

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO
DOCTORADO EM ADMINISTRAÇÃO

JÚLIO PEREIRA DE ARAÚJO

**A INFLUÊNCIA DO RISCO NO VALOR DAS EMPRESAS: UMA PROPOSTA PARA
A AVALIAÇÃO DE EMPRESAS POR MEIO DA INCORPORAÇÃO DO PRÊMIO
DE RISCO AO MODELO DE OHLSON**

Recife

2018

JÚLIO PEREIRA DE ARAÚJO

**A INFLUÊNCIA DO RISCO NO VALOR DAS EMPRESAS: UMA PROPOSTA PARA
A AVALIAÇÃO DE EMPRESAS POR MEIO DA INCORPORAÇÃO DO PRÊMIO
DE RISCO AO MODELO DE OHLSON**

Orientador: Prof. Dr. Marcos Roberto Gois de Oliveira Macedo

Tese elaborada como requisito para obtenção
do grau de Doutor em Administração do
Programa de Pós-Graduação em
Administração da Universidade Federal de
Pernambuco.

Recife

2018

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

A663i

Araújo, Júlio Pereira de

A influência do risco no valor das empresas: uma proposta para a avaliação de empresas por meio da incorporação do prêmio de risco ao modelo de Ohlson / Júlio Pereira de Araújo. - 2018.

180 folhas: il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Roberto Gois de Oliveira Macedo.

Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA, 2018.

Inclui referência e apêndices.

1. Modelo de Ohlson. 2. Cointegração em painel. 3. Prêmio de risco. I. Macedo, Marcos Roberto Gois de Oliveira (Orientador). II. Título.

658 CDD (22.ed.)

UFPE (CSA 2018 – 053)

Universidade Federal de Pernambuco
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Ciências Administrativas
Programa de Pós-Graduação em Administração – PROPAD

**A INFLUÊNCIA DO RISCO NO VALOR DAS EMPRESAS: UMA PROPOSTA PARA
A AVALIAÇÃO DE EMPRESAS POR MEIO DA INCORPORAÇÃO DO PRÊMIO
DE RISCO AO MODELO DE OHLSON**

Júlio Pereira de Araújo

Tese submetida ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Administração da
Universidade Federal de Pernambuco e aprovada em 20 de março de 2018.

Banca Examinadora:

Prof. Marcos Roberto Gois de Oliveira Macedo, Dr., UFPE (Orientador)

Prof. Pierre Lucena Raboni, Dr., UFPE, (Examinador Externo)

Prof^a. Carolina Magda da Silva Roma, Dr^a., BU (Examinadora Externa)

Prof. Wilson Toshiro Nakamura, Dr., UPM, (Examinador Externo)

Prof. Charles Ulises de Montreuil Carmona, Dr., UFPE, (Examinador Externo)

A Deus, em sua infinita misericórdia, e a Nossa Senhora,
por sua intercessão e amor.

Aos meus pais, Júlio e Severina, à minha noiva Angélica,
à minha irmã Juliana e minha afilhada Ana Júlia,

Dedico.

Agradecimentos

Em primeiro lugar a Deus, por sempre me dar forças e sabedoria para fazer a sua vontade. Por ter guiado a minha vida e abençoado cada etapa até a realização deste sonho.

À Virgem Maria, por interceder por mim e me proteger em todos os momentos da minha vida.

Ao meu pai, Júlio Maria, por seu amor e cuidado, por todas as orações e incentivo aos estudos, por sempre acreditar no meu potencial e investir na minha carreira.

À minha mãe, Severina Andrade, por suas orações, conselhos e apoio em todos os momentos da minha vida, por cuidar sempre de mim com muito amor e dedicação.

À minha irmã Juliana Pereira, por seu amor e carinho e por sempre me animar na caminhada.

À minha sobrinha e afilhada Ana Júlia, por todos os momentos com ela que me renovaram e me fizeram me sentir melhor por meio de sua alegria e pureza.

Ao meu cunhado Alexandre, por seus conselhos e sua ajuda sempre que precisei.

À minha noiva Angélica Marques, por suas orações, seu amor e cuidado, por sempre me apoiar e me compreender em todos os momentos da caminhada, e à sua família, por estarem sempre rezando por mim.

À minha sogra Otilde Marques, por suas orações e conselhos em todos os momentos.

A todos os familiares e amigos, pelas orações, pelo apoio e incentivo.

Ao professor e amigo Marconi Marques, por ter acreditado no meu potencial na graduação e ter assim me ajudado a iniciar essa caminhada de conquistas.

Ao amigo Rodrigo Amaro, por ter sido o responsável por me incentivar a seguir carreira acadêmica, por todo apoio e todos os conselhos que foram fundamentais para chegar até aqui.

Ao meu orientador e amigo Marcos Gois, por todos os ensinamentos e pelo crescimento que adquiri durante todo o tempo de mestrado e doutorado, por ter acreditado no meu potencial e ter me apoiado em todos os momentos que precisei.

Ao professor e amigo Charles Carmona, por acreditar em mim e no meu potencial desde a graduação, por todas as orientações e conselhos na minha vida acadêmica, profissional e pessoal.

Ao professor Pierre Lucena, pela participação nas bancas de defesa do projeto e desta tese, por suas contribuições que enriqueceram o trabalho e por sua ajuda desde o mestrado.

À professora Carolina Magda, por toda a sua ajuda e esforço realizado para a realização deste trabalho, por suas contribuições que foram de extrema importância para o aperfeiçoamento do mesmo.

Ao professor Wilson Nakamura, por ter contribuído com toda a sua bagagem de conhecimentos e ter levantado várias reflexões que foram fundamentais para a evolução deste trabalho.

Aos meus colegas de curso, pela convivência e ajuda em todos os momentos.

À secretária do Proad, Vanessa Pacheco, por sua ajuda e orientações durante todo o doutorado, bem como a seus estagiários e estagiárias.

À CAPES, pelo apoio financeiro.

A todos que contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste sonho.

*"O Senhor é minha luz e minha salvação, a quem temerei?
O Senhor é o protetor de minha vida, de quem terei medo?"*

Salmo 26

Resumo

Esta tese teve por objetivo ajustar o modelo de Ohlson (1995) por meio da incorporação do prêmio de risco das empresas, com o intuito de analisar uma nova versão do modelo para o cálculo do valor de mercado das empresas brasileiras. A base de dados utilizada foram os dados contábeis e os preços diários das empresas listadas na B3 no período de 2005 a 2016. A amostra foi dividida por setores, por tamanho da firma e por grau de liquidez das empresas. O trabalho está dividido em cinco capítulos. No primeiro é apresentada uma introdução geral da tese, com justificativa e objetivos. No segundo é realizada uma análise de cointegração das variáveis tradicionais do modelo de Ohlson (1995) com o uso da taxa livre de risco no cálculo dos lucros anormais. No terceiro é estimado o prêmio de risco das empresas por meio da equação diferencial estocástica e utilizando a metodologia de Oliveira et al. (2013), sendo analisados os prêmios médios e medianos. No quarto capítulo ocorre a junção dos dois anteriores: os prêmios de risco calculados no capítulo 3 são incorporados ao modelo de Ohlson (1995) no lugar da taxa livre de risco contida na variável lucro anormal. O objetivo é investigar se o novo modelo se torna mais eficiente com a consideração dos riscos específicos das empresas na análise. O capítulo 5 apresentou as conclusões finais da tese. Os resultados do capítulo 2 mostraram que o Modelo de Ohlson (1995) original com o uso de uma taxa livre de risco seria eficiente para avaliar as empresas da amostra geral e dos setores Utilidade Pública e Industrial, das empresas de maior tamanho e das empresas menos líquidas da B3. Por outro lado, não seria eficiente para estimar o valor de mercado dos setores Consumo Cíclico, Materiais Básicos e Consumo Não Cíclico, das empresas de menor tamanho e das empresas mais líquidas da B3. Os resultados do capítulo 3 mostraram que os setores Utilidade Pública, Industrial e Consumo Não Cíclico, as empresas maiores e mais líquidas apresentaram prêmios de risco menores no período considerado. Os mesmos setores, as empresas menores e menos líquidas se mostraram mais sensíveis a eventos de crise na economia. Por fim, os resultados do capítulo 4 mostraram que o modelo com prêmio mediano se mostrou superior em relação ao modelo tradicional sem prêmio para o setor de Materiais Básicos, para as empresas menores e para as empresas mais líquidas da B3. Assim, o estudo concluiu que o modelo de Ohlson (1995) com a inclusão do prêmio de risco no lugar da taxa livre de risco mostrou-se superior e mais robusto para explicar o valor de mercado desses grupos de empresas.

Palavras-chave: Modelo de Ohlson (1995). Cointegração em painel. Prêmio de risco.

Abstract

This thesis aimed to adjust the Ohlson model (1995) by incorporating the risk premium of the companies, with the purpose of analyzing a new version of the model for calculating the market value of Brazilian companies. The database used was the accounting data and daily prices of the companies listed in B3 between 2005 and 2016. The sample was divided by sector, firm size and company liquidity. The work is divided into five chapters. In the first one is presented a general introduction of the thesis, with justification and objectives. In the second, a cointegration analysis of the traditional variables of Ohlson's model (1995) is performed using the risk-free rate in the calculation of abnormal profits. In the third one, the risk premium of the companies is estimated by means of the stochastic differential equation and using the methodology of Oliveira et al. (2013), and the average and median awards are analyzed. In the fourth chapter the combination of the two previous ones occurs: the risk premiums calculated in chapter 3 are incorporated into Ohlson's model (1995) instead of the risk-free rate contained in the abnormal profit variable. The objective is to investigate if the new model becomes more efficient with the consideration of the specific risks of the companies in the analysis. Chapter 5 presented the final conclusions of the thesis. The results of chapter 2 showed that the original Ohlson Model (1995) with the use of a risk-free rate would be efficient to evaluate the companies of the general sample and of the Public Utility and Industrial sectors, the larger companies and the lesser companies net of B3. On the other hand, it would not be efficient to estimate the market value of the Cyclical Consumption, Basic Materials and Non-Cyclic Consumption sectors, the smaller companies and the more liquid companies in B3. The results of chapter 3 showed that the Public Utilities, Industrial and Non-Cyclic Consumption sectors, the largest and most liquid companies presented lower risk premiums in the period considered. The same sectors, smaller and less liquid companies were more sensitive to crisis events in the economy. Finally, the results of chapter 4 showed that the model with median premium was superior in relation to the traditional model without premium for the Basic Materials sector, for the smaller companies and for the more liquid companies of B3. Thus, the study concluded that Ohlson's (1995) model with the inclusion of the risk premium in place of the risk-free rate proved to be superior and more robust to explain the market value of these groups of companies.

Key words: Ohlson's model (1995). Panel cointegration. Risk premium.

