

## **Eficiência Fraca e Semiforte no Mercado de Capitais Brasileiro**

### **Autoria**

João Guilherme Magalhães-Timotio - j.guilhermemagalhaes@gmail.com

Centro de Pós-Grad e Pesquisas em Admin - CEPEAD/UFMG - Universidade Federal de Minas Gerais

Francisco Vidal Barbosa - fvberlin@gmail.com

Centro de Pós-Grad e Pesquisas em Admin - CEPEAD/UFMG - Universidade Federal de Minas Gerais

Roberto César Faria e Silva - robertocesarfsilva@hotmail.com

Administração/Unimontes

### **Resumo**

Os achados desse trabalho identificaram que os índices IMOB, IFNC, IMAT e UTIL são condizentes com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) forma fraca, e os índices INDX, ICON, IMOB, IFNC, IMAT e UTIL são condizentes com a HME forma semiforte. Os índices IEE, INDX e ICON contradizem a HME em sua forma fraca, pois não seguem um passeio aleatório. Além disso, o índice IEE também retornou resultados desfavoráveis HME em sua forma semiforte, pois atestou a presença de anormalidade nos padrões médios de retornos durante os dias da semana e também o efeito fim de semana. Assumiu-se como objetivo: analisar a HME proposta por Fama (1970 e 1991) em suas formas fraca e semiforte em todos os índices setoriais da B3. O estudo inova por utilizar as séries temporais das cotações desde a sua data de inauguração até ano completo mais recente ? 2018, o que não havia sido feito anteriormente na literatura empírica nacional. Como arcabouço metodológico, utilizou-se o teste de raiz unitária ADF aumentado (onde investigou-se o random walk) e testes de eventos ? ocorrências de anomalias de calendário (onde investigou-se o efeito fim de semana).



## Eficiência Fraca e Semiforte no Mercado de Capitais Brasileiro

**Resumo:** os achados desse trabalho identificaram que os índices IMOB, IFNC, IMAT e UTIL são condizentes com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) forma fraca, e os índices INDX, ICON, IMOB, IFNC, IMAT e UTIL são condizentes com a HME forma semiforte. Os índices IEE, INDX e ICON contradizem a HME em sua forma fraca, pois não seguem um passeio aleatório. Além disso, o índice IEE também retornou resultados desfavoráveis HME em sua forma semiforte, pois atestou a presença de anormalidade nos padrões médios de retornos durante os dias da semana e também o efeito fim de semana. Assumiu-se como objetivo: analisar a HME proposta por Fama (1970 e 1991) em suas formas fraca e semiforte em todos os índices setoriais da B3. O estudo inova por utilizar as séries temporais das cotações desde a sua data de inauguração até ano completo mais recente – 2018, o que não havia sido feito anteriormente na literatura empírica nacional. Como arcabouço metodológico, utilizou-se o teste de raiz unitária ADF aumentado (onde investigou-se o *random walk*) e testes de eventos – ocorrências de anomalias de calendário (onde investigou-se o efeito fim de semana).

**Palavras-chave:** Hipótese dos Mercados Eficientes; Passeio Aleatório; Anomalias de Calendário; Efeito Fim de Semana.

## 1. INTRODUÇÃO

Atualmente, existem dois paradigmas predominantes no campo das finanças: o da moderna teoria (desenvolvido a partir da década de 1950) e o das finanças comportamentais (desenvolvido a partir da década de 1970).

Primeiro apresenta-se os principais trabalhos da moderna teoria de finanças: a Teoria do Portfólio publicada por Markowitz (1952), considerado o estudo que inaugurou esse paradigma das finanças, e que consiste na utilização de modelos estatísticos baseados no binômio risco-retorno para a composição de um portfólio eficiente de ativos. Mais tarde, os estudos de Modigliani e Miller (1958; 1961 e 1963) vieram tratar sobre a irrelevância da estrutura de capital da empresa em seu valor de mercado, e sobre os benefícios do endividamento com capital de terceiros na potencialização dos lucros da empresa, respectivamente. Depois os estudos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolveram os fundamentos do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), um modelo para estimação do custo de oportunidade do capital próprio. E o trabalho de Eugene Fama (1970 e 1991), que apresentou a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), que define que um ativo financeiro reflete todas as informações relevantes disponíveis no mercado, e segue um *random walk* (passeio aleatório) – o que inviabiliza a possibilidade de obtenção de qualquer retorno anormal por parte do investidor. Esta última teoria, é a mais relevante para os objetivos (apresentados posteriormente) deste estudo.

A HME possui como base a Teoria da Utilidade Esperada (TUE), que sugere que todos os investidores são plenamente racionais, possuem expectativas homogêneas e o mesmo nível informacional sobre o mercado, tais fatos eliminam quaisquer possibilidades de obtenção de retornos anormais (superiores aos riscos incorridos).

Fama (1970 e 1991) sugere que existem três formas de eficiência informacional:

- 1º) a eficiência fraca – onde nenhum investidor consegue obter retornos anormais utilizando preços passados como base de suas análises, ou seja, as informações do passado não são relevantes para a obtenção de retornos extraordinários (mais tarde o autor sugeriu uma nova denominação: “previsibilidade de retornos passados”);
- 2º) a eficiência semiforte – onde nenhum investidor consegue obter retornos anormais tendo como base os preços passados e também qualquer outra informação publicamente disponível, pois qualquer nova informação é rapidamente incorporada aos preços dos ativos (mais tarde o autor sugeriu uma nova denominação: “estudos de eventos”);
- 3º) eficiência forte – nenhum investidor consegue obter retornos anormais utilizando como base para suas análises quaisquer informações, até mesmo as consideradas confidenciais, que não são de conhecimento do público (mais tarde o autor sugeriu uma nova denominação: “testes de informação privada”).

O contraponto da moderna teoria são as finanças comportamentais. Estas por sua vez sugerem que desvios psicológicos interferem no processo de tomada de decisão dos agentes no mercado, ou seja, a racionalidade é limitada – e isso fragiliza as proposições da HME.

