



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO

**ÍNDICES PREÇO-LUCRO BASEADOS NO IBOVESPA PARA
ANÁLISES DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO**

DANIEL PENIDO DE LIMA AMORIM

Belo Horizonte

2020

DANIEL PENIDO DE LIMA AMORIM

**ÍNDICES PREÇO-LUCRO BASEADOS NO IBOVESPA PARA
ANÁLISES DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-graduação e Pesquisas em Administração da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial ao título de Mestre em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos

Belo Horizonte

2020

Ficha catalográfica

A524i Amorim, Daniel Penido de Lima.
2020 Índices preço-lucro baseados no Ibovespa para análises do
mercado de ações brasileiro [manuscrito] / Daniel Penido de Lima
Amorim. – 2020.
119 f.: il., gráfs. e tabs.

Orientador: Marcos Antônio de Camargos.
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas
Gerais, Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração.
Inclui bibliografia (f. 107-119).

1. Índices de mercado de ações – Brasil – Teses. 2. Bolsa de
valores – Brasil – Teses. 3. Finanças– Brasil – Teses. I.
Camargos, Marcos Antônio de. II. Universidade Federal de
Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em
Administração. III. Título.

CDD: 332



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO

ATA DA DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE Mestrado em Administração do Senhor **DANIEL PENIDO DE LIMA AMORIM**, REGISTRO Nº 709/2020. No dia 31 de março de 2020, às 14:30 horas, reuniu-se remotamente, por videoconferência, a Comissão Examinadora de Dissertação, indicada pelo Colegiado do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração do CEPEAD, em 03 de março de 2020, para julgar o trabalho final intitulado "**ÍNDICES PREÇO-LUCRO BASEADOS NO IBOVESPA PARA ANÁLISES DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO**", requisito para a obtenção do **Grau de Mestre em Administração**, linha de pesquisa: **Finanças**. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos, após dar conhecimento aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão se reuniu sem a presença do candidato, para julgamento e expedição do seguinte resultado final:

APROVAÇÃO

REPROVAÇÃO

O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Senhor Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Senhor Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 31 de março de 2020.

Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos
ORIENTADOR (CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan
CEPEAD/UFMG

Prof. Dr. Robert Aldo Iquiapaza Coaguila
CEPEAD/UFMG

Prof. Dr. Márcio Antônio Salvato
IBMEC/BH



Documento assinado eletronicamente por **Aureliano Angel Bressan, Professor do Magistério Superior**, em 22/03/2021, às 15:47, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Robert Aldo Iquiapaza Coaguila, Professor do Magistério Superior**, em 22/03/2021, às 17:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Marcos Antonio de Camargos, Professor do Magistério Superior**, em 23/03/2021, às 08:22, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Marcio Antonio Salvato, Usuário Externo**, em 30/03/2021, às 16:48, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **0616286** e o código CRC **A8C9D13E**.

AGRADECIMENTOS

Sempre agradecerei à minha mãe, Vera, pelo lar estável, essencial à minha preparação para conquistar a entrada em um curso superior; à equipe de governo que implementou o Programa Universidade Para Todos (PROUNI), pela oportunidade de competir entre meus pares de ensino público e, desse modo, conquistar uma bolsa integral em um curso de graduação cuja mensalidade eu não teria condições financeiras de pagar; e à Herta Giesbrecht, que foi minha técnica de basquete no então Programa Viva o Esporte, Viva Melhor, pela disciplina que carregarei pela vida toda. Quanto às circunstâncias mais recentes, agradeço ao Rodrigo Zeidan, pela oportunidade de trabalhar em um ambiente acadêmico de padrão e cultura internacional, a Fundação Dom Cabral, onde evoluí muito como pesquisador; agradeço ao Marcelo Resende, pela oportunidade de atuar em pesquisas que me proporcionaram conhecimento e prática em Econometria, essenciais ao meu trabalho; agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela bolsa de pesquisa, sem a qual não seria possível me dedicar adequadamente a um mestrado de tempo integral; agradeço ao meu orientador, Marcos Camargos, pela parceria, dedicação e confiança no trabalho desenvolvido ao longo do mestrado; por fim, agradeço à toda equipe de professores do Centro de Pós-graduação e Pesquisas em Administração (CEPEAD) pela experiência e conhecimento, que foram transmitidos durante o mestrado.

“O movimento nos preços dos títulos e obrigações está, como costumam dizer os jornais, ‘fora de qualquer proporção com a atividade dos negócios’ — e é natural que assim o seja, tendo em vista que as reações dos diversos indivíduos às informações são muito mais similares do que dessemelhantes.”

(John Maynard Keynes)

RESUMO

Shiller (1989, 2005) proveu dois índices preço-lucro (P/E) referentes ao mercado de ações americano: o P/E1, calculado pela razão entre um índice de preços de ações e um índice de lucros das empresas contemporaneamente; e o P/E10, também conhecido como Índice Preço Lucro Ciclicamente Ajustado (CAPE), que tem como divisor uma média retroativa de dez anos do índice de lucros. Contudo, não foram encontrados indicadores como esses elaborados para o contexto do mercado de ações brasileiro. O presente estudo apresenta um método de construção de índices P/E de mercado baseados no Ibovespa, o qual é adaptado às particularidades do mercado de ações brasileiro. Além de construir os índices P/E, objetivou-se i) testar o comportamento de reversão à média do P/E1, ii) identificar momentos de sobrevalorização e de subvalorização no mercado de ações com base no P/E1 e iii) analisar as relações de longo prazo entre tanto o P/E1 quanto o P/E10 e as taxas de juros correspondentes aos retornos de títulos públicos. Em geral, o período considerado neste estudo foi de dezembro de 2004 a junho de 2018. Mediante testes de raiz unitária, evidenciou-se que o P/E1 tem série temporal estacionária e, portanto, apresenta reversão à média, o que contraria a Hipótese dos Mercados Eficientes. A não linearidade do P/E1 ficou evidente no teste de raiz unitária Enders-Lee. Logo, com base em probabilidades de regimes recuperadas de um modelo Markov Switching estimado com o P/E1, identificaram-se cinco momentos de mercado de ações subvalorizado e quatro momentos de mercado sobrevalorizado. Utilizando de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), os quais podem ser representados como Modelos de Correção de Erros (ECM) condicionais, evidenciaram-se relações de longo prazo significativas entre tanto o P/E1 quanto P/E10 e as referidas taxas de juros, sugerindo que o Modelo Fed seja efetivo no contexto do mercado financeiro brasileiro.

Palavras-chave: Finanças Comportamentais; Índice Preço-lucro; Reversão à Média; Sobrevalorização; Modelo Fed.

ABSTRACT

Shiller (1989, 2005) provided two price-earnings ratios (P/E) for the U.S. stock market: the P/E1, calculated by the ratio of a stock price index to a corporate earnings index contemporaneously; and the P/E10, also called Cyclically Adjusted Price Earnings Ratio (CAPE), which has as a divisor a ten-year moving average of the earnings index. However, indicators such as these were not found in the context of the Brazilian stock market. This study presents a method for the construction of market P/E ratios based on the Ibovespa, which is adapted to the particularities of the Brazilian stock market. In addition to constructing the P/E ratios, it aimed i) to test the mean reversion in P/E1, ii) to identify moments of overvaluation and undervaluation in the stock market based on P/E1 and iii) to analyze the long-run relationships among both P/E1 and P/E10 and the interest rates corresponding to the returns of treasury bonds. In general, the period considered in this study was from December 2004 to June 2018. Through the unit root tests, it was evidenced that P/E1 has a stationary time series and, therefore, presents mean reversion, which contradicts the Efficient Markets Hypothesis. The non-linearity of P/E1 was evidenced in the Enders-Lee unit root test. Thus, based on regime probabilities recovered from a Markov Switching model estimated with the P/E1, five moments of undervalued stock market and four moments of overvalued stock market were identified. Using Autoregressive Distributed Lags Models (ARDL), which can be represented as conditional Error Correction Models (ECM), it was evidenced significant long-run relationships among both P/E1 and P/E10 and the referred interest rates, indicating that the Fed Model is effective in the context of the Brazilian financial market.

Keywords: Behavioral Finance; Price-Earnings Ratio; Mean Reversion; Overvaluation; Fed Model.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 – Índice Standard & Poor's Composite Stock Price e Preço Calculado pelo Modelo de Dividendos Descontados (1871-1979)	20
Gráfico 2.2 – Índice Down Jones Industrial Average e Preço Calculado pelo Modelo de Dividendos Descontados (1928-1979)	20
Gráfico 2.3 – Índices S&P 500 e S&P 500 Earnings	21
Gráfico 2.4 – Índices P/E1 e P/E10 do Mercado de Ações Americano	22
Gráfico 3.1 – Índice Ibovespa na Forma Padrão.....	26
Gráfico 3.2 – Índice Ibovespa Ajustado pela Inflação	26
Gráfico 4.1 – Trajetórias das Séries Temporais do Índice de Preços de Ações e do Índice de Lucros por Ação	42
Gráfico 4.2 – Trajetórias das Séries Temporais dos Índices P/E1 e P/E10.....	45
Gráfico 5.1 – Índice P/E1 e Valores Previstos no Teste de Raiz Unitária Enders-Lee .	62
Gráfico 5.2 – Índice P/E1, Valores Previstos e Probabilidades do Modelo Markov Switching.....	66
Gráfico 6.1 – Índice P/E10 e Taxa de Juros de Longo Prazo.....	74
Gráfico 6.2 – Índice P/E1, Índice P/E10, Retornos dos Títulos Públicos Brasileiros e Retornos dos Títulos Públicos Americanos.....	84

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis I_P , I_{LPA} , $P/E1$ e $P/E10$	41
Tabela 4.2 – Modelo de Correção de Erros Condicional Relacionando o IP ao ILPA... ..	43
Tabela 4.3 – Teste de Cointegração Pesaran-Shin-Smith	44
Tabela 4.4 – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado.....	46
Tabela 4.5 – Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.....	47
Tabela 4.6 – Teste de Raiz Unitária Lee-Strazicich.....	47
Tabela A.4.1 – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado	52
Tabela A.4.2 – Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin	52
Tabela A.4.3 – Teste de Raiz Unitária Phillips-Perron	53
Tabela A.4.4 – Teste de Cointegração de Johansen	53
Tabela A.4.5 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado	53
Tabela A.4.6 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.....	54
Tabela A.4.7 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Lee-Strazicich.....	54
Tabela 5.1 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Enders-Lee	63
Tabela 5.2 – Teste de Raiz Unitária Enders-Lee	64
Tabela 5.3 – Modelo Markov Switching Estimado	67
Tabela 5.4 – Datação dos Momentos de Mercado Sobrevalorizado e Subvalorizado	70
Tabela 6.1 – Estimções do Modelo Fed Simples	86
Tabela 6.2 – Estimções do Modelo Fed Aumentado	89
Tabela 6.3 – Estimções do Modelo Fed Aumentado Internacionalmente	93
Tabela A.6.1 – Estatísticas Descritivas de Amostras Comuns	99
Tabela A.6.2 – Estatísticas Descritivas de Amostras Individuais.....	99
Tabela A.6.3 – Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado.....	100
Tabela A.6.4 – Testes de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.....	100

Tabela A.6.5 – Estimções do Modelo Fed Simples por MQO	101
Tabela A.6.6 – Estimções do Modelo Fed Aumentado por MQO.....	102
Tabela A.6.7 – Estimções do Modelo Fed Aumentado Internacionalmente por MQO	102

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
1.1 Tema	12
1.2 Objetivos	15
1.3 Justificativas.....	16
1.4 Estrutura do Estudo.....	17
2 DA CRÍTICA AOS MERCADOS EFICIENTES AOS ÍNDICES PREÇO-LUCRO DE MERCADO.....	19
2.1 Uma Crítica à Hipótese dos Mercados Eficientes.....	19
2.2 Índices Preço-lucro de Mercado.....	21
3 UM MÉTODO DE CONSTRUÇÃO DE ÍNDICES PREÇO-LUCRO PARA O MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO.....	24
3.1 Dados.....	24
3.2 Construção do Índice de Preços de Ações	25
3.3 Construção do Índice de Lucros por Ação	27
3.4 Cálculo dos Índices Preço-lucro.....	28
4 UMA ANÁLISE DA REVERSÃO À MÉDIA DE UM ÍNDICE PREÇO-LUCRO ...	31
4.1 Introdução	31
4.2 Métodos	33
4.2.1 Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado.....	33
4.2.2 Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.....	35
4.2.3 Teste de Raiz Unitária Lee-Strazicich.....	36
4.2.3 Teste de Cointegração Pesaran-Shin-Smith	38
4.3 Resultados	41

4.3.1 Equilíbrio de Longo Prazo Entre o Índice de Preços de Ações e o Índice de Lucros por Ação	41
4.3.2 Reversão à Média em um Índice Preço-lucro.....	45
4.4 Conclusão	50
Apêndice.....	52
5 UMA ANÁLISE DOS MOMENTOS DE SUBVALORIZAÇÃO E DE SOBREVALORIZAÇÃO NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO	55
5.1 Introdução	55
5.2 Métodos.....	57
5.2.1 Teste de Raiz Unitária Enders-Lee.....	57
5.2.2 Modelo Markov Switching	59
5.3 Resultados	61
5.3.1 Estacionariedade e Não-linearidade	61
5.3.2 Identificando Momentos de Subvalorização e Sobrevalorização do Mercado de Ações.....	65
5.4 Conclusão	71
6 UMA ANÁLISE DAS RELAÇÕES ENTRE ÍNDICES PREÇO-LUCRO E OS RETORNOS DOS TÍTULOS PÚBLICOS.....	73
6.1 Introdução	73
6.2 Métodos.....	77
6.2.1 Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas.....	79
6.2.2 Modelos de Correção de Erros Condicionais	81
6.3 Resultados	84
6.3.1 Modelo Fed Simples.....	85
6.3.2 Modelo Fed Aumentado.....	88
6.3.3 Modelo Fed Aumentado Internacionalmente.....	92

6.4 Conclusão	97
Apêndice.....	99
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	103
REFERÊNCIAS.....	107

1 INTRODUÇÃO

1.1 Tema

A ideia de eficiência do mercado de ações foi amplamente discutida nos estudos de Fama (1965, 1970, 1991, 1995). Segundo esse autor, o preço de cada ação movimenta-se ao longo do tempo como um passeio aleatório, respondendo a todas as novas informações disponibilizadas ao mercado, o que levaria a uma precificação desse ativo conforme seu valor intrínseco (FAMA, 1995). A corrente que defende que os mercados de ações são eficientes foi pouco questionada desde a consolidação do campo de Finanças até os anos 1970 (SHILLER, 2003).

Contudo, a partir de um artigo seminal de Shiller (1981), essa ideia de eficiência começou a ser posta em dúvida. Nele, o autor demonstrou que um modelo de descontos de dividendos utilizado na precificação de ações não era suficiente para explicar toda a volatilidade do mercado acionário americano. Sendo assim, haveria possibilidade de arbitragem, o que vai contra a ideia de que toda a informação estaria, imediatamente, incorporada no preço dos ativos.

O presente estudo segue a abordagem das Finanças Comportamentais aderida por Shiller (1981), no sentido de assumir que os preços possam não refletir os valores intrínsecos. Revisões sobre essa vertente teórica foram oferecidas em Shleifer (2000), Shefrin (2002), Barberis e Thaler (2003), bem como em Shiller (2003). Décadas depois do referido questionamento à ideia de eficiência no mercado de ações, com a ascensão de sua vertente teórica, Shiller (2003, 2005, 2014) veio a afirmar, de fato, que o mercado de ações americano não se comportava conforme preconizado pela Hipótese de Mercados Eficientes. Para Shiller (2005), os preços das ações poderiam não refletir valores

intrínsecos devido ao fato de serem influenciados por aspectos psicológicos dos investidores.

Nesse ambiente de ceticismo em relação à Hipótese de Mercados Eficientes foi que surgiram múltiplos referentes a todo o mercado de ações. Shiller (1989, 2005) proveu tanto um índice preço-lucro (P/E) calculado com dados contemporâneos de indicadores de preços de ações e de lucros acumulados anualmente, o P/E1, bem como um P/E que traz como divisor uma média que considera dados dos últimos 10 anos de um indicador de lucros gerados pelas empresas, o P/E10. Esses índices P/E tornaram-se mais populares a partir de Campbell e Shiller (1998) e Shiller (2005), quando, por meio do P/E10, constatou-se uma forte sobrevalorização do mercado de ações, decorrente da *bolha das empresas ponto-com*.

Atualmente, múltiplos de mercado são bem difundidos na literatura internacional, especialmente, o P/E que considera uma média de 10 anos de um indicador de lucros, conhecido como Shiller P/E10 ou Índice Preço Lucro Ciclicamente Ajustado¹ (CAPE). Apesar disso, não são conhecidos estudos que explorem P/Es agregados no contexto do mercado de ações brasileiro. Os estudos realizados com dados desse mercado mencionam somente o P/E individual de cada ação. Diferentemente, P/Es agregados são constituídos por carteiras amplas o suficiente para que sejam considerados como representativos do mercado de ações.

Shiller (2005) calculou seu P/E10 dividindo os dados do Índice Standard Poor's (S&P) 500 real, isto é, corrigido pela inflação, por um índice de lucros por ação real das empresas cujos papéis compõem o S&P 500, conhecido como S&P 500 Earnings. Todavia, em vista de duas particularidades do mercado de ações brasileiro, é necessário adaptar o método

¹ Tradução do autor para *Cyclically Adjusted Price-Earnings Ratio*.

de Shiller (1989, 2005) para a construção de um P/E1 e de um P/E10 nesse contexto. A primeira peculiaridade consiste em os índices de preços de ações da bolsa de valores brasileira, a B3 — Brasil, Bolsa e Balcão —, incorporarem não somente os retornos em termos de preços das ações, mas também em termos de proventos como dividendos, juros sobre capital próprio, entre outros. Portanto, eles diferem do S&P 500 utilizado por Shiller (2005), que incorpora retornos somente em termos de preços das ações. A segunda peculiaridade consiste em não ser conhecido um indicador referente aos lucros das empresas cujas ações participam da composição de algum dos índices da B3, o qual seria análogo ao S&P 500 Earnings, porém, referente ao mercado de ações brasileiro.

O presente estudo apresenta uma abordagem de como construir P/Es para o mercado de ações brasileiro, levando em conta essas mencionadas particularidades. Essa abordagem parte da elaboração de um índice de preços de ações cujos retornos não dependem de proventos e de um índice de lucros por ação, os quais são utilizados no cálculo dos P/Es. Tal contribuição é pertinente, em virtude de não terem sido encontrados estudos que tratassem desses múltiplos de mercado no contexto do Brasil. Além disso, o desenvolvimento de um índice de lucros por ação, antes não explorado em estudos no contexto desse mercado, também consiste em uma contribuição.

Quando um P/E se encontra notavelmente disperso em relação ao seu comportamento histórico, depois de algum tempo, espera-se que ele venha a convergir em direção à sua média. O comportamento conhecido como *reversão à média* ocorre porque a relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços das ações e os lucros das empresas não deve ser rompida continuamente (CAMPBELL; SHILLER, 1998). Nesse quadro, o P/E deve contribuir com algum nível informacional sobre o comportamento futuro do mercado de ações, o que contraria a Hipótese de Mercados Eficientes. Sendo assim, uma primeira

questão de interesse no presente estudo consiste em: *algum P/E do mercado de ações brasileiro apresenta reversão à média?*

Ainda que a relação entre preços e lucros não seja rompida continuamente, os valores de um P/E podem variar consideravelmente ao longo do tempo, denotando momentos de sobrevalorização ou subvalorização do mercado de ações. Quando um P/E está alto em relação à sua trajetória histórica, pode-se considerar que o mercado se encontre sobrevalorizado. Ao contrário, quando um P/E está baixo em relação à sua trajetória histórica, pode-se considerar que o mercado se encontre subvalorizado (SHILLER, 2015). Isto posto, uma outra questão de interesse no presente estudo é: *em quais momentos o mercado de ações brasileiro se encontrou sobrevalorizado ou subvalorizado?*

As taxas de juros podem ter um papel importante na determinação do comportamento dos índices P/E. A teoria que diz respeito ao Modelo Fed preconiza que os P/Es são função das taxas de juros nominais correspondentes aos retornos dos títulos públicos. A ideia subjacente a essa relação consiste em os investidores considerarem as aplicações em títulos públicos como uma alternativa ao investimento em ações, movimentando seus capitais conforme maiores são os retornos nos mercados concernentes aos referidos ativos (ASNESS, 2003; SHILLER, 2015). Destarte, uma última questão de interesse no presente estudo consiste em: *existem relações significativas entre os índices P/E e as taxas de juros correspondentes aos retornos dos títulos públicos?*

1.2 Objetivos

O objetivo principal deste estudo consiste em construir índices P/E com dados de empresas listadas na B3 e empregá-los em investigações no contexto do mercado de ações brasileiro, as quais compreendem o período de dezembro de 2004 a junho de 2018.

Além de construir índices P/E, este estudo tem como objetivos específicos:

- i) testar se o P/E1 apresenta reversão à média;
- ii) identificar momentos de sobrevalorização e de subvalorização no mercado de ações com base no P/E1;
- iii) analisar as relações de longo prazo entre tanto o P/E1 quanto o P/E10 e as taxas de juros correspondentes aos retornos de títulos públicos federais.

1.3 Justificativas

A principal contribuição prática deste estudo consiste em apresentar um método de construção de P/Es ainda não explorados em análises no contexto do mercado de ações brasileiro. A utilização desses indicadores em estratégias de investimento de longo prazo é corroborada pelo comportamento de reversão à média que eles apresentam, o qual provê algum nível informacional sobre o comportamento futuro do mercado de ações. A reversão à média do P/E1 é evidenciada na Seção 4 deste estudo. Gestores de carteiras, especialmente, aqueles que atuam com investimentos baseados em índices de preços de ações, podem utilizar os índices P/E como indicadores de sobrevalorização e subvalorização do mercado. A identificação desses momentos pode ser útil em estratégias de investimento de longo prazo que se aproveitem dos ciclos do mercado de ações. Momentos de sobrevalorização e de subvalorização no mercado de ações brasileiro são identificados utilizando do P/E1 na Seção 5 deste estudo. Além disso, as relações entre tanto o P/E1 quanto o P/E10 e as taxas de juros correspondentes aos retornos dos títulos públicos também podem prover informações úteis para a compreensão do comportamento do mercado de ações. Relações significativas entre esses indicadores são evidenciadas na Seção 6 deste estudo.

No âmbito acadêmico, os índices P/E de mercado construídos neste estudo são novos na literatura que tem como contexto o mercado de ações brasileiro. Eles podem ser empregados em pesquisas futuras, de modo a abrir caminho para o avanço de uma vertente teórica das Finanças Comportamentais que, diferentemente da vertente experimental, ainda foi pouco explorada em estudos empíricos no contexto do Brasil (SILVA, SANTOS, PEREIRA, 2019). Em linha com a referida vertente teórica, o presente estudo provê evidências empíricas que contrariam a Hipótese de Mercados Eficientes. Ademais, os índices P/E do mercado de ações brasileiro podem funcionar como parâmetros que permitem evidenciar possíveis anomalias de valor no mercado, inclusive, bolhas especulativas. Eles possibilitam conjecturar que as variações nos preços das ações não estão de acordo com os fundamentos. Nesse aspecto, o P/E10 de Shiller (2005) tornou-se uma referência para o mercado de ações americano. Não é de se duvidar que isso possa vir a acontecer com os índices P/E construídos neste estudo.

1.4 Estrutura do Estudo

Este estudo está organizado em sete seções: após esta Introdução, a Seção 2 apresenta uma revisão teórica que parte do questionamento de Shiller (1981) à teoria da eficiência de mercado até a proposição e utilização de índices P/E no contexto do mercado de ações americano. A Seção 3 apresenta o método proposto para a construção de índices P/E, o qual é adaptado ao contexto do mercado de ações brasileiro. Essa seção inclui o método de construção de um índice de preços de ações, adaptado para considerar somente os retornos em termos de preços dos ativos, bem como o método de construção de um índice de lucros por ação referente àqueles ativos que participaram da composição do índice de preços de ações adotado como referência, além do próprio método de cálculo dos índices P/E. As seções 4, 5 e 6 dedicam-se a cumprir com os objetivos específicos do estudo, correspondendo cada uma delas a um artigo que se utiliza dos índices P/E em suas

análises. Portanto, essas seções apresentam introduções, métodos e resultados específicos. A Seção 4 analisa se um P/E baseado no Ibovespa apresenta reversão à média. A Seção 5 identifica momentos de sobrevalorização e de subvalorização no mercado de ações brasileiro com base em um P/E. A Seção 6 analisa relações de longo prazo entre os P/Es e as taxas de juros correspondentes aos retornos dos títulos públicos. Por fim, a Seção 7 tece as considerações finais.

2 DA CRÍTICA AOS MERCADOS EFICIENTES AOS ÍNDICES PREÇO-LUCRO DE MERCADO

2.1 Uma Crítica à Hipótese dos Mercados Eficientes

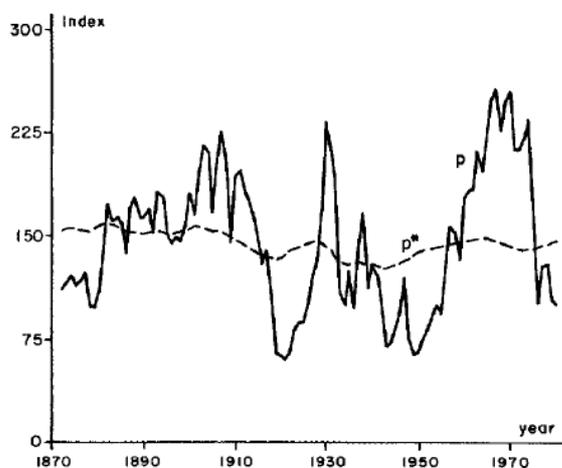
Shiller (1981) questionou a validade empírica da teoria que chamou de modelo de mercado eficiente, a qual, segundo ele, era muito usada pelos analistas de investimentos para justificar as variações nos preços de ações. Conforme tal construto, os preços desses ativos seriam iguais ao valor presente dos dividendos futuros projetados, descontados por uma taxa de juros constante. Assim, as variações nos preços das ações seriam explicadas pela incorporação de todas as novas informações sobre os dividendos futuros (SHILLER, 1981). Tendo em vista esse construto, parece que Shiller (1981) menciona o mesmo modelo que o artigo seminal de Fama (1970) buscava revisar a literatura a respeito.

A crítica de Shiller (1981) a tal modelo tem embasamento na volatilidade dos preços de ações no mercado americano. Ele analisou dados de dois índices de preços de ações: o Standard & Poor's Composite Stock Price Index — dados de 1871 a 1979 — e o Dow Jones Industrial Average Index — dados de 1928 até 1979. Sua constatação foi que a volatilidade do preço das ações, medida pelo desvio padrão, foi de cinco a treze vezes maior que os valores presentes dos dividendos subsequentes descontados por uma taxa constante [Veja os gráficos 2.1 e 2.2.]. Sendo assim, para Shiller (1981), a ideia de que variações no preço das ações são condizentes com novas informações sobre os dividendos futuros é questionável.