Lista de Tabelas

Tabela 1 (2) - Número de empresas por setor	44
Tabela 2 (2) - Estatística descritiva das variáveis (em milhares)	45
Tabela 3 (2) - Teste de Pesaran (2004) por setor	46
Tabela 4 (2) - Teste de Pesaran (2004) por tamanho	46
Tabela 5 (2) - Teste de Pesaran (2004) por liquidez	47
Tabela 6 (2) - Teste de Hadri (LM) 2000 por setor	48
Tabela 7 (2) - Teste de IPS, Fisher e LLC por setor	48
Tabela 8 (2) - Teste de Hadri (LM) 2000 por tamanho	49
Tabela 9 (2) - Teste de Hadri (LM) 2000 por liquidez	50
Tabela 10 (2) - Teste de Pedroni (1999) por setor	51
Tabela 11 (2) - Teste de Kao (1999) por setor	51
Tabela 12 (2) - Teste de Pedroni (1999) por tamanho	52
Tabela 13 (2) - Teste de Kao (1999) por tamanho	52
Tabela 14 (2) - Teste de Pedroni (1999) por liquidez	53
Tabela 15 (2) - Teste de Kao (1999) por liquidez	53
Tabela 16 (2) - Estimação de longo prazo – por setor	54
Tabela 17 (2) - Estimação de longo prazo – por tamanho	54
Tabela 18 (2) - Estimação de longo prazo – por liquidez	55
Tabela 1 (3) - Prêmios por ano	79
Tabela 2 (3) - Prêmios médios por setor	80
Tabela 3 (3) - Prêmios medianos por setor	81
Tabela 4 (3) - Prêmios médios por tamanho	82
Tabela 5 (3) - Prêmios medianos por tamanho	83
Tabela 6 (3) - Prêmios médios por liquidez	84
Tabela 7 (3) - Prêmios medianos por liquidez	84
Tabela 1 (4) - Número de empresas por setor	123
Tabela 2 (4) - Estatística descritiva das variáveis (em milhares)	124
Tabela 3 (4) - Prêmios por ano	127
Tabela 4 (4) - Prêmios médios por setor	128
Tabela 5 (4) - Prêmios medianos por setor	129
Tabela 6 (4) - Prêmios médios por tamanho	131
Tabela 7 (4) - Prêmios medianos por tamanho	131
Tabela 8 (4) - Prêmios médios por liquidez	131
Tabela 9 (4) - Prêmios medianos por liquidez	132
Tabela 10 (4) - Teste de Pesaran (2004) por setor	134
Tabela 11 (4) - Teste de Pesaran (2004) por tamanho	135
Tabela 12 (4) - Teste de Pesaran (2004) por liquidez	135
Tabela 13 (4) - Teste de Hadri (LM) 2000 por setor	136
Tabela 14 (4) - Teste de IPS, Fisher e LLC por setor	137
Tabela 15 (4) - Teste de Hadri (LM) 2000 por tamanho	138
Tabela 16 (4) - Teste de Hadri (LM) 2000 por liquidez	139
Tabela 17 (4) - Teste de Pedroni (1999) por setor sem prêmio	140
Tabela 18 (4) - Teste de Pedroni (1999) por setor com prêmio médio	142
Tabela 19 (4) - Teste de Pedroni (1999) por setor com prêmio mediano	142
Tabela 20 (4) - Teste de Kao (1999) por setor	143

Tabela 21 (4) - Teste de Pedroni (1999) por tamanho	144
Tabela 22 (4) - Teste de Kao (1999) por tamanho	144
Tabela 23 (4) - Teste de Pedroni (1999) por liquidez	145
Tabela 24 (4) - Teste de Kao (1999) por liquidez	145
Tabela 25 (4) - Estimação DOLS por setor	147
Tabela 26 (4) - Estimação DOLS por tamanho	148
Tabela 27 (4) - Estimação DOLS por liquidez	148

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	15
1.1 Justificativa da Pesquisa	20
1.2 Objetivos	23
1.2.1 Objetivo Geral	23
1.2.2 Objetivos Específicos	23
2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS DO MODELO DE OHLSON PARA EMPRESAS BRASILEIRAS	25
2.1 Introdução	25
2.2 Referencial Teórico	28
2.2.1 Teoria subjacente: <i>Value Relevance</i> das informações contábeis	28
2.2.2 Modelo de Ohlson (1995)	29
2.2.2.1 <i>Aspecto teórico</i>	29
2.2.2.2 <i>Pressupostos do Modelo</i>	30
2.2.2.3 <i>Desenvolvimento do Modelo</i>	31
2.2.3 Evidências empíricas	34
2.3 Procedimentos Metodológicos	37
2.3.1 Cointegração de Dados em Painel	40
2.3.1.1 <i>Testes de Dependência de Cross Section</i>	40
2.3.1.2 <i>Testes de Raiz Unitária</i>	41
2.3.1.3 <i>Testes de Cointegração</i>	41
2.3.2 Estimações de longo prazo para dados em painel	42
2.4 Análise e Discussão dos Resultados	43
2.4.1 Estatística Descritiva	43
2.4.2 Cointegração de Dados em Painel	44
2.4.2.1 <i>Testes de Dependência de Cross Section</i>	45
2.4.2.2 <i>Testes de Raiz Unitária</i>	46
2.4.2.3 <i>Testes de Cointegração de Pedroni e Kao</i>	49
2.4.3 Estimações de longo prazo para dados em painel	52
2.5 Conclusões	54
3 PROPOSTA PARA O CÁLCULO DO PRÊMIO DE RISCO NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO	56
3.1 Introdução	56
3.2 Referencial teórico	58
3.2.1 Métodos de Cálculo do Prêmio de Risco	58
3.2.1.1 <i>Prêmio de Risco Histórico</i>	59

3.2.1.2 Métodos Prospectivos de Cálculo do Prêmio de Risco	60
3.2.2 Volatilidade	62
3.2.3 Evidências empíricas	65
3.3 Procedimentos Metodológicos	67
3.3.1 Cálculo dos Retornos Diários	69
3.3.2 Testes nas séries de retorno	69
3.3.2.1 Teste de Normalidade	69
3.3.2.2 Testes de Raiz Unitária	70
3.3.2.3 Análise de Autocorrelação nos resíduos	71
3.3.2.4 Teste do Efeito ARCH	71
3.3.3 Estimação dos Modelos de Volatilidade	72
3.3.4 Cálculo do Prêmio de Risco	72
3.4 Análise dos Resultados	75
3.4.1 Testes nas séries de retorno	76
3.4.1.1 Teste de Normalidade	76
3.4.1.2 Teste de Raiz Unitária	76
3.4.1.3 Análise de Autocorrelação nos resíduos	77
3.4.1.4 Teste do Efeito ARCH	77
3.4.2 Estimação dos Modelos de Volatilidade	78
3.4.3 Prêmios de Risco	78
3.5 Conclusões	85
4 INCORPORANDO O PRÊMIO DE RISCO AO MODELO DE OHLSON: UMA PROPOSTA PARA MENSURAÇÃO DO VALOR DAS EMPRESAS	88
4.1 Introdução	88
4.2 Referencial teórico	93
4.2.1 Modelo de Ohlson	93
4.2.2 Métodos de Cálculo do Prêmio de Risco	101
4.2.2.1 Prêmio de Risco Histórico	102
4.2.2.2 Métodos Prospectivos de Cálculo do Prêmio de Risco	103
4.2.3 Volatilidade	105
4.2.4 Teoria subjacente: Eficiência de mercado	108
4.3 Procedimentos Metodológicos	110
4.3.1 Cálculo dos Retornos Diários	113
4.3.2 Testes nas séries de retorno	113
4.3.2.1 Teste de Normalidade	114
4.3.2.2 Testes de Raiz Unitária	114
4.3.2.3 Análise de Autocorrelação nos resíduos	115

4.3.2.4 <i>Teste do Efeito ARCH</i>	115
4.3.3 <i>Estimação dos Modelos de Volatilidade</i>	116
4.3.4 <i>Cálculo do Prêmio de Risco</i>	116
4.3.5 <i>Incorporação do Prêmio de Risco ao Modelo de Ohlson (1995)</i>	119
4.3.6 <i>Cointegração de Dados em Painel</i>	120
4.3.6.1 <i>Testes de Dependência de Cross Section</i>	121
4.3.6.2 <i>Testes de Raiz Unitária</i>	121
4.3.6.3 <i>Testes de Cointegração</i>	122
4.3.7 <i>Estimações de longo prazo para dados em painel</i>	122
4.4 Análise e Discussão dos Resultados	124
4.4.1 <i>Estatística Descritiva</i>	124
4.4.2 <i>Testes nas séries de retorno</i>	125
4.4.2.1 <i>Teste de Normalidade</i>	125
4.4.2.2 <i>Teste de Raiz Unitária</i>	126
4.4.2.3 <i>Análise de Autocorrelação nos resíduos</i>	126
4.4.2.4 <i>Teste do Efeito ARCH</i>	127
4.4.3 <i>Estimação dos Modelos de Volatilidade</i>	127
4.4.4 <i>Prêmios de Risco</i>	128
4.4.5 <i>Cointegração de Dados em Painel</i>	134
4.4.5.1 <i>Testes de Dependência de Cross Section</i>	135
4.4.5.2 <i>Testes de Raiz Unitária</i>	137
4.4.5.3 <i>Testes de Cointegração de Pedroni e Kao</i>	142
4.4.6 <i>Estimações de longo prazo para dados em painel</i>	148
4.5 Conclusões	151
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS DA TESE	155
REFERÊNCIAS	157
APÊNDICE A – <i>Teste de Normalidade</i>	169
APÊNDICE A – <i>Teste de Normalidade (continuação)</i>	170
APÊNDICE B – <i>Teste de Raiz Unitária</i>	171
APÊNDICE B – <i>Teste de Raiz Unitária (continuação)</i>	172
APÊNDICE C – <i>Teste de Autocorrelação</i>	173
APÊNDICE C – <i>Teste de Autocorrelação (continuação)</i>	174
APÊNDICE C – <i>Teste de Autocorrelação (continuação)</i>	175
APÊNDICE C – <i>Teste de Autocorrelação (continuação)</i>	176
APÊNDICE C – <i>Teste de Autocorrelação (continuação)</i>	177
APÊNDICE D – <i>Teste de Engle</i>	178
APÊNDICE D – <i>Teste de Engle (continuação)</i>	179

APÊNDICE D – Teste de Engle (continuação)	180
APÊNDICE D – Teste de Engle (continuação)	181
APÊNDICE D – Teste de Engle (continuação)	182
APÊNDICE E – Estimação dos modelos de volatilidade	183
APÊNDICE E – Estimação dos modelos de volatilidade (continuação)	184

1 INTRODUÇÃO

A busca por um método que avalie da melhor forma o preço dos ativos financeiros sempre foi um objetivo para os gestores de investimentos (SCHUCH, 2013). Na verdade, acionistas, investidores e credores têm um interesse óbvio no valor de uma empresa (KOTHARI, 2001), pois ela está presente em diversas circunstâncias da vida organizacional.

Em um mercado eficiente, esse valor é definido como o valor presente dos fluxos de caixa líquidos futuros esperados, descontados à taxa de retorno apropriada ajustada ao risco. Esse método está inserido na chamada análise fundamental, que envolve o uso de informações nas demonstrações financeiras correntes e passadas, em conjunto com a indústria e os dados macroeconômicos para chegar ao valor intrínseco da empresa. Uma diferença entre o preço atual e o valor intrínseco é uma indicação das recompensas esperadas para o investimento (KOTHARI, 2001).

Cabe informar, porém, que a inserção da análise fundamental na determinação do valor de uma empresa, isto é, a relação entre os mercados de capitais e as demonstrações financeiras, refere-se a uma ampla área de pesquisa que se originou com as publicações seminais de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968), logo após o desenvolvimento da hipótese de mercados eficientes e a metodologia de estudo de eventos na Universidade de Chicago (KOTHARI, 2001).