Os fundamentos das finanças comportamentais remontam aos trabalhos de Amos Tversky e Daniel Kahneman (1974; 1979 e 1992), o primeiro estudo apresenta a Teoria do Prospecto, onde os autores criticam a TUE por ser um modelo pouco adequado para descrever as decisões tomadas sob riscos, eles testaram a TUE a partir de uma série de questões, e obtiveram vários resultados que são inconsistentes com os princípios de tal teoria. No segundo estudo, os autores apresentaram heurísticas e vieses que simplificam o processo de tomada de decisão sob risco, que também contradizem os princípios da TUE, ou seja, contradizem a ideia de que o ser humano age de forma plenamente racional.

Shefrin e Statman (2000) argumentam que as violações da HME em sua forma semiforte, ou seja – referentes à eventos – podem ser consideradas anomalias de mercado.

Mais especificamente em relação as anomalias de mercado, elas podem ser classificadas em basicamente três tipos: 1º) anomalias de calendário; 2º) anomalias fundamentais (ou de valor); 3º) técnicas (BRUNI e FAMÁ, 1998). Neste estudo, concentra-se naquele primeiro tipo, que pode ser compreendido a partir de padrões temporais apresentados por algum ativo, como retornos mais baixos ou mais altos em determinados dias da semana, ou em alguma semana, ou em algum mês do ano, se comparados com os demais períodos.

Entre as principais anomalias de calendário, destaca-se o “efeito dia da semana” – que diz respeito aos retornos diários de ativos de risco serem diferentes ao longo dos dias da semana, como por exemplo, uma tendência de um retorno menor nas segundas-feiras (ou nos dias iniciais da semana) se comparados com os outros dias (sobretudo os últimos dias da semana), isso também é conhecido como “efeito fim de semana”.

Nesse contexto, existem questionamentos sobre o comportamento dos mercados de capitais, eles se comportam de acordo com a hipótese dos mercados eficientes (HME) (seguindo um passeio aleatório em todos os níveis de eficiência), ou se comportam de uma forma não plenamente eficiente e são afetados por decisões oriundas da racionalidade limitada dos agentes, como supõe as finanças comportamentais (resultando em anomalias).

São vários os estudos que investigam a eficiência informacional (em sua forma fraca e/ou semiforte). No contexto internacional, destaca-se o trabalho de Ross (2002), que por meio de testes empíricos mostrou uma correlação serial quase nula para o mercado de capitais norte-americano, e isso favorece o argumento a favor da forma fraca da HME. Também, destaca-se os trabalhos de (FRENCH, 1980; THALER, 1987; KAMARA, 1997), que por meio de estudos de eventos, utilizaram dados das décadas de 1980 e 1990, e identificaram a ocorrência de anomalias de calendário, sobretudo o efeito fim de semana no mercado norte-americano (o que fornece argumento contrário a HME em sua forma semiforte). Isso foi confirmado através do trabalho de Olson *et al* (2015), que por sua vez, demonstrou que diversos estudos apresentaram argumentos contrários a HME em sua forma semiforte.

Os autores Morey e Rosenberg (2012) sugerem que no longo prazo as anomalias de calendário tendem a desaparecer. Já o trabalho de Doyle e Chen (2009), por sua vez, sugere que as anomalias de calendário se encontram em um permanente fluxo, ou seja, podem ocorrer em determinados momentos e em outros não.

No contexto nacional, destaca-se o estudo de Muniz (1980), onde o autor identificou a forma fraca de eficiência no mercado de capitais brasileiro utilizando dados dos anos 1980 no entanto, limitou sua amostra em apenas algumas ações negociadas no país. Já o trabalho de Salles (1991), por sua vez, rejeitou a hipótese da aleatoriedade de retornos, sinalizando que o mercado não é eficiente em sua forma fraca, ou seja, há possibilidade de previsibilidade de retornos passados.

No que tange aos estudos de eventos, ou seja, análise da eficiência de mercado em sua forma semiforte, destaca-se o trabalho de Lemgruber *et al* (1988), que por meio da investigação da existência de anomalias de calendário, mais especificamente o efeito fim de semana, verificou a ocorrência do efeito anômalo. O trabalho de Da Costa Jr. (1990), utilizando dados dos anos 1980 e o índice IBOV, atesta a ocorrência do efeito fim de semana. Fajardo e Pereira (2008) sugerem que as anomalias de calendário, como os efeitos dia da semana, não são verificados com constância, ou seja, talvez em análises que utilizem de curto prazo, os efeitos anômalos

não sejam verificados. De modo que, tais trabalhos não corroboram com a HME em sua forma semiforte.

Apesar de serem vários os estudos brasileiros, as lacunas empíricas persistem. Não foram identificados estudos que utilizem como escopo de análise todos os índices setoriais da B3, e que utilizem o horizonte temporal que se estende desde a data de inauguração de cada índice até o presente ano – 2018. O que é proposto neste trabalho. Desta forma, assumiu-se os seguintes objetivos:

- 1º **verificar a eficiência informacional em sua forma fraca.** Para tanto, utiliza-se testes de raiz unitária, pois uma série não estacionária segue um passeio aleatório – o que é uma condição necessária para a verificação da HME em sua forma fraca;
- 2º **verificar a eficiência informacional em sua forma semiforte.** Para tanto, investiga-se a ocorrência da anomalia de calendário “efeito fim de semana”, pois esta configura-se como uma violação da HME forma semiforte. Utiliza-se testes de média não-paramétricos.

Com isso, o estudo inova por avançar metodologicamente e teoricamente com os estudos sobre a eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro, contribuindo para a expansão do conhecimento sobre a temática, o que também é útil para diversos agentes do mercado no seu processo de tomada de decisão.