Apesar de aparentar que Shiller (1981) estaria criticando diretamente a Hipótese de Mercados Eficientes de Fama (1970), o mesmo, primeiramente, relutou ter confrontado o estudo desse segundo autor. Para ele, o objetivo de seu artigo era outro. Enquanto

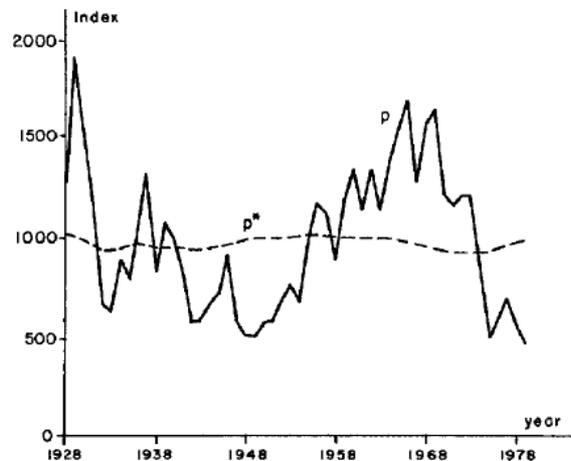
Fama (1970) se interessava, basicamente, em avaliar se era possível obter lucros econômicos transacionando ações individuais, ele analisava, no nível agregado, se movimentos nos preços das ações eram condizentes com informações sobre dividendos subsequentes.

Gráfico 2.1 – Índice Standard & Poor's Composite Stock Price e Preço Calculado pelo Modelo de Dividendos Descontados (1871–1979)



Nota. P denota o Índice Standard & Poor's Composite Stock Price real modificado, e P* denota o preço racional *ex-post*, ambos com a tendência removida e divididos por um fator de crescimento de longo prazo. P* é calculado a partir dos dividendos futuros descontados. Fonte: Shiller (1981).

Gráfico 2.2 – Índice Down Jones Industrial Average e Preço Calculado pelo Modelo de Dividendos Descontados (1928–1979)



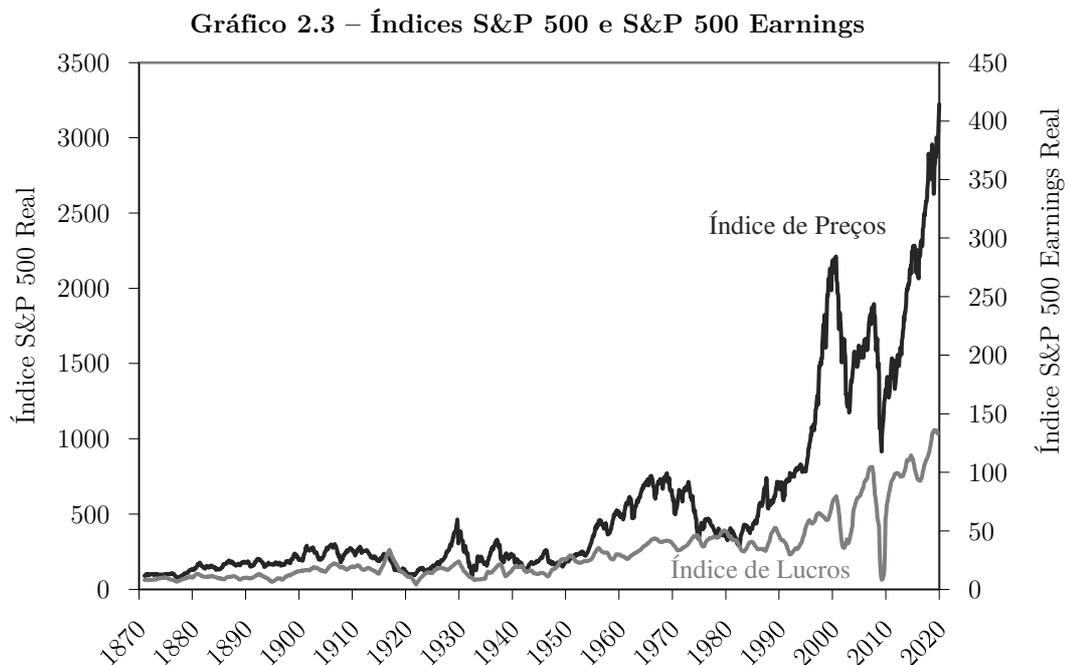
Nota. P denota o Índice Down Jones Industrial Average real modificado, e P* denota o preço racional *ex-post*, ambos com a tendência removida e divididos por um fator de crescimento de longo prazo. P* é calculado a partir dos dividendos futuros descontados. Fonte: Shiller (1981).

Todavia, Shiller (1981) argumentou que, se os preços das ações são muito voláteis, é provável haver oportunidades de lucrar em transações de curto prazo. A partir do artigo de Shiller (1981), começaram a surgir dúvidas sobre a eficiência do mercado de ações americano. Uma série de estudos prosseguiram questionando diretamente os fundamentos da Hipótese de Mercados Eficientes (THALER, 1993). Décadas depois, com um maior reconhecimento do campo das Finanças Comportamentais, Shiller (2003, 2005, 2014) mostrar-se-ia mais enfático no confronto de suas ideias com aquelas dos que defendem a Hipótese dos Mercados Eficientes.

2.2 Índices Preço-lucro de Mercado

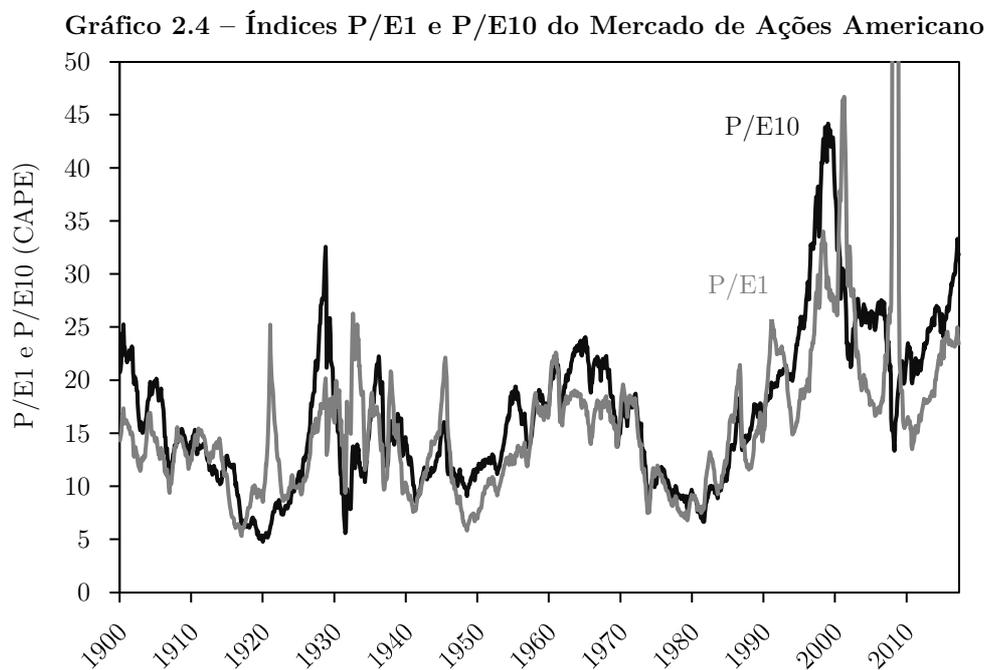
A partir da ideia de que os preços das ações poderiam distanciar-se momentaneamente de seus fundamentos, foi que surgiram os P/Es de mercado. Esses indicadores ganharam destaque em Campbell e Shiller (1998), quando foram utilizados na busca por prever os retornos de longo prazo do mercado de ações. Esses autores realizaram uma regressão constatando que um P/E explicava mais de um terço da variação dos retornos reais das ações — considerando o reinvestimento dos dividendos — acumulados ao longo dos próximos dez anos (CAMPBELL; SHILLER, 1998).

Apesar de a literatura apontar diferentes métodos para se chegar a um P/E de mercado (PHILIPS; URAL, 2016), particularmente, Shiller (2005) calcula seu múltiplo mais conhecido, o P/E10, dividindo os dados do S&P 500 por uma média móvel de dez anos do índice S&P 500 Earnings — um índice de lucros por ação das empresas cujos papéis compõem o S&P 500. O Gráfico 2.3 ilustra os referidos índices.



Fonte: Adaptação própria a partir dos dados de Shiller (2005), disponíveis atualizados periodicamente em: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>.

Contudo, cabe destacar que Shiller (1989, 2005) proveu dois P/Es distintos: o P/E1, calculado com dados contemporâneos do índice de preços das ações e do índice de lucros acumulados em um ano; e o P/E10, que traz como divisor uma média que considera os dados dos últimos 10 anos do índice de lucros gerados pelas empresas. Esses índices são exibidos no Gráfico 2.4. O próprio S&P Earnings também foi uma contribuição de Shiller (1989, 2005).



Fonte: Adaptação própria a partir dos dados de Shiller (2005), disponíveis atualizados periodicamente em: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>. Os dados do P/E1 foram calculados pelo autor. Nota-se um comportamento explosivo do P/E1 em virtude de uma queda brusca do S&P Earnings em 2009, fazendo com que o indicador chegasse ao valor de 123 — que extrapola o limite do gráfico.

Segundo Shiller (2005), o P/E10 era um indicador de o quão caro o mercado de ações se encontrava em relação a uma medida do lucro das empresas. Para Campbell e Shiller (1998), por mais que mudanças no índice pudessem decorrer tanto de variações do numerador quanto do denominador, parecia razoável assumir que os preços não rompessem continuamente uma relação com a medida de lucros. Em função disso, eles acreditavam que, quando P/Es se encontravam notavelmente dispersos para os padrões

históricos, após algum tempo, eles convergiriam conforme o comportamento de reversão à média.

O P/E10 é adotado como um indicador de sobrevalorização ou subvalorização no mercado de ações americano. Sua aplicação nesse sentido ocorreu, por exemplo, no diagnóstico que Shiller (2005) fez do episódio conhecido como *bolha das empresas ponto-com*. Para o autor, as ações americanas aparentavam estar fortemente sobrevalorizadas em 1999, tendo em vista o valor do P/E10. Apesar de os lucros das empresas terem crescido substancialmente a partir de 1992, essa dinâmica havia cessado em 1997. Portanto, nos três anos seguintes, os preços das ações não eram mais condizentes com a geração de lucros pelas empresas. Tampouco, outros indicadores econômicos básicos eram suficientes para explicá-los. Mas, a correção dessa sobrevalorização ainda estava por vir. Os anos de 2000 e 2001 foram marcados por fortes desvalorizações dos ativos, o que, de fato, parecia previsível pelo alto P/E10 observado anteriormente (SHILLER, 2005).

3 UM MÉTODO DE CONSTRUÇÃO DE ÍNDICES PREÇO-LUCRO PARA O MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Esta seção se dedica a apresentar os métodos propostos para a construção de um índice de preços de ações referente ao mercado brasileiro, adaptado de forma que não incorpore proventos, para a construção de um índice de lucros por ação referente a esse mercado e para o cálculo de P/Es baseados no Ibovespa.

3.1 Dados

Para a construção das séries históricas dos índices apresentados neste estudo, utilizou-se de dados referentes a todas as ações que participaram da carteira teórica do Ibovespa no período de dezembro de 2004 a junho de 2018, a saber:

- i) cotações de fechamento do último dia do mês, ajustadas por *splits* e proventos;
- ii) ponderações correspondentes às participações percentuais atribuídas, no referido índice, a cada ação no último dia do mês;
- iii) lucros por ação trimestrais.

Esses dados foram coletados pela internet na plataforma de informações financeiras Comdinheiro (<https://www.comdinheiro.com.br>).

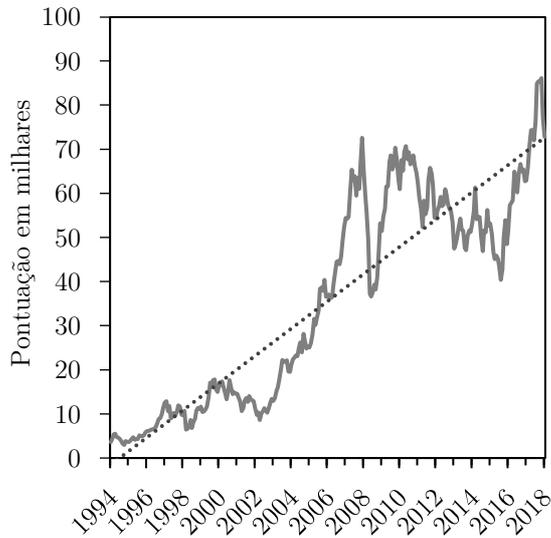
No Brasil, a publicação de demonstrativos financeiros trimestrais, que trazem os dados de lucros por ação, só veio a intensificar-se a partir de meados da década de 2000. Em vista disso, dezembro de 2004 foi a data determinada como início das séries dos indicadores utilizados no presente estudo. No momento da coleta, havia dados disponíveis até junho de 2018. Ao todo, 157 ações participaram da composição do Ibovespa entre os 162 meses que vão de dezembro de 2004 a junho de 2018.

3.2 Construção do Índice de Preços de Ações

Uma das questões metodológicas em relação aos P/Es adaptados ao mercado brasileiro diz respeito à escolha de um índice de preços de ações amplo tomado como referência para a construção desses múltiplos. Apesar de o Ibovespa agrupar uma menor diversidade de ações em comparação com outros índices, como o Índice Brasil 100 (IBrX100) e o Índice Brasil Amplo (IBrA), adotou-se o mesmo devido a ele ser historicamente a maior referência do comportamento do mercado brasileiro. Esse é o mais antigo índice da bolsa de valores brasileira, implementado em 1968 (CASTRO; EID JUNIOR; SNTANA; YOSHINAGA, 2019).

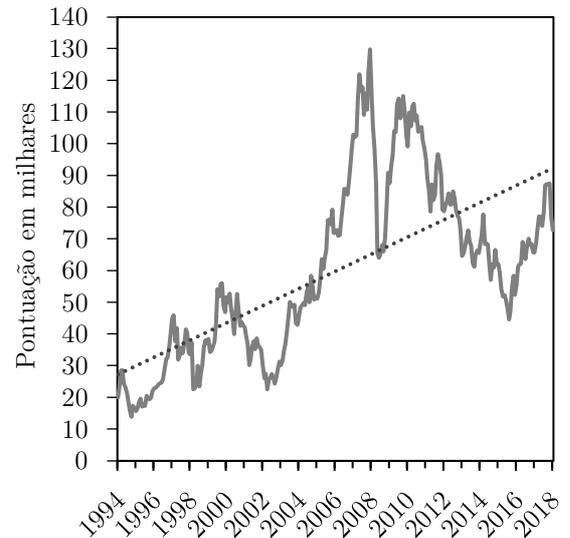
O Ibovespa apresenta uma metodologia que difere daquela do S&P 500 utilizado por Shiller (1989, 2005) no cálculo de seus P/Es. Ele consiste em um índice de retorno total, isto é, ele considera em seu cálculo não apenas os retornos em termos de preços das ações como também a distribuição de proventos — dividendos, juros sobre capital próprio, direitos de subscrição, entre outros (BM&FBOVESPA, 2014). Por outro lado, o S&P 500 consiste em um índice restrito à capitalização das ações no mercado, isto é, ele considera basicamente os preços e ponderações de cada ação (S&P DOW JONES INDICES [sic], 2018). Essa diferença metodológica implica a formação de uma forte tendência na série histórica do Ibovespa, algo que, pelo mesmo motivo, não se manifesta na série do S&P 500. Os gráficos 3.1 e 3.2 apresentam, respectivamente, a série de fechamento mensal do Ibovespa padrão e a aquela do Ibovespa ajustado pela inflação, assim como tendências lineares ajustadas sobre os dados. O período compreendido nos gráficos é de junho 1994 a junho de 2018.

Gráfico 3.1 – Índice Ibovespa na Forma Padrão



Nota. A linha pontilhada consiste em uma tendência linear ajustada sobre os dados. O Ibovespa não foi ajustado pela inflação. O período corresponde a junho de 1994 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 3.2 – Índice Ibovespa Ajustado Pela Inflação



Nota. A linha pontilhada consiste em uma tendência linear ajustada sobre os dados. O Ibovespa foi ajustado de acordo com o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) O período corresponde a junho de 1994 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Em virtude disso, na construção de P/Es com dados do mercado brasileiro, um índice de preços de ações com as mesmas ponderações do Ibovespa deve ser construído de modo que considere apenas os retornos em termos de preços dos ativos. Procedeu-se o cálculo desse índice de preços de ações, I_P , conforme a seguinte equação:

$$I_{P_t} = \frac{\sum_{i=1}^N P_{i,t} \rho_{i,t}}{\sum_{i=1}^N \rho_{i,t}} \quad (3.1)$$

na qual P representa o preço² de uma ação qualquer i presente na composição do Ibovespa, e ρ representa a ponderação correspondente à participação percentual dessa ação i nesse índice tomado como referência.

² Ajustes foram necessários para mitigar fortes distorções provocadas por algumas ações específicas nos indicadores. Em virtude de apresentar valores bem acima do padrão, a cotação da BELG3, que aparece uma única vez na composição do Ibovespa, foi considerada *outlier* e, portanto, removida. Pelo mesmo motivo, as cotações das ações PERDG3, OGXP3 e MMXM3 foram consideradas sem correção por *splits* /

Como mencionado, o I_P segue as mesmas ponderações da carteira teórica do Ibovespa, as quais variam conforme a capitalização das ações ao longo do tempo, ainda que dentro de certos limites. As ponderações da carteira teórica do Ibovespa variam diariamente, apesar de haver revisão da composição da carteira somente de quatro em quatro meses. O rebalanceamento do I_P ocorre em função da variação mensal dessas ponderações. Esse rebalanceamento considera também a inclusão ou exclusão de ações na carteira do Ibovespa. Contudo, diferentemente do Ibovespa, medido em pontos-base, por tratar-se de uma média ponderada dos preços das ações, o I_P é medido em valor monetário.

O I_P apresenta um coeficiente de correlação de Pearson de 0,88 com o Ibovespa. Esse coeficiente passa a ser 0,86 quando as séries desses índices são ajustadas pela inflação. Nesse sentido, pode-se afirmar que o I_P mantém a maior parte da informação do Ibovespa, ainda que não incorpore o efeito dos proventos.

3.3 Construção do Índice de Lucros por Ação

Diferentemente do índice S&P 500, que tem os lucros das ações que participam de sua composição refletidos pelo S&P 500 Earnings, o Ibovespa não dispõe de um índice que sirva como referência em termos de lucros por ação. Sendo assim, para a construção de P/Es com dados do mercado brasileiro, um índice de lucros por ação deve ser construído. Procedeu-se o cálculo desse índice de lucros por ação, I_{LPA} , conforme a seguinte equação:

$$I_{LPA_t} = \frac{\sum_{i=1}^N LPA_{i,t} \rho_{i,t}}{\sum_{i=1}^N \rho_{i,t}} \quad (3.2)$$

inplits. Não se observou quebras nas séries de cotações dessas ações por motivo de *split* / *inplit* no período considerado.

na qual LPA representa o lucro por ação³ referente a uma ação qualquer i que faz parte da composição do Ibovespa, e ρ representa a ponderação correspondente à participação percentual dessa ação nesse índice de preços de ações tomado como referência.

Como o I_{LPA} inicialmente é um parâmetro trimestral, em virtude de os dados de lucro por ação serem publicados trimestralmente, seguindo o método de Shiller (2005), utiliza-se de interpolação linear para construir uma série mensal desse indicador.⁴ O I_{LPA} consiste em uma média ponderada dos lucros por ação, sendo mensurado em termos de valor monetário. Seu rebalanceamento é semelhante ao do I_P , considerando as ponderações da carteira teórica do Ibovespa.

3.4 Cálculo dos Índices Preço-lucro

Como mencionado, Shiller (1989, 2005) provê dois P/Es distintos: o P/E1 e o P/E10 (CAPE). Enquanto Shiller (1989) calcula P/Es de periodicidade anual, Shiller (2005) calcula tais índices de periodicidade mensal. Planilhas que trazem dados atualizados de ambos os trabalhos do autor, as quais possibilitam identificar as fórmulas de cálculo dos P/Es, podem ser acessadas em: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>.

Desde que já estejam construídos o índice de preços de ações adaptado para não incorporar retornos em termos de proventos, I_P , e o índice de lucros por ação, I_{LPA} , o cálculo dos P/Es para o mercado de ações brasileiro é simples. Neste ponto, seguiu-se,

³ Quando envolvidas em fusão, aquisição ou falência, as empresas podem ter participado da composição do Ibovespa sem chegar a divulgar um último dado de lucro por ação. Nesses casos, checkou-se a data do último demonstrativo financeiro publicado e, utilizando de interpolação linear, realizou-se uma estimativa para o dado ausente.

⁴ A interpolação linear foi calculada utilizando frações dos valores trimestrais do índice de lucros, como na planilha provida por Shiller (2005) em: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>. Considere que dois dados trimestrais consecutivos sejam $I_{LPA,t}$ e $I_{LPA,t+3}$, e que a interpolação linear gerará os dados $I_{LPA,t+1}$ e $I_{LPA,t+2}$, referentes aos meses intermediários. A interpolação será calculada como: $I_{LPA,t+1} = (I_{LPA,t} \times 2/3) + (I_{LPA,t+3}/3)$ e $I_{LPA,t+2} = (I_{LPA,t}/3) + (I_{LPA,t+3} \times 2/3)$.

basicamente, o método de Shiller (2005) para calculá-los. O P/E1, que considera apenas o índice de lucros no período t , é expresso pela Equação 3.3:

$$P/E1_t = \frac{I_{P_t}}{I_{LPA_t}}, \quad (3.3)$$

O P/E10, que considera como divisor uma média retroativa do índice de lucros gerados nos dez anos imediatamente anteriores,⁵ é expresso pela Equação 3.4:

$$P/E10_t = \frac{I_{P_t}}{I_{LPA_t} + I_{LPA_{t-1}} + \dots + I_{LPA_{t-119}}/120}. \quad (3.4)$$

Em linha com Shiller (1989, 2005), no cálculo dos P/Es, utilizaram-se variáveis em valores reais, sendo eles corrigidos pela inflação com base em junho de 2018. Adotou-se o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) na correção monetária devido ao fato de o mesmo ser o índice de inflação oficial no Brasil.⁶ Os P/Es são calculados mensalmente, seguindo Shiller (2005). Logo, o P/E10 foi expresso na Equação 3.4 em termos de uma média retroativa do I_{LPA} que considera um intervalo de 120 meses.

A média retroativa do índice de lucros no P/E10 suaviza as variações desse múltiplo. Shiller (2005) adotou essa média levando em consideração a afirmação de Graham e Dodd (1934) sobre os lucros das empresas comportarem-se de forma volátil demais para serem

⁵ Diferentemente de Shiller (2005), que combina o indicador de preços do primeiro dia do mês t com aquele de lucros divulgados ao final do mês $t - 1$, no presente estudo, utilizou-se tanto o indicador de preços quanto aquele de lucros referentes ao último dia do mês t .

⁶ Apesar da possibilidade de, no contexto brasileiro, utilizar o Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM) na correção monetária, seguiu-se Shiller (2005) ao utilizar um índice de preços ao consumidor. Esse autor adota o Consumer Price Index (CPI) dos Estados Unidos na correção monetária do S&P 500 e do S&P 500 Earnings, utilizados no cálculo dos P/Es.

analisados anualmente. Essa suavização torna o P/E10 menos sensível aos descasamentos de curto prazo entre os preços e os lucros, em comparação com o P/E1.

Quanto ao rebalanceamento dos P/Es, sempre que o preço de uma ação é incorporado — ou removido — no I_P , o lucro referente a essa ação também é incorporado — ou removido — no I_{LPA} , visto que ambos seguem a carteira teórica do Ibovespa. Assim, as mudanças nesses índices são simultâneas e, portanto, não implicam descasamentos entre os pares de variáveis da razão P/E.

O índice P/E10 sofreu algumas críticas. A principal delas foi tecida em Siegel (2016), dizendo respeito ao fato de os cálculos dos lucros terem mudado com os Princípios Contábeis Geralmente Aceitos (GAAP). Segundo esse autor, a mudança nos lucros contabilizados implicou o aumento do valor do P/E10. Contudo, Jivraj e Shiller (2017) observaram que as referidas mudanças não são refletidas nos dados ao comparar a média atual de 10 anos dos lucros reais com a tendência de longo prazo deles. Ainda assim, um problema assumido em Jivraj e Shiller (2017) diz respeito ao aumento das recompras de ações, em contrapartida ao uso de outras formas de pagamento aos acionistas, que também deve ter impactado os lucros usados no cálculo dos índices P/E do mercado americano.

Por fim, cabe destacar que os índices P/E construídos no presente estudo diferem consideravelmente daquele calculado pela Economática (2018). O índice P/E de mercado dessa empresa consiste basicamente na mediana calculada sobre os P/Es de cada uma das ações listadas na bolsa de valores brasileira, sem a consideração de ponderações.

4 UMA ANÁLISE DA REVERSÃO À MÉDIA DE UM ÍNDICE PREÇO-LUCRO⁷

4.1 Introdução

Tem sido tratada na literatura a possibilidade de utilizar os P/Es de mercado para prever os retornos futuros das ações (CAMPEBELL; SHILLER, 1998; RAPACH; WOHAR, 2005; WEIGAND; IRONS, 2007, 2008; GUPTA; MODISE, 2012; TOWER, 2012). Essa previsão relaciona-se com a estacionariedade das séries temporais dos P/Es. Identificada essa propriedade, é razoável esperar que o múltiplo varie dentro de uma faixa e realize reversão à média (MOGHADDAM; LI, 2017). Sob o argumento de Campbell e Shiller (1998), quando um P/E se encontra notavelmente disperso, espera-se que o numerador ou o denominador da razão varie em um sentido que conduza esse múltiplo em direção à sua média histórica. Segundo esses autores, isso ocorre porque existe uma relação entre os preços e os lucros referentes às ações, a qual não pode ser rompida continuamente.

Na vertente contrária a essa ideia, em acordo com a Hipótese dos Mercados Eficientes convencional, argumenta-se que os preços das ações variam ao longo do tempo como um passeio aleatório, respondendo a todas as novas informações disponibilizadas ao mercado, o que levaria a uma precificação desses ativos conforme seus valores intrínsecos (FAMA, 1970). Como consequência disso, não poderia haver uma discrepância entre os preços de mercado e os valores intrínsecos das ações. Portanto, não seria possível utilizar P/Es de mercado para prever os retornos futuros das ações. Na prática, ao testar a reversão à média de um P/E, propriedade que implica alguma previsibilidade do comportamento do

⁷ Esta seção compreende parte de um artigo submetido à *Latin American Business Review*, contando com contribuições de Marcos Antônio de Camargos e Aureliano Angel Bressan.

múltiplo, testa-se também a Hipótese dos Mercados Eficientes (MOGHADDAM; LI, 2017).⁸

A utilização de P/Es na previsão dos retornos futuros do mercado de ações tem embasamento na reversão à média desses indicadores, o que, por conseguinte, depende de haver uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços das ações e os lucros por ação (CAMPBELL; SHILLER, 1998; MOGHADDAM; LI, 2017). Esta seção objetivou testar se o P/E1 baseado no Ibovespa apresenta reversão à média, bem como avaliar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre um índice de preços de ações e um índice de lucros por ação, os quais foram utilizados no cálculo do múltiplo de mercado. Para isso, utilizou-se do teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) na avaliação da relação de equilíbrio de longo prazo entre o índice de preços e o índice de lucros, bem como dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e aquele de Lee e Strazicich (2003) na avaliação da reversão à média do P/E1.