A principal motivação que levou à pesquisa desses autores foi fornecer evidências empíricas para verificar se os números contábeis continham ou transmitiam informações sobre o desempenho financeiro de uma empresa. Eles forneceram provas convincentes de que existe conteúdo informativo nos anúncios de lucros contábeis (KOTHARI, 2001). A metodologia utilizada nesses trabalhos influenciou a pesquisa de muitos autores (Rayburn (1986), Collins e Kothari (1989), Easton e Harris (1991), Dechow (1994) e Dhaliwal et al. (1999) e revolucionou o campo de avaliação na contabilidade (KOTHARI, 2001; SCHUCH, 2013). Considerando esse contexto de análise e avaliação fundamentais, a literatura contábil baseia-se no modelo de desconto de dividendos ou sua transformação, como o modelo de lucros (capitalização) ou modelo de *residual income valuation* de Ohlson (KOTHARI, 2001).

Os modelos de desconto de dividendos foram a primeira tentativa de encontrar, sob um ponto de vista financeiro, uma fórmula de preços para as ações ordinárias. Esses modelos remontam a obras semânticas de Williams (1938) e Gordon e Shapiro (1956) onde, em um

cenário determinístico, o preço de uma ação ordinária é obtido descontando todos os dividendos futuros por ação, aplicando uma taxa que reflete o risco da empresa (AGOSTO, MAININI E MORETTO, 2016).

Percebendo deficiências nas metodologias de avaliação existentes, Ohlson (1995) propôs o modelo de *residual income valuation*, em que aprimorou o modelo de desconto dos lucros residuais para a estimativa do valor de uma empresa, desenvolvendo um método (conhecido por Modelo de Ohlson) que explica o valor de uma empresa com base em informações contábeis (GALDI, TEIXEIRA E LOPES, 2008). O modelo de *residual income valuation* define o preço como a soma do valor contábil do patrimônio líquido com o valor presente descontado dos lucros residuais futuros esperados (KOTHARI, 2001).

A partir do desenvolvimento do Modelo de Ohlson, muitas comparações entre os diferentes modelos de avaliação de empresas começaram a ser realizadas, em especial com relação aos modelos de fluxos de caixa descontados e de lucros residuais (GALDI, TEIXEIRA E LOPES, 2008). Duas questões do Modelo de Ohlson que foram e ainda estão sendo aperfeiçoadas em estudos são o vetor “outras informações” e o fato do modelo descontar os fluxos de caixa a uma taxa livre de risco.

Em relação às “outras informações”, Lundholm (1995) afirma que se referem a informações não contábeis que proporcionam um choque nos lucros residuais em períodos futuros. Ohlson (1995) explica que esse vetor deve ser considerado como um resumo dos eventos relevantes para a avaliação da empresa que ainda causarão impacto sobre as demonstrações financeiras (CUPERTINO E LUSTOSA, 2006).

A outra questão é que o modelo utiliza uma taxa livre de risco para descontar os fluxos de caixa. Porém, há incerteza associada com a avaliação de empresas. Muitas vezes, essa incerteza provém do bem avaliado, e o modelo de avaliação pode acrescentá-la em sua estrutura (DAMODARAN, 2012).

Tanto credores quanto acionistas esperam ser remunerados pelo custo da oportunidade do investimento de seus recursos em uma determinada empresa em vez de outra de risco semelhante. O custo médio ponderado de capital (WACC) é a taxa de desconto usada para converter o fluxo de caixa livre futuro em valor presente. O mercado comprador do fim da década de 1990 chamou a atenção para a importância da estimativa correta do custo de capital. Uma das características da correta estimativa do custo de capital é ajustá-lo para o risco sistêmico suportado por cada fornecedor de capital, uma vez que cada um deles espera um retorno que remunere o risco assumido (COPELAND, KOLLER E MURRIN, 2000).

Entra em cena então o conceito de prêmio de risco de ações - o rendimento esperado das ações em excesso da taxa livre de risco. É um valor essencial em todos os preços de ativos, tanto por razões teóricas como práticas. É uma medida chave da aversão ao risco agregado e um determinante importante do custo de capital para corporações, decisões de poupança de indivíduos e planos de orçamentação para governos (DUARTE E ROSA, 2015).

Conceitualmente, o prêmio de risco é a compensação que os investidores exigem para torná-los indiferentes na margem entre o risco da carteira de mercado e uma obrigação livre de risco. Como essa compensação depende do desempenho futuro das ações, o prêmio de risco incorpora expectativas de retornos futuros do mercado de ações que não são diretamente observáveis. No final do dia, qualquer modelo de prêmio de risco é um modelo de expectativas dos investidores. Um desafio na estimativa do prêmio de risco é que não está claro o que realmente constitui o retorno do mercado e a taxa livre de risco no mundo real (DUARTE E ROSA, 2015).

Embora sua importância seja inquestionável, o mesmo não se pode dizer a respeito das formas pelas quais esse número vem sendo obtido e da significância dos valores encontrados – trata-se de uma variável que não é passível de observação direta, o que leva os pesquisadores e analistas de mercado a diferentes abordagens para a estimação. Os resultados são muitas vezes criticados quanto ao método empregado, quanto aos valores encontrados e, a despeito até da convergência no verificado segundo diferentes abordagens e autores, quanto à consistência da fundamentação teórica a que o tema se relaciona (GONÇALVES JR et al., 2011).

Mais de duas décadas atrás, Mehra e Prescott (1985) encontraram uma questão embaraçosa: o prêmio histórico de ações dos Estados Unidos é uma ordem de grandeza maior do que pode ser racionalizada no contexto do paradigma neoclássico padrão da economia financeira. Essa regularidade, apelidada de "*equity premium puzzle*", gerou uma infinidade de esforços de pesquisa para explicá-lo (MEHRA, 2006).

Após esse trabalho, vários estudos internacionais (Shiller (1989), Ibbotson Associates (1992), Kocherlakota (1996), Ibbotson e Chen (2001), Siegel (2002), Dimson et al. (2003), Pastor et al. (2008), Neely et al. (2013) e Damodaran (2016)) e nacionais (Bonomo e Garcia (1994), Corrêa e Samanez (2002), Minardi e Sanvicente (2006), Gonçalves Jr. et al. (2011), Sanvicente e Carvalho (2012) e Damke et al. (2016)) encontraram valores significativos de prêmios de risco, o que realça a importância de incorporar tal valor na avaliação das empresas.

Há um considerável debate e discordância entre acadêmicos e profissionais com relação à magnitude do prêmio de risco de mercado e por quanto ele muda ao longo do tempo com a mudança do risco da economia. Apesar de um vasto corpo de pesquisa em finanças e economia, a pólen ainda não se estabeleceu no conjunto de fatores de risco com preços. Além disso, estimativas da sensibilidade de um título a fatores de preço, ou seja, estimativas de riscos relativos, são notoriamente ruidosas. Assim, a estimativa mais recente do custo do capital próprio (risco relativo maior que o prêmio de risco mais a taxa livre de risco) é extremamente imprecisa (KOTHARI, 2001). No presente estudo, o prêmio representa a maneira pela qual será mensurada a percepção de risco do investidor.

O modelo de Ohlson (1995) considera que as crenças são homogêneas e os indivíduos são neutros em relação ao risco. Em seu artigo, o autor afirma que a neutralidade de risco em seu modelo se aplica para que o fator de desconto seja igual à taxa livre de risco, com o objetivo de manter as coisas simples. Em outro artigo, Feltham e Ohlson (1999) afirmam que a neutralidade do risco é comumente usada para evitar completamente a questão de como o risco é precificado.

O próprio Ohlson fala na última seção do seu trabalho que o fato do seu modelo se basear na neutralidade do risco levanta naturalmente a questão de como se generaliza e se modifica a análise para incorporar o risco na sequência de dividendos antecipados. Para isso, o autor apresentou três abordagens possíveis.

A primeira abordagem, considerada por Ohlson (1995) como a mais direta, permite o risco substituir o fator de desconto R_f por algum fator, ρ , que ajusta R_f para risco. Assim, $\rho = R_f + \text{prêmio de risco}$. O autor afirma que, embora essa abordagem seja simples e talvez útil para muitos propósitos práticos, ela não tem apelo teórico. Para ele, uma desvantagem teórica óbvia diz respeito ao silêncio sobre de onde o risco se origina.

A segunda abordagem seria ajustar os numeradores em vez dos denominadores na fórmula básica de desconto de dividendos. Porém, segundo Ohlson (1995), o "custo" de usar essa abordagem é obviamente pesado, uma vez que não leva, por si só, a implicações concretas.

Por fim, como terceira abordagem, pode-se adicionar alguma estrutura ao quadro geral do operador do valor esperado do modelo. Neste esquema, o retorno esperado do mercado é endógeno para refletir o risco nas variáveis de informação "lucro anormal" e "outras informações" e, indiretamente, também a sequência de dividendos. Porém, segundo o autor, uma limitação óbvia diz respeito à ausência de um conceito de alavancagem no modelo.

Esse trabalho irá se utilizar da primeira abordagem proposta por Ohlson (1995), ou seja, incluir um prêmio de risco no modelo.

Assim, a proposta desta tese é agregar as duas frentes de análise do valor das empresas: a capacidade de geração de fluxo de caixa, avaliada por uma variação do Modelo de Ohlson; e a percepção de risco do investidor, avaliada pelo cálculo do prêmio de risco. Essa agregação se dará pela inclusão do prêmio de risco no Modelo de Ohlson, somando-o à taxa livre de risco. Com isso, pretende-se analisar uma nova versão do modelo, verificando se essa incorporação do prêmio de risco o tornará mais eficiente no cálculo do valor das empresas do que se utilizando apenas de uma taxa livre de risco que não reflete por completo o risco relacionado à empresa.

Dessa forma, considerando a importância de se avaliar corretamente o valor de uma empresa a partir de lucros residuais futuros esperados e verificando a relevância das informações contábeis, e sobretudo como mensurar e agregar o prêmio de risco a uma variação do Modelo de Ohlson, expõe-se o seguinte problema de pesquisa: **até que ponto a incorporação do prêmio de risco a uma variação do Modelo de Ohlson torna essa mais eficiente no cálculo do valor de mercado das empresas que compõe a B3 no período de 2005 a 2016?**

Esta tese foi estruturada na forma de cinco capítulos. O primeiro capítulo contém a justificativa de pesquisa e os objetivos geral e específicos. Logo após foram desenvolvidos três capítulos. No capítulo 2, será testado o Modelo de Ohlson de avaliação de empresas por meio da metodologia de cointegração de dados em painel para as empresas listadas na B3. O modelo possui como variáveis básicas o valor contábil do PL e o lucro anormal. Será testado o modelo original, que utiliza a taxa livre de risco no cálculo da variável lucro anormal. Ou seja, os riscos das empresas não serão considerados.

No capítulo 3 será calculado o prêmio de risco das empresas brasileiras mais líquidas da B3, considerando a estimação por meio da equação diferencial estocástica (SDE). Para isso, serão realizados testes nas séries financeiras de retorno das ações e serão estimados os modelos de volatilidade para cada empresa.

No quarto capítulo, as duas abordagens dos capítulos 2 e 3 irão se juntar. Será testada uma versão mais robusta do Modelo de Ohlson (1995) para o contexto de risco, por meio da inserção do prêmio de risco no cálculo do lucro anormal. Assim, os valores dos prêmios de risco das empresas mais líquidas, calculados no capítulo 3, serão incorporados ao modelo de

Ohlson para cada empresa, com o objetivo de verificar se o novo modelo de ajusta melhor às empresas e consegue prever de forma mais eficiente o valor de mercado das mesmas.

