAMA, Eugene F. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. **Journal of financial economics**, [s. l.], v. 49, n. 3, p. 283–306, 1998.

FAMA, Eugene F. Random Walks in Stock Market Prices. **Financial Analysts Journal**, [s. l.], v. 51, n. 1, p. 75–80, 1995. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.2469/faj.v51.n1.1861>. Acesso em: 31 maio 2024.

FOO, Jennifer; WITKOWSKA, Dorota. A comparison of global financial market recovery after the 2008 global financial crisis. **Folia Oeconomica Stetinensia**, [s. l.], v. 17, n. 1, p. 109–128, 2017.

GUPTA, Deepak; ANAND, Arti; SINGH, Rohini. Empirical testing of strong form of market efficiency. **Asia Pacific Business Review**, [s. l.], v. 4, n. 3, p. 53–59, 2008.

GURSAKAL, Necmi; AYDIN, Zehra Berna; GURSAKAL, Sevda; TUZUNTURK, Selim.

Hurst exponent analysis in Turkish stock market. **International Journal of Sustainable Economy**, [s. l.], v. 1, n. 3, p. 255–269, 2009.

HE, Qing; LIU, Junyi; WANG, Sizhu; YU, Jishuang. The impact of COVID-19 on stock markets. **Economic and Political Studies**, [s. l.], v. 8, n. 3, p. 275–288, 2020.

HILLIER, David; LONCAN, Tiago. Political uncertainty and stock returns: Evidence from the Brazilian political crisis. **Pacific-Basin Finance Journal**, [s. l.], v. 54, p. 1–12, 2019.

HURST, Harold Edwin. Long-term storage capacity of reservoirs. **Transactions of the American society of civil engineers**, [s. l.], v. 116, n. 1, p. 770–799, 1951.

HWANG, Eunju; SHIN, Dong Wan. Estimation of structural mean breaks for long-memory data sets. **Statistics**, [s. l.], v. 51, n. 4, p. 904–920, 2017.

JIN, Xiaoye. The impact of 2008 financial crisis on the efficiency and contagion of Asian stock markets: A Hurst exponent approach. **Finance Research Letters**, [s. l.], v. 17, p. 167–175, 2016.

JOVANOVIC, Franck. Efficient markets theory: Historical perspectives. **Encyclopedia of quantitative finance**, [s. l.], 2010.

KAGALWALA, Ali. kpsstest: A command that implements the Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin test with sample-specific critical values and reports p-values. **The Stata Journal**, [s. l.], v. 22, n. 2, p. 269–292, 2022.

KAI JIE SHAWN, Lim; CHADHA, Pavneet; JOSHUA, Lau; POTDAR, Nishad. Is the Mongolian equity market efficient? Empirical evidence from tests of weak-form efficiency. **Journal of Money, Investment and Banking**, [s. l.], n. 25, p. 181–193, 2012.

KAPETANIOS, George. Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. **Journal of Time Series Analysis**, [s. l.], v. 26, n. 1, p. 123–133, 2005.

KARAVIAS, Yiannis; NARAYAN, Paresh Kumar; WESTERLUND, Joakim. Structural breaks in interactive effects panels and the stock market reaction to COVID-19. **Journal of Business & Economic Statistics**, [s. l.], v. 41, n. 3, p. 653–666, 2023.

KLEIMAN, Robert; PAYNE, James; SAHU, Anandi. Random Walks and Market Efficiency: Evidence from International Real Estate Markets. **Journal of Real Estate Research**, [s. l.], v.

24, n. 3, p. 279–298, 2002. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/10835547.2002.12091096>. Acesso em: 31 maio 2024.

LEE, Dongin; SCHMIDT, Peter. On the power of the KPSS test of stationarity against fractionally-integrated alternatives. **Journal of econometrics**, [s. l.], v. 73, n. 1, p. 285–302, 1996.

LIM, Thian; LIM XIU YUN, Jessica; ZHAI, Riuyang. History of the efficient market hypothesis. **International Journal of Management Sciences and Business Research**, [s. l.], v. 1, n. 11, 2012.

LO, Andrew W. The adaptive markets hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective. **Journal of Portfolio Management**, *Forthcoming*, [s. l.], 2004.

MALKIEL, Burton G. Efficient Market Hypothesis. *In*: EATWELL, John; MILGATE, Murray;

NEWMAN, Peter (org.). **Finance**. London: Palgrave Macmillan UK, 1989. p. 127–134. Disponível em: http://link.springer.com/10.1007/978-1-349-20213-3_13. Acesso em: 31 maio 2024.

MANDELBROT, Benoit B; WALLIS, James R. Robustness of the rescaled range R/S in the measurement of noncyclic long run statistical dependence. **Water resources research**, [s. l.], v. 5, n. 5, p. 967–988, 1969.

NDAKO, Joshua; KUMEKA, Terver; ADEDOYIN, Festus; ASONGU, Simplicie. Structural breaks in global stock markets: Are they caused by pandemics, protests or other factors?. **European Xtramile Centre of African Studies WP/22/076**, [s. l.], 2022.

PEREIRA, Gustavo ML; COLOMBO, Jéfferson A; FIGUEIREDO, Otavio Henrique dos Santos. Market Reaction to Political Risk: Evidence From the 2018 Brazilian Presidential Election. **Latin American Business Review**, [s. l.], v. 23, n. 4, p. 343–371, 2022.

PESANDO, James E. On the random walk characteristics of short-and long-term interest rates in an efficient market. **Journal of Money, Credit and Banking**, [s. l.], v. 11, n. 4, p. 457–466, 1979.

SHEELAPRIYA, G; MURUGESAN, R. Random walk analysis with multiple structural breaks: Case study in emerging market of S&P BSE sectoral indices stocks. **Asian Journal of Empirical Research**, [s. l.], v. 4, n. 11, p. 503–513, 2014.

SHLEIFER, Andrei. **Inefficient markets: An introduction to behavioural finance**. [S. l.]: Oup Oxford, 2000.

SMITH, Daren McCrossan. An investigation into the Efficient Market Hypothesis: a canonical correlation analysis approach. [s. l.], 1995.

TIMMERMANN, Allan; GRANGER, Clive WJ. Efficient market hypothesis and forecasting. **International Journal of forecasting**, [s. l.], v. 20, n. 1, p. 15–27, 2004.

ȚIȚAN, Alexandra Gabriela. The efficient market hypothesis: Review of specialized literature and empirical research. **Procedia Economics and Finance**, [s. l.], v. 32, p. 442–449, 2015.

TOPCU, Mert; GULAL, Omer Serkan. The impact of COVID-19 on emerging stock markets. **Finance research letters**, [s. l.], v. 36, p. 101691, 2020.

WORTHINGTON, Andrew; HIGGS, Helen. Random walks and market efficiency in European equity markets. **The Global Journal of Finance and Economics**, [s. l.], v. 1, n. 1, p. 59–78, 2004.