Por fim, o trabalho foi estruturado em cinco seções: 1º introdução; 2º revisão de literatura; 3º abordagem metodológica; 4º análise dos resultados; 5º considerações finais.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### a. A HIPÓTESE DOS MERCADOS EFICIENTES

Eugene Fama (1970) foi o autor que formalizou a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), que por sua vez, tem sua pedra angular na afirmativa de que o preço de um ativo reflete informações disponíveis sobre a organização, e que segue um *random walk* (passeio aleatório), impossibilitando qualquer tipo de ganho anormal por parte dos investidores, ou seja, retornos superiores ao ajustado ao risco de determinado ativo.

Ainda, a HME matematizada por Fama (1970), teve seu conceito inicial proposto por Bachelier (1900), evidenciado na forma do *random walk* dos preços dos ativos. É também influenciada pela Teoria da Utilidade Esperada (TUE), que sugere que todos os investidores são plenamente racionais, possuem expectativas homogêneas e o mesmo nível informacional sobre o mercado, impossibilitando quaisquer possibilidades de obtenção de retornos anormais (superiores aos riscos incorridos).

Fama (1970 e 1991), sugeriu três condições para investigar a eficiência dos mercados: 1º inexistência de custos de transação; 2º toda informação deve estar disponível a custo zero para todos os participantes do mercado; 3º todos os participantes do mercado devem concordar quanto ao nível de preço dos ativos presentes, e futuros (ou seja, deve haver expectativas homogêneas). O autor ressalta, no entanto, que tais condições são suficientes, mas não integralmente necessárias para a eficiência dos mercados.

Por isso, ele expõe a existência de três formas de eficiência de mercado. Tais formas se diferem devido à velocidade na qual as informações disponíveis afetam o preço de um ativo: a eficiência fraca – onde nenhum investidor consegue obter retornos anormais utilizando preços passados como base de suas análises, ou seja, as informações do passado não são relevantes para a obtenção de retornos extraordinários (mais tarde o autor sugeriu uma nova denominação: “previsibilidade de retornos passados”), a eficiência semiforte – onde nenhum investidor

consegue obter retornos anormais tendo como base os preços passados e também qualquer outra informação publicamente disponível, pois qualquer nova informação é rapidamente incorporada aos preços dos ativos (mais tarde o autor sugeriu uma nova denominação: “estudos de eventos”) e a eficiência forte – nenhum investidor consegue obter retornos anormais utilizando como base para suas análises quaisquer informações, até mesmo as consideradas confidenciais, que não são de conhecimento do público (mais tarde o autor sugeriu uma nova denominação: “testes de informação privada”).

Existem testes para captar o grau de eficiência de mercado, para a forma fraca – os testes de raiz unitária conseguem demonstrar se uma série é estacionária ou não, caso a seja comprovada a não estacionariedade, ela segue um *random walk* (passeio aleatório), o que é uma evidência a favor da HME. Para a forma semiforte – tem-se os testes de eventos, como a investigação da ocorrência de anomalias de mercado, como as de calendário, que se verificadas, representam uma violação na HME.

#### **b. FINANÇAS COMPORTAMENTAIS E ANOMALIAS DE MERCADO**

O contraponto da moderna teoria são as finanças comportamentais, que sugerem que desvios psicológicos interferem no processo de tomada de decisão dos agentes no mercado, ou seja, afirma que a racionalidade é limitada – e isso fragiliza as proposições da HME. Alguns dos principais autores dessa linha são: Kahneman e Tversky (1974; 1979 e 1992), Gibbons e Hess (1981), Keim e Stambaugh (1984), Shefrin e Statman (1985), Lintner (1998), Olsen (1998), Koenig (1999), Shleifer (2000), Shiller (2003).

Os autores que fundamentaram as finanças comportamentais são Amos Tversky e Daniel Kahneman (1974; 1979), por meio da Teoria do Prospecto, um contraponto direto as proposições da TUE. E pela apresentação de diversas heurísticas e vieses que simplificam o processo de tomada de decisão sob risco, novamente, isso contradiz proposições da TUE.

O comportamento não plenamente racional dos agentes de mercado, pode levar a ocorrência de anomalias. Segundo Brav e Heaton (2002), as anomalias no mercado financeiro podem ser caracterizadas como padrões de comportamento de preços que são inconsistentes com o que propõe a HME (o passeio aleatório).

De acordo com Bruni e Famá (1988), as anomalias de mercado podem ser classificadas em basicamente três tipos: 1º) anomalias de calendário; 2º) anomalias fundamentais (também denominadas de anomalias de valor); 3º) anomalias técnicas. Neste estudo, concentra-se nas anomalias do tipo calendário.

De acordo com Lo e MacKinlay (1988), anomalias de calendário caracterizam-se por padrões temporais no qual o retorno médio de determinado ativo ser mais elevado ou mais baixo em determinados períodos específicos, como dias da semana, meses do ano, entre outros.

Assim, as anomalias de calendário podem ser caracterizadas por meio de padrões temporais que afetam o comportamento de determinado ativo. Nesse contexto, tem-se o chamado “efeito dia da semana”, que diz respeito aos retornos diários de ativos de risco serem diferentes ao longo dos dias da semana, um exemplo disso é representado por uma tendência de retornos inferiores segundas-feiras se comparados com os demais dias, o que também é conhecido como “efeito fim de semana” ou “efeito segunda-feira”.

De acordo com Thaler (1987), o efeito fim de semana está relacionado ao fato das empresas deixarem para divulgar informações, sobretudo as ruins, após o término do horário de negociação dos ativos na sexta-feira. Deste modo, tais informações só seriam refletidas no preço na segunda-feira.

### 3. ABORDAGEM METODOLÓGICA

#### a. Dados

Utilizou-se dados secundários referentes às cotações diárias históricas de todos os índices setoriais da B3, coletados na Economática. As séries temporais aplicadas neste estudo, representam um fator que o distingue dos demais, pois iniciam-se na data de inauguração do índice, e vão até o dia 25/05/2018.

O seguinte Quadro 1 apresenta um resumo das informações sobre os dados.