Há várias aplicações precedentes de testes de raiz unitária e de cointegração com propósitos semelhantes aos deste estudo, porém com dados de mercados de ações de outros países. Chaudhuri e Wu (2003) avaliaram por meio de testes de raiz unitária se os índices de preços de ações de dezessete países emergentes apresentavam reversão à média. Cunado, Gil-Alana e DeGracia (2010) avaliaram se o índice Standard Poor's 500 apresentava reversão à média em momentos de alta e baixa do mercado de ações (*bull and bear markets*). Weigand e Irons (2006, 2008), assim como Irons e Wu (2013),

⁸ Cabe destacar que nessa afirmação há uma simplificação da HME. Assume-se que para que ela seja rejeitada, basta que possa haver oportunidades de arbitragem que impliquem em retornos acima daqueles de mercado, independentemente de fatores não observados — por exemplo, o risco — estarem afetando os níveis de preços e, portanto, um índice P/E. Se um P/E apresenta reversão à média, seus valores extremos podem prover alguma informação sobre o comportamento futuro do mercado de ações, a qual pode ser utilizada para a arbitragem em questão.

utilizaram um teste de raiz unitária para avaliar se o P/E1 e o P/E10 do mercado de ações americano apresentavam reversão à média. Lee (1996) utilizou um teste de cointegração para encontrar comovimentos entre os preços das ações e seus fundamentos, correspondentes aos dividendos e lucros, no mercado americano. Jirasakuldech, Emekter e Rao (2008) também utilizam um teste de cointegração para avaliar discrepâncias entre essas mesmas variáveis de fundamentos e os preços das ações em meio às bolhas racionais no mercado de ações da Tailândia. Os autores referidos, não necessariamente, utilizaram os mesmos testes de raiz unitária e de cointegração empregados no presente estudo, mas, muitas vezes, aqueles que cumprem com o mesmo propósito.

A Seção 4 deste estudo apresenta uma contribuição prática por testar as premissas que dão embasamento para a utilização de um P/E em estratégias de investimento. Ela contribui para a literatura por testar a Hipótese dos Mercados Eficientes, relacionando essa teoria com as propriedades de um P/E no contexto do mercado de ações brasileiro.

4.2 Métodos

4.2.1 Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Para avaliar se séries temporais são estacionárias ou não-estacionárias são utilizados testes de raiz unitária, dos quais o Dickey-Fuller, desenvolvido por Dickey e Fuller (1979), é o mais conhecido. Para a compreensão desse teste, parte-se de um modelo autorregressivo de primeira ordem, dito AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t, \quad (4.1)$$

no qual x_t são regressores ótimos exógenos que podem consistir em uma constante ou em uma constante e uma tendência, ρ e δ são parâmetros a serem estimados e ε_t é assumido

como um ruído branco. Se $|\rho| \geq 1$, y é uma série não-estacionária e sua variância incrementa com o tempo. Se $|\rho| < 1$, y é uma série estacionária. A hipótese de a série ser estacionária pode ser testada avaliando se ρ é estritamente menor do que 1.

Subtraindo y_{t-1} em ambos os lados da Equação 6, tem-se:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t, \quad (4.2)$$

na qual $\alpha = \rho - 1$. As hipóteses do teste Dickey-Fuller são escritas como:

$$\begin{aligned} H_0: \alpha &= 0 \\ H_1: \alpha &< 0. \end{aligned} \quad (4.3)$$

Testar se $\alpha = 0$ equivale a testar se $\rho = 1$, ou, ainda, se y_t apresenta raiz unitária. A hipótese é avaliada por uma estatística t usual para α :

$$t_\alpha = \hat{\alpha} / (se(\hat{\alpha})), \quad (4.4)$$

na qual $\hat{\alpha}$ consiste na estimativa de α , e $se(\hat{\alpha})$ é o erro padrão do coeficiente.

Contudo, esse teste Dickey-Fuller é válido apenas se as séries temporais seguem um processo AR(1), pois, quando as séries são correlacionadas com defasagens de ordens maiores, é violado o pressuposto de os erros ε_t se comportarem como um ruído branco. Para resolver essa questão, foi desenvolvido o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Esse teste faz uma correção paramétrica para correlação de ordens maiores, assumindo que y segue um processo AR(p) e adicionando p defasagens da variável y do lado direito da equação:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t. \quad (4.5)$$

Essa versão aumentada do teste é, então, usada para realizar o teste de hipótese com base na estatística t mostrada na Equação 4.4. Os valores críticos para a estatística t utilizados no presente estudo foram reportados por Fuller (1996), e os valores p aproximados foram reportados por Mackinnon (1991).

4.2.2 Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) desenvolveram um teste de raiz unitária que assume como hipótese nula (H_0) que uma série é estacionária. Para compreender o teste KPSS, considere y_t , $t = 1, 2, \dots, T$, como a série observada cuja estacionariedade se pretende testar. Assume-se que y_t possa ser decomposta na soma de uma tendência determinística, ξ , um passeio aleatório, r_t , e um erro estacionário, ε_t , conforme a seguinte equação:

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t. \quad (4.6)$$

Considere, ainda, que r_t é dado por:

$$r_t = r_{t-1} + u_t, \quad (4.7)$$

no qual o termo de erro, u , é independente e identicamente distribuído (i.d.d.) com média 0 e variância σ_u^2 . O valor inicial de r , r_0 , é tratado como fixo e assume o papel de um intercepto.

Conforme Kwiatkowski et al. (1992), testa-se a hipótese nula avaliando se a variância dos erros é igual a zero ($\sigma_u^2 = 0$). Uma vez que ε_t é considerado estacionário, sob a hipótese nula tem-se que y é estacionária em tendência. Considera-se, ainda, um caso especial do modelo da Equação 4.7, quando $\xi = 0$. Nesse caso, y é uma variável estacionária em torno de um nível (r_0), ao invés de em torno de uma tendência.

Utiliza-se de uma estatística LM para testar a hipótese nula do teste KPSS. Para compreendê-la, considere a função cumulativa dos resíduos da regressão, representada pela seguinte equação:

$$S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i. \quad (4.8)$$

A estatística LM é dada por:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2. \quad (4.9)$$

No caso do teste em que a hipótese nula corresponde à estacionariedade em nível, ao invés de estacionariedade em tendência, o modelo representado pela Equação 4.6 não considera uma tendência. A construção da estatística de teste não é alterada por essa mudança. Os valores críticos para a estatística de teste foram providos por Kwiatkowski et al. (1992).

4.2.3 Teste de Raiz Unitária Lee-Strazicich

Em conformidade com o artigo seminal de Perron (1989), neste estudo é reconhecido que a existência de quebras estruturais nas séries temporais pode reduzir substancialmente o poder dos testes de raiz unitária convencionais. Esse autor mostrou que a capacidade de

rejeitar a hipótese nula de raiz unitária decresce quando a alternativa estacionária é verdadeira e existe uma quebra estrutural ignorada. Ele adaptou o teste ADF ao incorporar uma *dummy* que permite uma quebra estrutural exógena e conhecida. Posteriormente, Zivot e Andrews (1992) propuseram um teste de raiz unitária que lida com uma única quebra estrutural não conhecida, sendo a mesma identificada endogenamente. Todavia, Lee e Strazicich (2003) argumentaram que a desconsideração de quebras estruturais adicionais pode comprometer o poder de tal teste rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

Lee e Strazicich (2003) sugeriram um teste de raiz unitária LM que incorpora a possibilidade de duas quebras estruturais. Neste estudo, esse teste é empregado na avaliação da robustez dos resultados dos testes convencionais. Para compreendê-lo, considere o seguinte processo gerador de dados:

$$\begin{aligned} y_t &= \delta' Z_t + e_t, \\ e_t &= \beta e_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \tag{4.10}$$

em que Z_t consiste em variáveis exógenas, e ε_t consiste em um termo de erro que é i.i.d como $N(0, \sigma^2)$. Na presente aplicação, o modelo regredido no teste de raiz unitária incorpora duas mudanças estruturais tanto no intercepto quanto na inclinação da tendência, de modo que $Z_t = [1, t, D_1, DT_1, D_2, DT_2]'$, dado que o número de quebras é $j = 1, 2$. Considerando que T_{Bj} denota o momento no tempo em que ocorreu uma quebra, a variável de quebra no intercepto $D_{jt} = 1$ quando $t \geq T_{Bj} + 1$ e, caso contrário, $D_{jt} = 0$, bem como a variável de quebra na inclinação da tendência $DT_{jt} = t - T_{Bj}$ quando $t \geq T_{Bj} + 1$ e, caso contrário, $DT_{jt} = 0$.

Lee e Strazicich (2003) estimam a seguinte regressão para obter a estatística do teste de raiz unitária LM:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t, \quad (4.11)$$

na qual $\tilde{S}_t = y_t - \hat{\psi}_x - Z_t \hat{\delta}_t$, $t = 2, \dots, T$; $\hat{\delta}$ são coeficientes da regressão de Δy_t sobre ΔZ_t ; bem como $\hat{\psi}_x$ é dado por $y_1 - Z_1 \hat{\delta}$, tendo em mente que y_1 e Z_1 são as primeiras observações de y_t e Z_t , respectivamente.

A H_0 do teste de raiz unitária LM de Lee e Strazicich (2003) consiste em $\phi = 0$, o que sugere que a série apresenta raiz unitária. A H_1 consiste em a série ser estacionária em tendência. Cabe ressaltar que a possibilidade de quebras estruturais é considerada tanto sob a H_0 quanto sob a H_1 .

O momento no tempo em que ocorreu uma quebra estrutural (T_{Bj}) é determinado, levando em conta todas as localizações possíveis de quebras, ao encontrar a estatística $\tilde{\tau}$ mínima do teste de raiz unitária LM:

$$LM_\tau = \inf \tilde{\tau}(\lambda_j) \quad (4.12)$$

em que $T_{Bj}/T \rightarrow \lambda_j$ quando $T \rightarrow \infty$, enquanto $\lambda_j = (\lambda_1, \lambda_2)'$. A busca é realizada sobre a região de corte $(0,1T, 0,9T)$, considerando o tamanho T da amostra. Os valores críticos para o teste de raiz unitária LM foram tabulados por Lee e Strazicich (2003).

4.2.3 Teste de Cointegração Pesaran-Shin-Smith

Para investigar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o índice de preços de ações, I_P , e o índice de lucros por ação, I_{LPA} , no presente estudo, adotou-se a abordagem de teste de cointegração provida, primeiramente, por Pesaran e Shin (1998), porém mais difundida em Pesaran, Shin e Smith (2001). Essa abordagem é conhecida como testes dos

limites (*bounds test*). Esse teste pode ser aplicado considerando variáveis estacionárias, $I(0)$, e variáveis integradas em primeira ordem, $I(1)$, ou com misturas de variáveis dessas diferentes ordens de integração.

Em síntese, o teste de Pesaran, Shin e Smith (2001) parte de um modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) que é representado como um Modelo de Correção de Erros (ECM) condicional. No contexto bivariado, esse ECM pode ser expresso como:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{2,i} \Delta x_{t-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.13)$$

em que Δy e Δx representam as primeiras diferenças das variáveis y e x , p e q representa a estrutura de defasagens do modelo, bem como ε representa erros aleatórios serialmente independentes, com média zero e matriz de covariância finita.

Considerando os coeficientes λ da Equação 4.13, as hipóteses do teste de não-cointegração podem ser definidas como:

$$\begin{aligned} H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = 0 \\ H_1: \lambda_1 \neq 0 \text{ e } \lambda_2 \neq 0 \end{aligned} \quad (4.14)$$

Essas hipóteses são testadas com base em uma estatística F cujos valores dos limites críticos assintóticos foram providos por Pesaran, Shin e Smith (2001), bem como os valores dos limites críticos para amostras finitas de 30 a 80 observações foram providos por Narayan (2005). O limite inferior assume que todas as variáveis são $I(0)$, e o limite superior assume que todas as variáveis são $I(1)$. Se o valor da estatística F encontrada for inferior àquele do limite inferior, conclui-se que todas as variáveis são $I(0)$, portanto, não é possível haver cointegração. Por outro lado, se o valor da estatística F for superior

àquele do limite superior, conclui-se deve haver cointegração. Quando o valor da estatística F está entre o limite inferior e o limite superior, o teste é inconclusivo.

Enquanto o teste de cointegração de Johansen (1988, 1991) pressupõe que ambas as variáveis sejam $I(1)$, o teste de Pesaran, Shin e Smith (2001) tem a vantagem de poder ser aplicado sobre variáveis de ordens de integração diferentes, sendo, em vista disso, recomendado quando existe dúvida sobre resultados de testes de raiz unitária. Além disso, Pesaran e Shin (1998) indicaram que a abordagem ARDL tem um melhor desempenho em amostras pequenas e produz estimativas consistentes dos parâmetros de longo prazo, independentemente de as variáveis serem $I(0)$ ou $I(1)$.

Ao aplicar os testes de raiz unitária ADF e KPSS sobre as variáveis I_P e I_{LPA} , deparou-se com uma ambiguidade, que consistia na rejeição ou não da hipótese de raiz unitária depender do teste especificado e do nível de significância considerado. Mesmo aplicando um terceiro teste de raiz unitária, o Phillips-Perron⁹, persistiu um resultado inconclusivo. Isso motivou a adoção do teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001). Encontrar uma estatística F maior que o valor do limite superior desse teste sugere que as séries são puramente $I(1)$. Portanto, o teste, além de prover uma evidência sobre a cointegração, sugere, ainda, a ordem de integração das variáveis. De qualquer modo, os testes de raiz unitária aplicado sobre as variáveis I_P e I_{LPA} são dispostos no Apêndice.

Adicionalmente, em uma aplicação do teste de cointegração de Johansen (1988, 1991) sobre as variáveis em questão, encontrou-se um resultado igual ao do teste de Pesaran, Shin e Smith (2001). No intuito de evitar redundância, o resultado do teste de Johansen (1988, 1991) foi reportado na Tabela A.4.7 no Apêndice.

⁹ O teste Phillips-Perron faz uma correção não paramétrica na estatística do teste t . O teste é robusto em relação à autocorrelação não especificada e heterocedasticidade nos erros da equação de teste. Para mais detalhes sobre esse teste, veja Paterson (2011).

4.3 Resultados

Com as séries das variáveis I_P , I_{LPA} , $P/E1$ e $P/E10$ já construídas, nesta seção são apresentadas as análises propostas, bem como seus resultados. A Tabela 4.1 apresenta as estatísticas descritivas dessas variáveis. Todos os indicadores utilizados neste estudo estão em termos de valores reais.

Tabela 4.1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis I_P , I_{LPA} , $P/E1$ e $P/E10$

Estatística	I_{LPA}	I_P	$P/E1$	$P/E10$
Média	4,07	32,58	11,39	7,54
Máximo	13,30	59,92	26,20	12,31
Mínimo	0,92	19,82	2,41	4,71
Desvio Padrão	3,02	8,81	5,24	2,36
Número de Observações	163	163	163	43

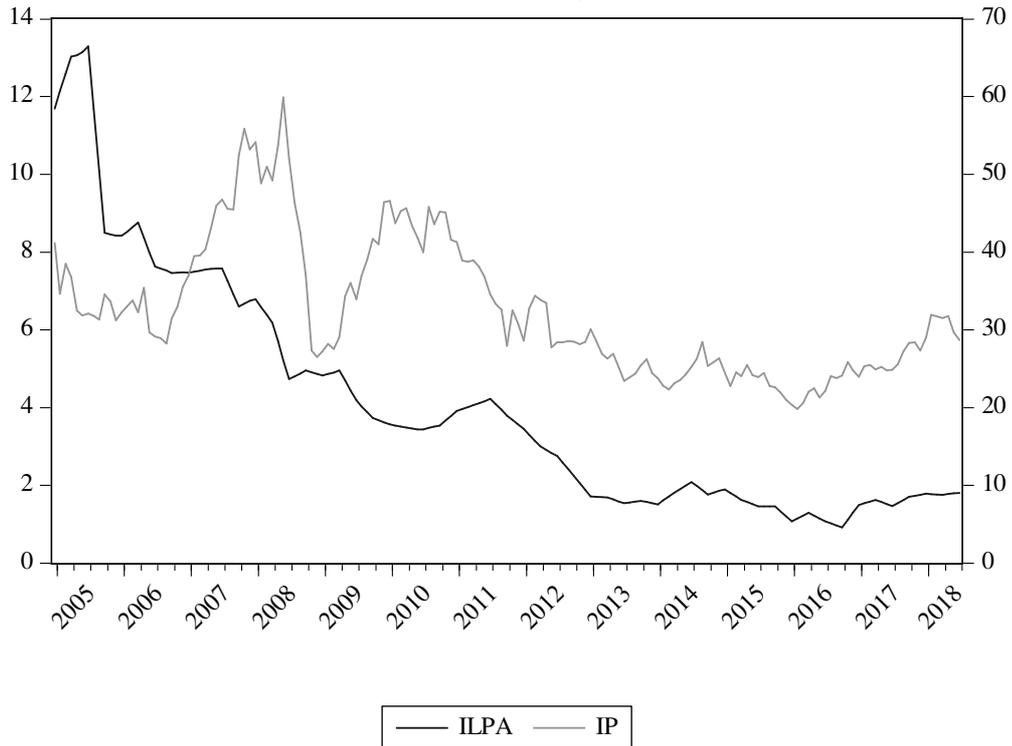
Nota. Não devem ser comparadas as estatísticas descritivas do $P/E10$ com aquelas do $P/E1$, em razão de tratar-se de amostras de períodos diferentes. Fonte: Elaborado pelo autor.

A Tabela 4.1 permite observar que o $P/E10$ teve o número de observações bastante reduzido em função de seu cálculo depender de uma média retroativa que considera 10 anos de observações do I_{LPA} . A série desse índice vai de dezembro de 2014 a junho de 2018. Testes de reversão à média de P/Es devem considerar um período razoável para supor atravessar ciclos econômicos. Por esse motivo, nesta seção, os testes de raiz unitária não serão aplicados sobre a série do $P/E10$.

4.3.1 Equilíbrio de Longo Prazo Entre o Índice de Preços de Ações e o Índice de Lucros por Ação

Esta seção tem por objetivo avaliar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis I_P e I_{LPA} . O Gráfico 4.1 ilustra as trajetórias das séries temporais dessas variáveis.

Gráfico 4.1 – Trajetórias das Séries Temporais do Índice de Preços de Ações e do Índice de Lucros por Ação



Nota. A haste da esquerda é referente aos valores do I_{LPA} e a haste da direita é referente aos valores do I_P . Fonte: Elaboração própria.

Para avaliar a relação de equilíbrio de longo prazo entre essas séries, neste estudo, procedeu-se o teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001). O modelo ARDL, representado como um ECM condicional, foi estimado considerando apenas constante. Na estimação que incluía tanto constante quanto tendência, o coeficiente da tendência não foi significativo, de forma a corroborar a especificação com apenas constante. Utilizaram-se estimadores consistentes com autocorrelação e heterocedasticidade (HAC) de Newey e West (1987, 1994). Na definição do número de defasagens nos modelos considerou-se o Critério de Informação de Akaike (1973) [doravante, AIC], bem como um número máximo de 12 defasagens. O AIC definiu a inserção de 9 defasagens para a variável I_P e 11 defasagens para a variável I_{LPA} . Os resultados correspondentes ao ECM estão dispostos na Tabela 4.2.

Tabela 4.2 – Modelo de Correção de Erros Condicional Relacionando o I_P ao I_{LPA}

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
Constante	2,7125***	0,7694	3,5256
$\Delta I_{P_{t-1}}$	0,1813**	0,0805	2,2508
$\Delta I_{P_{t-2}}$	-0,0261	0,0810	-0,3223
$\Delta I_{P_{t-3}}$	0,2188***	0,0767	2,8519
$\Delta I_{P_{t-4}}$	-0,0487	0,0783	-0,6223
$\Delta I_{P_{t-5}}$	0,0538	0,0778	0,6912
$\Delta I_{P_{t-6}}$	-0,1200	0,0767	-1,5654
$\Delta I_{P_{t-7}}$	0,1489*	0,0765	1,9463
$\Delta I_{P_{t-8}}$	0,1475*	0,0775	1,9033
ΔI_{LPA_t}	-1,5829	2,4457	-0,6473
$\Delta I_{LPA_{t-1}}$	-3,9169	3,2096	-1,2204
$\Delta I_{LPA_{t-2}}$	7,4855**	3,0928	2,4203
$\Delta I_{LPA_{t-3}}$	-7,1827**	3,5021	-2,0510
$\Delta I_{LPA_{t-4}}$	3,3699	3,1433	1,0721
$\Delta I_{LPA_{t-5}}$	3,9637*	2,3368	1,6963
$\Delta I_{LPA_{t-6}}$	-2,7442	2,6398	-1,0396
$\Delta I_{LPA_{t-7}}$	-1,0866	2,4152	-0,4499
$\Delta I_{LPA_{t-8}}$	5,9267***	1,9395	3,0558
$\Delta I_{LPA_{t-9}}$	-4,1397**	2,0237	-2,0456
$\Delta I_{LPA_{t-10}}$	3,7188**	1,4476	2,5689
Termo de Correção de Erros			
$I_{P_{t-1}}$	-0,1289***	0,0292	-4,4115
$I_{LPA_{t-1}}$	0,5079***	0,1273	3,9888
Relação de Longo Prazo			
I_{LPA}	3,9407***	0,7188	5,4825
Sumário Estatístico			
R^2			0,3138
R^2 ajustado			0,2090
Estatística F			2,9954
Estatística F – valor p			0,0001
Teste de Autocorrelação LM Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$			0,2912
Teste de Autocorrelação LM Breusch-Godfrey – valor p			0,5894
Teste de Heterocedasticidade LM ARCH – $\chi^2(1)$			0,4866
Teste de Heterocedasticidade LM ARCH – valor p			0,4855

Nota. A variável dependente é I_P diferenciada (ΔI_P). ***, ** e * indicam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Adotaram-se estimadores HAC. O número de observações ajustado é 152. O período considerado no modelo, tendo em vista o ajuste realizado para a inclusão de variáveis defasadas, foi de novembro de 2005 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Observam-se vários coeficientes de curto prazo significativos no ECM, assim como um coeficiente de longo prazo positivo e altamente significativo. Quanto à relação de longo prazo entre as variáveis, verifica-se que uma variação de R\$ 1,00 no I_{LPA} deve implicar

uma variação média de R\$ 3,94 no I_P . Como mencionado na Seção 3 deste estudo, ambos os índices são dados em termos de valores monetários, possibilitando interpretar desse modo a relação entre eles.

Os resultados apresentados no sumário estatístico da Tabela 4.2 suportaram a validade do modelo estimado. O teste LM Breusch-Godfrey não rejeitou a hipótese de ausência de autocorrelação. O teste LM ARCH não rejeitou a hipótese nula de que não há heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) de primeira ordem nos resíduos.

Isto posto, pode-se avançar para a interpretação do resultado do teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001), apresentado na Tabela 4.3.

Tabela 4.3 – Teste de Cointegração Pesaran-Shin-Smith

Estatística do Teste	Valor	Significância	$I(0)$	$I(1)$
Estatística F	10,9733	10%	4,04	4,78
		5%	4,94	5,73
		1%	6,84	7,84

Nota. Valores críticos providos por Pesaran et al. (2001). Fonte: Elaboração própria.

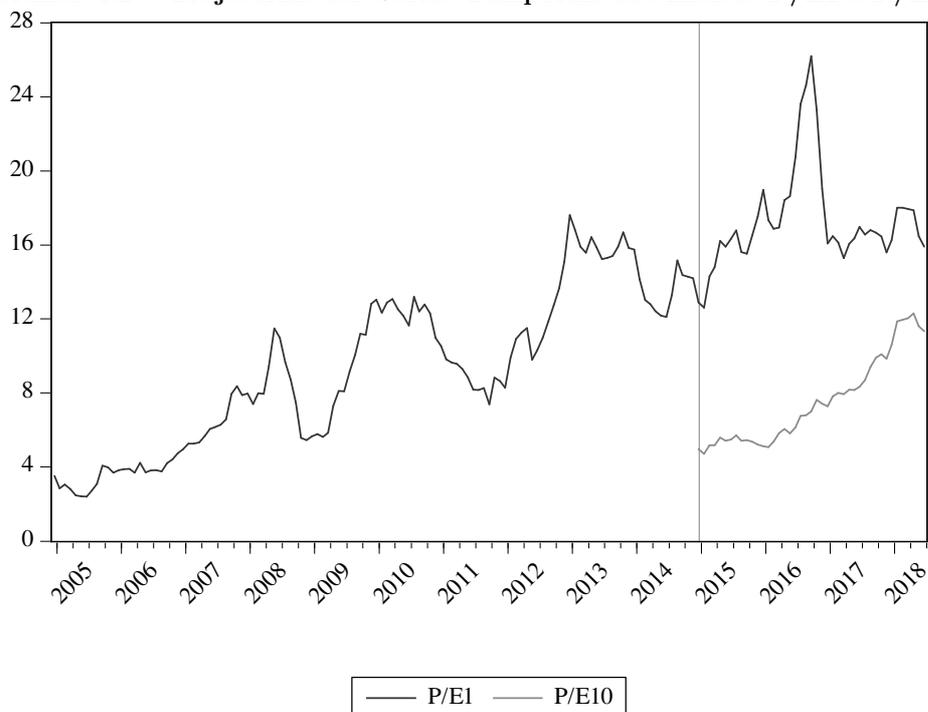
Considerando o nível de 1% de significância, a estatística F foi maior que o limite superior — associado às variáveis serem puramente $I(1)$ — do teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001). Portanto, rejeitou-se a hipótese de que as variáveis I_P e I_{LPA} não são cointegradas. Nesse sentido, o teste evidencia a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis. Esse resultado está em linha com a ideia de Campbell e Shiller (1998) no que diz respeito à relação entre os preços e os lucros não ser rompida continuamente nos mercados de ações. Ele sugere, ainda, que deve ser possível prever o comportamento de um índice P/E do mercado de ações brasileiro — que relaciona o I_P com o I_{LPA} — quando ele estiver notavelmente disperso em comparação com sua média histórica. Essa previsibilidade do comportamento do mercado de ações contraria a Hipótese dos Mercados Eficientes.

4.3.2 Reversão à Média em um Índice Preço-lucro

A premissa da reversão à média provê embasamento à utilização de um P/E em estratégias de investimento. Identificado que um P/E apresenta reversão à média, quando o múltiplo se encontra notavelmente disperso de sua média histórica, é previsível que ele retorne, posteriormente, em direção a essa média (CAMPBELL; SHILLER, 1998). Esta seção do presente estudo tem por objetivo analisar se o P/E1, baseado na carteira teórica do Ibovespa, apresenta reversão à média.

Antes de proceder aos testes de raiz unitária para avaliar se o P/E1 apresenta série temporal (não) estacionária, é interessante observar o comportamento desse múltiplo ao longo do tempo. O Gráfico 4.3 ilustra as trajetórias das séries dos P/Es baseados na carteira do Ibovespa entre o início de suas séries históricas — dezembro de 2004 para o P/E1 e dezembro de 2014 para o P/E10 — e junho de 2018.

Gráfico 4.2 – Trajetórias das Séries Temporais dos Índices P/E1 e P/E10



Nota. A linha horizontal delimita o início da série temporal do P/E10. Fonte: Fonte: Elaboração própria.

O P/E10 apresenta valores inferiores aos do P/E1 na maior parte do período considerado devido à média retroativa do I_{LPA} captar períodos nos quais esse índice de lucros por ação apresentava valores maiores [veja a trajetória decrescente do I_{LPA} no Gráfico 4.1]. Também em virtude dessa média, o P/E10 oscila menos que o P/E1.

Testes de raiz unitária ADF e KPSS foram utilizados para avaliar se a série temporal do P/E1 é (não) estacionária e, por conseguinte, (não) apresenta reversão à média. Na presente aplicação, consideraram-se tanto uma constante quanto uma tendência nos modelos estimados nesses testes.