Pelo fato dos capítulos 3 e 4 terem o prêmio de risco como abordagem semelhante, os tópicos de metodologia e resultados da parte de prêmio de risco do capítulo 4 se repete com os mesmos tópicos do capítulo 3. O mesmo acontece com alguns itens do referencial teórico.

Por fim, serão apresentadas as conclusões gerais da tese no capítulo 5.

O trabalho está dividido em quatro partes, além dessa introdução: (i) referencial teórico; (ii) metodologia; (iii) resultados e (iv) conclusões.

1.1 Justificativa da Pesquisa

As décadas de 1980 e 1990 foram de grandes transformações econômicas para o Brasil. Os processos de reformas estruturais vivenciados a partir de 1980, dentre os quais as privatizações, fusões de empresas e a internacionalização das economias mundiais, alteraram significativamente o comportamento estratégico das empresas e, conseqüentemente, sua valoração no mercado. A temática da mensuração do valor de uma empresa ganhou novo impulso, tanto acadêmico quanto profissional, em virtude, principalmente, do processo crescente de privatização e de reorganização societária, além das enormes oscilações nos preços das ações em bolsas de valores no Brasil e no mundo. Discutir e mensurar o valor de uma empresa passou a ser variável fundamental no comportamento estratégico das organizações que se encontra inserido em um mercado cada vez mais competitivo. Portanto, essas são algumas das razões que justificariam a elaboração de trabalhos acadêmicos sobre avaliação de empresas (PEREZ E FAMÁ, 2003; MONTE, ARAÚJO NETO E RÊGO, 2009).

Em países emergentes, como o Brasil, a busca do valor intrínseco torna a avaliação de empresas mais desafiadora. Variáveis como interferência governamental, incertezas da economia, volatilidade das taxas de juros e aumento da competitividade tornam a avaliação mais difícil aos participantes desse ambiente empresarial e requerem julgamentos e premissas que atendam às particularidades de cada empresa e de cada ambiente em que está inserida. Isso se dá, entre outras razões, como consequência da abertura do comércio e dos investimentos internacionais, o que faz com que as empresas sofram muitas mudanças microeconômicas, como alterações na estrutura de capital (CUNHA, MARTINS E ASSAF NETO, 2014).

A avaliação de empresas é um tema de grande interesse na prática e no meio acadêmico (OHLSON E LOPES, 2007). Para qualquer pessoa envolvida no campo das finanças corporativas, entender os mecanismos de avaliação da empresa é um requisito indispensável. Isso não se deve apenas à importância da avaliação em aquisições e fusões, mas também porque o processo de avaliação da empresa e suas unidades de negócios ajuda a identificar fontes de criação e destruição de valor econômico dentro da empresa (FERNANDEZ, 2013).

Ao avaliar uma empresa, objetiva-se encontrar o valor de mercado, ou seja, aquele que representa, de modo equilibrado, a potencialidade econômica de determinada companhia (MARTINS, 2009). Na verdade, são muitos os objetivos da avaliação de empresas, mas qualquer que seja ele, a busca do valor intrínseco da empresa é o alvo do avaliador. Porém, não se tem acesso a todas as informações disponíveis, tampouco um modelo de avaliação perfeito; deve-se analisar, por isso, se as avaliações com as informações disponíveis no momento e com o modelo existente proveem uma aproximação desse valor (CUNHA, MARTINS E ASSAF NETO, 2014).

Existem muitas áreas em avaliação onde há espaço para discordância, incluindo como estimar o valor verdadeiro e quanto tempo levará para que os preços se ajustem a esse valor (DAMODARAN, 2012). Na literatura acadêmica existem diversos paradigmas abordando a questão da avaliação de ativos financeiros nas áreas financeira, contábil e econômica, como fluxo de caixa descontado, valor contábil e método dos múltiplos, entretanto nenhuma investigação empírica apresentou ainda uma resposta definitiva (SCHUCH, 2013).

Na verdade, todos os modelos de avaliação realizam suposições. Esse recurso é comum à maioria dos modelos teóricos, como o Modelo de Ohlson (1995), que impõe uma estrutura específica sobre o processo de lucros anormais e “outras informações”. É inútil criticar um ou mais desses modelos com base no realismo dos pressupostos. Assumindo mercados de capitais eficientes, um dos objetivos de um modelo de avaliação é explicar os preços das ações observados. Alternativamente, em um mercado de capitais ineficiente, um bom modelo de valor intrínseco ou fundamental deve gerar, previsivelmente, retornos anormais positivos ou negativos. Portanto, no espírito da ciência positiva, vale a pena examinar quais desses modelos explica melhor os preços das ações e/ou que tem o poder mais preditivo com relação aos retornos futuros (KOTHARI, 2001).

Os métodos que estão se tornando cada vez mais populares (e são conceitualmente “corretos”) são aqueles baseados no desconto de fluxo de caixa (FERNANDEZ, 2013). Na

verdade, a utilidade e a relevância das informações contábeis adquiriram papel central no desenvolvimento da pesquisa e da prática na área da Contabilidade, desde que essa, por influência da área de Finanças, teve seu campo de pesquisa ampliado e incorporou o enfoque na linha de pesquisa positiva (baseada na ciência econômica, teoria da agência e mercados eficientes, construindo hipóteses e testando-as empiricamente) (LOPES, SANT'ANNA E COSTA, 2007).

O desempenho atual de uma empresa, conforme resumido em suas demonstrações financeiras, é importante, mas não o único *input* para a avaliação de mercado dos fluxos futuros de caixa líquidos da empresa e, portanto, na avaliação de mercado da empresa (KOTHARI, 2001). Foi tentando aperfeiçoar os modelos de avaliação existentes que Ohlson (1995) criou o seu modelo, que foi amplamente estudado por causa de sua significância na avaliação do preço das ações durante um período prolongado e na previsão do preço futuro das ações (LEE, CHEN E TSAI 2014).

Konchitchki (2016), ao falar da importância do Modelo de Ohlson, afirma que a representação formal do valor das empresas em termos de valores das demonstrações contábeis tem sido escassa desde a formação da pesquisa contábil, à exceção do Modelo de Ohlson, que é um dos poucos estudos na pesquisa de mercados de capitais em contabilidade.

Esta tese inova ao apresentar uma extensão robusta ao modelo de Ohlson (1995), por meio da inserção do prêmio de risco na taxa de desconto dos fluxos de caixa. Segundo Konchitchki (2016), Ohlson (1995) deriva equações que representam o valor e o retorno de uma empresa e têm várias implicações. No entanto, existem aspectos importantes que faltam no trabalho original de Ohlson, como o custo do capital próprio, dado que Ohlson (1995) assume a neutralidade do risco. Ou seja, a taxa de desconto ou a taxa de retorno que o capital próprio de uma empresa espera receber em um investimento alternativo com risco equivalente ao perfil de risco da empresa, é uma importante avaliação fundamental do patrimônio das empresas (KONCHITCHKI, 2016).

Dessa forma, Sanvicente e Carvalho (2012) afirmam que estimar o prêmio de risco é um dos ingredientes mais importantes quando se calcula o custo de capital para as empresas. Seu uso é central para decisões financeiras. Os investidores precisam desse pedaço de informação para avaliar as ações e avaliar os retornos esperados das carteiras de investimento. Os diretores financeiros precisam dessas taxas para determinar a viabilidade do projeto de investimento, gerenciar uma empresa de uma perspectiva de criação de valor e, portanto, identificar a estrutura de capital ideal da empresa (SANVICENTE E CARVALHO, 2012).

Nesta tese, o prêmio de risco será incorporado a uma variação do Modelo de Ohlson por meio do cálculo do lucro anormal, ou seja, ao invés de se considerar a neutralidade do risco utilizando-se de uma taxa livre de risco, como propõe o modelo original, esse risco será considerado no novo modelo proposto. Essa será a grande contribuição desta tese, haja vista que não foi encontrada na literatura pesquisada um modelo robusto que tenha feito o que propõe esse trabalho.

Além disso, será utilizada nesse trabalho a metodologia de cointegração. Segundo Lee, Chen e Tsai (2014), a existência de não-estacionaridade em séries econômicas e contábeis implica que testes de cointegração entre variáveis econômicas e contábeis são necessários para uma modelagem mais realista do comportamento da ação. Há um incentivo considerável para estudar a relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço das ações e o valor fundamental das corporações no modelo de avaliação de ações baseado em contabilidade de Ohlson (LEE, CHEN E TSAI, 2014).

Assim, esta tese se mostra relevante, pois objetiva dar robustez ao Modelo de Ohlson de avaliação de empresas, inserindo o prêmio de risco na análise das empresas listadas na B3 (antiga BM&FBOVESPA), utilizando para isso da metodologia de cointegração.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

O objetivo geral da tese é ajustar o modelo de Ohlson (1995) por meio da incorporação do prêmio de risco das empresas, com o intuito de investigar uma nova versão do modelo para o cálculo do valor de mercado das empresas brasileiras compõem a B3 no período de 2005 a 2016.

1.2.2 Objetivos Específicos

Os objetivos específicos do trabalho são descritos a seguir:

- (i) Analisar a cointegração e a estimação de longo prazo das variáveis valor de mercado, valor contábil do PL e lucros anormais, contidas no modelo de Ohlson (1995) original que usa a taxa livre de risco;
- (ii) Analisar os prêmios de risco das empresas brasileiras mais líquidas listadas na B3, por meio da equação diferencial estocástica;
- (iii) Comparar as análises de cointegração e as estimações de longo prazo do modelo de Ohlson (1995) sem risco e com a incorporação do risco calculado no item ii.

2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS DO MODELO DE OHLSON PARA EMPRESAS BRASILEIRAS

2.1 Introdução

Toda empresa que gera bens e serviços úteis, escassos e oportunos, ou seja, detentores de valor, é passível de ser avaliada. Por meio dessa avaliação almeja-se alcançar o valor justo de mercado para a empresa, ou seja, aquele que representa, de maneira equilibrada, a sua potencialidade econômica, relacionada aos benefícios líquidos que se espera que ela produza no presente e no futuro (MIRANDA, REIS E LEMES, 2006).

Os sucessivos processos de reformas econômicas no Brasil, observados de forma mais frequente a partir de 1980, resultaram na adoção de diversas metodologias de avaliação com a finalidade de atribuir valores justos aos empreendimentos públicos postos à venda, e sobre os quais se observaram a questão do potencial de geração de benefícios futuros. Tais métodos também se aplicavam às avaliações de empresas de capital aberto, onde as decisões dos gestores passaram a ser pautadas pelo objetivo básico de criar valor para a empresa, com a finalidade de promover a maximização da riqueza de seus acionistas (MONTE, ARAÚJO NETO E RÊGO, 2009).

Dessa forma, os participantes do mercado de capitais estão sempre à procura de ações de valor e de um método de avaliação válido que irá levá-los ao valor inerente à ação. Entre os fatores que podem influenciar os preços das ações, as informações das demonstrações contábeis têm um lugar importante. Uma vez que essa fonte de informação é obrigatória, com elevado grau de quantificação e padronização, o interesse dos investidores e a sensibilidade à sua divulgação são consideráveis. Por exemplo, os vários estudos que têm sido conduzidos para prever os preços das ações mostraram um aumento no papel do valor contábil na avaliação de ações e na relação dessa variável com o valor de mercado das empresas (DUNG, 2010; ETEMADI E MOUGOUIE, 2015).