**Quadro 1:** Índices Setoriais da B3.

Índice	Sigla	Período de dados	Descrição
Índice BM&FBOVESPA Energia Elétrica	IEE	02/01/1998 a 25/05/2018	Mede o desempenho do setor de energia elétrica.
Índice BM&FBOVESPA Industrial	INDX	03/01/2000 a 25/05/2018	Avalia o desempenho das ações do setor industrial.
Índice BM&FBOVESPA Consumo	ICON	28/12/2006 a 25/05/2018	Mede o desempenho das ações dos setores de consumo cíclico e não-cíclico.
Índice BM&FBOVESPA Imobiliário	IMOB	28/12/2007 a 25/05/2018	Composto pelas empresas mais representativas e mais líquidas deste setor imobiliário.
Índice BM&FBOVESPA Financeiro	IFNC	30/12/2004 a 25/05/2018	É composto pelas empresas mais representativas e mais líquidas deste setor financeiro (bancos).
Índice BM&FBOVESPA Materiais Básicos	IMAT	02/01/2006 a 25/05/2018	Constituído pelas empresas mais representativas e mais líquidas deste setor.
Índice BM&FBOVESPA Utilidade Pública	UTIL	02/01/2006 a 25/05/2018	Avalia o comportamento das ações representativas do setor de utilidade pública.

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Para organização e modelagem dos dados, recorreu-se aos softwares Microsoft Excel e Stata 12, respectivamente.

As cotações diárias históricas dos índices foram agrupadas e organizados por dia da semana, de segunda-feira a sexta-feira, após, calculou-se os retornos diários por meio da Equação 1.

$$R_T = \ln \left( \frac{\text{ÍNDICE}_{T}}{\text{ÍNDICE}_{T-1}} \right) - 1 \quad (1)$$

Onde:

- Retorno do ÍNDICE no dia t;
- $\ln$  = Logaritmo neperiano;
- t = dia da semana.

#### b. Modelagem Econométrica

Para verificar a eficiência informacional em sua forma fraca, ou seja, se não há possibilidade de previsibilidade de retornos com dados passados, utiliza-se testes de raiz unitária – neste estudo, aplica-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Para verificar a eficiência informacional em sua forma semiforte, ou seja, se toda nova informação é rapidamente incorporada aos preços dos ativos, não possibilitando retornos anormais, utiliza-se a técnica de estudos de eventos – neste estudo, aplica-se testes de média não paramétricos – teste Kruskal-Wallis (K-W) e teste Mann-Whitney (M-W).

### i. Teste de Raiz Unitária – para verificar a forma fraca da HME

Segundo Gujarati (2009), em econometria de séries temporais, existe um tipo de tendência conhecido como tendência estocástica. Neste, tem-se o modelo do passeio aleatório (*random walk*).

O modelo de passeio aleatório supõe que a variável  $Y$  segue um processo estocástico no qual o seu valor hoje seja o seu valor de ontem somado de um processo de ruído branco, com média zero e variância  $\sigma^2$ .

O passeio aleatório é um caso especial de um modelo AR(1), onde o coeficiente autoregressivo  $\Phi$  é igual à unidade. A seguinte Equação 2 demonstra o passeio aleatório.

$$\gamma_t = \gamma_0 + \sum_{i=0}^t \varepsilon_i \quad (2)$$

No processo AR(1)  $\gamma_t = \phi\gamma_{t-1} + \varepsilon_t$  com  $|\phi| < 1$ , onde  $\gamma_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi^i \varepsilon_i$ . De modo que no processo AR(1), o efeito de um choque em  $\varepsilon_i$  na sequência  $\{Y_t\}$  decai suavemente com o passar do tempo. Assim  $|\phi| < 1$ ,  $\phi$  vai diminuindo conforme  $i$  aumenta, ou seja conforme o tempo passa. Por sua vez, no passeio aleatório, um choque em  $\varepsilon_i$  afeta de forma permanente  $Y_t$ , de modo que seu efeito não decai ao longo do tempo.

Em resumo, o teste de raiz unitária consiste em um procedimento para a análise de processos eventualmente caracterizados pela presença do passeio aleatório. Como sintetiza a seguinte Equação 3.

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde  $\varepsilon_i$  representa o erro estocástico de média zero, variância  $\sigma^2$  a constante, não autocorrelacionado.

Assim, a Equação 3 evidencia uma regressão de primeira ordem AR(1), pois o valor de  $Y$  no instante  $t$  está regredido contra o valor de  $Y$  no instante  $t-1$ . Caso o coeficiente de  $Y_{t-1}$  seja igual a 1, o processo se caracteriza por possuir raiz unitária, ou seja, revela que a série é não estacionária.

Por fim, quando o coeficiente da Equação 3 tem pela menos uma raiz unitária, a série é caracterizada por possuir um passeio aleatório, ou seja, ela é não estacionária.

### ii. Teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF)

Neste estudo, o procedimento utilizado para verificar a existência ou não de raiz unitária nas séries em análise, foi o teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF). A seguinte Equação 4 representa o modelo considerado.

$$\gamma_t = \rho \cdot \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde:  $\varepsilon$  é o ruído branco. Testa-se  $H_0: \rho = 1$  contra a  $H_a: \rho < 1$ . Se caso  $|\rho| < 1$ ,  $\gamma_t$  é estacionário e descrito como um processo AR(1). Se caso  $\rho = 1$ ,  $\gamma_t$  é não estacionário e descrito como um modelo de passeio aleatório. É relevante destacar que esse modelo pressupõe a existência de tendência, porém sem a existência do intercepto.

Quando considerado o modelo com intercepto, tem-se a seguinte Equação 5.

$$\gamma_t = \alpha + \rho \cdot \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Quando considerado o modelo com intercepto e tendência, tem-se a seguinte Equação 6.



$$\gamma_t = \alpha + \beta t + \rho \cdot \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

O teste ADF assume como objetivo, testar a existência de raiz unitária em  $\gamma_t$  nas Equações (4), (5) e (6), sob a hipótese da não existência de autocorrelação nos resíduos.