Quanto ao teste ADF, o AIC definiu a inserção de 1 defasagem no modelo, levando em conta um máximo de 13 defasagens permitidas. O modelo estimado nesse teste é apresentado na Tabela A.4.5 disposta no Apêndice. Nele, o coeficiente da tendência foi significativo ao nível de 1% de significância, o que corrobora a consideração desse termo. O resultado do teste ADF é apresentado na Tabela 4.4.

Tabela 4.4 – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Estatística do Teste	Valor	Significância	Valor Crítico	Valor p
Estatística t	-4,0410	10%	-3,1432	0,0093
		5%	-3,4380	
		1%	-4,0161	

Nota. Hipótese nula (H_0): A variável apresenta raiz unitária. Os valores críticos foram providos por Mackinnon (1996). Fonte: Elaboração própria.

Quanto ao teste KPSS, o modelo estimado é apresentado na Tabela A.4.6 disposta no Apêndice. O coeficiente da tendência também foi significativo ao nível de 1% de significância, motivando, novamente, a consideração desse termo no modelo. O resultado para o teste KPSS é apresentado na Tabela 4.5.

Tabela 4.5 – Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Estatística do Teste	Valor	Significância	Valor Crítico
Estatística LM	0,0517	10%	0,1190
		5%	0,1460
		1%	0,2160

Nota. Hipótese nula (H_0): A variável é estacionária. Os valores críticos foram providos por Kwiatkowski et al. (1992). Fonte: Elaboração própria.

Conforme a Tabela 4.4, o teste ADF, aplicado sobre a série temporal do P/E1, rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária ao nível de 1% de significância. Como um resultado equivalente, conforme a Tabela 4.5, o teste KPSS não rejeitou a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1% de significância. Depreende-se que a série do P/E1 é estacionária, desde que considerada uma tendência determinística. Portanto, esse indicador não segue um passeio aleatório, mas apresenta reversão à média — ainda que se movimente em torno da tendência. Esse comportamento implica algum nível de previsibilidade do comportamento futuro do mercado e, portanto, contraria a Hipótese dos Mercados Eficientes.

Como uma maneira de avaliar a robustez dos resultados encontrados por meio dos testes de raiz unitária convencionais, também foi aplicado sobre o P/E1 um teste de raiz unitária proposto por Lee e Strazicich (2003), o qual lida com até duas quebras estruturais. Esse teste foi especificado com constante e tendência, bem como com duas variáveis de quebras estruturais tanto para a constante quanto para a tendência. Foram selecionadas 10 defasagens, perante um número máximo de 12 defasagens. Enquanto a Tabela 4.6, a seguir, apresenta os resultados do teste de raiz unitária de Lee e Strazicich (2003), a Tabela A.4.4, no Apêndice, apresenta o modelo estimado nesse teste.

Tabela 4.6 – Teste de Raiz Unitária Lee-Strazicich

Estatística do Teste	Valor	Significância	Valor Crítico	Quebras
Estatística τ mínima	-6,1570	10%	-5,1612	03/2016
		5%	-5,4377	08/2016
		1%	-5,9702	

Nota. A H_0 do teste consiste em a série apresentar raiz unitária com quebras e a H_1 do teste consiste em a série ser estacionária em tendência com quebras. Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 4.6, o valor da estatística do teste é superior ao valor crítico ao nível de 1% de significância. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de que a série apresenta raiz unitária com quebras, em favor da hipótese alternativa de que a série é estacionária em tendência com quebras. Isso corrobora os resultados encontrados por meio dos testes de raiz unitária convencionais, que já evidenciavam que a série do P/E1 é estacionária em tendência.

O teste de raiz unitária de Lee e Strazicich (2003) sugeriu duas quebras estruturais na série temporal do P/E1, uma delas ocorrida em março de 2016 e outra ocorrida em agosto de 2016 [Veja o Gráfico 4.3.]. Investigando possíveis causas dessas quebras, constatou-se que a primeira delas coincide com o agravamento de uma crise política, em virtude da abertura do processo de cassação do mandato da então presidente do Brasil, e a segunda delas coincide com o consequente *impeachment*. O julgamento desse processo foi acompanhado por uma forte reação positiva do mercado de ações. Ademais, um aumento dos preços de *commodities* também pode ter contribuído para a valorização de ações que tinham grandes participações na carteira teórica do Ibovespa — na qual se baseiam os índices construídos neste estudo. O Ibovespa fechou março de 2016 acumulando cerca de 17% de aumento em sua pontuação.

Logo que ocorreu a primeira quebra evidenciada na série temporal do P/E1, enquanto o I_{LPA} seguia uma trajetória de queda, o I_P tendeu a aumentar. Nesse sentido, houve um rompimento dos preços das ações com seus fundamentos. Quando ocorrem rompimentos de tamanha magnitude, transações realizadas com embasamento em uma provável reversão à média do P/E1 podem ser oportunas. Por exemplo, suponha que correções drásticas em um P/E devam advir de variações nos preços (CAMPBELL; SHILLER, 1998) e que a referida euforia por motivos políticos fosse passageira, o que implicaria o P/E1 realizar reversão à média em breve — como efetivamente ocorreu. Para um investidor que já detivesse uma carteira ampla de ativos, seria proveitoso operar vendido

enquanto o mercado estivesse muito sobrevalorizado, voltando a comprar os ativos após a queda esperada. Isso ilustra uma das possíveis aplicações práticas da análise da série temporal de um P/E de mercado em estratégias de investimento.

Uma argumentação da corrente teórica que defende que os mercados são eficientes é a de que seria difícil lucrar muito vendendo na alta e comprando na baixa porque o *smart money* — investidores institucionais que, em tese, seriam dotados de maior conhecimento — operaria de maneira a eliminar os erros de precificação das ações. Quando as ações estivessem sobrevalorizadas, o *smart money* as venderia, conduzindo os preços para baixo. Por outro lado, quando as ações estivessem subvalorizadas, o *smart money* as compraria, conduzindo os preços para cima (SHILLER, 2003, 2005). Entretanto, quando o *smart money* dependesse de uma venda a descoberto para transacionar as ações, ele poderia deparar-se com uma restrição que consiste em um alto valor de aluguel dos ativos que estão em falta no mercado (SHILLER, 2003). Além disso, parece contraditório que essa mesma corrente teórica argumente que não é possível que investidores com maior conhecimento desempenhem melhor do que os outros e que não é possível prever quaisquer mudanças nos preços das ações (SHILLER, 2005). A reversão à média do P/E1, constatada neste estudo, provê certa previsibilidade do mercado e, portanto, deve permitir lucrar em estratégias de investimentos baseadas nesse múltiplo. Ainda assim, em termos práticos, há uma dificuldade que diz respeito a prever o momento exato em que os erros de precificação serão corrigidos.

O teste de raiz unitária de Lee e Strazicichi (2003) assume somente duas quebras estruturais na série temporal. Ainda que possa haver um número maior de quebras estruturais na série do P/E1, tais quebras devem influenciar na perda de poder de rejeição da hipótese de raiz unitária nos testes (PERRON, 1989; LEE; STAZICICH, 2003). Nesse sentido, é esperado que a consideração de mais quebras estruturais em testes de raiz

unitária aplicados sobre o P/E1 venha a gerar resultados que corroborem a estacionariedade desse indicador, evidenciada no presente estudo.

Weigand e Irons (2006, 2008) aplicaram testes ADF sobre as séries temporais do P/E1 e do P/E10 que dizem respeito ao S&P 500, as quais foram referentes ao período de 1960 a 2004. Esses autores encontram que tais séries foram não-estacionárias nesse período, mesmo quando considerada uma tendência determinística nos modelos dos testes de raiz unitária. Em sentido oposto, no presente estudo, encontrou-se que o P/E1 baseado no Ibovespa é estacionário, ainda que se movimente em torno de uma tendência, o que, de certo modo, corrobora o argumento de Campbell & Shiller (1998) de que P/Es apresentam reversão à média. Cabe destacar que esse resultado se refere a um P/E1 de um mercado emergente, considerando um período mais recente — 2004 a 2018. Portanto, trata-se de um contexto ímpar.

A existência de uma tendência crescente na série temporal do P/E1 baseado no Ibovespa pode estar associada a uma maior disseminação da cultura de investimento em ações de empresas brasileiras, a qual vem em conjunto com o crescimento do volume de operações no mercado do Brasil. Shiller (1984) argumentam que essas dinâmicas sociais apresentam influência significativa sobre os movimentos dos preços das ações. Ademais, é conhecida a relação positiva entre o volume de operações e os preços nos mercados de ações (SAATCIOGLU; STARKS, 1998; GÜNDÜZ; HATEMI-J, 2005).

4.4 Conclusão

Nesta seção, evidenciou-se a existência de cointegração entre o índice de preços de ações e o índice de lucros por ação, em linha com a perspectiva de Campbell e Shiller (1998), no que diz respeito aos preços manterem uma relação de equilíbrio de longo prazo com os lucros. Além disso, encontrou-se que a série histórica de um P/E baseado no Ibovespa

é estacionária — ainda que em tendência — e que, portanto, esse múltiplo apresenta reversão à média. Isso implica algum nível de previsibilidade, contrariando a Hipótese dos Mercados Eficientes. Esses resultados provêm embasamento para a utilização do P/E analisado em possíveis estratégias de investimento que levam em conta o comportamento de reversão à média do múltiplo. Desse modo, esta seção provê tanto uma contribuição teórica quanto uma contribuição prática.

Apêndice

Este apêndice traz os resultados dos testes de raiz unitária aplicados sobre as variáveis I_P e I_{LPA} , o resultado de um teste de cointegração de Johansen (1988, 1991) aplicado com essas variáveis, bem como os modelos estimados nos testes de raiz unitária aplicados sobre o P/E1.

Tabela A.4.1 – Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Variável	Especificação	Defasagens	Estatística t	Significância	Valor Crítico	$I(d)$
I_P	Constante	1	-1,8448	1%	-3,4712	$I(1)$
				5%	-2,8794	$I(1)$
				10%	-2,5764	$I(1)$
I_P	Constante e tendência	8	-3,5086	1%	-4,0187	$I(1)$
				5%	-3,4393	$I(0)$
				10%	-3,1440	$I(0)$
I_{LPA}	Constante	7	-1,9389	1%	-3,4728	$I(1)$
				5%	-2,8801	$I(1)$
				10%	-2,5767	$I(1)$
I_{LPA}	Constante e tendência	7	-1,3531	1%	-4,0183	$I(1)$
				5%	-3,4391	$I(1)$
				10%	-3,1439	$I(1)$

Nota. Hipótese nula (H_0): A variável apresenta raiz unitária. As defasagens foram estabelecidas automaticamente conforme o AIC. Os valores críticos foram providos por Mackinnon (1996). $I(d)$ denota a ordem de integração das variáveis. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.4.2 – Testes de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Variável	Especificação	<i>Bandwidth</i>	Estatística LM	Significância	Valor Crítico	$I(d)$
I_P	Constante	10	0,8609	1%	0,7390	$I(1)$
				5%	0,4630	$I(1)$
				10%	0,3470	$I(1)$
I_P	Constante e tendência	10	0,1340	1%	0,2160	$I(0)$
				5%	0,1460	$I(0)$
				10%	0,1190	$I(1)$
I_{LPA}	Constante	10	1,3745	1%	0,7390	$I(1)$
				5%	0,4630	$I(1)$
				10%	0,3470	$I(1)$
I_{LPA}	Constante e tendência	10	0,3245	1%	0,2160	$I(1)$
				5%	0,1460	$I(1)$
				10%	0,1190	$I(1)$

Nota. Hipótese nula (H_0): A variável é estacionária. A seleção automática de *bandwidth* adotada foi Newey-West usando Bartlett *kernel*. Os valores críticos foram providos por Kwiatkowski et al. (1992). $I(d)$ denota a ordem de integração das variáveis. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.4.3 – Testes de Raiz Unitária Phillips-Perron

Variável	Especificação	Bandwidth	Estatística LM	Significância	Valor Crítico	I(d)
I _P	Constante	5	-2,1459	1%	-3,4709	I(1)
				5%	-2,8793	I(1)
				10%	-2,5763	I(1)
I _P	Constante e tendência	5	-2,5789	1%	-4,0157	I(1)
				5%	-3,4378	I(1)
				10%	-3,1431	I(1)
I _{LPA}	Constante	1	-2,8952	1%	-3,4709	I(1)
				5%	-2,8793	I(0)
				10%	-2,5763	I(0)
I _{LPA}	Constante e tendência	1	-1,8071	1%	-4,0157	I(1)
				5%	-3,4378	I(1)
				10%	-3,1431	I(1)

Nota. Hipótese nula (H_0): A variável apresenta raiz unitária. A seleção automática de *bandwidth* adotada foi Newey-West usando Bartlett *kernel*. Os valores críticos foram providos por Mackinnon (1996). $I(d)$ denota a ordem de integração das variáveis. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.4.4 – Teste de Cointegração de Johansen

Hipótese de Cointegração	Autovalor	Estat. do Traço	Valor crítico 1%	Valor p
Nenhuma*	0,1274	25,5446	19,9371	0,0011
Ao menos 1	0,0335	5,1105	6,6349	0,0238

Nota. O teste foi especificado considerando intercepto no modelo de correção de erros vetorial (VECM) e no modelo autorregressivo vetorial (VAR). O intervalo de defasagens estabelecido foi de 1 a 12. Os valores críticos do teste são referentes ao nível de 1% de significância e os valores p foram providos por MacKinnon, Haug e Michelis (1999). O asterisco (*) denota a rejeição da hipótese de ausência de cointegração ao nível de 1% de significância. A estatística do traço sugeriu que existe uma equação de cointegração ao nível de 1% de significância. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.4.5 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p
Constante	0,5085	0,1708	2,9776	0,0034
Tendência	0,0126	0,0036	3,4815	0,0006
$P/E1_{t-1}$	-0,1312	0,0325	-4,0410	0,0001
$\Delta P/E1_{t-1}$	0,4087	0,0734	5,5654	0,0000
Sumário Estatístico				
R^2	0,2002			
R^2 ajustado	0,1849			
Estatística F	13,1004			
Valor p (estatística F)	0,0000			

Nota. A variável dependente é $P/E1$ diferenciada ($\Delta P/E1$). O método de estimação é Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.4.6 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p
Constante	3,2259	0,3442	9,3731	0,0000
Tendência	0,1008	0,0037	27,4386	0,0000
Sumário Estatístico				
R ²	0,8238			
R ² ajustado	0,8227			
Estatística F	752,8773			
Valor p (estatística F)	0,0000			

Nota. A variável dependente é P/EI. O método de estimação é Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).
 Fonte: Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.4.7 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Lee-Strazicich

Variáveis	Coefficientes	Estatística t
P/EI _{t-1}	-0,3171	-6,1570
Constante	0,0479	0,6667
D ₁	0,6828	0,7320
D ₂	3,5770	4,0926
DT ₁	1,3013	3,1639
DT ₂	-2,9012	-6,0793

Nota. A variável dependente é Δy_t . O modelo estimado é conhecido como do tipo CC. Fonte: Elaboração própria.

5 UMA ANÁLISE DOS MOMENTOS DE SUBVALORIZAÇÃO E DE SOBREVALORIZAÇÃO NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

5.1 Introdução

Os índices preço-lucro (P/Es) de mercado foram extensivamente abordados em momentos nos quais afirmava-se que o mercado de ações americano se encontrava sobrevalorizado, como durante a *bolha das empresas ponto-com* (SHILLER, 2005) ou, mais recentemente, no período que precedeu a Crise do *Subprime*. Especialmente, quando esse tipo de indicador se encontra notavelmente alto, analistas costumam utilizá-lo para sustentar o argumento de que o mercado de ações se encontra sobrevalorizado. Por outro lado, também pode-se afirmar que o mercado se encontra subvalorizado quando os P/Es são historicamente baixos, o que ocorre, especialmente, em momentos de crise. Todavia, a literatura atentou-se mais aos momentos nos quais os P/Es eram extremamente altos.

Bolhas especulativas, crises e outros eventos implicam quebras estruturais nas séries temporais dos P/Es (SHILLER, 2005). Apesar disso, esses múltiplos de mercado devem apresentar reversão à média, de modo que a relação entre os preços das ações e os lucros das empresas não seja rompida continuamente (CAMPBELL; SHILLER, 1998). Tendo em vista a existência de um número razoável de quebras estruturais nas séries dos P/Es, é interessante avaliar se elas apresentam natureza não linear e se, ainda assim, apresentam reversão à média. Becker, Lee e Gup (2012) e Moghaddam e Li (2017) avaliaram a reversão à média do P/E10 do mercado de ações americano por meio de um teste de raiz unitária não linear, proposto por Enders e Lee (2011, 2012), o qual assume múltiplas quebras estruturais modeladas por meio de uma função Fourier.

Outra questão interessante consiste na identificação de momentos nos quais os mercados de ações se encontram subvalorizados ou sobrevalorizados com base em múltiplos de mercado. Porém, até então são raros estudos que se dediquem a isso. Taboga (2011) analisou a probabilidade de os mercados da Zona do Euro estarem subvalorizados ou sobrevalorizados com base em um *earnings yield* (E/P) baseado no MSCI EMU Index. O autor adaptou o E/P ao considerar um divisor que consistia no componente permanente dos lucros agregados. Esse componente permanente foi extraído da série de lucros agregados por meio de um filtro Hodrick-Prescott. Taboga (2011) definiu que os mercados estariam sobrevalorizados ou subvalorizados quando o E/P estivesse 30% acima ou abaixo do valor médio que deveria assumir conforme as informações passadas de preços e lucros. Então, mediante um filtro de Kalman, o autor estimou as probabilidades de o E/P estar acima ou abaixo dos referidos níveis e, com isso, identificou alguns períodos de subvalorização e de sobrevalorização nos mercados europeus.

Contudo, Taboga (2011) sugeriu que estudos futuros poderiam adotar modelos Markov Switching para identificar momentos de subvalorização e momentos de sobrevalorização em mercados de ações. A principal diferença entre o filtro de Kalman usado por esse autor e os modelos Markov Switching consiste em o primeiro método ser baseado em uma abordagem que trata de estados — regimes — não observados contínuos, enquanto o segundo método lida com estados não observados discretos (MERGNER, 2009). Até então, não foram encontrados estudos que se dedicassem a datar os momentos de sobrevalorização ou subvalorização do mercado de ações com base na série temporal de um índice P/E, mediante o emprego de modelos Markov Switching.

Seguindo a sugestão de Taboga (2011), neste estudo, utilizou-se de um modelo Markov Switching para identificar os períodos de subvalorização e sobrevalorização no mercado de ações brasileiro. Foi assumido que o P/E1 baseado no Ibovespa se movesse em torno

de dois distintos componentes determinísticos, sendo aquele de valor mais baixo associado ao regime de mercado subvalorizado e aquele de valor mais alto associado ao regime de mercado sobrevalorizado. Com isso, mediante um modelo Markov Switching, estimaram-se as probabilidades de o P/E1 assumir cada um dos componentes determinísticos e, portanto, se encontrar sobre os regimes correspondentes, em um determinado instante do tempo. Com base nas probabilidades estimadas, foi realizada a datação (*date-stamping*) dos momentos de subvalorização e sobrevalorização do mercado de ações brasileiro.

A Seção 5 deste estudo dedica-se a analisar a estacionariedade e a não-linearidade do P/E1 baseado no Ibovespa, bem como identificar momentos de subvalorização e de sobrevalorização no mercado de ações brasileiro, adotando, para isso, modelos econométricos não lineares. O período analisado na Seção 5 consistiu naquele da série histórica mensal do P/E1 do mercado brasileiro, que vai de dezembro de 2004 a junho de 2018.

5.2 Métodos

Esta seção apresenta o teste de raiz unitária sugerido por Ender e Lee (2011, 2012), empregado na avaliação da reversão à média do P/E1, bem como um modelo Markov Switching, estimado no intuito de identificar momentos de subvalorização e de sobrevalorização no mercado de ações brasileiro.

5.2.1 Teste de Raiz Unitária Enders-Lee

Para lidar com as várias quebras estruturais na série do P/E1, adotou-se o teste de raiz unitária com mudanças estruturais sugerido por Enders e Lee (2011, 2012), que utiliza uma função Fourier como aproximação não linear do termo determinístico da série

temporal. Esse teste permite um número indeterminado de quebras estruturais com formas funcionais não-lineares desconhecidas, as quais são modeladas por meio de uma combinação de funções trigonométricas. Para compreender o referido teste, considere uma função já especificada com o $P/E1$, a qual é semelhante àquela de um teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), exceto pelo seu termo determinístico:

$$\Delta P/E1_t = d_t + \rho P/E1_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta P/E1_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

em que ε_t consiste em um distúrbio estacionário com variância σ_ε^2 e d_t consiste no termo determinístico em função do tempo. Como uma aproximação da forma funcional não conhecida de d_t considere a seguinte expansão Fourier:

$$d_t = c_0 + c_1 t + \sum_{k=1}^n \alpha_k \text{sen}(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^n \beta_k \text{cos}(2\pi kt/T), \quad (5.2)$$

em que c_0 consiste em uma constante, $c_1 t$ consiste em uma tendência; *sen* representa uma função seno, *cos* representa uma função cosseno, n representa o número de frequências contidas na aproximação — devendo $n \leq T/2$ —, k representa uma frequência particular e T representa o número de observações.

A hipótese nula de raiz unitária na série temporal é testada avaliando se $\rho = 0$, contra a hipótese alternativa de $\rho < 0$. Os valores críticos para testar essa hipótese dependem somente de k e T . Eles foram providos em Enders e Lee (2012). Na especificação do modelo do teste, deve-se definir a frequência k que conduza ao melhor ajuste. Também devem ser adicionados termos em primeira diferença defasados, no caso, $\Delta P/E1_{t-i}$, até que a autocorrelação seja removida. A autocorrelação pode ser avaliada por meio do teste LM Breusch-Godfrey convencional.

Se, na Equação 5.2, $\alpha_1 = \beta_1 = \dots = \alpha_n = \beta_n = 0$, o processo gerador de dados é linear. Portanto, os testes de raiz unitária convencionais são apropriados, ao invés daquele que considera uma expansão Fourier. Isso pode ser avaliado por meio de um teste F que avalia a restrição em questão. No entanto, se houver uma quebra ou uma tendência não linear, ao menos uma frequência Fourier deve constar no processo gerador de dados.

5.2.2 Modelo Markov Switching

Modelos Markov Switching foram disseminados na literatura econômica, principalmente, por Hamilton (1989, 1990, 1994). Em Finanças, essa classe de modelos foi utilizada para modelar os retornos dos índices de preços de ações (e.g. DRIFFILL; SOLA, 1998; BROOKS; KATSARIS, 2005; BALCOMBE; FRASER, 2017), identificar bolhas especulativas (e.g. ÇEVİK; KORKMAZ; ATUKEREN, 2011; CHKILI; NGUYEN, 2014; JIANG; FANG, 2015; BAHRAMI; SHAMSUDDIN; UYLANGCO, 2019) ou modelar a volatilidade no mercado de ações (e.g. DUEKER, 1997; RAMCHAND; SUSMEL, 1998; LI; LIN, 2003; WANG; THEOBALD, 2008; WALID; CHAKER; MASOOD; FRY, 2011), entre outras possíveis aplicações. Há, inclusive, alguns artigos recentes que trazem modelos Markov Switching aplicados no contexto do mercado de ações brasileiro (MARTIN; KAYO; KIMURA; NAKAMURA, 2004; MACHADO; GARTNER; MACHADO, 2017; MENDES; MOURA; CALDEIRA, 2018).

Neste estudo, um modelo Markov Switching foi adotado como abordagem metodológica para a datação dos momentos de sobrevalorização e de subvalorização do mercado de ações, considerando o índice P/E1 baseado no Ibovespa. Para compreender esse modelo Markov Switching, considere que dois distintos componentes determinísticos do P/E1 sejam assumidos alternar conforme uma variável discreta não observável, s , que denota o regime de mercado sobrevalorizado, s_1 , quando $s = 1$, e o regime de mercado

subvalorizado, s_2 , quando $s = 2$. Modelos Markov Switching são sistemas de modelos específicos para cada um dos regimes. Nesses modelos, consideraram-se como variáveis independentes uma constante, α_s , que depende do regime s em que o P/E1 se encontra e uma tendência, ξt , que não depende de s , conforme a seguinte especificação:

$$P/E1_t = \begin{cases} \alpha_{1_t} + \xi t + \varepsilon_t, & \text{se } s = 1 \\ \alpha_{2_t} + \xi t + \varepsilon_t, & \text{se } s = 2 \end{cases}, \quad (5.3)$$

em que o componente determinístico representado por $\alpha_{1_t} + \xi t$ difere do componente determinístico representado por $\alpha_{2_t} + \xi t$. Além disso, os erros, ε , são assumidos como normalmente distribuídos. Esse modelo difere daquele univariado adotado por Chauvet (2002), no contexto da análise dos ciclos econômicos brasileiros, por incorporar, ainda, um termo de tendência. Mais adiante, na seção de análise, fica evidente como essa tendência é importante para o ajuste das probabilidades dos regimes.

Cabe enfatizar que, em virtude de α_s depender de s , esse termo distingue os dois componentes determinísticos, assim como os modelos referentes a cada regime. Em consequência disso, é possível estimar as probabilidades de o P/E1 se encontrar sobre o regime de mercado sobrevalorizado, s_1 , e sobre o regime de mercado subvalorizado, s_2 .

A suposição de um processo de Markov de primeira ordem requer que a probabilidade de estar em um dos regimes no período t dependa do estado imediatamente anterior, no período $t - 1$:

$$\begin{aligned} P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) &= p_{1|1} \\ P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) &= p_{1|2} \\ P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) &= p_{2|2} \\ P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) &= p_{2|1} \end{aligned} \quad (5.4)$$

A título de exemplo, $p_{1|2}$ consiste na probabilidade de passar do regime de mercado sobrevalorizado, s_1 , no período $t - 1$, para o regime de mercado subvalorizado, s_2 , no período t . Tipicamente, as probabilidades de mudança de regime, assumidas invariantes no tempo, são apresentadas como uma matriz de transição:

$$P = \begin{bmatrix} p_{1|1} & p_{1|2} \\ p_{2|1} & p_{2|2} \end{bmatrix} \quad (5.5)$$

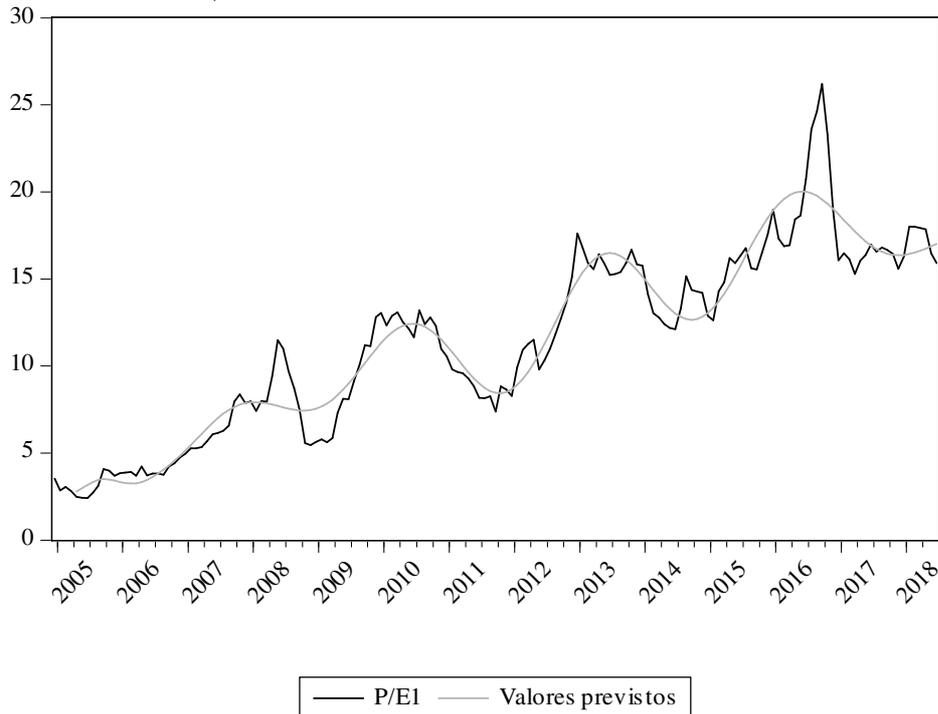
As probabilidades de transição de um modelo Markov Switching são parametrizadas em termos de um modelo Logit multinomial. Em suma, para se chegar às probabilidades, utiliza-se do procedimento de *filtragem*; e, para melhorar tais estimativas, utiliza-se do procedimento de *suavização*. Neste estudo, a filtragem segue a abordagem padrão de Hamilton (1989), e a suavização é realizada conforme o algoritmo de Kim (1994). Modelos Markov Switching são estimados por Máxima Verossimilhança.