Desde a publicação do primeiro estudo sobre esse tema por Ball e Brown em 1968 até 1995, houve muitas tentativas, principalmente empíricas, para medir a relevância do valor da informação das demonstrações financeiras. No entanto, uma característica comum importante

de todos esses estudos é a falta de uma base teórica sólida, pois não foram fornecidas respostas satisfatórias a duas perguntas essenciais: (i) que informações das demonstrações financeiras deve-se levar em conta numa relação direta com os preços das ações?; e (ii) qual é o modelo teórico que mede esse valor-relevância? (DUNG, 2010). Em um artigo de pesquisa publicado em 1995, James Ohlson conseguiu responder a essas perguntas com uma base teórica sólida e seus resultados influenciaram fortemente os estudos sobre a relevância do valor da informação das demonstrações contábeis (DUNG, 2010).

O modelo de Ohlson (1995) é derivado dos métodos de fluxo de caixa descontado, que buscam determinar o valor da empresa estimando os fluxos de caixa que serão gerados no futuro e, em seguida, descontando-os a uma taxa de desconto adequada (FERNANDEZ, 2013). Mais especificamente, Ohlson (1995) mostrou que o valor inerente da empresa é igual ao valor contábil do patrimônio líquido mais o valor presente dos lucros anormais futuros, acrescido de uma variável escalar que representa “outras informações”. Seu modelo foi amplamente estudado por causa de sua importância tanto na avaliação do preço atual das ações quanto na previsão de seu preço futuro (LEE, CHEN E TSAI, 2014).

Assim, a principal contribuição do Modelo de Ohlson é fornecer como quadro teórico um trabalho para a avaliação de ações com base nas variáveis fundamentais da contabilidade (lucro e valor contábil). Além disso, permitir que quaisquer outras informações interfiram na previsão do valor da empresa (ETEMADI E MOUGOUIE, 2015). Ohlson (1995) sugere que essas "outras informações" no modelo devem ser pensadas como resumindo eventos relevantes para o valor que ainda não tiveram impacto nas demonstrações financeiras. Elas são referentes a lucros futuros (anormais) independentes dos lucros atuais e passados (anormais). Em outras palavras, as "outras informações" capturam todas as informações não contábeis que serão eventualmente refletidas em lucros anormais futuros (LEE, LIN E YU, 2012).

Há várias tentativas de identificar a variável "outras informações". Elas incluem previsões consensuais de analistas a respeito dos lucros do próximo ano (Dechow, Hutton e Sloan (1999)); dividendos (Hand and Landsman (1998)); rendas e fluxos de caixa (Barth et al. (1999)), etc. (LEE, LIN E YU, 2012). Ohlson (2001) chamou essa variável de “misteriosa” e afirmou que as previsões de analistas constituem uma ferramenta razoável para mensurar os lucros futuros esperados (CUPERTINO E LUSTOSA, 2006).

Embora essa linha de abordagem preencha potencialmente o elo perdido no modelo de Ohlson, o foco inevitavelmente se transformou em se as "outras informações" foram

corretamente especificadas e quão bem elas se encaixam no modelo. Porém, como não se pode especificar totalmente o que são essas "outras informações", a essência e o espírito do processo dinâmico de Ohlson para relacionar o valor de mercado com o valor contábil e a renda residual ficam largamente ignorados ou esquecidos (LEE, LIN E YU, 2012).

Além disso, no caso específico das empresas brasileiras, os três estudos realizados no Brasil a que se teve acesso (Lima (2008), Ferreira (2010) e Schuch (2013)) que utilizaram a previsão dos analistas como *proxy* para a variável “outras informações” forneceram resultados estatisticamente não significativos, além das limitações referentes a amostras pequenas não passíveis de generalização dos resultados, haja vista que apenas uma pequena parcela das empresas listadas na B3 (antiga BM&FBOVESPA) é analisada pelos analistas do mercado. Por exemplo, uma das conclusões de Ferreira (2010) foi que o poder explicativo das variáveis contábeis lucro e valor do patrimônio líquido, em relação às “previsões dos analistas”, na média, é mais alto, pois, segundo o autor, os analistas ainda enfocam mais as informações extraídas da contabilidade como base de formulação de suas previsões, do que as “outras informações”.

Dessa forma, esse estudo considerou uma metodologia distinta dos outros trabalhos publicados no Brasil, utilizando apenas as duas variáveis contábeis contidas no modelo de Ohlson (1995) para avaliar as empresas brasileiras listadas na B3. Para isso, foram utilizados os métodos de cointegração para dados em painel e estimação dos coeficientes de longo prazo das variáveis do modelo. As metodologias são baseadas em alguns trabalhos como os de Lee, Chen e Tsa (2014), Vázquez, Valdés e Porras (2011) e Valdés e Vázquez (2010).

Assim, esse estudo investigou o seguinte problema de pesquisa: **até que ponto as variáveis contábeis utilizadas no modelo de Ohlson (1995) conseguem prever sozinhas os movimentos futuros dos preços das ações no mercado brasileiro, sem a necessidade de estimar o vetor “outras informações” contido no modelo, considerando a abordagem de cointegração no longo prazo?**

O objetivo deste trabalho é verificar se existe relação de equilíbrio de longo prazo entre o valor de mercado e as variáveis valor contábil do PL e lucros anormais, contidas no modelo de Ohlson (1995). Para isso, foi utilizada a metodologia de cointegração de dados em painel, além de serem estimadas as relações das variáveis no longo prazo. O trabalho está dividido em quatro partes, além dessa introdução: (i) referencial teórico; (ii) metodologia; (iii) resultados e (iv) conclusões.

2.2 Referencial Teórico

2.2.1 Teoria subjacente: *Value Relevance* das informações contábeis

As informações contábeis são consideradas relevantes para o valor quando possuem uma associação prevista com o valor de mercado do patrimônio. Assim, se for encontrada uma associação significativa, presume-se que a informação contábil de interesse da pesquisa é relevante para os investidores e confiável o suficiente para se refletir nos preços das ações (SONG, THOMAS E YI, 2010). Amir, Harris e Venuti (1993) foram os primeiros a usar o termo "relevância de valor" para descrever essa associação (SUADIYE, 2012).

A relevância do valor pode ser medida através das relações estatísticas entre as informações apresentadas pelas demonstrações financeiras e os valores de mercado ou retornos das ações. A relevância do valor da informação contábil foi estudada em muitas perspectivas. O estudo de Miller e Modigliani (1966) foi um dos primeiros estudos que investigaram relações entre números contábeis e outros parâmetros financeiros. Os autores investigaram os fatores que afetam o investimento, desenvolvendo métodos eficazes para inferir o custo do capital relevante para decisões de investimento ótimas a partir de dados de valores de mercado dos títulos na indústria de eletricidade (MILLER E MODIGLIANI, 1966; KARGIN, 2013).

Posteriormente, o artigo seminal de Ball e Brown (1968) estudou a relação entre retornos de ações e lucros. Segundo Ohlson (1991), o papel de Ball e Brown (1968) teve uma enorme influência na pesquisa de contabilidade empírica moderna, pois sua análise levou a uma perspectiva informativa sobre dados contábeis. Desde Ball e Brown (1968), vários estudos investigaram a associação entre os preços ou os retornos das ações e as informações divulgadas nas demonstrações financeiras, como o estudo de Ohlson (1995) (SUADIYE, 2012).

O modelo de Ohlson (1995) foi utilizado em muitos estudos para explorar as relações entre o valor de mercado do patrimônio e duas principais variáveis de relatórios financeiros, ou seja, o valor contábil do patrimônio líquido (contido no balanço patrimonial) e do lucro (representado na demonstração do resultado) (KARGIN, 2013). Desde 1995, o modelo de Ohlson foi testado extensivamente em dados do mercado de ações de muitos países sob diferentes metodologias de estudo. A maior parte da literatura sobre a relevância do valor da informação contábil tem documentado de forma abrangente a associação estatística entre

lucros, valores contábeis e preços (ou retornos) das ações. Por exemplo, Collings, Maydew e Weiss (1997), usando a estrutura de avaliação de Ohlson (1995), investigaram a relevância do valor de lucros, valor contábil e da combinação lucro e valor contábil para as empresas dos EUA. Eles encontraram que os lucros e o valor contábil são relevantes ao valor e explicam em conjunto 54% da variação transversal nos preços das ações (SUADIYE, 2012).

Assim, no próximo tópico serão explorados o aspecto teórico, os pressupostos e o desenvolvimento do Modelo de Ohlson (1995).

2.2.2 Modelo de Ohlson (1995)

2.2.2.1 Aspecto teórico

Ohlson (1995) estruturou um modelo de avaliação, baseado na *clean surplus relation* (CSR), onde variáveis contábeis tivessem papel destacado (CUPERTINO E LUSTOSA, 2006). Propôs então o Modelo de *Residual Income Valuation*, em que os lucros são a base de cálculo para o valor da empresa (LOPES, SANT'ANNA E COSTA, 2007).

O Modelo de Ohlson (1995) é derivado do método de fluxo de dividendos. Nele, o valor de uma empresa é calculado como o somatório do valor contábil do patrimônio líquido da companhia com o valor presente dos lucros residuais (anormais) esperados (GALDI, TEIXEIRA E LOPES, 2008). O modelo satisfaz muitas propriedades atraentes e fornece uma referência útil quando se conceitua como o valor de mercado se relaciona com dados contábeis e outras informações (OHLSON, 1995).

O trabalho desenvolveu e analisou um modelo de valor de mercado de uma empresa que se relaciona com lucros, valores contábeis do patrimônio líquido e dividendos atuais e futuros. Duas teorias contábeis forneceram os fundamentos do modelo: a aplicação do *clean surplus relation* e a teoria de que os dividendos reduzem o valor contábil atual do patrimônio líquido, mas não afetam os lucros atuais (OHLSON, 1995).

A contabilidade atribui uma importante função integrativa à demonstração das mutações do patrimônio líquido (PL). O formato da demonstração requer que a mudança no PL seja igual ao lucro menos dividendos (líquidos de contribuições de capital). Essa relação é chamada de *clean surplus relation*, pois todas as mudanças nos ativos/passivos não relacionados aos dividendos devem passar pela demonstração de resultados (OHLSON, 1995).

Assim, o estudo de Ohlson (1995) partiu do pressuposto de que o valor da empresa é igual ao valor presente dos dividendos esperados. Em seguida, assumiu-se a *clean surplus relation* para substituir os dividendos pelos lucros/PL na fórmula de valor presente. Especificamente, o núcleo da função de avaliação expressa o valor como uma média ponderada de (i) lucros atuais capitalizados (ajustados por dividendos) e (ii) valor atual contábil do PL (OHLSON, 1995).

Em relação à segunda teoria, de que os dividendos reduzem o valor contábil do PL, mas não afetam os lucros atuais, observou-se que essa característica é relevante quando se identifica a economia inerente à suposição de dinâmica de lucros anormais combinada com a *clean surplus relation*. As observações iniciais são (OHLSON, 1995):

- (i) Um aumento nos dividendos em qualquer data reduz os lucros esperados do período subsequente. Como a neutralidade de risco se mantém, o efeito marginal de um dólar de dividendos sobre o lucro esperado do próximo período é igual à taxa livre de risco.
- (ii) De um modo mais geral, um aumento nos dividendos reduz os lucros agregados dos dois períodos subsequentes. A taxa de juros composta por dois períodos determina esse efeito.