Quando subtrai-se  $\gamma_t$  das três equações descritas anteriormente, tem-se as seguintes novas Equações (7), (8) e (9).

$$\Delta\gamma_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta\gamma_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta\gamma_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde  $\gamma = \rho - 1$ . De modo que, testar a hipótese de que  $\rho - 1$  seria o mesmo que testar a hipótese de que  $\gamma = 0$ . Contra a hipótese alternativa de que  $\gamma < 1$ . Para isso, utiliza-se a regressão em mínimos quadrados ordinários.

Por fim, o teste ADF assume as seguintes hipóteses:

- $H_0$ : Existe pelo menos uma raiz unitária dentro do círculo unitário (não estacionariedade);
- $H_a$ : Não existem raízes unitárias dentro do círculo unitário (estacionariedade).

Como critério de aceitação ou rejeição da hipótese nula, tem-se o seguinte: rejeita-se  $H_0$  se a estatística do T do teste ADF for mais negativa do que a estatística T dos valores críticos.

É relevante destacar que antes da aplicação efetiva do teste ADF, faz-se necessário primeiro, verificar qual o número de defasagens da série, o que pode ser feito através dos Critério de Informação de Akaike (AIC).

### iii. Interpretação dos resultados do teste de raiz unitária para testar a HME em sua forma fraca

A HME em sua forma fraca, conforme exposto por Fama (1970 e 1991), pode ser compreendida pelo fato de que os retornos de um ativo serem imprevisíveis em relação aos seus retornos anteriores, ou outras variáveis passadas. De modo que, são considerados passeios aleatórios (*random walk*), ou como sugere Eugene Fama: *fair game*. Conforme a Equação 10 apresenta.

$$R_{it} = \Delta p_{it} = \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Onde:  $R_{it}$  representa o retorno de um ativo  $i$  no período  $t$  (medido como a diferença entre os logs dos preços de fechamento,  $\Delta p_{it} = \ln PF_{it} - \ln PF_{it-1}$ ). De modo que, a HEM em sua forma fraca é verificada se as informações disponíveis até o período  $t-1$  não forem relevantes no auxílio da previsão de preços dos ativos no período  $t$ .

Quando uma série contém pelo menos uma raiz unitária, ela é caracterizada como um processo não estacionário, ou seja, que segue um passeio aleatório. A não estacionariedade de uma série é uma condição necessária para verificar se estamos na presença de um mercado eficiente na forma fraca.

Isso ocorre porque se a trajetória do preço de determinado ativo é não estacionária, e choques causam efeitos permanentes nessa trajetória, implicando em novos pontos de equilíbrio e que retornos futuros são imprevisíveis se previstos com base no comportamento histórico dos preços.

Assim, neste estudo serão testadas as seguintes hipóteses para cada índice em análise:

- $H_0$ : Existe pelo menos uma raiz unitária dentro do círculo unitário (não estacionariedade e passeio aleatório) – o que representa uma evidência a favor da HME em sua forma fraca;
- $H_a$ : Não existem raízes unitárias dentro do círculo unitário (estacionariedade) – o que representa uma evidência contrária a HME em sua forma fraca.

#### iv. Investigação da ocorrência de anomalias de calendário (efeito fim de semana) – para verificar a forma semiforte da HME

Antes da seleção de qual teste seria mais adequado para a aplicação do estudo de eventos – investigação da ocorrência de anomalias de calendário (efeito fim de semana) – para verificar a forma semiforte da HME, foi necessário identificar se as séries de dados seguiam ou não uma distribuição normal. O que foi feito por meio do teste não paramétrico Kolmogorov–Smirnov (K-S), que retornou p-valores inferiores a 5% nos dias da semana, sugerindo que as séries seguem uma distribuição não normal.

Deste modo, entende-se que os teste Kruskal-Wallis (K-W) e teste Mann-Whitney (M-W) são os mais adequados para a análise. O teste K-W busca a primeira evidência de existência de padrões de retornos anormais nos índices em análise, e o teste M-W busca verificar a ocorrência do efeito fim de semana.

O teste K-W é utilizado com o intuito de comparar as medianas de  $n$  amostras independentes. Diferentemente da análise de variância clássica, o teste K-W não exige que as amostras tenham sido extraídas de populações de distribuição normal (STEVENSON, 2001; DOANE E SEWARD, 2008). A seguinte Equação 11 demonstra o teste K-W.

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^c \frac{T_j^2}{n_j} - 3(n-1) \quad (11)$$

Onde:  $n = n_1 + n_2 + \dots + n_x$ ;  $n_j = n^\circ$  de observações no grupo  $j$ ; e  $T_j =$  soma dos postos no grupo  $j$ .

Assim, para o teste K-W, assumiu-se as seguintes hipóteses:

- $H_0$ : não há padrões anormais de retorno durante os dias da semana;
- $H_a$ : há padrões anormais de retorno durante os dias da semana;

O teste M-W é utilizado quando se busca saber se uma amostra/população tende a possuir valores superiores do que outra, ou se elas possuem medianas semelhantes. Entende-se que o teste M-W demonstra-se ser uma interessante alternativa ao teste paramétrico para igualdade de médias (o teste T). O teste M-W é apresentado na seguinte Equação 12.

$$z = \frac{\bar{T}_1 - \bar{T}_2}{(n_1 + n_2) \sqrt{\frac{n_1 + n_2 + 1}{12 n_1 n_2}}} \quad (12)$$

Onde:  $\bar{T}_1$  e  $\bar{T}_2 =$  média dos postos e  $n = n^\circ$  de observações.

Assim, para o teste M-W, assumiu-se as seguintes hipóteses:

- $H_0$ : os retornos da segunda-feira não são inferiores se comparados aos demais dias da semana.
- $H_a$ : os retornos da segunda-feira são inferiores se comparados aos demais dias da semana.