5.3 Resultados

5.3.1 Estacionariedade e Não-linearidade

O teste de raiz unitária sugerido por Enders e Lee (2011, 2012) pode detectar mudanças bruscas de nível, mas seu modelo melhor se ajusta aos dados quando as quebras são graduais. Esse parece ser o caso do comportamento do P/E1, como se pode observar pelo Gráfico 5.1. Além da série desse índice, o gráfico traz os valores previstos do modelo estimado no referido teste.

Gráfico 5.1 – Índice P/E1 e Valores Previstos no Teste de Raiz Unitária Enders-Lee



Fonte: Elaboração própria.

A curvatura da série prevista foi ajustada por meio de uma função Fourier com cinco frequências ($k = 5$), sendo elas correspondentes ao número de ondulações ou ciclos na série do valor previsto. A estimação do modelo com $k = 5$ retornou uma menor soma dos quadrados do resíduo, assim como um menor Critério de Informação de Akaike (AIC), sugerindo um melhor ajuste, em comparação com modelos estimados com k menores.¹⁰ Dividindo-se o número de observações T da série temporal do P/E1 pelas 5 frequências k utilizadas no ajuste do modelo, observa-se que o ciclo médio desse indicador dura um pouco menos que 3 anos — 32,6 meses. A Tabela 5.1 apresenta o modelo estimado no teste de raiz unitária de Enders e Lee (2012) aplicado sobre o P/E1. Ele apresenta um ajuste razoável, tendo em vista seu coeficiente de determinação (R^2) e que a maioria dos coeficientes foram significativos. Três defasagens do índice P/E1 em primeira diferença ($\Delta P/E1$) foram adotadas no intuito de eliminar a autocorrelação.

¹⁰ O número máximo de frequências considerado na escolha do melhor modelo foi $k = 5$, considerando que Enders e Lee (2012) não proveram valores críticos para o teste de raiz unitária especificado com frequências maiores.

Tabela 5.1 – Modelo Estimado no Teste de Raiz Unitária Enders-Lee

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
Constante	1,8760***	0,3449	5,4389
Tendência	0,0383***	0,0083	4,6148
sen(2 π 1t/163)	-0,3273	0,2090	-1,5658
cos(2 π 1t/163)	-0,2018***	0,0725	-2,7824
sen(2 π 2t/163)	-0,3484***	0,1259	-2,7668
cos(2 π 2t/163)	-0,3205***	0,1034	-3,1003
sen(2 π 3t/163)	-0,1923**	0,0920	-2,0914
cos(2 π 3t/163)	-0,0270	0,0941	-0,2870
sen(2 π 4t/163)	0,0274	0,0954	0,2876
cos(2 π 4t/163)	-0,5867***	0,1400	-4,1912
sen(2 π 5t/163)	0,3494**	0,1708	2,0455
cos(2 π 5t/163)	0,5087***	0,1020	4,9849
P/E1 _{t-1}	-0,4392***	0,0674	-6,5189
Δ P/E1 _{t-1}	0,4688***	0,0942	4,9785
Δ P/E1 _{t-2}	0,1434	0,0919	1,5596
Δ P/E1 _{t-3}	0,1672**	0,0815	2,0506
Sumário Estatístico			
R ²			0,3802
R ² ajustado			0,3152
Soma dos quadrados dos resíduos			93,2525
Critério de Informação de Akaike			2,5055
Estatística F			5,8475
Estatística F – valor p			0,0000
Teste LM de Autocorrelação Breusch-Godfrey $\chi^2(1)$			0,2964
Teste LM de Autocorrelação Breusch-Godfrey – valor p			0,5861
Teste de Heterocedasticidade LM ARCH – $\chi^2(1)$			3,1260
Teste de Heterocedasticidade LM ARCH – valor p			0,0771
Teste de Linearidade F(10, 134)			5,1820
Teste de Linearidade F(valor p)			0,0000

Nota. A variável dependente é Δ P/E1. O método de estimação e Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Adotaram-se estimadores HAC. ***, ** e * denotam que os coeficientes foram significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. O número de observações ajustado é 159. O período considerado foi de abril de 2005 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Quanto aos testes estatísticos, a estatística F convencional rejeitou a hipótese nula de que as variáveis independentes não contribuem para o modelo; o teste de autocorrelação LM Breusch-Godfrey não rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação; o teste LM ARCH não rejeitou a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) de primeira ordem nos resíduos. Cabe informar, ainda, que os estimadores adotados são consistentes com autocorrelação e heterocedasticidade (HAC). Além disso, o teste F de linearidade, que impõe como restrição os coeficientes dos termos

da função Fourier serem iguais a zero, rejeitou a hipótese nula de que esses termos não contribuem para o modelo. Vale ressaltar que os coeficientes da maioria das funções seno (*sen*) e cosseno (*cos*) que compõem a expansão Fourier foram significativos.

O teste de raiz unitária de Enders e Lee (2012) é resumido na Tabela 5.2. A hipótese nula de raiz unitária é testada comparando-se o valor da estatística t referente ao coeficiente do $P/E1_{t-1}$ com valores críticos. Rejeita-se a hipótese nula quando a estatística t é superior ao valor crítico — ambos em módulo — referente a um determinado nível de significância.

Tabela 5.2 – Teste de Raiz Unitária Enders-Lee

Estatística do Teste	Valor	Significância	Valor Crítico (T = 100)	Valor Crítico (T = 200)
Estatística t	-6,52	10%	-3,22	-3,24
		5%	-3,56	-3,56
		1%	-4,20	-4,18

Nota. Hipótese nula (H_0): A variável apresenta raiz unitária. Os valores críticos, referentes a $k = 5$, foram providos por Enders e Lee (2012). Fonte: Elaboração própria.

O valor crítico para uma amostra de 100 observações ao nível de 1% de significância é $|4,20|$, enquanto para uma amostra de 200 observações esse valor é $|4,18|$. No presente estudo, têm-se uma amostra de 163 observações e uma estatística t igual a $|6,52|$. Portanto, a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada independentemente de ser considerado ou o valor crítico para 100 observações ou aquele para 200 observações. Nesse sentido, conclui-se que a série do $P/E1$ é estacionária em tendência.

O resultado encontrado neste estudo para o comportamento do $P/E1$ do mercado brasileiro é semelhante àqueles encontrados por Becker, Lee e Gup (2012) e Moghaddam e Li (2017) para o $P/E10$ do mercado americano. Esses autores também aplicaram o teste de raiz unitária com aproximação Fourier de Enders e Lee (2012) e encontraram que a série do índice em questão é estacionária e, portanto, apresenta reversão à média.

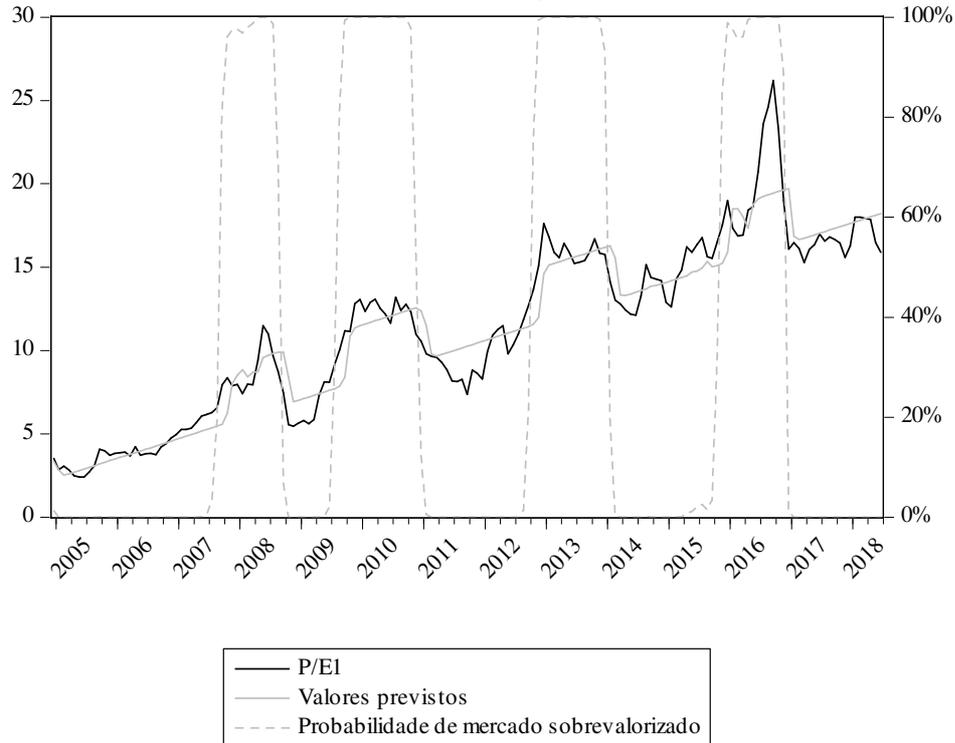
Conforme Moghaddam e Li (2017), testar se um P/E apresenta reversão à média equivale a testar a Hipótese dos Mercados Eficientes. Nesse sentido, o comportamento de reversão à média do P/E1, evidenciado por meio do teste de raiz unitária de Enders e Lee (2012), implica certo nível de previsibilidade do mercado de ações, o que contraria a Hipótese dos Mercados Eficientes.

5.3.2 Identificando Momentos de Subvalorização e Sobrevalorização do Mercado de Ações

Uma vez observado que a série temporal do P/E1 é estacionária e que o índice apresenta um comportamento cíclico, pode-se assumir que ele transite entre momentos de valores mais altos e momentos de valores mais baixos. Neste estudo, esses momentos são assumidos como dois distintos regimes: um de mercado subvalorizado e outro de mercado sobrevalorizado. Buscou-se datar tais momentos por meio da estimação de um modelo Markov Switching. O modelo estimado neste estudo permite acessar as probabilidades de o P/E1 assumir seus componentes determinísticos de maiores ou menores valores em determinado instante do tempo, o que provê evidência de que o índice se encontrava sobre um dos referidos regimes em tal instante.

O Gráfico 5.2 ilustra a série do P/E1, bem como os valores previstos e as probabilidades de transição suavizadas recuperados por meio do modelo Markov Switching estimado. Os valores previstos correspondem à trajetória sobre dois componentes determinísticos da série temporal do P/E1. A alternância entre esses dois componentes determinísticos se dá em função do valor do intercepto, α_s , que depende de uma variável discreta não observável, s , relacionada aos distintos regimes. As probabilidades suavizadas sugerem que houve quatro momentos de mercado de ações sobrevalorizado entre dezembro de 2004 e junho de 2018.

Gráfico 5.2 – Índice P/E1, Valores Previstos e Probabilidades do Modelo Markov Switching



Nota. O eixo da esquerda é referente aos valores do P/E1 e aos valores previstos, enquanto o eixo da direita é referente às probabilidades do regime $s = 1$, assumido como de mercado sobrevalorizado. Fonte: Elaboração própria.

É interessante destacar que o P/E1 do mercado de ações brasileiro apresenta uma série temporal estacionária em tendência. Portanto, a identificação de períodos de mercado subvalorizado ou sobrevalorizado deve levar em consideração essa tendência e não somente a média do múltiplo — como tipicamente é feito no caso do P/E10 do mercado americano, quando seus valores são comparados com a média histórica. A consideração da variável tendência no modelo Markov Switching estimado no presente estudo, equivale ao procedimento de extração da tendência dos dados do P/E1, em linha com o Teorema de Frisch-Waugh. Assim, as probabilidades recuperadas, que dizem respeito aos regimes, são como aquelas de uma série estacionária em nível. Por isso, valores maiores do P/E1 não necessariamente implicam um regime de mercado sobrevalorizado, como pode-se observar no Gráfico 5.2.

A Tabela 5.3 exibe os resultados do modelo Markov Switching estimado. Os coeficientes para distintas constantes α_1 e α_2 são significativos, assim como aqueles da tendência e da variância (σ) dos resíduos — assumidas ser invariantes em relação aos regimes. Os valores estimados dos componentes determinísticos dependem do regime e do momento no tempo. Os coeficientes dos dois distintos interceptos são interpretados como os valores iniciais da tendência em cada um dos dois regimes, e o coeficiente da tendência corresponde às variações nela a cada instante do tempo. Os parâmetros da matriz de transição também são significativos, sugerindo que o modelo, de fato, foi capaz de identificar dois distintos regimes para o P/E1.¹¹

Tabela 5.3 – Modelo Markov Switching Estimado

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística z
Constante Condicional ao Regime			
α_1	5,8950***	0,2847	20,7088
α_2	2,1680***	0,2201	9,8480
Termos Comuns			
Tendência	0,0982***	0,0028	35,5549
$\log(\sigma)$	0,2669**	0,1052	2,5375
Matriz de Parâmetros de Transição			
s_1	2,4525***	0,4057	6,0452
s_2	-3,2882***	0,4068	-8,0839
Probabilidades de Transição Constantes			
$p_{1 1}$			92,07%
$p_{1 2}$			7,93%
$p_{2 2}$			96,40%
$p_{2 1}$			3,60%
Durações Esperadas Constantes			
s_1			12,62
s_2			27,80
Sumário Estatístico			
Log Verossimilhança			-298,7134
Teste Shapiro-Wilk – estatística Z			1,4811
Teste Shapiro-Wilk – valor p			0,4768

Nota. A variável dependente é P/E1. O método de estimação é Máxima Verossimilhança. Foram adotados estimadores Huber-White, que são robustos à heterocedasticidade. ***, ** e * denotam que os coeficientes foram significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. O número de observações é 163. O período considerado foi de dezembro de 2004 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

¹¹ Inicialmente, considerou-se também a possibilidade de um terceiro regime no modelo. Mas, ele não apresentou parâmetros de transição significativos, corroborando que, de fato, o P/E1 transite somente entre dois regimes.

Seguindo Engel e Hamilton (1990) e Resende (1999), testou-se a hipótese nula de os coeficientes dos interceptos, referentes aos diferentes regimes, serem iguais, conforme a aplicação de um teste de Wald, que impunha uma restrição correspondente a essa referida igualdade. Esse teste de Wald retornou uma estatística $\chi^2(1)$ de valor 190,61 e um valor p próximo de zero (0,0000), permitindo rejeitar a referida hipótese nula. Esse resultado corrobora a existência de dois regimes distintos na série do P/E1.

As probabilidades de transição são altamente dependentes do regime em que o P/E1 se encontrava no instante imediatamente anterior ($t - 1$), uma vez que, quando o índice adentra em um regime, ele tende a se manter nele por algum tempo. Como se observa na Tabela 5.3, a probabilidade de o P/E1 manter-se no regime de mercado sobrevalorizado ($p_{1|1}$) é 92,7%; já a probabilidade de o P/E1 manter-se naquele de mercado subvalorizado ($p_{2|2}$) é de 96,4%. As probabilidades de mudança de regime são inversas às probabilidades de o P/E1 manter-se nos mesmos regimes que esse índice se encontrava em $t - 1$. A probabilidade de o P/E1 passar do regime de mercado sobrevalorizado para aquele de mercado subvalorizado ($p_{1|2}$) é 7,93% e a probabilidade de o índice passar do regime de mercado subvalorizado para o mercado sobrevalorizado ($p_{2|1}$) é 3,6%.

Ademais, o regime de mercado sobrevalorizado (s_1) apresenta uma duração esperada inferior àquela do regime de mercado subvalorizado (s_2). Enquanto o P/E permanece, em média, por cerca de 12 meses no regime de mercado sobrevalorizado, esse indicador permanece, em média, por cerca de 28 meses no regime de mercado subvalorizado. Nesse sentido, observa-se que os períodos de mercado sobrevalorizado são menos duradouros.

Por fim, cabe mencionar que o teste Shapiro-Wilk não rejeitou a hipótese nula de que os resíduos do modelo apresentam distribuição normal. Também é importante mencionar

que foram adotados estimadores Huber-White, que são robustos à heterocedasticidade. Como uma limitação, é natural que exista algum nível de autocorrelação nos resíduos de um modelo estimado com somente constante e tendência como variáveis independentes.¹² Contudo, a autocorrelação não descarta a eficácia desse modelo para o propósito de datação de regimes.¹³

Como mencionado, por meio das probabilidades suavizadas, é possível realizar a datação dos momentos de mercado sobrevalorizado e de mercado subvalorizado. Hamilton (1989) utilizou-se das probabilidades suavizadas para datar ciclos econômicos no contexto dos Estados Unidos, Chauvet (2002) utilizou-se delas para datar esses ciclos no Brasil, enquanto Resende (1999) utilizou-se delas para datar ondas de fusões e aquisições (M&A) no contexto do Reino Unido.

No presente estudo, assumiu-se que, quando as probabilidades de regime de mercado sobrevalorizado fossem superiores a 50%, o mercado encontrar-se-ia sobrevalorizado; do contrário, ele estaria subvalorizado. Os estados também foram datados desse modo em Hamilton (1989), Resende (1999) e Chauvet (2002). Cabe notar que essas probabilidades não permanecem em valores intermediários [Veja as probabilidades no Gráfico 5.2.]. Considerando o período que vai de dezembro de 2004 a junho de 2018, o estado do mercado em diferentes instantes é sumarizado na Tabela 5.4.

¹² A autocorrelação pode afetar os erros padrão e, por conseguinte, a significância dos coeficientes. Porém, é razoável presumir que uma série temporal que foi bem modelada utilizando de uma função Fourier seja uma boa candidata a ser modelada mediante um modelo Markov Switching, apresentando duas constantes distintas significativas. Além disso, é razoável presumir, ainda, que a tendência de uma série temporal que é estacionária em tendência seja também significativa no modelo estimado.

¹³ A consideração de variáveis defasadas ou termos autorregressivos corrigiria o problema de autocorrelação. Porém, modelos estimados com esses termos não foram eficazes para a datação dos regimes do P/E1, em virtude de não recuperarem parâmetros de transição significativos, o que indicava que eles não conseguiam distinguir entre os dois regimes.

Tabela 5.4 – Datação dos Momentos de Mercado Sobrevalorizado e Subvalorizado

Momentos	Duração	Regime	Estado do Mercado
dez./2004 a ago./2007	33	s_2	Subvalorizado
set./2007 a ago./2008	12	s_1	Sobrevalorizado
set./2008 a jul./2009	11	s_2	Subvalorizado
ago./2009 a nov./2010	16	s_1	Sobrevalorizado
dez./2010 a set./2012	22	s_2	Subvalorizado
out./2012 a dez./2013	15	s_1	Sobrevalorizado
jan./2014 a out./2015	22	s_2	Subvalorizado
nov./2015 a nov./2016	13	s_1	Sobrevalorizado
dez./2016 a jun./2018	19	s_2	Subvalorizado

Nota. A duração é dada em meses. Fonte: Elaboração própria.

Como se observa no Gráfico 5.2, foram identificados cinco momentos de subvalorização, intercalando com quatro momentos de sobrevalorização no mercado de ações brasileiro. O regime de mercado subvalorizado mais longo ocorreu de dezembro de 2004 a agosto de 2007, enquanto aquele mais curto ocorreu de setembro de 2008 a junho de 2009. Por outro lado, o regime de mercado sobrevalorizado mais longo ocorreu de agosto de 2009 a dezembro de 2010, enquanto aquele mais curto ocorreu de setembro de 2007 a agosto de 2008.

Alguns desses momentos coincidem com eventos fortes, tais como o impacto da Crise do *Subprime* e o processo político que culminou no *impeachment* da então presidente do Brasil, em 2016, o qual foi acompanhado por retornos altos do Ibovespa. Além disso, o comportamento das taxas de juros brasileiras tem um importante papel na determinação dos momentos de sobrevalorização e subvalorização no mercado. Como evidenciado mais adiante, na Seção 6 deste estudo, existe uma relação de longo prazo negativa entre os P/Es e as taxas de juros correspondentes aos retornos dos títulos públicos.

5.4 Conclusão

Na Seção 5 deste estudo, avaliou-se a estacionariedade do P/E1 baseado no Ibovespa por meio do teste de raiz unitária de Enders e Lee (2012), que modela a não linearidade da série temporal por meio de uma aproximação Fourier. O resultado desse teste sugeriu que o P/E1 apresenta série estacionária, movimentando-se em torno de uma tendência não linear no longo prazo. Uma vez que esse índice apresenta reversão à média, deve haver algum nível de previsibilidade do mercado de ações, o que contraria a Hipótese dos Mercados Eficientes.

Além disso, por meio de um modelo Markov Switching estimado utilizando do P/E1, identificaram-se períodos nos quais esse índice se encontrava sobre componentes determinísticos específicos, assumidos como referentes ao regime de mercado sobrevalorizado e ao regime de mercado subvalorizado. Evidenciou-se que o mercado esteve sobrevalorizado em quatro momentos entre o período que vai de dezembro de 2004 a junho de 2018.

O comportamento do P/E1 corrobora a adoção de estratégias de investimento embasadas nesse índice. A observação do momento do ciclo ou do regime em que se encontra o índice pode ser útil na formulação de estratégias de investimento de longo prazo, as quais devem ser estabelecidas a partir de transações com uma carteira ampla de ações, que replique a composição do Ibovespa — a mesma composição dos índices usados no cálculo do P/E1 — ou com base em transação de cotas de um *exchange-traded fund* (ETF). O teste dessas estratégias deve ser objeto de estudos futuros.

Considerando que a série temporal do P/E10 baseado no Ibovespa terá seu número de observações aumentado com o passar do tempo, estudos futuros poderão se dedicar a

identificar momentos de sobrevalorização e de subvalorização no mercado de ações brasileiro utilizando dela. Em virtude de a série desse múltiplo de mercado ser suavizada pela média retroativa de 10 anos do índice de lucros, tais estudos podem se empenhar em adotar modelos Markov Switching mais complexos do que aquele empregado no presente estudo. Além disso, são incentivados estudos que investiguem o papel de algumas variáveis macroeconômicas na determinação dos momentos de subvalorização e de sobrevalorização do mercado de ações brasileiro.

6 UMA ANÁLISE DAS RELAÇÕES ENTRE ÍNDICES PREÇO-LUCRO E OS RETORNOS DOS TÍTULOS PÚBLICOS

6.1 Introdução

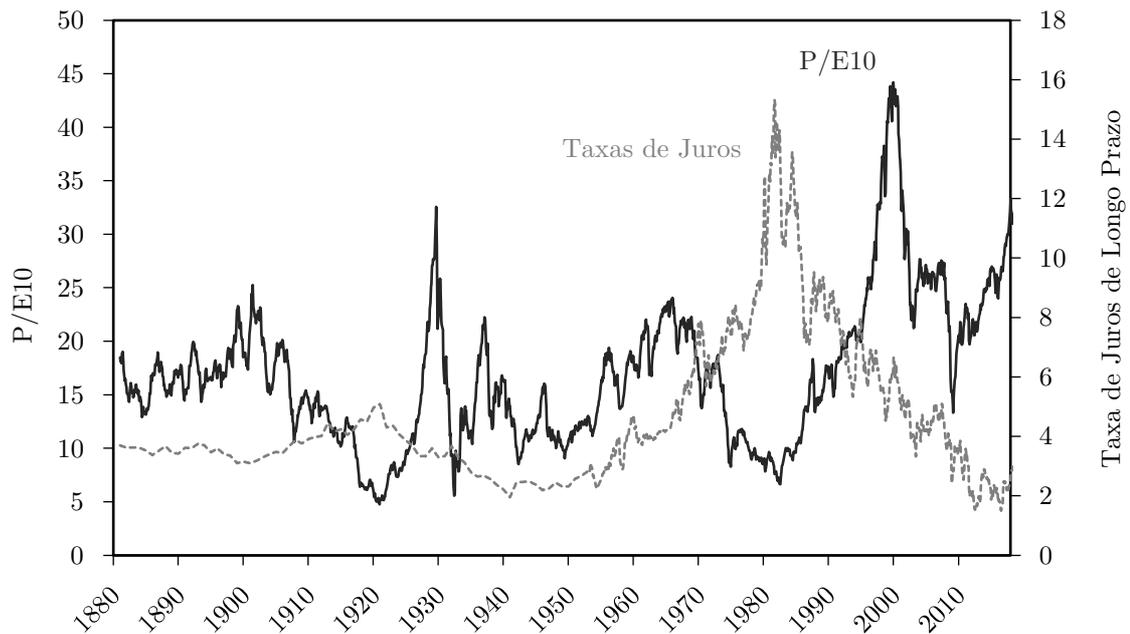
Segundo Shiller (2015), *taxas de juros* é um dos termos mais associados ao nível de preços do mercado de ações. Esse autor discute uma suposta relação negativa entre um índice P/E do mercado americano e as taxas de juros.¹⁴ Essa relação tem embasamento na ideia de que o investimento no mercado de títulos públicos é uma alternativa ao investimento no mercado de ações. Nesse sentido, na medida em que o Federal Reserve (Fed) reduzisse as taxas de juros e os *Treasury Bonds* — títulos do Tesouro dos Estados Unidos cujos retornos são atrelados às taxas de juros pós-fixadas — passassem a oferecer retornos menores, os investidores deixariam de aplicar no mercado de títulos para aplicar no mercado de ações. Logo, um aumento na procura por ações impactaria os preços desses ativos e, por conseguinte, a razão P/E. O inverso poderia ser dito quando o Fed aumentasse as taxas de juros. O fluxo de capitais entre o mercado de títulos e o mercado de ações levaria a um equilíbrio de longo prazo entre esses dois mercados.

A ideia de que as taxas de juros explicam o nível dos preços no mercado de ações foi amplamente aceita nos Estados Unidos no final da década de 1990, em virtude de, nessa época, ter ocorrido uma forte valorização dos ativos enquanto as taxas de juros estavam caindo. Nesse contexto, um relatório de política monetária do Fed alegadamente teria comentado a aparente relação negativa entre um índice P/E e as taxas de juros, fazendo com que tal relação ficasse conhecida como *Modelo Fed*. Outrossim, entre meados da década de 1960 e o início da década de 1980, as taxas de juros estavam subindo, enquanto

¹⁴ A discussão sobre a relação entre as taxas de juros e o índice P/E é tecida no Capítulo 2 da terceira edição de *Irrational Exuberance*, publicada em 2015, mas não está presente nas edições anteriores do livro.

o P/E do mercado americano estava caindo, o que fez com que a referida relação parecesse fazer sentido (SHILLER, 2015). O Gráfico 6.1. ilustra as séries temporais desses indicadores para os Estados Unidos no período de 1880 a 2018.

Gráfico 6.1 – Índice P/E10 e Taxa de Juros de Longo Prazo dos Treasury Bonds de 10 Anos nos Estados Unidos



Fonte: Adaptação própria a partir dos dados de Shiller (2005), disponíveis atualizados periodicamente em: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>.