Essas duas consequências da distribuição de riqueza aos proprietários estendem a exigência mais básica de que os dividendos reduzem o valor contábil do PL, mas deixam inalterados os lucros atuais. Os dividendos têm efeitos sobre os dados contábeis futuros, bem como sobre os dados contábeis atuais. Todas essas construções se relacionam com a ideia de que os lucros no futuro dependem parcialmente do valor contábil do PL de hoje. Essa dependência torna-se explícita se transformar a dinâmica de lucros anormais para expressar os lucros esperados do próximo período como uma função do valor contábil do PL atual, assim como dos lucros e dividendos atuais (OHLSON, 1995).

2.2.2.2 Pressupostos do Modelo

Três pressupostos formulam o modelo de avaliação. O primeiro, como padrão, o valor presente dos dividendos esperados (PVED) determina o valor de mercado. Para simplificar, a neutralidade de risco se aplica para que o fator de desconto seja igual à taxa livre de risco. No

segundo pressuposto, aplica-se a teoria contábil de patrimônio líquido regular: os dados contábeis e os dividendos satisfazem a *clean surplus relation* e os dividendos reduzem o valor contábil do PL sem afetar os lucros atuais (OHLSON, 1995).

Por fim, no terceiro pressuposto, um modelo linear enquadra o comportamento estocástico da série temporal de lucros anormais. Essa variável é definida como lucros menos um encargo para o uso de capital. Uma vez que o PVED e a *clean surplus relation* implicam que o valor de mercado é igual ao valor contábil do PL mais o valor presente de lucros anormais futuros esperados, a análise de avaliação pode se concentrar na previsão dos lucros anormais em vez de dividendos. A variável "outras informações" satisfaz um processo autorregressivo (regular). As duas equações dinâmicas combinam com a *clean surplus relation* para assegurar que todos os eventos relevantes para o valor serão absorvidos pelos lucros e valores contábeis do PL dos períodos atuais ou subseqüentes (OHLSON, 1995).

As três premissas levam a uma solução de avaliação linear que explica o *goodwill*, ou seja, o valor é igual ao valor contábil do PL mais uma função linear do lucro anormal atual e a variável escalar que representa outras informações. Uma restrição simples elimina a variável escalar tanto na função de avaliação quanto na dinâmica de lucros anormais; o caso mostra que o lucro anormal atual determina o *goodwill* se, e somente se, lucros anormais satisfizerem um processo autorregressivo (OHLSON, 1995).

2.2.2.3 Desenvolvimento do Modelo

Considerando-se uma economia com neutralidade de risco e expectativas homogêneas, inicia-se o desenvolvimento do modelo por sua primeira premissa, qual seja, que o valor de mercado da empresa é igual ao valor presente dos dividendos futuros esperados. Dado que as taxas de juros satisfazem uma estrutura não-estocástica e plana, a premissa se reduz a (OHLSON, 1995):

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \quad (1)$$

onde:

P_t : valor de mercado, ou preço, do patrimônio da empresa na data t ;

d_t : dividendos líquidos pagos na data t ;

R_f : taxa livre de risco mais 1;

$E_t[.]$: operador do valor esperado condicionado à informação da data t .

Com relação à segunda premissa, observa-se que a mudança no valor contábil do PL entre duas datas é igual a lucros menos dividendos, ou seja, o modelo impõe a *clean surplus relation*, que pode ser formulada como segue (OHLSON, 1995):

$$y_{t-1} = y_t + d_t - x_t \quad (2)$$

onde:

x_t : lucros para o período $(t-1, t)$;

y_t : valor contábil do PL líquido na data t .

Pode-se aplicar a *clean surplus relation* (Equação 2) para expressar P_t em termos de lucros futuros (esperados) e valores contábeis de PL em vez da sequência de dividendos (esperados) na Equação 1. Assim, define-se (OHLSON, 1995):

$$x_t^a \equiv x_t - (R_f - 1)y_{t-1} \quad (3)$$

onde:

x_t^a : lucros anormais.

Combinado com a *clean surplus relation*, a definição implica (OHLSON, 1995):

$$d_t = x_t^a - y_t + R_f y_{t-1} \quad (4)$$

Usando essa expressão para substituir $d_{t+1}, d_{t+2}, \dots$ na fórmula 1, resulta a equação (OHLSON, 1995):

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[\tilde{x}_{t+\tau}^a] \quad (5)$$

Assim, a fórmula tem uma interpretação direta e intuitivamente atraente: o valor de uma empresa é igual ao seu valor contábil do PL ajustado pelo valor presente dos lucros anormais antecipados (OHLSON, 1995).

A terceira e última suposição diz respeito ao comportamento da série temporal dos lucros anormais. Duas variáveis entram na especificação: lucros anormais, x_t^a , e outras informações além dos lucros anormais, V_t (OHLSON, 1995).

Assumindo que $\{\tilde{x}_\tau^a\}_{\tau \geq 1}$ satisfaz o processo estocástico (OHLSON, 1995):

$$\tilde{x}_{\tau+1}^a = \omega x_t^a + V_t + \varepsilon_{1t+1} \quad (6)$$

$$\tilde{V}_{t+1} = \quad + \gamma V_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (7)$$

onde os termos de erros $\varepsilon_{1\tau}$, $\varepsilon_{2\tau}$, $\tau \geq 1$, são imprevisíveis, têm média-zero e variáveis, isto é: $E_t[\varepsilon_{kt+\tau}] = 0$, $k = 1, 2$ e $\tau \geq 1$ (OHLSON, 1995).

Essa terceira suposição não impõe restrições sobre as variâncias e covariâncias dos termos de perturbação. Por exemplo, as variâncias podem ser heterocedásticas (OHLSON, 1995).

Os parâmetros do processo, ω e γ , são fixos e "conhecidos". Restringe-se que esses parâmetros sejam não-negativos e menores que um. A última condição implica que os meios incondicionais de x_t^a e V_t , são zero (OHLSON, 1995).

A equação 6 coloca o coeficiente associado com V_t igual a um sem perda de generalidade. A questão é simplesmente um de escala. Note-se ainda que V_t é irrelevante na dinâmica se $V_0 = \varepsilon_{2\tau} = 0$, para todo $\tau \geq 1$. Este caso especial é equivalente a $V_1 = V_2 = \dots = 0$ e $\{x_\tau^a\}_\tau$ satisfaz um processo regular de autoregressão (OHLSON, 1995).

A equação 7 mostra que as previsões $E_t[\tilde{V}_{t+\tau}]$, $\tau \geq 1$, dependem, no máximo, de V_t , e não de x_t^a . Impusemos a independência porque V_t , deve ser pensado como resumindo eventos relevantes do valor que ainda devem ter um impacto sobre as demonstrações financeiras. Tal informação suporta futuros lucros (anormais) independentemente de lucros (anormais) atuais e passados. O modelo também implica que as realizações de V_t (ou ε_{2t}) não podem "ignorar" as demonstrações financeiras. Essas realizações alimentam a sequência $x_{t+1}^a, x_{t+2}^a, \dots$, e cada realização de x_t^a , por sua vez, atualiza a data t valor contábil do PL através da equação recursiva (OHLSON, 1995):

$$y_t = x_t^a + R_f y_{t-1} - d_t \quad (8)$$

Com base três suposições, para derivar a função de avaliação, usa-se a equação 5 e se avalia $\sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[\tilde{x}_{t+\tau}^a]$ dado a dinâmica da terceira suposição. A linearidade na especificação conduz, é claro, a uma solução linear (OHLSON, 1995):

$$P_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 V_t \quad (9)$$

onde:

$$\alpha_1 = \omega / (R_f - \omega) \geq 0$$

$$\alpha_2 = R_f / (R_f - \omega)(R_f - \gamma) \geq 0$$

A equação 9 implica que o valor de mercado é igual ao valor contábil do PL ajustado para (i) a rentabilidade atual medida por lucros anormais e (ii) outras informações que modificam a previsão de rentabilidade futura. Elimina-se (ii) restringindo x_t^a para satisfazer um processo autorregressivo. Esta versão especial da terceira suposição postula que $V_t \equiv 0$ e, portanto, lucros anormais, sozinhos, determinam o *goodwill* se e somente se lucros anormais atuais forem suficientes na previsão de lucros anormais futuros (OHLSON, 1995).

2.2.3 Evidências empíricas

Qi, Wu e Xiang (2000) investigaram as propriedades da série temporal do Modelo Ohlson (1995). Com base em uma amostra de 95 empresas e com dados de 1958 a 1994, mostraram que a hipótese nula de que o valor de mercado e o valor contábil não são estacionários não pôde ser rejeitada para a maioria das empresas de amostra. Além disso, encontraram que o valor contábil e o lucro anormal não se cointegram com o valor de mercado de 80 por cento das empresas de amostra. Com isso, concluíram que os testes diretos do modelo de Ohlson (1995) através de regressões OLS usando dados de séries temporais para essas empresas são questionáveis, porque provavelmente eles não serão especificados.

Valdés e Vázquez (2010) utilizaram métodos de cointegração para investigar a relação entre as variáveis do modelo Ohlson (preço das ações, lucro por ação e valor contábil) com

dados do painel para as empresas mexicanas, no período de 1997 a 2008. Os testes de cointegração foram aplicados a nível individual e grupal (por todas as empresas e por setores). Os resultados empíricos, com base no teste de Johansen, indicaram que existem algumas relações de cointegração individuais. O teste de cointegração do painel mostraram que as variáveis no modelo de Ohlson não são cointegradas para o setor de Construção, embora sejam para os setores Comercial e de Alimentos e Bebidas.

Vázquez, Valdés e Porras (2011) investigaram os determinantes dos preços das ações em seis mercados latino-americanos emergentes (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru). Para isso, testaram o modelo tradicional de Ohlson e uma versão internacional dele, que incluía o índice Dow Jones como uma variável explicativa adicional. Utilizando metodologias de cointegração de séries temporais e de dados em painel para avaliar as relações de longo prazo entre as variáveis postuladas por ambos os modelos e usando dados trimestrais para o período 2000 a 2010, encontraram que as técnicas de dados de painel podem ser melhores do que as de séries temporais para as avaliações. Eles apoiaram o uso dos modelos Ohlson e, especialmente, os internacionais. Os resultados foram válidos para a amostra geral e para as empresas comerciais e de construção.

Lee, Chen e Tsa (2014) usaram um método de cointegração em painel para testar o modelo de Ohlson (1995). A amostra constituiu empresas listadas nos EUA durante o período de 1986 a 2004. O objetivo foi saber se o valor fundamental das empresas são cointegrados com valor de mercado. Os resultados apoiaram a hipótese de cointegração de que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o valor fundamental de uma empresa eo valor de mercado. Posteriormente, o estudo avaliou o poder preditivo do modelo de Ohlson para a avaliação futura do valor de mercado. Os resultados mostraram que o modelo de Ohlson pode prever os movimentos futuros dos preços das ações com muito mais precisão em qualquer horizonte previsto.

Christen e Grottkle (2015), com o objetivo de fornecer um modelo teórico que permitisse explorar o que os dados qualitativos (como os relatórios anuais) podem contribuir para o valor das empresas, apresentaram uma extensão do modelo de Ohlson (1995) baseado em cadeias de Markov. O trabalho permitiu introduzir diferentes tipos de informações qualitativas contidas nos relatórios anuais que podem contribuir para obter valores significativos das empresas, como capital intelectual, governança corporativa, impostos, gestão da marca e relatórios de sustentabilidade.