Destaca-se que tais hipóteses foram testadas de forma individual para cada dia da semana em relação à segunda-feira.

#### 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

##### a. Teste ADF para verificar a HME em sua forma fraca

Antes da aplicação do teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF), foi aplicado em cada índice em análise o Critério de Informação de Akaike (AIC), para a seleção do número adequado de defasagens para cada série, como pode ser observado na seguinte Tabela 1.

**Tabela 1:** Resumo dos resultados do AIC.

Índice	Sigla	Período de dados	Nº de Observações	Lags
Índice BM&FBOVESPA Energia Elétrica	IEE	02/01/1998 a 25/05/2018	5786	2
Índice BM&FBOVESPA Industrial	INDX	03/01/2000 a 25/05/2018	4554	1
Índice BM&FBOVESPA Consumo	ICON	28/12/2006 a 25/05/2018	2817	1
Índice BM&FBOVESPA Imobiliário	IMOB	28/12/2007 a 25/05/2018	2570	2
Índice BM&FBOVESPA Financeiro	IFNC	30/12/2004 a 25/05/2018	3312	1
Índice BM&FBOVESPA Materiais Básicos	IMAT	02/01/2006 a 25/05/2018	3063	1
Índice BM&FBOVESPA Utilidade Pública	UTIL	02/01/2006 a 25/05/2018	3145	1

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Após a adequada seleção do número de Lags de cada índice em análise, pode-se passar para a análise dos resultados do teste ADF. Conforme pode ser observado a seguir na Tabela 2.

**Tabela 2:** Resultados do Teste ADF.

Índice	MacKinnon approximate p-value for Z(t)	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Decisão H0	Classificação
IEE	0.0605	-3.535	-3.96	-3.41	-3.12	Rejeita H0	Contra HME forma fraca
INDX	0.0996	-3.128	-3.96	-3.41	-3.12	Rejeita H0 a 10%	Contra HME forma fraca
ICON	0.0747	-3.251	-3.96	-3.41	-3.12	Rejeita H0 a 10%	Contra HME forma fraca
IMOB	0.416	-2.333	-3.96	-3.41	-3.12	Não Rejeita H0	A favor da HME forma fraca
IFNC	0.3904	-2.38	-3.96	-3.41	-3.12	Não Rejeita H0	A favor da HME forma fraca
IMAT	0.8815	-1.325	-3.96	-3.41	-3.12	Não Rejeita H0	A favor da HME forma fraca
UTIL	0.1739	-2.866	-3.96	-3.41	-3.12	Não Rejeita H0	A favor da HME forma fraca

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Em relação ao Índice de Energia Elétrica (IEE), os resultados do teste ADF apontaram a rejeição da hipótese nula, ou seja, a série não possui pelo menos uma raiz unitária dentro do círculo unitário – estacionariedade. Pois retornou um p-valor de 6,05% e a estatística do teste T (-3,535) foi mais negativa do que a estatística T do valor crítico de 10% (-3,12). Esse resultado é desfavorável a HME em sua forma fraca, indicando que a série não segue um passeio aleatório, logo, há possibilidade de previsão de retornos com base em dados passados.

Para o Índice BM&FBOVESPA Industrial (INDX), os resultados do teste ADF apontaram a rejeição da hipótese nula a um nível de 10%, ou seja, não existem raízes dentro do círculo unitário – estacionariedade. Pois retornou um p-valor de 9,96% e a estatística do teste T (-3,128) foi mais negativa do que a estatística T do valor crítico de 10% (-3,12). Esse resultado é desfavorável a HME em sua forma fraca, indicando que há possibilidade de previsão de retornos com base em dados passados.

Para o Índice BM&FBOVESPA Consumo (ICON), os resultados do teste ADF apontaram a rejeição da hipótese nula a um nível de 10%, indicando que não existem raízes dentro do círculo unitário – série estacionária. O p-valor foi de 7,47% e a estatística do teste T (-3,251) foi mais negativa do que o valor crítico de 10% (-3,12). Esse resultado é desfavorável a HME em sua forma fraca, e sugere que existe a possibilidade de previsão de retornos com base em dados passados.

Em relação ao Índice BM&FBOVESPA Imobiliário (IMOB), os resultados do teste ADF apontaram a não rejeição da hipótese nula em todos os níveis críticos, a série é não estacionária, a estatística do teste T (-2,333) foi menos negativa do que a estatística do teste T nos valores críticos de 1% (-3,96), 5% (-3,41) e 10% (-3,12), além disso, retornou um p-valor de 41,60%. Isso indica que a série segue um passeio aleatório, o que é favorável a HME em sua forma fraca.

O Índice BM&FBOVESPA Financeiro (IFNC), também demonstrou seguir um passeio aleatório, sendo favorável a HME em sua forma fraca. Pois o teste ADF apontou a não rejeição da hipótese nula em todos os níveis críticos, a estatística do teste T (-2,38) foi menos negativa do que a estatística do teste T nos valores críticos de 1% (-3,96), 5% (-3,41) e 10% (-3,12), além disso, retornou um p-valor de 39,04%.

No que tange ao Índice BM&FBOVESPA Materiais Básicos (IMAT), os resultados do teste ADF apontaram a não rejeição da hipótese nula, ou seja, a série é não estacionária – segue um passeio aleatório. O p-valor foi de 88,15%, e a estatística do teste T (-1,325) foi menos negativa do que a estatística do teste T nos valores críticos de de 1% (-3,96), 5% (-3,41) e 10% (-3,12). O que é favorável a HME em sua forma fraca.

O Índice BM&FBOVESPA Utilidade Pública (UTIL) também possui uma série não estacionária, que segue um passeio aleatório. Os resultados do teste ADF apontaram um p-valor de 17,39%, e a estatística do teste T (-2,866) foi menos negativa do que a estatística do teste T nos valores críticos de 1% (-3,96), 5% (-3,41) e 10% (-3,12). Isso é favorável a HME em sua forma fraca.