Todavia, Shiller (2015) alega que a relação entre o P/E e as taxas de juros, a qual corresponde ao Modelo Fed, é fraca. O autor argumenta que, em outros períodos, a relação não se manifestou, o que pode ser observado no Gráfico 6.1. Ele destaca que, após a eclosão da Crise de 1929, assim como após o estouro da bolha especulativa das empresas ponto-com, em 2001, essa relação praticamente não existia. Nesses momentos, apesar de as taxas de juros terem sido baixas, elas não eram acompanhadas por altos preços das ações. Na perspectiva de Shiller (2015), “embora as taxas de juros devam ter algum efeito sobre o mercado, os preços das ações não mostram nenhuma relação simples ou consistente com as taxas de juros” (SHILLER, 2015, p. 12).¹⁵

¹⁵ Tradução do autor.

Asness (2003) analisou a relação entre o P/E do mercado americano e os retornos dos *Treasury Bonds*, ainda que se concentrasse mais na relação entre tais retornos e o *earnings yield* (E/P) — a razão inversa àquela do P/E.¹⁶ Esse autor discutiu o fato de esse modelo relacionar o E/P ou o P/E, ambos em valores reais, com taxas de juros nominais correspondentes aos retornos dos títulos. Segundo Asness (2003), isso causaria um efeito chamado *ilusão monetária*, o qual consiste no fato de as variações na taxa de inflação não serem levadas em consideração pelos investidores. Porém, Asness (2003) evidencia que, mesmo incorrendo nesse viés em suas análises, os investidores guiaram a trajetória do P/E como uma função da taxa de juros nominal. Quanto à ilusão monetária, Shiller (2015) reitera que, comumente, os indicadores de retornos no mercado de ações são apresentados, na mídia, em termos de valores nominais, e, portanto, as pessoas podem naturalmente acreditar que esses retornos nominais devam continuar no futuro.

Segundo Asness (2003), no mercado financeiro americano, entre 1965 e 2001, as taxas de juros foram baixas (altas), enquanto o E/P foi baixo (alto), ou, de forma análoga, enquanto o P/E foi alto (baixo). Ou seja, com base no comportamento do mercado financeiro, durante esse período, seria razoável definir o E/P ou o P/E como função das taxas de juros nominais. Contudo, Asness (2003) argumentou que, para a relação ser efetiva durante todo o período de 1926 a 2001, o modelo também teve que considerar o risco percebido — a volatilidade observada — pelos investidores no mercado de ações e no mercado de títulos.¹⁷ Quanto aos resultados de Asness (2003), estimando modelos de séries temporais por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), esse autor evidenciou que as variáveis do Modelo Fed foram altamente relacionadas entre 1965 e 2001, independentemente de o modelo incorporar variáveis de volatilidade no mercado de ações

¹⁶ Asness (2003) também analisou a capacidade de o Modelo Fed prever os retornos futuros das ações, relacionando esses retornos ao E/P e às taxas de juros dos *Treasury Bonds* em regressões. A evidência empírica provida por esse autor sugeriu que o Modelo Fed falha nesse quesito. Não se objetivou testar a referida capacidade preditiva no presente estudo.

¹⁷ Essa argumentação decorre de Asness (2000).

e no mercado de títulos. Contudo, a referida modificação, que diz respeito à consideração da volatilidade nos distintos mercados, foi fundamental para que a relação fosse efetiva quando considerado todo o período de 1926 a 2001. Asness (2003) concluiu que, apesar de sofrer de ilusão monetária, o investidor do mercado financeiro americano, de fato, seguia o Modelo Fed.

Estrada (2006) avaliou a relação entre o índice P/E e os retornos dos títulos públicos, em termos de taxas de juros, em mercados financeiros de vinte países desenvolvidos. Para isso, esse autor utilizou o teste de cointegração de Engle e Granger (1987), que se baseia em um teste de raiz unitária aplicado sobre o resíduo de uma regressão entre as variáveis de interesse. Os resultados indicaram que havia cointegração entre as variáveis em apenas dois dos países. Todavia, é importante destacar que Estrada (2006) não incluiu as variáveis de volatilidade nas equações do teste, ignorando a sugestão de Asness (2003), o que deve ter influenciado consideravelmente os resultados encontrados.¹⁸

A Seção 6 deste estudo buscou avaliar a relação entre os P/Es do mercado de ações brasileiro e os retornos dos títulos públicos. A análise dessa relação, que corresponde ao Modelo Fed, é importante para uma melhor compreensão da trajetória dos índices P/E1 e P/E10 baseados no Ibovespa, quando o mercado for avaliado com base nesses múltiplos. Não são conhecidos estudos que analisassem os efeitos de longo prazo das taxas de juros sobre os P/Es, independentemente do contexto. Neste estudo, a abordagem de análise de relações cointegradas de Pesaran, Shin e Smith (2001) foi empregada para avaliar as relações entre os índices P/E e os retornos dos títulos públicos. Essa abordagem parte da estimação de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), que

¹⁸ Os vinte países cujos mercados financeiros foram analisados em Estrada (2006) são: Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Irlanda, Japão, Itália, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos. Os países nos quais encontrou-se cointegração foram Irlanda e Nova Zelândia.

podem ser representados como Modelos de Correção de Erros (ECM) condicionais, permitindo, assim, estimar os efeitos de longo prazo da variável de retornos dos títulos públicos sobre os P/Es. Informações a respeito das relações de longo prazo são importantes, especialmente, para investidores que adotam estratégias de investimento de longo prazo, em contraste com aquelas dos efeitos transitórios que pouco devem interessá-los.

6.2 Métodos

Asness (2003) testou se o Modelo Fed era capaz de explicar o comportamento do mercado financeiro americano por meio da estimação de regressões de séries temporais por MQO. Esse autor regrediu a série do E/P e a série do P/E contra aquela de taxas de juros nominais (Y) — correspondentes aos retornos dos *Treasury Bonds* de vencimento em 10 anos — em modelos estáticos, isto é, em modelos que não incluíam variáveis defasadas. É importante salientar que a consideração de taxas de juros nominais tem fundamento na ilusão monetária da qual os investidores supostamente sofrem. Asness (2003) e Shiller (2015) acreditam que os investidores incorram nesse viés em suas análises.

No contexto do mercado financeiro brasileiro, o Índice de Mercado ANBIMA (IMA-S), referente aos títulos públicos federais cujos retornos são atrelados à taxa SELIC¹⁹ — Tesouro SELIC —, consiste em um indicador adequado para representar o desempenho desses referidos títulos públicos.²⁰ Os dados diários e mensais desse índice foram coletados no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub>). Por meio dos dados mensais, foram calculados os

¹⁹ A taxa Selic consiste na taxa média ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) para títulos emitidos pelo tesouro Nacional (Banco Central do Brasil, 2019).

²⁰ A metodologia dos Índices de Mercado ANBIMA está disponível em: https://www.anbima.com.br/pt_br/informar/precos-e-indices/indices/ima.htm.

retornos no mercado de títulos e, por meio daqueles diários, foi calculada uma medida de volatilidade. Utilizaram-se dos dados diários de fechamento ajustado do Ibovespa para calcular uma medida de volatilidade no mercado de ações. Esses dados foram coletados no sistema de informações financeiras Comdinheiro (<http://comdinheiro.com.br>).

Além disso, no contexto brasileiro, há uma grande proporção de investidores estrangeiros na bolsa de valores. No período de 2004 a 2018, cerca da metade dos investidores na bolsa brasileira eram estrangeiros (B3, 2018). Portanto, quando tais investidores são considerados, é possível que o mercado de títulos americanos seja uma outra alternativa aos investimentos no mercado de ações brasileiro. Em vista disso, utilizou-se, ainda, dos dados das taxas de juros anuais associadas aos *Treasury Bonds* de 10 anos emitidos pelo Tesouro Americano, bem como dos dados do Índice Standard Poor's (S&P) Treasury Bond Current 10-Year, que diz respeito aos retornos dos referidos títulos públicos federais. As taxas de juros anuais dos *Treasury Bonds*, em periodicidade mensal, foram coletadas no FRED, a base de dados do Federal Reserve Bank de Saint Louis (<https://fred.stlouisfed.org>). Esses dados serviram como parâmetro de retornos dos títulos públicos em questão. Dados diários do índice de títulos da Standard Poor's foram coletados no site dessa empresa (<https://us.spindices.com>).²¹ Por meio desses dados, calculou-se a medida de volatilidade no mercado de títulos americanos.

As estimações por MQO adotadas por Asness (2003) implicaram problemas de autocorrelação quando utilizadas para modelar as relações entre os P/Es e as variáveis relacionadas aos retornos dos títulos públicos no contexto do mercado financeiro brasileiro. Regredindo as séries temporais por MQO, sem incluir variáveis defasadas, defrontou-se com estatísticas Durbin-Watson muito baixas. Granger e Newbold (1974) alertaram para o risco de regressões espúrias quando a estatística Durbin-Watson é muito

²¹ A metodologia do Índice S&P Treasury Bond Current 10-Year também está disponível no site indicado.

baixa. Os modelos estimados por MQO, com suas estatísticas Durbin-Watson e testes de autocorrelação Breusch-Godfrey, são apresentados no Apêndice. As especificações desses modelos são explicadas a seguir.

6.2.1 Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas

Buscando superar o referido problema de autocorrelação, as estimações correspondentes ao Modelo Fed foram realizadas por meio de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL). Essa classe de modelos dinâmicos inclui no lado direito da equação a variável dependente defasada e, possivelmente, as variáveis independentes também defasadas. Apesar de modelos de defasagens distribuídas não serem novos na literatura econômica (e.g. ALMON, 1965; SCHMIDT, 1974), os modelos ARDL ganharam maior popularidade a partir dos trabalhos de Pesaran e Shin (1998) e Pesaran, Shin e Smith (2001). Esses autores empregaram modelos ARDL em uma abordagem para testar a existência de relações entre variáveis em nível, o que tem sido associado à cointegração.

O modelo ARDL correspondente ao *Modelo Fed Simples*, que não considera as variáveis de volatilidade no mercado de ações e no mercado de títulos, é representado pela Equação 6.1:

$$P/E_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} P/E_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} IMAS_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

na qual α_0 consiste em uma constante; P/E consiste em um índice preço-lucro baseado no Ibovespa, podendo ser o P/E1 ou o P/E10; $IMAS$ consiste nos retornos do índice de títulos Tesouro SELIC; e ε_t consiste no termo de erro da regressão.

Segundo Asness (2000, 2003), é importante que a especificação correspondente ao Modelo Fed também incorpore variáveis referentes ao risco — volatilidade — no mercado de títulos e no mercado de ações. Com isso, o *Modelo Fed Simples* foi aumentado com essas variáveis. Como *proxy* da volatilidade no mercado de ações, utilizou-se do desvio padrão mensal do Ibovespa, e, como *proxy* da volatilidade no mercado de títulos, utilizou-se do desvio padrão mensal do IMA-S.²² O *Modelo Fed Aumentado* é especificado na forma de um modelo ARDL conforme pela Equação 6.2:

$$\begin{aligned}
 P/E_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} P/E_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} IMAS_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3,i} \sigma_{açõesBR}_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^q \beta_{4,i} \sigma_{títulosBR}_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{6.2}$$

em que $\sigma_{açõesBR}$ consiste na volatilidade no mercado de ações, e $\sigma_{títulosBR}$ consiste na volatilidade no mercado de títulos.

Diferentemente de Asness (2003), que utilizou volatilidades do mercado de títulos e do mercado de ações calculadas com base nos dados dos 20 anos passados, neste estudo utilizou-se das volatilidades mensais desses mercados, calculadas sobre os dados diários dos índices subjacentes. Não seria possível considerar períodos tão longos para calcular o desvio padrão dos índices no contexto do mercado financeiro brasileiro, visto que as séries temporais utilizadas neste estudo não são tão longas como aquelas utilizadas em Asness (2003). Por outro lado, parece mais realístico considerar que o investidor observe a

²² Como mostrado mais adiante, quando há cointegração, é interessante estimar os efeitos de longo prazo por meio de Modelos de Correção de Erros (ECM) condicionais. Nesses modelos, as variáveis são especificadas em primeira diferença. Com isso, caso a volatilidade fosse calculada como o desvio padrão dos retornos dos índices, ao invés de o desvio padrão dos índices em nível, dada a forma como tais séries de volatilidade de retornos distribuem, quando estivessem em primeira diferença nos modelos ECM, elas seriam um mero ruído, que não teria capacidade de explicar os índices P/E. Tentou-se estimar os modelos deste estudo com as medidas de volatilidade calculadas das duas distintas maneiras — desvio padrão do índice e desvio padrão dos retornos — antes de se chegar a essa conclusão.

volatilidade do último mês que se passou, ao invés de considerar a volatilidade dos 20 anos passados.

Uma última extensão do Modelo Fed é sugerida neste estudo, tendo em vista que o contexto se trata de um mercado financeiro de país emergente, no qual grande parte dos investidores são estrangeiros. Neste estudo, foi incluída a variável taxa de juros anual dos *Treasury Bonds* de vencimento em 10 anos, assim como a variável que corresponde à volatilidade no mercado desses títulos, calculada pelo desvio padrão mensal dos dados diários do Índice S&P Treasury Bond Current 10-Year. A ideia por traz disso consiste em o investimento em títulos do Tesouro Americano ser considerado uma alternativa ao investimento no mercado de ações brasileiro. Assim sendo, a volatilidade no mercado americano de títulos também influenciaria o comportamento do investidor estrangeiro. O *Modelo Fed Aumentado Internacionalmente* é representado pela Equação 6.3, a seguir:

$$\begin{aligned}
 P/E_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} P/E_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} IMAS_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3,i} TB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4,i} \sigma_{açõesBR}_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^q \beta_{5,i} \sigma_{títulosBR}_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{6,i} \sigma_{títulosEUA}_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{6.3}$$

em que TB consiste nos retornos dos *Treasury Bonds*, e $\sigma_{títulosEUA}$ consiste na volatilidade do mercado desses títulos americanos.

6.2.2 Modelos de Correção de Erros Condicionais

Uma vantagem dos Modelos de Correção de Erros (ECM) condicionais em relação aos modelos ARDL é que eles dissociam efeitos de curto prazo e efeitos de longo prazo. Os efeitos de longo prazo decorrem dos desvios do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Logo, havendo cointegração entre as variáveis de interesse neste estudo,

seguindo a abordagem de Pesaran, Shin e Smith (2001), os modelos ARDL denotados pelas equações 6.1, 6.2 e 6.3 podem ser representados como ECM condicionais, sendo eles especificados, respectivamente, como:

$$\begin{aligned} \Delta P/E_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{1,i} \Delta P/E_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{2,i} \Delta IMAS_{t-i} + \lambda_1 P/E_{t-1} \\ + \lambda_2 IMAS_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6.4)$$

$$\begin{aligned} \Delta P/E_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{1,i} \Delta P/E_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{2,i} \Delta IMAS_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{3,i} \Delta \sigma_{a\check{c}oesBR}_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{4,i} \Delta \sigma_{t\acute{t}ulosBR}_{t-i} + \lambda_1 P/E_{t-1} + \lambda_2 IMAS_{t-1} \\ + \lambda_3 \sigma_{a\check{c}oesBR}_{t-1} + \lambda_4 \sigma_{t\acute{t}ulosBR}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6.5)$$

$$\begin{aligned} \Delta P/E_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{1,i} \Delta P/E_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{2,i} \Delta IMAS_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{3,i} \Delta TB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{4,i} \Delta \sigma_{a\check{c}oesBR}_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{5,i} \Delta \sigma_{t\acute{t}ulosBR}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{6,i} \Delta \sigma_{t\acute{t}ulosEUA}_{t-i} + \lambda_1 P/E_{t-1} \\ + \lambda_2 IMAS_{t-1} + \lambda_3 TB_{t-1} + \lambda_4 \sigma_{a\check{c}oesBR}_{t-1} + \lambda_5 \sigma_{t\acute{t}ulosBR}_{t-1} \\ + \lambda_6 \sigma_{t\acute{t}ulosEUA}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6.6)$$

nos quais os coeficientes das variáveis independentes em primeira diferença (Δ) correspondem aos efeitos de curto prazo sobre um P/E em questão, e os coeficientes λ das variáveis independentes correspondem aos efeitos de longo prazo. Os conjuntos de λ nas equações 6.4, 6.5 e 6.6 correspondem aos termos de correção de erros (EC). Os efeitos de longo prazo são calculados dividindo um coeficiente que, no EC, é associado a uma variável independente, com seu sinal invertido, pelo coeficiente que, no EC, é associado

a um P/E. Esse cálculo é conhecido como *transformação de Bårdsen* (1989). A título de exemplo, o efeito de longo prazo do IMA-S é dado por $-\lambda_2/\lambda_1$.

A existência das relações em nível entre as variáveis, associada à existência de cointegração entre elas, pode ser avaliada conforme a abordagem do teste dos limites (*bounds test*), desenvolvida por Pesaran, Shin e Smith (2001). Esse procedimento foi descrito na Seção 4.3.2 deste estudo. Basicamente, testa-se a hipótese nula de os coeficientes do EC serem iguais a zero, o que equivale à ausência de cointegração, mediante valores de limites críticos providos para a comparação com uma estatística F. Pesaran, Shin e Smith (2001) proveram valores de limites críticos assintóticos. Os valores desses limites para amostras finitas foram providos por Narayan (2005).

Cabe destacar que a abordagem ARDL de Pesaran e Shin (1998) e Pesaran, Shin e Smith (2001) pode ser aplicada quando as variáveis são todas integradas em primeira ordem $I(1)$, todas estacionárias $I(0)$ ou quando há uma mistura entre variáveis $I(1)$ e $I(0)$. Portanto, é facultativa a aplicação de testes de raiz unitária previamente à estimação desses modelos, em vista de eles não apresentarem o pressuposto de as variáveis terem que ser todas $I(1)$, como acontece na abordagem de análise de relações cointegradas de Johansen (1988, 1991). De qualquer modo, testes ADF e KPSS aplicados sobre as variáveis deste estudo são apresentados no Apêndice.

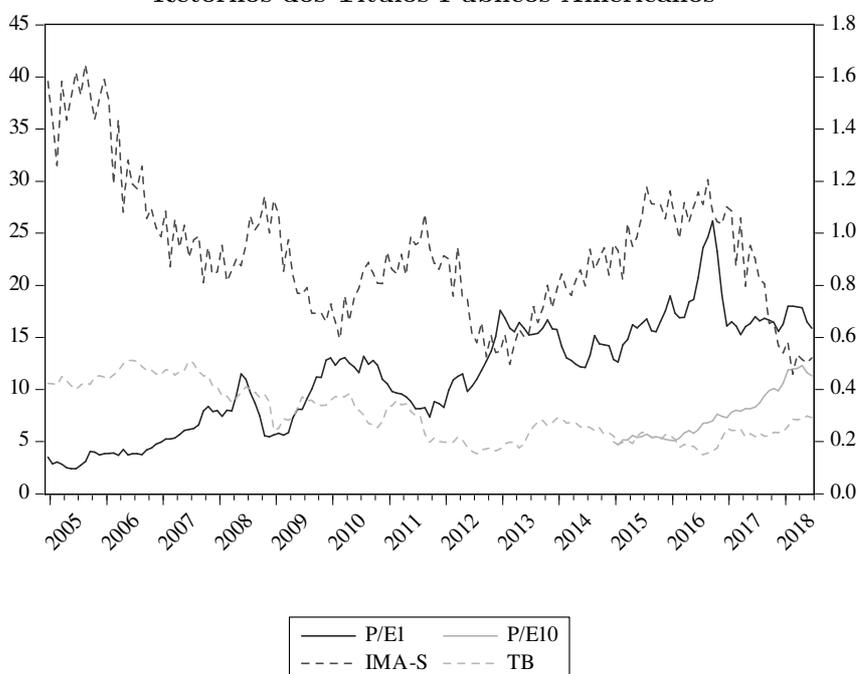
A abordagem ARDL de Pesaran, Shin e Smith (2001) é recomendada quando as amostras de dados são pequenas, como é o caso da série temporal do P/E10, que apresenta 43 observações. Narayan (2005) proveu valores críticos do teste de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) para amostras finitas de 30 a 80 observações. Adotando a abordagem em questão, o autor realizou análises empíricas da relação entre poupança e investimento com amostras de 43 e 47 observações. As séries do P/E1, dos retornos do IMA-S e dos

retornos dos TB, assim como aquelas de volatilidade nos mercados brasileiros de ações e de títulos, apresentam 163 observações. A série de volatilidade no mercado americano de títulos apresenta 102 observações. As estatísticas descritivas de todas as variáveis empregadas neste estudo são apresentadas no Apêndice.

6.3 Resultados

Inicialmente, é interessante observar o comportamento das séries temporais dos índices P/E1 e P/E10, assim como dos retornos do IMA-S e do TB. Isso é ilustrado no Gráfico 6.2. É possível notar uma relação inversa entre o P/E1 e os retornos do IMA-S. Quando o P/E1 era baixo, os retornos do IMA-S, em termos de taxas de juros, eram altos; ou vice-versa.

Gráfico 6.2 – Índice P/E1, Índice P/E10, Retornos dos Títulos Públicos Brasileiros e Retornos dos Títulos Públicos Americanos



Nota. A haste da direita refere-se aos valores das taxas de juros — retornos dos títulos — e a haste da esquerda refere-se aos valores dos P/Es. Para enquadrar o TB e IMA-S na mesma haste do gráfico, multiplicou-se o TB por 10. Fonte: Elaboração própria.

Essa relação parece ter se esvaído a partir do segundo trimestre de 2014. Em função disso, inicialmente, considerou-se uma *dummy* para captar o efeito da Crise Econômica Brasileira, ocorrida entre o segundo trimestre de 2014 e o último trimestre de 2016. Contudo, ao longo da modelagem econométrica, notou-se que era mais adequado não inserir essa *dummy*, em virtude de ela apresentar um efeito conflitante com aquele da variável de volatilidade no mercado brasileiro de títulos públicos. O aumento dessa volatilidade, que, como evidenciado mais adiante, tem relação positiva com os P/Es, pode ter motivado o enfraquecimento da relação entre esses índices e o IMA-S durante o período da Crise Econômica Brasileira.

A relação do TB com o P/E1 não é clara como aquela do IMA-S. É mais difícil observar graficamente as relações referentes ao P/E10, devido ao curto período da série temporal dessa variável. Mas, a partir de 2016, parece haver uma relação inversa entre o P/E10 e o IMA-S. Enquanto o P/E10 aumentava, o IMA-S seguia uma trajetória de queda. Com essa impressão inicial a respeito das relações concernentes ao Modelo Fed no mercado financeiro brasileiro, prosseguiu-se, então, para a análise dos modelos ARDL/ECM.

6.3.1 Modelo Fed Simples

Primeiramente, foram estimados modelos ARDL correspondentes ao *Modelo Fed Simples*, conforme a especificação denotada pela Equação 6.1. No modelo que tem o P/E1 como variável dependente, foi definido um número máximo de 12 defasagens para cada variável, e a combinação ótima dessas defasagens foi selecionada automaticamente conforme o menor valor do Critério de Informação de Akaike (AIC). No modelo que tem o P/E10 como variável dependente, esse número máximo de defasagens teve que ser restrito a 5, em virtude do número pequeno de observações na série temporal dessa variável. Em ambos os modelos, foram adotados estimadores consistentes com

autocorrelação e heterocedasticidade (HAC) de Newey e West (1987, 1994). Em virtude de os testes dos limites sugerirem a não existência de cointegração entre as variáveis desses modelos, eles foram analisados na forma de ARDL. Os resultados das estimações do *Modelo Fed Simples* que relaciona o P/E1 e daquele que relaciona o P/E10 são apresentados na Tabela 6.1. Essa tabela também traz os testes dos limites de Pesaran, Shin e Smith (2001).

Tabela 6.1 – Estimações do Modelo Fed Simples

Modelo Estimado com o P/E10			Modelo Estimado com o P/E1		
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Variável	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	1,3333*	0,7141	Constante	0,9592	0,6190
P/E10 _{t-1}	1,1990***	0,1237	P/E1 _{t-1}	1,3096***	0,0908
P/E10 _{t-2}	-0,5284*	0,2757	P/E1 _{t-2}	-0,3487***	0,0902
P/E10 _{t-3}	0,5488**	0,2598	IMA-S	-0,4975	0,4122
P/E10 _{t-4}	-0,2948	0,2130			
IMA-S	-0,7097*	0,3777			
Resumo Estatístico					
R ²		0,9802			0,9704
R ² ajustado		0,9772			0,9698
Estatística F		326,0919			1715,8290
Estatística F – Valor p		0,0000			0,0000
Teste LM Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$		1,9061			0,6082
Teste LM Breusch-Godfrey – Valor p		0,1674			0,4355
Teste LM ARCH – $\chi^2(1)$		0,0712			25,1633
Teste LM ARCH – Valor p		0,7896			0,0000
Teste dos Limites					
Estatística F		0,711			3,327
Limite I(0)		5,26			5,06
Limite I(1)		6,16			5,93

Nota. ***, ** e * indicam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Em ambos os modelos foram adotados estimadores HAC. No modelo estimado com o P/E10, o número de observações ajustado é 39. No modelo estimado com o P/E1, o número de observações ajustado é 161. No modelo estimado com o P/E10, foram adotados os valores críticos dos limites para amostras finitas de $n = 40$, referentes ao nível de 5% de significância, no teste de Pesaran, Shin e Smith (2001). No modelo estimado com o P/E1, tais valores críticos são para $n = 80$. Os testes sugerem ausência de cointegração. O período considerado no modelo estimado com o P/E10 foi abril de 2015 a junho de 2018, enquanto no modelo referente ao P/E1 foi fevereiro de 2005 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Nos modelos ARDL exibidos na referida tabela, observa-se que a variável IMA-S não apresentou coeficientes significativos, considerando o nível de 5% de significância. Portanto, pode-se constatar que o Modelo Fed em sua especificação mais simples não deve ser capaz de explicar o comportamento do P/E10 e o comportamento do P/E1. Esse resultado corrobora Asness (2003), no que diz respeito à importância de considerar variáveis de volatilidade para que o Modelo Fed seja efetivo. Ele também está de acordo com Shiller (2015), que discorda da capacidade de as taxas de juros por si só preverem a trajetória de um P/E.

Os coeficientes de determinação (R^2) verificados nos dois modelos estimados são altos devido meramente aos valores defasados dos P/Es contribuírem muito para a explicação das trajetórias desses índices. Pode-se afirmar que há um considerável grau de persistência no comportamento deles.

Para ambos os modelos, os testes F convencionais rejeitam a hipótese nula de que as variáveis não contribuem para a explicação das variáveis dependentes; os testes de autocorrelação LM Breusch-Godfrey não rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação; e, como mencionado anteriormente, os testes dos limites de Pesaran, Shin e Smith (2001) sugerem que não existem relações em nível — cointegração — entre as variáveis dos modelos, uma vez que as estatísticas F desses testes são inferiores aos limites críticos $I(0)$. No modelo estimado com o PE/10, o teste de heterocedasticidade LM ARCH não rejeitou a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional autorregressiva de primeira ordem. Por outro lado, no modelo estimado com o P/E1, esse teste rejeitou essa hipótese. Todavia, a adoção de estimadores HAC deve mitigar os efeitos da heterocedasticidade.

É importante destacar que os períodos dos modelos estimados neste estudo são distintos, uma vez que eles dependem do número de observações das séries históricas dos índices P/E1 e P/E10. Como mencionado, a série do P/E10 é menor porque esse índice apresenta uma média retroativa de 10 anos do indicador de lucros como divisor.