Wang (2016) aplicou o modelo de avaliação de Ohlson para examinar a importância do valor da divulgação de informações ambientais e da governança corporativa, investigando-as sobre as empresas em Taiwan. Os resultados indicaram relações entre a divulgação total de informações ambientais, divulgação obrigatória de informações ambientais e divulgação voluntária de informações ambientais e valor da empresa. A governança corporativa está positivamente correlacionada com a avaliação da divulgação total de informações ambientais e a divulgação obrigatória de informações ambientais.

No Brasil, alguns trabalhos recentes sobre avaliação de empresas e aplicação do Modelo de Ohlson merecem ser citados, como os de Lopes, Sant'Anna e Costa (2007), Galdi e Lopes (2007), Sonza e Kloeckner (2009), Moura e Coelho (2013) e Ferreira (2010).

Lopes, Sant'Anna e Costa (2007) analisaram a relevância das informações contábeis, em especial o valor do patrimônio, para a avaliação de empresas no Brasil, a partir dos dados da B3 (valores das cotações das ações, dados de balanços e de resultados consolidados das empresas de 1994 a 2003) e do arcabouço teórico fornecido por Ohlson (1995; 2003). Os modelos de *Residual Income Valuation* (RIV) e *Abnormal Earnings Growth* (AEG) foram utilizados para avaliar se, no Brasil, modelos que incorporam o *book value* em sua fórmula apresentam maior poder explicativo do que aqueles baseados somente nos lucros e/ou em suas variações. Os resultados mostraram que, apesar de o poder explicativo do RIV ser algebricamente maior para todas as amostras e períodos (exceto para as ordinárias em 1998), o mesmo somente foi considerado superior estatisticamente em duas ocasiões (em toda a amostra em 1997 e na sub-amostra de preferenciais em 1996).

Galdi e Lopes (2007) investigaram a relevância da informação contábil para mercados de capitais de países emergentes, observando se existe relação de longo prazo e de causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações de empresas da América Latina. Para isso, foram utilizados testes de cointegração e de causalidade de Granger. Os resultados mostraram que existe uma relação de longo prazo entre o lucro e os preços das ações. Contudo, não se pode estabelecer uma relação clara de causação entre essas duas variáveis. Adicionalmente, os resultados indicaram que o lucro apurado pela contabilidade argentina, que tem característica menos ortodoxa do que a dos outros países latino-americanos, apresenta comportamento mais tipicamente estacionário e maior relação causal como preço da ação quando comparado com os lucros dos outros países da América Latina.

Sonza e Kloeckner (2009) avaliaram o equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de curto prazo para a relação entre o lucro contábil das empresas e o respectivo preço das ações

negociadas pela B3 por meio da análise de cointegração e do vetor de correção de erros. Nos testes das Estatísticas de Traço e *Max-Eigenvalue*, foi identificado que grande parte das empresas objeto da análise que são integradas de mesma ordem, apresentaram uma relação significativa de longo prazo entre o lucro contábil e o valor das ações negociadas, mostrando que o resultado das empresas influencia substancialmente o preço das ações.

Moura e Coelho (2013) analisaram a relação entre o lucro contábil e o preço das ações no mercado brasileiro bancário. Utilizando-se de regressão de dados em painel com toda a amostra e de testes econométricos de estacionariedade (KPSS), cointegração (Johansen) e causalidade de Granger com os bancos mais representativos da bolsa de valores, os resultados mostraram uma relação estatisticamente significativa dos números contábeis referentes ao lucro, ao resultado da intermediação financeira e à receita tarifária com o preço corrente da ação, estando de acordo com o modelo de Ohlson (1995). Além disso, constatou-se que existe relação de longo prazo entre o lucro e o preço da ação no Banco do Brasil e no Banco Itaú. Ademais, houve relação de causalidade do lucro para o preço em relação às ações do Banco Itaú e do Banco do Brasil e do resultado da intermediação financeira quanto às ações do Banco Itaú.

Ferreira (2010) testou a influência da dispersão na previsão dos analistas sobre o poder explicativo incremental das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, com base na metodologia do Modelo de Ohlson, para avaliação de empresas no mercado brasileiro, a partir de uma metodologia quantitativa de dados em painel. Utilizando-se das principais empresas brasileiras com ações listadas na B3, no período entre 2006 e 2009, os resultados indicaram que a dispersão nas previsões dos analistas seria consistente para inferir sobre as propriedades do ambiente de informação das empresas no mercado brasileiro. No entanto, o poder explicativo das variáveis extraídas dos fundamentos da contabilidade (lucro e valor do patrimônio líquido), em relação às “previsões dos analistas”, na média, é mais alto. Isso porque os analistas ainda enfocam mais as informações extraídas da contabilidade como base de formulação de suas previsões, do que as “outras informações”.

2.3 Procedimentos Metodológicos

A metodologia aplicada neste estudo baseia-se nos trabalhos de Lee, Chen e Tsa (2014), Vázquez, Valdés e Porras (2011) e Valdés e Vázquez (2010), que usaram cointegração de dados em painel para testar o Modelo de Ohlson em diversos mercados.

Teoricamente, a cointegração significa que, embora a variável dependente e alguns dos regressores não sejam estacionários, ainda existe uma relação de equilíbrio longo prazo que liga os regressores individuais juntos à variável dependente. No caso do modelo Ohlson (1995), isso significa que mesmo que o valor de mercado, o valor contábil e o lucro anormal não sejam estacionários individualmente, o valor de mercado ainda está relacionado ao valor contábil e ao lucro anormal através de um processo estável. Empiricamente, a cointegração significa que o termo de erro será estacionário mesmo que a variável dependente e algumas das variáveis independentes não sejam, portanto, satisfazendo um dos pressupostos fundamentais da regressão OLS. Engle e Granger (1987) provam ainda que as estimativas de OLS são consistentes se ocorrer cointegração, mas seria inconsistente na ausência de cointegração (QI, WU E XIANG, 2000). Em outras palavras, usa-se da metodologia de cointegração para evitar a estimativa de relações espúrias de longo prazo.

A existência de não-estacionaridade em séries econômicas e contábeis implica que testes de cointegração entre variáveis econômicas e contábeis são necessários para uma modelagem mais realista do comportamento da ação. Há um incentivo considerável para estudar a relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço das ações e o valor fundamental das corporações no modelo de avaliação de ações baseado em contabilidade de Ohlson (LEE, CHEN E TSA, 2014).

Segundo Vázquez, Valdés e Porras (2011), estudos futuros sobre o modelo de Ohlson devem verificar a cointegração para séries de tempo e painel de dados. Além disso, para os mercados emergentes, estudos de cointegração para dados de painel podem ser necessários para combinar as propriedades de séries temporais e dados transversais e tirar proveito dos dados disponíveis (VÁZQUEZ, VALDÉS E PORRAS, 2011).

O universo da pesquisa foi composto por todas as empresas listadas na B3. Porém, foram excluídas da amostra as que tinham PL negativo no período do estudo, pois, segundo Cupertino (2003) e Schuch (2013), não podem ser interpretadas em termos econômicos, já que qualquer modelo de fluxo de caixa pressupõe a continuidade das empresas na economia, premissa que provavelmente não seria cumprida se o valor do PL fosse negativo. Também foram retiradas as empresas do setor financeiro e as que não possuíam dados de PL e de lucros divulgados para todos os anos considerados no trabalho.

Assim, a amostra final compreendeu um total de 82 empresas que possuíam ações listadas na B3 no período de 2005 a 2016. A escolha do período se deu devido à maior disponibilidade dos dados, com o intuito de considerar mais empresas na amostra, pois quanto

menor o período, maior a quantidade de empresas com ações negociadas em todo o tempo considerado.

Essas empresas foram agrupadas com base em três critérios: (i) setor de atuação; (ii) tamanho da firma; e (iii) liquidez das ações. Em relação ao primeiro critério, utilizou-se a classificação setorial da Bloomberg. Segundo Vázquez, Valdés e Porras (2011), a heterogeneidade dessas atividades econômicas sugere que o desempenho das empresas e os preços de ações específicos podem depender das condições prevalentes nos mercados locais e globais.

Em relação ao tamanho da firma, a amostra foi dividida em dois grupos de 41 empresas, um com as empresas de maior valor de mercado e o outro grupo com as empresas de menor valor de mercado. Por fim, em relação ao critério de liquidez, a amostra foi dividida em dois grupos: no primeiro, as empresas mais líquidas negociadas na B3 durante o período considerado no estudo. Observou-se na amostra 31 empresas com um total de 2968 observações, desconsiderando os dias sem negociação. As outras 51 empresas que não se enquadraram nesse requisito compuseram o grupo das menos líquidas.

As variáveis independentes utilizadas foram valor contábil do PL e lucro anormal, ambas calculadas pelas equações 2 e 3 de Ohlson (1995). A variável dependente é o valor de mercado das empresas. Todas as variáveis do estudo foram deflacionadas pelo número de ações ordinárias em circulação no final do exercício, seguindo o procedimento adotado por Dawar (2014). Christen e Grottkle (2015) afirmam que uma alternativa para excluir efeitos de escala de efeitos de heteroscedasticidade é dividir todas as variáveis pelo número de ações em circulação. Lee, Chen e Tsa (2014) e Vázquez, Valdés e Porras (2011) realizaram esse procedimento em seus trabalhos, que avaliaram a existência de cointegração das variáveis do Modelo de Ohlson.

Os dados foram obtidos através dos bancos de dados da Bloomberg e do Economática. Posteriormente, foram tratados e tabulados em planilhas do Microsoft Excel. Para a realização dos cálculos e testes econométricos, foram utilizados os softwares Eviews e Stata.

Para os procedimentos econométricos, o trabalho segue duas etapas sequenciais:

- (i) Metodologia de cointegração de dados em painel para toda a amostra e para os três grupos divididos segundo os critérios já informados;

- (ii) Estimações dos parâmetros de longo prazo com os modelos de regressão DOLS (*dynamic ordinary least squares*) para dados em painel para os grupos considerados cointegrados na metodologia i.

Cada procedimento metodológico será detalhado nos próximos tópicos.

2.3.1 Cointegração de Dados em Painel

Cointegração refere-se a circunstâncias em que variáveis não-estacionárias são interligadas através de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Embora o modelo de Ohlson não considerasse a não-estacionaridade do valor de mercado, do valor contábil e do lucro anormal, o valor de mercado ainda pode se relacionar com o valor contábil e o lucro anormal através da cointegração. Se os modelos de avaliação patrimonial forem representações válidas do comportamento do preço das ações de longo prazo, os preços das ações desviar-se-ão de seus fundamentos de capital apenas no curto prazo (LEE, CHEN E TSA, 2014; TEIXEIRA, 2017).

A metodologia de cointegração de dados em painel teve quatro principais etapas: (i) testes de dependência de *cross section*; (ii) testes de raiz unitária; (iii) testes de cointegração e (iv) estimação dos parâmetros.

2.3.1.1 Testes de Dependência de Cross Section

Segundo Cardoso e Bittencourt (2013), a dependência de *cross section* pode gerar regressões espúrias para a maioria dos estimadores e esse é um problema que raramente é tratado nos trabalhos empíricos que usam dados em painel.