Por fim, dos 7 índices setoriais da B3 que foram focos de análise neste estudo, três apresentaram evidências contrárias a HME em sua forma fraca (IEE, INDX e ICON), isso indica que para tais, há possibilidade de previsão de retornos com base em dados passados. Já os índices IMOB, IFNC, IMAT e UTIL apresentam-se favoráveis a HME em sua forma fraca, ou seja, seguem um passeio aleatório ou como assevera Fama (1970 e 1991), seguem um *fair game*. De modo que, para tais séries, não há possibilidade de previsão de retornos utilizando somente dados passados.

**b. Testes K-W e M-W para investigar a ocorrência de anomalias de calendário (efeito fim de semana) – verificar a HME em sua forma semiforte**

Antes da aplicação dos testes específicos para identificação de possíveis anomalias de calendário nos índices setoriais da B3, fez-se uma descrição dos retornos médios por dia da semana. Conforme demonstra a seguinte Tabela 3.

**Tabela 3:** Retornos médios por dia da semana.

Índice	Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta
IEE	0.0000477	0.0001328	0.0015081	0.0001601	0.0022505
INDX	-0.0001530	0.0006380	0.0010140	-0.0007244	0.0015036
ICON	0.0000167	0.0005550	0.0000913	0.0009640	0.0010100
IMOB	-0.0008783	-0.0159530	-0.0005590	0.0012382	0.0000950
IFNC	0.0000364	-0.0016945	0.0013561	-0.0008341	0.0010830
IMAT	-0.0002251	0.0005050	0.0008697	0.0015338	0.0181022
UTIL	-0.0001829	0.0003617	0.0002357	0.0010196	0.0014216

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

A partir dos resultados da Tabela 4, foi possível observar uma predominância de retornos médios negativos (ou inferiores) nas segunda-feira se comparados aos demais retornos médios dos demais dias da semana.

Entretanto, o índice INDX obteve a quinta-feira como o dia de menor retorno médio em relação aos demais dias da semana, e os índices IMOB, IFNC obtiveram a terça-feira como o dia de menor retorno médio em relação aos demais da semana. Do mesmo modo, observou-se que na sexta-feira os retornos médios foram predominantemente positivos e superiores aos demais dias da semana em quase todos os índices, a exceção foi o índice IMOB, na qual a quinta-feira foi o dia de maior retorno médio.

Ressalta-se que, os resultados da Tabela 4 são meramente descritivos e não podem ser utilizados para a comprovação ou rejeição da HME em sua forma semiforte. Conforme exposto por Fama (1991), a HME em sua forma semiforte deve ser analisada a partir do estudo de eventos, por isso, prossegue-se com a análise aplicando modelos de comparação de média não paramétricos, a saber, o teste Kruskal-Wallis (K-W) e o teste Mann-Whitney (M-W).

A partir disso, passe-se para a análise do teste Kruskal-Wallis (K-W) com o intuito de verificar a hipótese nula de que não há padrões anormais de retorno durante os dias da semana nos índices em análise. Os resultados são apresentados na seguinte Tabela 4.

**Tabela 4:** Resultados do teste K-W.

Índice	( $\chi^2$ )	P-valor	Resultado do teste
IEE	17,165	0,002	Há padrões anormais de retornos.
INDX	5,026	0,285	Não há padrões anormais de retorno.
ICON	2,064	0,724	Não há padrões anormais de retorno.
IMOB	3,310	0,507	Não há padrões anormais de retorno.
IFNC	2,971	0,563	Não há padrões anormais de retorno.
IMAT	2,223	0,695	Não há padrões anormais de retorno.
UTIL	1,926	0,749	Não há padrões anormais de retorno.

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Os resultados do teste K-W para o índice IEE, apontam a rejeição da hipótese nula de que não há padrões anormais de retorno durante os dias da semana, com um p-valor a um nível de 1%. Para os demais índices, não se atestou a rejeição da hipótese nula de que não há padrões

anormais de retorno durante os dias da semana, pois retornaram p-valores superiores ao nível de 5% de significância.

Assim, os resultados do teste K-W demonstram que os índices setoriais da B3, exceto o índice IEE, são condizentes com o que propõe Fama (1970 e 1991), onde não há criação ou destruição de valor durante a negociação dos ativos ao longo da semana, há sim, uma redistribuição de valor conforme o risco incorrido. Em relação ao índice IEE não se apresentar condizente com o que sugere Fama (1970 e 1991), isso pode estar relacionado com o fato de ser o índice que possui a maior distribuição temporal (é o índice mais antigo da amostra analisada), mas para a comprovação disso, faz-se necessário a aplicação de outras investigações que fogem do escopo deste estudo – ficando como sugestão para pesquisas futuras.

Prossegue-se agora com a aplicação do teste Mann-Whitney (M-W) com o intuito de verificar a hipótese nula de que os retornos da segunda-feira não são inferiores se comparados aos demais dias da semana. Como apenas o índice IEE atestou a anormalidade dos retornos ao longo dos dias da semana, somente ele foi considerado nesta avaliação. Dessa forma, os resultados são apresentados na seguinte Tabela 5.

**Tabela 5:** Resultados do teste M-W para o índice IEE.

Índices	IEE		
	Comparação	P-valor	Decisão
Segunda X Terça-Feira	0,002		Aceita H1.
Segunda X Quarta-Feira	0,003		Aceita H1.
Segunda X Quinta-Feira	0,001		Aceita H1.
Segunda X Sexta-Feira	0,000		Aceita H1.

**Fonte:** Elaborado pelo autor.

Os resultados do teste M-W apontam, com um nível de 1% de significância estatística (p-valores inferiores a 5%), a rejeição da hipótese nula de que os retornos da segunda-feira não são inferiores se comparados aos demais dias da semana em todas as comparações realizadas.