Como será observado mais adiante, ao incluir nos modelos as variáveis de volatilidade no mercado de títulos e no mercado de ações, evidencia-se a existência de cointegração, bem como a variável IMA-S passa a ser significativa. Essa mudança no resultado sinaliza que o Modelo Fed Simples sofre de viés de omissão. Isso explica os resultados de Estrada (2006), que mediante testes de cointegração, encontrou que a relação de equilíbrio de longo prazo correspondente ao Modelo Fed Simples existia em somente dois entre os mercados financeiros de vinte países desenvolvidos. Os resultados desse autor devem ter sido influenciados pela não inclusão das variáveis de volatilidade.

6.3.2 Modelo Fed Aumentado

A partir da evidência de que as taxas de juros por si só não são capazes de explicar o comportamento dos índices P/E, avançou-se para a estimação dos modelos ARDL correspondentes ao *Modelo Fed Aumentado*. Seguindo Asness (2003), esses modelos incorporaram variáveis de volatilidade no mercado de ações e volatilidade no mercado de títulos, conforme a Equação 6.2. Porém, em virtude de os testes dos limites terem sugerido a existência de relações em nível — cointegração — entre as variáveis desses modelos, eles foram representados na forma de ECM condicionais, conforme a Equação 6.5. Os procedimentos de seleção de defasagens pelo AIC foram semelhantes aos dos modelos já apresentados. Além disso, também foram adotados estimadores HAC. Os resultados das estimações do *Modelo Fed Aumentado* que relaciona o P/E1 e daquele que relaciona o P/E10 são apresentados na Tabela 6.2.

Tabela 6.2 – Estimações do Modelo Fed Aumentado

Modelo Estimado com o P/E10			Modelo Estimado com o P/E1		
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Variável	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	6,2323***	1,9847	Constante	3,0037***	0,5655
$\Delta P/E10_{t-1}$	0,5262***	0,1725	$\Delta P/E1_{t-1}$	0,4205***	0,0703
$\Delta P/E10_{t-2}$	-0,1709	0,2022	$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t}$	0,4867***	0,1401
$\Delta P/E10_{t-3}$	0,3932**	0,1889	$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-1}$	0,3236***	0,1149
$\Delta \text{IMA-S}_t$	-4,2762	6,6969			
$\Delta \text{IMA-S}_{t-1}$	8,1612	6,6399			
$\Delta \text{IMA-S}_{t-2}$	4,0562	7,0202			
$\Delta \text{IMA-S}_{t-3}$	9,4234	6,8488			
$\Delta \text{IMA-S}_{t-4}$	13,2870**	5,8627			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t}$	0,3682	0,6391			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-1}$	-0,5943	0,6535			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-2}$	-0,2396	0,6911			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-3}$	-0,7372	0,6828			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-4}$	-1,2256*	0,5975			
Termo de Correção de Erros			Termo de Correção de Erros		
$P/E10_{t-1}$	-0,4897***	0,1369	$P/E1_{t-1}$	-0,1784***	0,0326
IMA-S_{t-1}	-9,8346***	2,8755	IMA-S^{****}	-2,5840***	0,5123
$\sigma_{\text{açõesBR}}^{****}$	0,0000	0,0001	$\sigma_{\text{açõesBR}}^{****}$	-0,0002*	0,0001
$\sigma_{\text{títulosBR}t-1}$	0,7046***	0,1920	$\sigma_{\text{títulosBR}t-1}$	0,2867***	0,0614
Relações de Longo Prazo			Relações de Longo Prazo		
IMA-S	-20,0814***	1,7178	IMA-S	-14,4818***	1,4527
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	0,0000	0,0003	$\sigma_{\text{açõesBR}}$	-0,0011*	0,0006
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	1,4388***	0,1635	$\sigma_{\text{títulosBR}}$	1,6070***	0,2141
Resumo Estatístico					
R^2		0,6380			0,2886
R^2 ajustado		0,4268			0,2704
Estatística F		3,0210			15,8230
Estatística F – Valor p		0,0084			0,0000
Testes LM Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$		0,0018			0,1477
Testes LM Breusch-Godfrey – Valor p		0,9659			0,7008
Teste LM ARCH – $\chi^2(1)$		0,1374			9,3394
Teste LM ARCH – Valor p		0,7109			0,0022
Teste dos Limites					
Estatística F		4,358			8,2490
Limite $I(0)$		3,548			3,3630
Limite $I(1)$		4,803			4,5150

Nota. ***, ** e * indicam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. **** indica que foi selecionada automaticamente uma defasagem ótima igual a zero para a variável. Em ambos os modelos foram adotados estimadores HAC. No modelo estimado com o P/E10, o número de observações ajustado é 39. No modelo estimado com o P/E1, o número de observações ajustado é 161. No modelo estimado com o P/E10, foram adotados os valores críticos dos limites para amostras finitas de $n = 40$, referentes ao nível de 5% de significância, no teste de Pesaran, Shin e Smith (2001). No modelo estimado com o P/E1, tais valores críticos são para $n = 80$. Os testes sugerem existência de cointegração. O período considerado no modelo referente ao P/E10 foi abril de 2015 a junho de 2018, enquanto no modelo referente ao P/E1 foi fevereiro de 2005 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Observa-se que, no longo prazo, tanto o IMA-S quanto o $\sigma_{\text{títulosBR}}$ apresentaram efeitos significativos sobre ambos os P/Es. A variável $\sigma_{\text{açõesBR}}$ apresentou coeficiente apenas marginalmente significativo no modelo referente ao P/E1. Os sinais dessas variáveis estão de acordo com o que era esperado. Com embasamento em Asness (2003), esperava-se um sinal positivo para IMA-S, um sinal negativo para $\sigma_{\text{açõesBR}}$ e um sinal positivo para $\sigma_{\text{títulosBR}}$. O aumento dos retornos no mercado de títulos tende a fazer com que os investidores desloquem seus capitais do mercado de ações para o mercado de títulos, de modo que, com a menor procura por ações, os preços caíam e, por conseguinte, os P/Es também. O inverso pode ser dito sobre quando esses retornos diminuem. Por outro lado, um aumento da volatilidade no mercado de títulos tende a motivar os investidores a deslocarem seus investimentos do mercado de títulos para o mercado de ações, de modo a aumentar os P/Es. O inverso pode ser dito sobre quando essa volatilidade diminui. Cabe destacar que o forte aumento da volatilidade no mercado de títulos parece ter sido a explicação do rompimento da relação entre o P/E1 e os retornos dos títulos públicos durante a Crise Econômica Brasileira, ocorrida entre o segundo trimestre de 2014 e o último de 2016.

Em ambos os ECM referidos, houve variáveis especificadas automaticamente com defasagens ótimas iguais a zero. Quando isso acontece, elas não são incorporadas como defasagens em primeira diferença (Δ) no modelo, compondo somente o termo de correção de erros (EC). De acordo com a abordagem de Pesaran e Shin (1998) e Pesaran, Shin e Smith (2001), essas variáveis devem ser interpretadas no contexto de uma decomposição $z_t = z_{t-1} + \Delta z_t$ de modo que possam ser incluídas no EC. Os mínimos quadrados estimados associados aos coeficientes dessas variáveis são estimativas simultâneas dos coeficientes de z_{t-1} e Δz_t .²³ Tal situação também ocorre nos modelos estimados para o *Modelo Fed Aumentado Internacionalmente*, isto é, aquele que também considera

²³ Para mais, veja Pesaran e Shin (1998) e Pesaran, Shin e Smith (2001).

variáveis que dizem respeito ao mercado de títulos americanos, os quais são apresentados mais adiante.

O coeficiente de determinação (R^2) do ECM estimado com o P/E10 sugere que o *Modelo Fed Aumentado* apresenta um ajuste razoável. Por outro lado, com base no R^2 , pode-se afirmar que a capacidade de o referido modelo se ajustar ao P/E1 é baixa, ainda que, nele, as variáveis tenham apresentado coeficientes significativos. As estatísticas F convencionais dos modelos rejeitam a hipótese nula de que as variáveis não contribuem para a explicação das variáveis dependentes; os testes de autocorrelação LM Breusch-Godfrey não rejeitam a hipótese nula de ausência de correlação. Quanto aos testes de heterocedasticidade LM ARCH, aquele referente ao modelo estimado com o P/E10 não rejeita a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade, enquanto aquele referente ao modelo estimado com o P/E1 rejeitou essa hipótese. A adoção de estimadores HAC deve mitigar os efeitos desse problema de heterocedasticidade.

Quanto aos testes dos limites de Pesaran, Shin e Smith (2001), no caso do ECM que relaciona o índice P/E1, a estatística F encontrada foi superior ao limite $I(1)$, sugerindo a existência de relações em nível — cointegração — entre as variáveis. Contudo, no caso do ECM que relaciona o P/E10, considerando os valores críticos para os limites $I(0)$ e $I(1)$ ao nível de 5% de significância, o valor da estatística F se encontrou entre aqueles de tais limites, caso em que o resultado do teste é inconclusivo. Uma alternativa a esse resultado inconclusivo foi comparar a estatística F com os valores críticos referentes ao nível de 10% de significância, a saber: $I(0)$ igual a 2,72 e $I(1)$ igual a 3,77. Nesse caso, a estatística F encontrada, que é igual a 4,358, foi superior ao limite $I(1)$, sugerindo a existência de relações em nível — cointegração — no modelo que relaciona o índice P/E10. Além disso, se considerados os limites críticos assintóticos ($n = 1.000$), a estatística F ficaria um pouco acima do limite crítico $I(1)$ cujo valor é 4,350 ao nível de

5% de significância, também sugerindo a existência de relações em nível. Cabe destacar que as relações entre as variáveis podem se tornar mais evidentes na medida em que a série do P/E10, que apresenta poucas observações, for expandida com dados mais recentes.

Uma terceira evidência que corrobora a existência de cointegração entre as variáveis do ECM com o P/E10 provém do *t-bounds test*, que compara a estatística *t* de um modelo de correção de erros vetorial (VECM) — que difere do modelo de correção de erros (ECM) condicional — com os valores críticos de Pesaran, Shin e Smith (2001). Nesse teste a estatística *t* de valor 4,46 foi superior ao limite $I(1)$ para o nível de 5% significância, de valor 3,78, sugerindo a existência de relações em nível — cointegração.²⁴

6.3.3 Modelo Fed Aumentado Internacionalmente

A última análise deste estudo se baseia nos modelos correspondentes ao *Modelo Fed Aumentado Internacionalmente*, isto é, naquela especificação que considera, ainda, a possibilidade de relações com o mercado de títulos públicos americanos. Nas estimações dos modelos que relacionam o P/E10 e o P/E1, novamente, considerou-se a combinação ótima de defasagens baseada no AIC, além de terem sido adotados estimadores HAC. Em virtude de ter sido sugerida a existência de relações em nível — cointegração — entre as variáveis, os modelos foram representados na forma de ECM, conforme a Equação 6.6. Os resultados das estimações do *Modelo Fed Aumentado Internacionalmente* que relaciona o P/E1 e daquele que relaciona o P/E1 são apresentados na Tabela 6.3. O período considerado no ECM que relaciona o P/E1 foi reduzido em virtude de o Índice S&P Treasury Bond Current 10-Year — usado no cálculo da volatilidade do mercado de títulos americanos — ter dados disponíveis somente a partir de 2010.

²⁴ Para mais sobre o *t-bounds test*, veja Pesaran, Shin e Smith (2001).

Tabela 6.3 – Estimações do Modelo Fed Aumentado Internacionalmente

Modelo Estimado com o P/E10			Modelo Estimado com o P/E1		
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Variável	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	18,4132**	4,0160	Constante	5,1627***	1,0908
$\Delta P/E10_{t-1}$	0,7042	0,4313	$\Delta P/E1_{t-1}$	0,3374***	0,0974
$\Delta P/E10_{t-2}$	-0,4746	0,4057	ΔTB_t	-78,0690	58,3098
$\Delta P/E10_{t-3}$	1,0660	0,4661	ΔTB_{t-1}	21,0586	59,8167
$\Delta P/E10_{t-4}$	-0,3740	0,4758	ΔTB_{t-2}	-127,8213**	60,1030
$\Delta IMA-S_t$	-11,7237	11,7217	ΔTB_{t-3}	109,5649*	56,2958
$\Delta IMA-S_{t-1}$	9,8756	8,6181	$\Delta \sigma_{\text{títulosEUA}t}$	0,6620***	0,2310
$\Delta IMA-S_{t-2}$	-9,2241	11,104	$\Delta \sigma_{\text{títulosEUA}t-1}$	0,6120***	0,2008
$\Delta IMA-S_{t-3}$	0,3095	18,247	$\Delta \sigma_{\text{títulosEUA}t-2}$	0,2649	0,1793
$\Delta IMA-S_{t-4}$	13,3865	9,6403			
ΔTB_t	190,8587	85,4368			
ΔTB_{t-1}	154,5656*	61,3382			
ΔTB_{t-2}	105,7671	52,3595			
ΔTB_{t-3}	275,3999**	69,1441			
ΔTB_{t-4}	142,4352	105,6489			
$\Delta \sigma_{\text{açõesBR}t}$	-0,0001	0,0002			
$\Delta \sigma_{\text{açõesBR}t-1}$	-0,0001	0,0007			
$\Delta \sigma_{\text{açõesBR}t-2}$	-0,0002	0,0007			
$\Delta \sigma_{\text{açõesBR}t-3}$	-0,0001	0,0005			
$\Delta \sigma_{\text{açõesBR}t-4}$	0,0001	0,0002			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t}$	0,9966	1,0579			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-1}$	-0,3084	0,8347			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-2}$	1,4507	1,2007			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-3}$	0,3098	1,7492			
$\Delta \sigma_{\text{títulosBR}t-4}$	-1,1785	0,9046			
$\Delta \sigma_{\text{títulosEUA}t}$	-0,2065*	0,0708			
$\Delta \sigma_{\text{títulosEUA}t-1}$	0,4606**	0,1378			
$\Delta \sigma_{\text{títulosEUA}t-2}$	0,3013*	0,1074			
$\Delta \sigma_{\text{títulosEUA}t-3}$	0,1075	0,0579			
Termo de Correção de Erros			Termo de Correção de Erros		
$P/E10_{t-1}$	-1,0288*	0,4141	$P/E1_{t-1}$	-0,1800***	0,0477
$IMA-S_{t-1}$	-20,2831**	5,5862	$IMA-S_{t-1}$	-3,5496**	1,3718
TB_{t-1}	-122,4368	76,9826	TB_{t-1}	-50,5279**	21,8752
$\sigma_{\text{açõesBR}t-1}$	0,0002	0,0009	$\sigma_{\text{açõesBR}t-1}$	-0,0001	0,0002
$\sigma_{\text{títulosBR}t-1}$	1,3180**	0,3710	$\sigma_{\text{títulosBR}t-1}$	0,2971**	0,1151
$\sigma_{\text{títulosEUA}t-1}$	-0,7932*	0,2511	$\sigma_{\text{títulosEUA}t-1}$	-0,0929	0,0765
Relações de Longo Prazo			Relações de Longo Prazo		
$IMA-S$	-19,7158***	3,1702	$IMA-S$	-19,7239***	5,5624
TB	-119,0123	101,6813	TB	-280,7632**	123,7719
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	0,0002	0,0008	$\sigma_{\text{açõesBR}}$	-0,0008	0,0010
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	1,2811***	0,1926	$\sigma_{\text{títulosBR}}$	1,6509***	0,4187
$\sigma_{\text{títulosEUA}}$	-0,7710**	0,2181	$\sigma_{\text{títulosEUA}}$	-0,5161	0,3707

Continua.

**Tabela 6.3 – Estimções do Modelo Fed Aumentado Internacionalmente
(Continuação)**

	Modelo Estimado com o P/E10	Modelo Estimado com o P/E1
Resumo Estatístico		
R ²	0,9711	0,3963
R ² ajustado	0,8663	0,3373
Estatística F	9,2649	6,7109
Estatística F – Valor p	0,0014	0,0000
Testes LM Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$	18,3296	0,0137
Testes LM Breusch-Godfrey – Valor p	0,0000	0,9069
Teste LM ARCH – $\chi^2(1)$	0,0782	0,1184
Teste LM ARCH – Valor p	0,2719	0,7307
Teste dos Limites		
Estatística F	6,4400	4,4460
Limite $I(0)$	2,9620	2,6200
Limite $I(1)$	4,3380	3,7900

Nota. ***, ** e * indicam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. **** indica que foi selecionada automaticamente uma defasagem ótima igual a zero para a variável. Em ambos os modelos foram adotados estimadores HAC. No modelo estimado com o P/E10, o número de observações ajustado é 38. No modelo estimado com o P/E1, o número de observações ajustado é 91. No modelo estimado com o P/E10, foram adotados os valores críticos dos limites para amostras finitas de $n = 40$, referentes ao nível de 5% de significância, no teste de Pesaran, Shin e Smith (2001). No modelo estimado com o P/E1, tais valores críticos são para $n = 80$. Os testes sugerem existência de cointegração. O período considerado no modelo referente ao P/E10 foi maio de 2015 a junho de 2018, enquanto no modelo referente ao P/E1 foi abril de 2010 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

No ECM que relaciona o P/E10, observam-se poucas variáveis em primeira diferença com coeficientes significativos, o que pode ser entendido como o efeito das variáveis sobre esse índice se dar mais no longo prazo. No curto prazo os retornos e a volatilidade do mercado americano de títulos parecem ter algum efeito sobre o P/E10. Esse mesmo resultado ocorreu no modelo que relaciona o P/E1.

Nos ECM estimados, notam-se relações de longo prazo significativas do IMA-S e de $\sigma_{\text{títulosBR}}$, sugerindo que tanto os retornos quanto a volatilidade do mercado brasileiro de títulos influenciam ambos os índices P/E baseados no Ibovespa. Contudo, no longo prazo, o P/E10 também é influenciado pela volatilidade no mercado americano de títulos, em vista do coeficiente significativo de $\sigma_{\text{títulosEUA}}$, enquanto os retornos no mercado americano de títulos devem impactar o P/E1, em vista do coeficiente significativo de TB. Os

sentidos — sinais — dos efeitos de longo prazo do IMA-S e do $\sigma_{\text{títulosBR}}$ são semelhantes aos do Modelo Fed não integrado internacionalmente, estando eles de acordo com o que previa a teoria (ASNESS, 2003). Os retornos no mercado brasileiro de títulos apresentam relação negativa com o nível de valorização do mercado de ações, medido pelos índices P/E, enquanto a volatilidade no referido mercado de títulos apresenta relação positiva com o nível de valorização no mercado de ações. Além disso, o sinal negativo de TB, no modelo que relaciona o P/E1, também era esperado. O aumento dos retornos no mercado americano de títulos deve motivar os investidores internacionais a transferirem seu capital do mercado de ações brasileiro para o mercado americano de títulos, levando a uma redução do P/E1. O contrário pode ser dito sobre quando tais retornos variarem no sentido oposto. Um resultado interessante consiste no sinal negativo de $\sigma_{\text{títulosEUA}}$, no modelo que relaciona o P/E10. A elevação do risco no mercado americano de títulos não deve conduzir ao aumento do investimento em ações no mercado brasileiro, portanto, não deve aumentar o P/E10. É provável que em momentos de aumento do risco nesse mercado americano, os investidores estrangeiros busquem maneiras de resguardar seu capital.

Com base nos R^2 dos ECM apresentados na Tabela 6.3, pode-se notar que há uma maior capacidade de ajuste no modelo que relaciona o P/E10 do que no modelo que relaciona o P/E1. Isso deve ocorrer devido ao P/E10 ter os lucros suavizados e, por isso, apresentar uma série temporal que persiste mais e oscila menos do que aquela do P/E1. Logo, os valores defasados do P/E10 devem contribuir consideravelmente para o ajuste. Cabe reiterar que o P/E10 apresenta como divisor uma média retroativa de dez anos de um índice de lucros, a qual suaviza o comportamento do múltiplo.

As estatísticas F convencionais mostradas nas referidas tabelas rejeitam a hipótese nula de que as variáveis não contribuem para os modelos. Nos testes dos limites, as estatísticas

F maiores que os limites $I(1)$ sugerem que existem relações em nível — cointegração — nos modelos que relacionam o P/E10 e o P/E1. Os testes LM ARCH referentes a tais modelos não rejeitam a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade.

O teste de autocorrelação LM Breusch-Godfrey da Tabela 6.3, referente ao modelo que relaciona o P/E10, rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação.²⁵ Em relação a isso, deve-se considerar que o teste LM Breusch-Godfrey é assintótico, e, portanto, não é adequado para modelos estimados com pequenas amostras, como aquele considerando a série temporal com 43 observações do P/E10. Nesse caso, pode-se utilizar de uma estatística F para testar se o resíduo defasado, u_{t-1} , é significativo na explicação do resíduo u_t , utilizando da mesma regressão especificada no teste Breusch-Godfrey para avaliar a autocorrelação. A referida regressão traz u_t como variável dependente e como variáveis independentes u_{t-1} junto das variáveis originárias do modelo subjacente do qual se quer testar a autocorrelação. A estatística F referente a esse teste apresentou valor 1,86, assim como um valor p igual a 0,30, não rejeitando a hipótese de ausência de autocorrelação no modelo que relaciona o P/E10. Partindo dos resultados dessa mesma equação de teste, Wooldridge (2016) sugere testar a capacidade de u_{t-1} explicar u_t com base na estatística t associada a essa variável independente. Nesse caso, encontrou-se uma estatística t de valor -1,36, associada a um valor p igual a 0,30, não rejeitando a hipótese de ausência de autocorrelação a qualquer nível de significância. O teste LM Breusch-Godfrey do modelo que relaciona o P/E1 não rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação. É importante reiterar, ainda, que foram utilizados estimadores HAC, isto é, estimadores que são consistentes com autocorrelação e heterocedasticidade.

²⁵ O resultado indesejado do teste LM Breusch-Godfrey talvez pudesse ser evitado mediante a inserção de um número maior de defasagens no modelo, no intuito de mitigar a autocorrelação. Contudo, o número pequeno de observações na série temporal do P/E10 não possibilitou aumentar o máximo de 5 defasagens especificado.

Com base nos os resultados encontrados mediante a estimação de modelos conforme as três especificações adotadas neste estudo — *Modelo Fed Simples*, *Modelo Fed Aumentado* e *Modelo Fed Aumentado Internacionalmente* —, observou-se que a consideração de variáveis de volatilidade nos mercados de títulos é fundamental para que o Modelo Fed seja efetivo no contexto do mercado financeiro brasileiro. Isso corrobora a ideia de Asness (2003) de que o risco deve influenciar as decisões dos investidores a respeito da alocação do capital no mercado de títulos ou no mercado de ações. Todavia, não se observou um efeito significativo para a volatilidade no mercado de ações, somente para a volatilidade no mercado de títulos. A ideia de Shiller (2015) sobre o Modelo Fed não ser capaz de prever a trajetória dos P/Es é coerente com a evidência empírica somente quando a especificação desse modelo considera apenas os retornos no mercado de títulos públicos, em termos de taxas de juros. No que diz respeito aos efeitos de curto prazo, parece não haver resultados conclusivos, tendo em vista que esses efeitos variaram consideravelmente conforme as duas especificações de Modelo Fed expandido que foram analisadas neste estudo. Por outro lado, evidenciaram-se relações de longo prazo robustas entre os retornos e a volatilidade no mercado brasileiro de títulos e os índices P/E baseados no Ibovespa. A relação entre os retornos do mercado brasileiro de títulos e os P/Es é negativa, e a relação entre a volatilidade no mercado brasileiro de títulos e os P/Es é positiva. Esses resultados estão de acordo com a teoria a respeito do Modelo Fed.

6.4 Conclusão

Conclui-se que o Modelo Fed aumentado é efetivo para o contexto brasileiro, podendo contribuir para a explicação dos índices P/E. Os investidores, de fato, parecem considerar o investimento no mercado de títulos como uma alternativa ao investimento no mercado de ações. Eles também devem considerar o risco nesses distintos mercados na tomada de decisão sobre em qual deles investir seu capital. Isso faz sentido, especialmente, no Brasil,

que apresenta taxas de juros muito mais altas do que aquelas praticadas em países como os Estados Unidos.

Uma contribuição prática dos resultados deste estudo decorre da evidência de que uma queda das taxas de juros tende a conduzir a uma valorização do mercado de ações. Se esse efeito, de fato, é motivado por um fluxo de investimentos que parte do mercado de títulos para o mercado de ações, o que tende a conduzir ao aumento dos preços das ações, investidores podem tirar proveito desse momento em suas estratégias de investimento. Por outro lado, em momentos nos quais uma possível sobrevalorização do mercado de ações tende a ser corrigida mediante quedas bruscas nos preços, deve ser oportuno deslocar os investimentos do mercado de ações para o mercado de títulos, no intuito de resguardar temporariamente o capital. Os índices P/E demasiadamente altos podem ser considerados indícios de que tais eventos estão próximos de ocorrer, tendo em vista que os preços das ações não devem romper continuamente a relação com os lucros das empresas.²⁶

²⁶ A hipótese de Campbell e Shiller (1998) a respeito de os preços das ações manterem uma relação de equilíbrio de longo prazo com os lucros das empresas foi testada na Seção 4 deste estudo, considerando dados do mercado de ações brasileiro. Os resultados encontrados corroboraram essa relação.

Apêndice

As tabelas A.6.1 e A.6.2 apresentam as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na Seção 6. As estatísticas descritivas de amostras comuns permitem comparar o valor de algumas variáveis em virtude de serem referentes a um período padronizado, enquanto as estatísticas descritivas de amostras individuais são referentes às séries temporais completas em períodos distintos.

Tabela A.6.1 – Estatísticas Descritivas de Amostras Comuns

Estatísticas	P/E10	P/E1	IMA-S	TB	$\sigma_{\text{títulosBR}}$	$\sigma_{\text{açõesBR}}$	$\sigma_{\text{títulosEUA}}$
Média	7,538717	17,34099	0,915185	0,022049	9,514026	1398,392	3,048411
Máximo	12,30714	26,20351	1,205469	0,0298	12,6727	3208,39	10,28111
Mínimo	4,70978	12,62215	0,458122	0,015	5,643138	454,4341	1,367786
Desvio Padrão	2,363537	2,748808	0,225766	0,00364	1,933637	567,0174	1,500732
Observações	43	43	43	43	43	43	43

Nota. O período comum às amostras considerado é de dezembro de 2014 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.6.2 – Estatísticas Descritivas de Amostras Individuais

Estatísticas	P/E10	P/E1	IMA-S	TB	$\sigma_{\text{títulosBR}}$	$\sigma_{\text{açõesBR}}$	$\sigma_{\text{títulosEUA}}$
Média	7,538717	11,39175	0,931149	0,030475	6,026142	1354,003	3,215616
Máximo	12,30714	26,20351	1,648062	0,0511	12,6727	4671,665	10,28111
Mínimo	4,70978	2,413549	0,458122	0,015	3,242793	322,9336	1,367786
Desvio Padrão	2,363537	5,24229	0,259595	0,010273	2,470685	630,3999	1,410939
Observações	43	163	163	163	163	163	102
Período	12/2014 a 06/2018	12/2004 a 06/2018	12/2004 a 06/2018	12/2004 a 06/2018	12/2004 a 06/2018	12/2004 a 06/2018	01/2010 a 06/2018

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) aplicados sobre as variáveis usadas na Seção 6 são mostrados nas tabelas A.6.3 e A.6.4, a seguir. Os métodos desses testes foram descritos na Seção 4.2 deste estudo. A utilização da abordagem ARDL/ECM de Pesaran, Shin e Smith (2001) se deu em virtude de o conjunto de séries temporais utilizado apresentar tanto séries $I(0)$ quanto séries $I(1)$.