Assim, conclui-se pela aceitação da existência da anomalia efeito fim de semana, onde os retornos médios das segunda-feira apresentaram-se inferiores se comparados com os demais dias da semana, conseqüentemente, entende-se haver uma violação na HME em sua forma semiforte como foi proposto por Fama (1970 e 1991).

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo, tendo como escopo de análise todos os índices setoriais da B3, assumiu-se os objetivos:

- 1º) **verificar a eficiência informacional em sua forma fraca** – que sugere que não há possibilidade de previsibilidade de retornos com dados passados.
- 2º) **verificar a eficiência informacional em sua forma semiforte** – que sugere que toda nova informação é rapidamente incorporada aos preços dos ativos, não possibilitando retornos anormais.

Por meio da aplicação de testes de raiz unitária (para testar a forma fraca da HME), e por meio da aplicação da técnica de estudos de eventos – aplicação de testes de média não paramétricos – com o intuito de investigar a ocorrência de anormalidades nos retornos médios diários dos índices em análise (para testar a forma semiforte da HME), obteve-se como resultado a não rejeição integral da HME conforme sugerida por Fama (1970 e 1991).

Os achados demonstram que os índices IMOB, IFNC, IMAT e UTIL são condizentes com a HME forma fraca, e os índices INDX, ICON, IMOB, IFNC, IMAT e UTIL são condizentes com a HME forma semiforte.

Entretanto, os índices IEE, INDX e ICON contradizem a HME em sua forma fraca, pois não seguem um passeio aleatório, conforme sugerido por Fama (1970 e 1991). Além disso, o índice IEE também retornou resultados desfavoráveis HME em sua forma semiforte, pois atestou a presença de anormalidade nos padrões médios de retornos durante os dias da semana e também o efeito fim de semana, comprovados por meio dos testes não paramétricos Kruskal-Wallis (K-W) e teste Mann-Whitney (M-W)

Por fim, entende-se que o trabalho contribuiu com a expansão do conhecimento sobre a temática – metodologicamente e empiricamente – e também para a ampliação do escopo de análise sobre finanças comportamentais aplicadas ao mercado de capitais brasileiro.

Deixa-se como sugestão para pesquisas futuras, a replicação da metodologia deste trabalho com um escopo mais amplo de índices da B3.

## REFERÊNCIAS

- Bachelier, L. (1900). *Théorie de la spéculation*. Gauthier-Villars. In: *Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure*. Elsevier. p. 21-86.
- Brav, A., & Heaton, J. B. (2002). Competing theories of financial anomalies. *The Review of Financial Studies*, 15(2), 575-606.
- Bruni, A. L., Famá, R., & Siqueira, J. D. O. (1998). Análise do risco na avaliação de projetos de investimento: uma aplicação do método de Monte Carlo. *Caderno de pesquisas em Administração*, 1(6), 1.
- Costa Jr, N. C. (1990). Sazonalidades do IBOVESPA. *Revista de Administração de Empresas*, 30(3), 79-84.
- Doyle, J. R., & Chen, C. H. (2009). The wandering weekday effect in major stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 33(8), 1388-1399.
- Fajardo, J., & Pereira, R. (2008). Seasonal Effects on the Bovespa Index. *Brazilian Business Review (English Edition)*, 5(3).
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- \_\_\_\_\_. (1991). Efficient capital markets: II. *The journal of finance*, 46(5), 1575-1617.
- French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of financial economics*, 8(1), 55-69.
- Gibbons, M. R., & Hess, P. (1981). Day of the week effects and asset returns. *Journal of business*, 579-596.
- Gujarati, D. N. (2009). *Basic econometrics*. Tata McGraw-Hill Education.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decisions under risk. In *Econometrica*.

- Kamara, A. (1997). New evidence on the Monday seasonal in stock returns. *Journal of Business*, 63-84.
- Keim, D. B., & Stambaugh, R. F. (1984). A further investigation of the weekend effect in stock returns. *The journal of finance*, 39(3), 819-835.
- Koening, J. (1999). Behavioral finance: Examining thought processes for better investing. *Trust & Investments*, 69, 17-23.
- Lemgruber, E. F., Becker, J. L., & Chaves, T. B. D. S. (1988). O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações. *Encontro Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração*, 12, 873-883.
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, 20(4), 587-615.
- Lintner, G. (1998). Behavioral finance: Why investors make bad decisions. *The planner*, 13(1), 7-8.
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *The review of financial studies*, 1(1), 41-66.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1), 77-91.
- Miller, M. H., & Modigliani, F. (1991). Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American economic review*, 48(3), 261-297.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American economic review*, 53(3), 433-443.
- Morey, M. R., & Rosenberg, M. (2012). Using annual panel data to examine the Monday effect. *Journal of Applied Business Research*, 28(4), 595.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 768-783.
- Muniz, C. J. (1980). Testes preliminares de eficiência do mercado de ações brasileiro. *Revista Brasileira do Mercado de Capitais*, 6(16).
- Olsen, R. A. (1998). Behavioral finance and its implications for stock-price volatility. *Financial analysts journal*, 54(2), 10-18.
- Olson, D., Mossman, C., & Chou, N. T. (2015). The evolution of the weekend effect in US markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 58, 56-63.
- Salles, A. A. (1991). Eficiência informacional do mercado futuro do Ibovespa. *XV ENANPAD, 15º, Anais... Salvador: ANPAD*, 151-164.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- Shefrin, H., & Statman, M. (2000). Behavioral portfolio theory. *Journal of financial and quantitative analysis*, 35(2), 127-151.



Shiller, R. J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of economic perspectives*, 17(1), 83-104.

Shleifer, A. (2000). *Inefficient markets: An introduction to behavioural finance*. OUP Oxford.

Thaler, R. H. (1987). Anomalies: weekend, holiday, turn of the month, and intraday effects. *Journal of Economic Perspectives*, 1(2), 169-177.

Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *science*, 185(4157), 1124-1131.

\_\_\_\_\_. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and uncertainty*, 5(4), 297-323.