Tabela A.6.3 – Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Variável	Especificação	Defasagens	Estat. do Teste	Valor Crítico	Resultado
P/E10	Constante	4	0,6928	-2,9411	$I(1)$
P/E10	Constante e tendência	4	-2,3116	-3,5331	$I(1)$
P/E1	Constante	1	-2,0416	-2,8794	$I(1)$
P/E1	Constante e tendência	1	-4,0410	-3,4380	$I(0)$
IMA-S	Constante	1	-1,7660	-2,8794	$I(1)$
IMA-S	Constante e tendência	12	-3,2202	-3,4401	$I(1)$
TB	Constante	1	-1,7660	-2,8794	$I(1)$
TB	Constante e tendência	1	-2,3487	-3,4380	$I(1)$
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	Constante	12	-1,7290	-2,8807	$I(1)$
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	Constante e tendência	13	-3,2655	-3,4403	$I(1)$
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	Constante	8	-2,8275	-2,8802	$I(1)$
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	Constante e tendência	8	-2,7992	-3,4393	$I(1)$
$\sigma_{\text{títulosEUA}}$	Constante	0	-8,8822	-2,8903	$I(0)$
$\sigma_{\text{títulosEUA}}$	Constante e tendência	0	-9,1308	-3,4549	$I(0)$

Nota. Os valores críticos são referentes ao nível de 5% de significância. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.6.4 – Testes de Raiz Unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Variável	Especificação	Bandwidth	Estat. do Teste	Valor Crítico	Resultado
P/E10	Constante	5	0,7635	0,4630	$I(1)$
P/E10	Constante e tendência	5	0,1856	0,1460	$I(1)$
P/E1	Constante	10	1,4118	0,4630	$I(1)$
P/E1	Constante e tendência	9	0,0517	0,1460	$I(0)$
IMA-S	Constante	10	0,5392	0,4630	$I(1)$
IMA-S	Constante e tendência	10	0,2141	0,1460	$I(1)$
TB	Constante	10	1,2301	0,4630	$I(1)$
TB	Constante e tendência	9	0,2397	0,1460	$I(1)$
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	Constante	10	1,0264	0,4630	$I(1)$
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	Constante e tendência	10	0,1713	0,1460	$I(1)$
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	Constante	8	0,2319	0,4630	$I(0)$
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	Constante e tendência	8	0,1719	0,1460	$I(1)$
$\sigma_{\text{títulosEUA}}$	Constante	3	0,3422	0,4630	$I(0)$
$\sigma_{\text{títulosEUA}}$	Constante e tendência	1	0,0351	0,1460	$I(0)$

Nota. Os valores críticos são referentes ao nível de 5% de significância. Fonte: Elaboração própria.

As tabelas a seguir apresentam as regressões lineares estáticas, estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), referentes às diversas especificações do Modelo Fed. Nesses modelos, observaram-se estatísticas Durbin-Watson muito baixas, e os testes de autocorrelação LM Breusch-Godfrey rejeitaram a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Portanto, há um grande risco de tratar-se de regressões espúrias.

Tabela A.6.5 – Estimações do Modelo Fed Simples por MQO

Variável	Modelo Estimado com o P/E10		Modelo Estimado com o P/E1	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	15,8116***	0,7931	20,6943***	1,5982
IMA-S	-9,0395***	0,9102	-9,9904***	2,0967
Resumo Estatístico				
R ²		0,7456		0,2447
R ² Ajustado		0,7394		0,2401
Estatística F		120,1392		52,1727
Estatística F – Valor p		0,0000		0,0000
Estatística Durbin-Watson		0,5991		0,0924
Teste LM Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$		19,4683		148,2993
Teste LM Breusch-Godfrey – Valor p		0,0000		0,0000

Nota. ***, ** e * indicam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Em ambos os modelos foram adotados estimadores HAC. No modelo estimado com o P/E10, o número de observações é 43, enquanto, no modelo estimado com o P/E1, o número de observações é 163. O período considerado no modelo referente ao P/E10 foi dezembro de 2014 a junho de 2018, enquanto aquele considerado no modelo referente ao P/E1 foi dezembro de 2004 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.6.6 – Estimações do Modelo Fed Aumentado por MQO

Variável	Modelo Estimado com o P/E10		Modelo Estimado com o P/E1	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	12,5315***	0,9534	14,0211***	1,5957
IMA-S	-18,1234***	1,5876	-12,8334***	1,0477
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	0,0002	0,0002	-0,0005**	0,0003
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	1,1914***	0,1568	1,6650***	0,1615
Resumo Estatístico				
R ²		0,9286		0,8427
R ² Ajustado		0,9232		0,8397
Estatística F		169,1897		283,9706
Estatística F – Valor p		0,0000		0,0000
Estatística Durbin-Watson		1,0681		0,3098
Teste LM Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$		9,7343		115,5739
Teste LM Breusch-Godfrey – Valor p		0,0018		0,0000

Nota. ***, ** e * indicam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Em ambos os modelos foram adotados estimadores HAC. No modelo estimado com o P/E10, o número de observações é 43, enquanto, no modelo estimado com o P/E1, o número de observações é 163. O período considerado no modelo referente ao P/E10 foi dezembro de 2014 a junho de 2018, enquanto aquele considerado no modelo referente ao P/E1 foi dezembro de 2004 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.6.7 – Estimações do Modelo Fed Aumentado Internacionalmente por MQO

Variável	Modelo Estimado com o P/E10		Modelo Estimado com o P/E1	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	9,5478***	1,4342	16,4750***	2,9015
IMA-S	-16,9090***	1,4689	-13,5442***	3,1551
TB	97,8421*	53,7235	-51,8076	87,897
$\sigma_{\text{açõesBR}}$	0,0001	0,0002	-0,0005	0,0004
$\sigma_{\text{títulosBR}}$	1,1758***	0,1472	1,5728***	0,2972
$\sigma_{\text{títulosEUA}}$	-0,0212	0,0419	0,067	0,1393
Resumo Estatístico				
R ²		0,9405		0,6154
R ² Ajustado		0,9325		0,5954
Estatística F		116,9634		30,7217
Estatística F – Valor p		0,0000		0,0000
Estatística Durbin-Watson		0,9342		0,2759
Teste LM Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$		12,5544		77,5885
Teste LM Breusch-Godfrey – Valor p		0,0004		0,0000

Nota. ***, ** e * indicam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Em ambos os modelos foram adotados estimadores HAC. No modelo estimado com o P/E10, o número de observações é 43, enquanto, no modelo estimado com o P/E1, o número de observações é 91. O período considerado no modelo referente ao P/E10 foi dezembro de 2014 a junho de 2018, enquanto aquele considerado no modelo referente ao P/E1 foi janeiro de 2010 a junho de 2018. Fonte: Elaboração própria.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta seção final se dedica a recapitular algumas análises e destacar as contribuições que se encontram ao longo deste estudo, bem como a sugerir estudos futuros que possam dar continuidade à adoção dos índices P/E em análises no contexto do mercado de ações brasileiro.

De início, destaca-se que o presente estudo contribui por apresentar uma abordagem de como construir índices P/E baseados no Ibovespa, a qual é adaptada às particularidades do mercado de ações brasileiro. Essa abordagem depende da construção de um índice de preços de ações que não reincorpora proventos e da construção de um índice de lucros por ação. O P/E1 é calculado a partir da razão contemporânea entre os dados desses indicadores, enquanto o P/E10 considera uma média retroativa de dez anos dos dados do índice de lucros. A construção desse índice de lucros também consiste em uma contribuição, em virtude de tal indicador ainda não ter sido tratado na literatura que tem como contexto o mercado de ações brasileiro.

Além de construir os índices P/E, o presente estudo também objetivou testar a reversão à média do P/E1, identificar momentos de sobrevalorização e de subvalorização do mercado de ações com base no P/E1, **assim como analisar** a relação de longo prazo entre os índices P/E e as taxas de juros correspondentes aos retornos dos títulos públicos.

Mediante a aplicação de testes de raiz unitária, evidenciou-se que o P/E1 baseado no Ibovespa apresenta comportamento de reversão à média. Esse resultado foi corroborado pela existência de cointegração entre os índices de preços de ações e de lucros subjacentes ao P/E1. Assim sendo, quando o P/E1 se encontrar notavelmente disperso em relação ao seu comportamento histórico, algum tempo depois, ele deve fazer reversão à média.

As correções mais agudas na trajetória de um P/E tendem a se manifestar via mudanças nos preços. Portanto, em tais ocasiões, o P/E1 baseado no Ibovespa deve contribuir com informações sobre o comportamento futuro do mercado de ações, o que contraria a Hipótese de Mercados Eficientes.

Por meio de probabilidades de regimes recuperadas de um modelo Markov Switching estimado com o P/E1, foram identificados momentos de sobrevalorização e momentos de subvalorização do mercado de ações brasileiro. Tendo em vista que a relação entre os preços e os fundamentos sofre alterações temporárias, ainda que, no longo prazo, ela não seja rompida, deve haver momentos de sobrevalorização e subvalorização no mercado de ações. Assim, considerando o período de dezembro de 2004 a junho de 2018, neste estudo, identificaram-se cinco momentos de mercado subvalorizado, os quais intercalaram com quatro momentos de mercado sobrevalorizado.

Além do mais, foi identificada uma relação de longo prazo significativa entre tanto o P/E1 quanto o P/E10 e as taxas de juros correspondentes aos retornos dos títulos públicos federais. Todavia, para que essa relação seja efetiva, é importante também considerar a volatilidade no mercado de títulos públicos. A relação entre os índices P/E e os retornos dos títulos públicos é referida na literatura como Modelo Fed. Considerando os resultados evidenciados neste estudo, pode-se afirmar que a teoria a respeito desse modelo seja válida para o contexto do mercado financeiro brasileiro.

As evidências encontradas neste estudo podem ser pertinentes para a tomada de decisões em estratégias de investimento. Posto que o P/E1 apresenta reversão à média, valores extremos desse índice podem sugerir momentos oportunos para adquirir ou se desfazer de uma carteira de ações. Estratégias podem ser estabelecidas considerando momentos de subvalorização ou sobrevalorização do mercado, de modo a tirar proveito dos ciclos

de valorização. Além disso, tendo em vista que existem relações negativas entre os índices P/E e as taxas de juros, pode ser proveitoso intercalar períodos investindo no mercado de ações, com períodos investindo em títulos públicos.

Assumir a possibilidade de momentos de subvalorização e de sobrevalorização no mercado de ações está de acordo com a ideia de Campbell e Shiller (1998) sobre os preços dos ativos poderem momentaneamente romper a relação com os fundamentos. Segundo Shiller (2005), os preços das ações podem não refletir valores intrínsecos — como na ideia de mercados eficientes — em virtude de incorporarem aspectos psicológicos dos investidores. É nesse sentido que as análises realizadas neste estudo se enquadram no campo das Finanças Comportamentais. Outra literatura que tem avançado no sentido de corroborar que os aspectos psicológicos dos investidores influenciam os preços das ações é aquela de sentimento do investidor (BARBERIS; SHLEIFER; VISHNY, 1998; BAKER; WURGLER, 2007).

Por fim, vários estudos futuros que se utilizem dos índices P/E podem ser propostos. O presente estudo apenas deu início a uma série de investigações que podem ser realizadas com os índices P/E baseados no Ibovespa. São sugeridos estudos que analisem a relação entre tais P/Es e o volume transacionado em ações na bolsa de valores. Uma hipótese interessante é de que os índices P/E tenham apresentado uma tendência positiva em decorrência do aumento do volume de investimentos na bolsa brasileira, tendo em vista uma relação positiva entre preços de ações e volume de negociações já evidenciada na literatura (SAATCIOGLU; STARKS, 1998; GÜNDÜZ; HATEMI-J, 2005). Sugerem-se, ainda, estudos que relacionem os índices P/E com indicadores de incerteza da economia. Nesse caso, uma hipótese que pode ser testada consiste em uma relação negativa entre os P/Es e algum indicador de incerteza, tendo embasamento na ideia de que o capital estrangeiro sairia da bolsa de valores brasileira em momentos de alta incerteza econômica,

impactando os P/Es. Uma última sugestão para estudos futuros é assumir os P/Es como indicadores do nível de otimismo dos investidores do mercado de ações e investigar assimetria de informações com base em algum indicador de confiança dos empresários.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. **Information theory as an extension of the maximum likelihood principle**. In: PETROV, B. N.; CSAKI, F. (Eds.). *Second International Symposium on Information Theory*, Akademiai Kiado, Budapest, p. 267–281, 1973.

ALMON, S. The distributed lag between capital appropriations and expenditures. **Econometrica**, v. 33, n. 1, p. 178, 1965. <https://doi.org/10.2307/1911894>

ASNESS, C. S. Fight the Fed Model. **The Journal of Portfolio Management**, v. 30, n. 1, p. 11–24, 2003. <https://doi.org/10.3905/jpm.2003.319916>

ASNESS, C. S. Stocks versus bonds: Explaining the equity risk premium. **Financial Analysts Journal**, v. 56, n. 2, p. 96–113, 2000. <https://doi.org/10.2469/faj.v56.n2.2347>

BAKER, M.; WURGLER, J. Investor sentiment in the stock market. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 2, p. 129–151, 2007. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.129>

BÅRDSEN, G. Estimation of long run coefficients in error correction models. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 345–350, 1989. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1989.mp51003008.x>

B3. **Participação dos investidores**. Disponível em:

<http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-a-vista/participacao-dos-investidores/volume-total>. Acessado em: em 01 Jan 2020.

BAHRAMI, A.; SHAMSUDDIN, A.; UYLANGCO, K. Are advanced emerging market stock returns predictable? A regime-switching forecast combination approach. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 55, p. 142–160, 2019.

<https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.02.003>

BALCOMBE, K.; FRASER, I. Do bubbles have an explosive signature in Markov Switching models? **Economic Modelling**, v. 66, p. 81–100, 2017.

<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.06.001>

BARBERIS, N.; THALER, R. A survey of behavioral finance. In: CONSTANTINIDES, G. M.; HARRIS, M.; STULZ, R. M. (eds.). **Handbook of the Economics of Finance**, Part B, v. 1, p. 1053–1128, 2003.

BARBERIS, N.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. A model of investor sentiment. **Journal of Financial Economics**, v. 49, n. 3, p. 307–343, 1998.

[https://doi.org/10.1016/s0304-405x\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/s0304-405x(98)00027-0)

BECKER, R.; LEE, J.; GUP, B. E. An empirical analysis of mean reversion of the S&P 500's P/E ratios. **Journal of Economics and Finance**, v. 36, n. 3, p. 675–690, 2010. <https://doi.org/10.1007/s12197-010-9145-8>

BM&FBOVESPA. **Manual de definições e procedimentos dos índices da BM&FBovespa**. 2014. Disponível em:

<<http://bvmf.bmfbovespa.com.br/indices/download/Manual-de-procedimentos-pt-br.pdf>>. Acesso em: 08 fev. 2019.

BROOKS, C.; KATSARIS, A. A Three-regime model of speculative behaviour: Modelling the evolution of the S&P 500 Composite Index. **The Economic Journal**, 115(505), 767–797, 2005. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2005.01019.x>

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Valuation ratios and the long-run stock market outlook. **Journal of Portfolio Management**, v. 24, n. 2, p. 11–26, 1998.

<http://dx.doi.org/10.3905/jpm.24.2.11>

CASTRO, F. H.; EID JUNIOR, W.; SANTANA, V. F.; YOSHINAGA, C. E. Fifty-year history of the Ibovespa. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 17, n. 3, p. 47–65,

2019. <http://dx.doi.org/10.12660/rbfin.v17n3.2019.80028>

ÇEVIK, E. İ.; KORKMAZ, T.; ATUKEREN, E. Business confidence and stock returns in the USA: A time-varying Markov regime-switching model. **Applied Financial Economics**, v. 22, n. 4, p. 299–312, 2011.

<https://doi.org/10.1080/09603107.2011.610742>

CHAUDHURI, K.; WU, Y. Random walk versus breaking trend in stock prices: Evidence from emerging markets. **Journal of Banking & Finance**, v. 27, n. 4, p. 575–592, 2003. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(01\)00252-7](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00252-7)

CHAUVET, M. The Brazilian business and growth cycles. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 1, p. 75–106, 2002. [https://doi.org/10.1590/S0034-](https://doi.org/10.1590/S0034-71402002000100003)

[71402002000100003](https://doi.org/10.1590/S0034-71402002000100003)

CHKILI, W.; NGUYEN, D. K. Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. **Research in International Business and Finance**, v. 31, n. 46–56, 2014.

<https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2013.11.007>

CUNADO, J.; GIL-ALANA, L. A.; DEGRACIA, F. P. Mean reversion in stock market prices: New evidence based on bull and bear markets. **Research in International**

Business and Finance, v. 24, n. 2, p. 113–122, 2010.

<https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2009.10.001>

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979. <https://doi.org/10.2307/2286348>

DRIFFILL, J.; SOLA, M. Intrinsic bubbles and regime-switching. **Journal of Monetary Economics**, v. 42, n. 2, p. 357–373, 1998. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(98\)00021-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00021-X)

DUEKER, M. J. Markov Switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 15, n. 1, p. 26–34, 1997. <https://doi.org/10.1080/07350015.1997.10524683>

ECONOMÁTICA (2018). **A bolsa está barata? Economática calcula o Preço/Lucro da Bovespa e compara com o mercado dos USA**. Disponível em: <<https://insight.economica.com/comparativo-bolsa-brasileira-usa>> Acesso em: 08 fev. 2019.

ENDERS, W.; LEE, J. A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 74, n. 4, p. 574–599, 2011. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>

ENDERS, W.; LEE, J. The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. **Economics Letters**, v. 117, n. 1, p. 196–199, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>

ENGEL, C.; HAMILTON, J. Long swings in the Dollar: Are they in the data and do markets know it? **American Economic Review**, v. 80, n. 4, p. 689–713, 1990.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987. <https://doi.org/10.2307/1913236>

ESTRADA, J. The Fed model: A note. **Finance Research Letters**, v. 3, n. 1, p. 14–22, 2006. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2005.11.002>

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 28–30, 1970. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>

FAMA, E. F. The behavior of stock-market prices. **The Journal of Business**, n. 38, v. 10, p. 34–105, 1965. <http://dx.doi.org/10.1086/294743>

FAMA, E. F. Efficient capital markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575–1617, 1991. <https://doi.org/10.2307/2328565>

FAMA, E. F. Random walks in stock market prices. **Financial Analysts Journal**, v. 51, n. 1, p. 75–80, 1995. <https://doi.org/10.2469/faj.v21.n5.55>

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: Wiley, 1996.

GRAHAM, B.; DODD, D. L. **Security analysis**, 1. ed. New York: McGraw-Hill, 1934.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111–120, 1974. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)

GÜNDÜZ, L.; HATEMI-J, A. Stock price and volume relation in emerging markets.

Emerging Markets Finance and Trade, v. 41, n. 1, p. 29–44, 2005.

<https://doi.org/10.1080/1540496x.2005.11052599>

GUPTA, R.; MODISE, M. P. Valuation ratios and stock return predictability in South Africa: Is it there? **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 48, n. 1, p. 70–82,

2012. <https://doi.org/10.2753/ree1540-496x480104>

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357–384, 1989.

<http://dx.doi.org/10.2307/1912559>

HAMILTON, J. D. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, v. 45, n. 1–2, p. 39–70, 1990. [https://doi.org/10.1016/0304-](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90093-9)

[4076\(90\)90093-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90093-9)

HAMILTON, J. D. **Time series analysis** (Capítulo 22). Princeton: Princeton University Press, 1994.

IRONS, R.; WU, T. Will the market P/E ratio revert to its mean? **Investment Management and Financial Innovations**, v. 10, n. 4, p. 130–136, 2013.

JIANG, Y.; FANG, X. Bull, bear or any other states in US stock market? **Economic Modelling**, v. 44, p. 54–58, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.09.020>

JIRASAKULDECH, B.; EMEKTER, R.; RAO, R. P. Do Thai stock prices deviate from fundamental values. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 16, n. 3, p. 298–315, 2008. <http://dx.doi.org/10.1016/j.pacfin.2007.01.001>

JIVRAJ, F.; SHILLER, R. **The many colours of CAPE**. Yale ICF Working Paper No. 2018-22. 2017. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3258404>

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 12, n. 2, p. 231–254, 1988. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1991. <https://doi.org/10.2307/2938278>

KIM, C.-J. Dynamic linear models with Markov-switching. **Journal of Econometrics**, v. 60, n. 1–2, p. 1–22, 1994. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.09.020>

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1–3, p. 159–178, 1992. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)

LEE, B.-S. Comovements of earnings, dividends, and stock prices. **Journal of Empirical Finance**, v. 3, n. 4, p. 327–346, 1996. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(96\)00005-9](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(96)00005-9)

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1082–1089, 2003. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>

LI, M.-Y. L.; LIN, H.-W. W. Examining the volatility of Taiwan Stock Index returns via a three-volatility-regime Markov-switching ARCH model. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 21, n. 2, p. 123–139, 2003.

<https://doi.org/10.1023/a:1024887315531>

MACHADO, M. R. R.; GARTNER, I. R.; MACHADO, L. S. Relação entre Ibovespa e variáveis macroeconômicas: Evidências a partir de um modelo Markov-switching.

Revista Brasileira de Finanças, v. 15, n. 3, p. 435–468, 2017.

MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests (Capítulo 13). In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (eds.). **Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1991.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601–618, 1996.

[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T)

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563–577, 1999. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R)

[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R)

MARTIN, D. M. L.; KAYO, E. K.; KIMURA, H.; NAKAMURA, W. T. Identificando bolhas especulativas racionais no IBOVESPA (pós-Plano Real), a partir de regimes markovianos de conversão. **EconomiA**, v. 5, n. 3, p. 219–252, 2004.

MENDES, F. H. P. S.; MOURA, G. V.; CALDEIRA, J. F. Evidence of bull and bear markets in the Bovespa index: An application of Markovian regime-switching models

with duration dependence. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 38, n. 1, p. 39–74, 2018. <http://dx.doi.org/10.12660/bre.v99n992016.56135>

MERGNER, S. **Applications of state space models in Finance: An empirical analysis of the time-varying relationship between macroeconomics, fundamentals and Pan-European industry portfolios**. Göttingen: Universitätsverlag Göttingen, 2009.

MOGHADDAM, M.; LI, Y. Searching for the P/E mean reversion affinity – an application of the flexible Fourier approximation. **The Journal of Business Inquiry**, v. 16, n. 2, p. 102–111, 2017.

NARAYAN, P. K. The saving and investment nexus for china: evidence from cointegration tests. **Applied Economics**, v. 37, n. 17, p. 1979–1990, 2005. <http://dx.doi.org/10.1080/00036840500278103>

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703–708, 1987. <http://dx.doi.org/10.2307/1913610>

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. **The Review of Economic Studies**, v. 61, n. 4, p. 631–653, 1994. <http://dx.doi.org/10.2307/2297912>

PATERSON, K. **Unit roots tests in time series**. Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2011.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361–1401, 1989. <http://dx.doi.org/10.2307/1913712>

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. **Econometric Society Monographs**, v. 31, p. 371–413, 1998.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001. <http://dx.doi.org/10.1002/jae.616>

PHILIPS, T. K.; URAL, C. Uncloaking Campbell and Shiller's CAPE: a comprehensive guide to its construction and use. **The Journal of Portfolio Management**, v. 43, n. 1, p. 109–125, 2016. <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.2016.43.1.109>

RAMCHAND, L.; SUSMEL, R. Volatility and cross correlation across major stock markets. **Journal of Empirical Finance**, v. 5, n. 4, p. 397–416, 1998. [https://doi.org/10.1016/s0927-5398\(98\)00003-6](https://doi.org/10.1016/s0927-5398(98)00003-6)

RAPACH, D. E.; WO HAR, M. E. Valuation ratios and long-horizon stock price predictability. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 3, p. 327–344, 2005. <https://doi.org/10.1002/jae.774>

RESENDE, M. Wave behaviour of mergers and acquisitions in the UK: A sectoral study. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, n. 1, p. 85–94, 1999. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00117>

S&P DOW JONES INDICES. **Index mathematics methodology**, 2018. Disponível em: <<https://us.spindices.com/documents/methodologies/methodology-index-math.pdf>> Acesso em: 08 fev. 2019.

SAATCIOGLU, K.; STARKS, L. T. The stock price-volume relationship in emerging stock markets: the case of Latin America. **International Journal of Forecasting**, v. 14, n. 2, p. 215–225, 1998. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(98\)00028-4](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(98)00028-4)

SCHMIDT, P. A Modification of the Almon distributed lag. **Journal of the American Statistical Association**, v. 69, n. 347, p. 679–681, 1974.
<http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1974.10480188>

SHEFRIN, H. **Beyond greed and fear: Understanding behavioral finance and the psychology of investing**. Oxford: Oxford University Press, 2002.

SHILLER R. J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? **American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 421–436, 1981.

SHILLER, R. J. **Market volatility**. London / New York: MIT Press, 1989.

SHILLER, R. J. From efficient markets theory to behavioral finance. **Journal of Economic Perspectives**, v. 17, n. 1, p. 83–104, 2003.
<http://dx.doi.org/10.1257/089533003321164967>

SHILLER, R. J. **Irrational exuberance**, 2. ed. Princeton: Princeton University Press, 2005.

SHILLER, R. J. Speculative asset prices. **American Economic Review**, v. 104, n. 6, p. 1486–1517, 2014. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.6.1486>

SHILLER, R. J. **Irrational exuberance**. 3. ed. Princeton: Princeton University Press, 2015.

SHILLER, R. J. Stock prices and social dynamics. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1984, n. 2, p. 457–510, 1984. <https://doi.org/10.2307/2534436>

SHLEIFER, A. **Inefficient markets: An introduction to Behavioral Finance**. Oxford / New York: Oxford University Press, 2000.

SIEGEL, J. The Shiller CAPE ratio: A new look. **Financial Analysts Journal**, v. 72, n. 3, p. 41–50, 2016. <https://doi.org/10.2469/faj.v72.n3.1>

SILVA, P. V. J. G.; SANTOS, J. B.; PEREIRA, G. P. Behavioral Finance in Brazil: A bibliometric study from 2007 to 2017. **Latin American Business Review**, v. 20, n. 1, p. 61–82, 2019. <https://doi.org/10.1080/10978526.2019.1578177>

TABOGA, M. Under-/over-valuation of the stock market and cyclically adjusted earnings. **International Finance**, v. 14, n. 1, p. 135–164, 2011. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2011.01279.x>

THALER, R. (ed.). **Advances in Behavioral Finance**. New York: Russell Sage Foundation, 1993.

TOWER, E. Tobin's q versus CAPE versus CAPER: Predicting stock market returns using fundamentals and momentum. **The Journal of Investing**, v. 21, n. 1, p. 97–108, 2012. <https://doi.org/10.3905/joi.2012.21.1.097>

WALID, C.; CHAKER, A.; MASOOD, O.; FRY, J. Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. **Emerging Markets Review**, v. 12, n. 3, p. 272–292, 2011. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2011.04.003>

WANG, P.; THEOBALD, M. Regime-switching volatility of six East Asian emerging markets. **Research in International Business and Finance**, v. 22, n. 3, p. 267–283, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2007.07.001>

WEIGAND, R. A.; IRONS, R. Compression and expansion of the market P/E ratio: The Fed Model explained. **The Journal of Investing**, v. 17, n. 1, p. 55–64, 2008. <https://doi.org/10.3905/joi.2008.701961>

WEIGAND, R. A.; IRONS, R. The market P/E ratio, earnings trends, and stock return forecasts. **The Journal of Portfolio Management**, v. 33, n. 4, p. 87–101, 2007. <https://doi.org/10.3905/jpm.2007.690610>

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: Uma abordagem moderna**. 6. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251–270, 1992. <https://doi.org/10.2307/1391541>