O presente trabalho usou o teste de Pesaran (2004) com a hipótese nula de que não existe dependência entre as *cross sections*. Além do motivo citado no parágrafo anterior, esse teste foi usado para decidir qual tipo de teste de raiz unitária será utilizado, pois um grupo de testes chamado de primeira geração considera que as séries não possuem dependência de *cross section*, enquanto o grupo de segunda geração permite tal problema.

2.3.1.2 Testes de Raiz Unitária

Os testes de raiz unitária em dados em painel foram desenvolvidos com o objetivo de dar maior robustez aos testes de estacionariedade tradicionais de séries temporais, pois combinam informações da dimensão da série temporal com a dimensão *cross section* (BANERJEE, 1999). Eles têm como objetivo checar se as variáveis no modelo são estacionárias ou não, ou seja, se as séries individuais contêm raízes unitárias.

O primeiro passo para fazer o painel cointegrado é conferir se as séries são não estacionárias em nível. Caso a série seja não-estacionária, pode-se torná-la estacionária através de diferenciações da série original. Assim, diz-se que uma série é integrada de primeira ordem I (1) quando se aplica uma vez a diferença na série original para se obter a estacionariedade.

Especificamente, estimou-se a ordem de integração das variáveis com quatro diferentes testes de raiz unitária: Im, Pesaran e Shin (IPS) (2003), Maddala e Wu (Fischer-ADF) (1999), Levin, Lin e Chu (LLC) (2002) e Hadri LM (2000). Esse último foi utilizado porque permite a dependência de *cross section*, já que os três primeiros não consideram esse problema. Assim, foram necessários quatro testes porque eles assumem suposições diferentes com relação à natureza dos dados.

2.3.1.3 Testes de Cointegração

Para executar os testes de cointegração em painel, são aplicados os testes propostos por Pedroni (1999) e Kao (1999), que têm como hipótese nula a não cointegração para os dados da amostra.

Os testes de Pedroni (1999) permitem regressores múltiplos, que o vetor de cointegração varie entre as diferentes seções do painel, e também a heterogeneidade no erro através de unidades de seções transversais. Já os testes de Kao (1999) são testes DF e ADF baseados em resíduos para a cointegração em painel de dados, e impõe vetores homogêneos de cointegração. No entanto, ele não permite múltiplas variáveis exógenas sobre o vetor de cointegração, nem identifica os casos em que existe mais do que um vetor de cointegração (RIVERA et al., 2012).

A metodologia de Pedroni (1999) é baseada em sete testes, em que quatro são baseados na dimensão *within* (testes de cointegração em painel) e os outros três são baseados

na dimensão *between* (testes de cointegração de painel *group mean*). A estatística de cointegração de painel *group mean* é mais geral, permitindo a heterogeneidade dos coeficientes sob a hipótese alternativa (ROCHA E BARBI, 2009).

Os testes de Pedroni (1999) e kao (1999) se baseiam na metodologia Engle-Granger (1987), que examina os resíduos de uma regressão realizada utilizando variáveis integradas de ordem (1); se há cointegração, então os resíduos devem ser I (0) (SCARPELLI, 2010).

2.3.2 Estimações de longo prazo para dados em painel

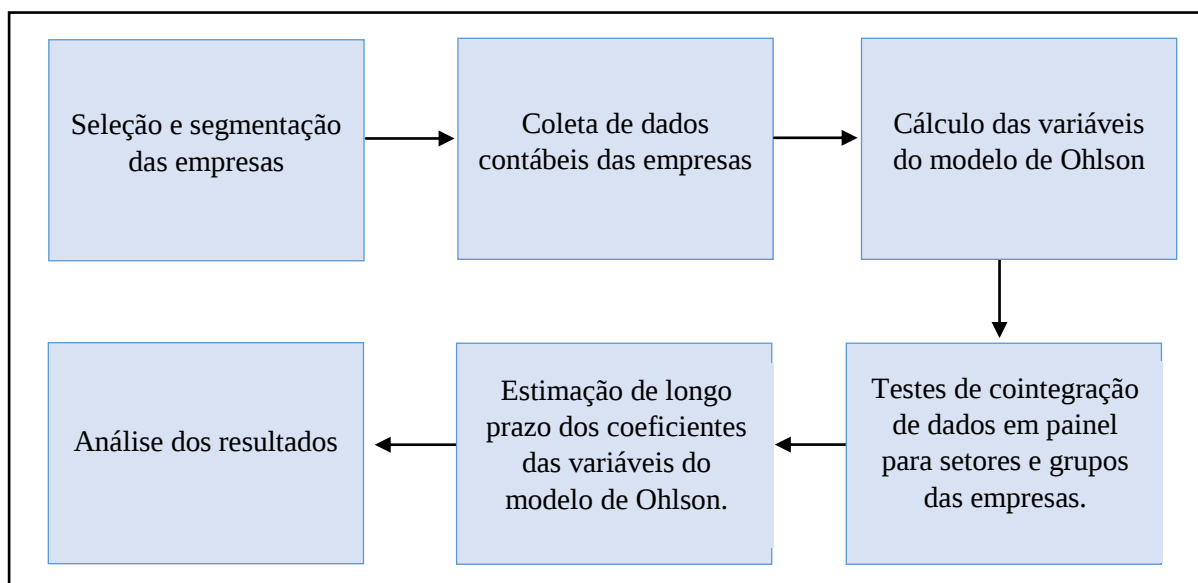
Uma vez observado que a relação de cointegração realmente existe, os parâmetros de longo prazo podem ser estimados de maneira eficiente usando técnicas similares às de modelos de séries temporais. Neste estudo, serão usados os estimadores DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*).

Por meio desses estimadores será observado se as variáveis valor contábil do PL e lucro anormal são estatisticamente significativas para explicar a variável valor de mercado para os grupos de empresas analisados.

Kao (1999) comparou a eficiência dos estimadores OLS (*Ordinary Least Squares*), FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) e DOLSe concluiu que o estimador OLS tem um viés que não é desprezível para pequenas amostras e presença de heterocedasticidade. Métodos alternativos como os estimadores FMOLS e DOLS apresentam melhor desempenho por realizarem uma correção para endogeneidade e correlação serial dos regressores. O FMOLS promove uma correção semi-paramétrica ao estimador OLS, enquanto o DOLS uma correção paramétrica (SCARPELLI, 2010). Kao e Chiang (2000) encontraram que o estimador DOLS supera os estimadores OLS e FMOLS, razão pela qual será utilizado nesse trabalho.

Para melhor visualização dos procedimentos metodológicos adotados nesse estudo, é apresentado na Figura 1 abaixo um fluxograma geral:

Figura 1: Fluxograma dos procedimentos metodológicos



Fonte: Elaboração própria.

2.4 Análise e Discussão dos Resultados

Nesta seção são analisados e discutidos os resultados do estudo. Realizou-se a priori a análise da estatística descritiva dos dados gerais. Logo após, foram realizados os procedimentos metodológicos indicados nos itens i e ii da seção 2.3.

2.4.1 Estatística Descritiva

Inicialmente é apresentado o número de empresas total e por grupo que fizeram parte da amostra do estudo. Os dados podem ser visualizados na Tabela 1.

Observa-se um total de 82 empresas divididas em oito setores econômicos, conforme classificação da Bloomberg. Dentre eles, a maior quantidade de empresas é do setor de Utilidade Pública com 22 empresas, seguidos pelos setores Consumo Cíclico e Materiais Básicos, com 19 e 12 empresas, respectivamente. Já os que possuem os menores quantitativos são os setores Diversificado, Comunicações e Energia, com cinco, quatro e três empresas na amostra, respectivamente. Nesses últimos casos, pela pequena amostra, as análises poderiam ser comprometidas. Por isso, esses três últimos setores foram retirados da análise por atividade econômica.

Tabela 1 – Número de empresas por setor

Nº	SETORES	Nº DE EMPRESAS
1	Dados Gerais	82
2	Utilidade Pública	22
3	Consumo Cíclico	19
4	Materiais Básicos	12
5	Industrial	10
6	Consumo Não Cíclico	7
7	Diversificado	5
8	Comunicações	4
9	Energia	3

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 2 está apresentada a estatística descritiva da amostra geral para as três variáveis do Modelo de Ohlson (1995). Os resultados mostram que os dados das empresas variam bastante em torno da média, haja vista a discrepância entre os valores máximo e mínimo e o valor elevado do desvio-padrão. Daí a importância de dividir as empresas por setores de atuação, além de deflacionar as variáveis pelo número de ações, visando excluir o efeito de escala, procedimentos que serão realizados nesse trabalho.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis (em milhares)

Estatística Descritiva	Valor de Mercado	V. C. do PL	Lucros Anormais
Média	13,629,160.22	8,816.35	- 213.22
Mediana	3,732,160.50	1,740.65	5.36
Mínimo	5,375.00	- 1,463.97	- 78,803.16
Máximo	429,922,948.00	348,569.39	25,122.46
Desvio-padrão	40,688,873.70	30,230.77	4,864.92

Fonte: Elaboração Própria.

Na próxima seção inicia-se de fato as análises econométricas desse estudo, primeiramente com a metodologia de cointegração de dados em painel.

2.4.2 Cointegração de Dados em Painel

A metodologia de cointegração de dados em painel envolve três etapas: os testes de dependência de *cross section*, os testes de raiz unitária e os testes de cointegração propriamente ditos.

2.4.2.1 Testes de Dependência de Cross Section

Os resultados do teste de dependência de *cross section* de Pesaran (2004) estão apresentados nas Tabelas 3, 4 e 5, tanto para a amostra geral quanto para os grupos. A hipótese nula do teste é de que não há dependência de *cross section*. Assim, considerando um nível de significância de 5%, utilizado nesse estudo, uma variável que possui estatística abaixo desse valor apresenta dependência de *cross section*.

Considerando-se esses resultados, pôde-se escolher os testes de raiz unitária de dados em painel mais adequados, haja vista que um dos testes considera a dependência de *cross section* e um outro grupo de testes não considera.

Tabela 3 - Teste de Pesaran (2004) por Setor

Amostra	Variável	Estat.	Prob.
Geral	V.M.	33.62566	0.0000
	P.L.	54.79528	0.0000
	L.A.	30.52450	0.0000
Utilidade Pública	V.M.	14.01870	0.0000
	P.L.	15.69057	0.0000
	L.A.	6.533566	0.0000
Consumo Cíclico	V.M.	11.05019	0.0000
	P.L.	18.57073	0.0000
	L.A.	9.490275	0.0000
Materiais Básicos	V.M.	7.152868	0.0000
	P.L.	1.215985	0.2240
	L.A.	3.873091	0.0001
Industrial	V.M.	2.876183	0.0000
	P.L.	1.368467	0.1712
	L.A.	7.301462	0.0000
Consumo Não Cíclico	V.M.	9.877629	0.0000
	P.L.	10.15050	0.0000
	L.A.	2.816872	0.0048

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 4 mostra os resultados por tamanho da firma e a Tabela 5 os resultados por liquidez. Observa-se que em ambos os grupos todas as variáveis apresentaram ter dependência do *cross section*, devendo-se utilizar posteriormente para esses grupos o teste de raiz unitária de Hadri LM (2000). No próximo tópico são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária desses grupos.

Tabela 4 - Teste de Pesaran (2004) por Tamanho

Amostra	Variável	Estat.	Prob.
Maiores	V.M.	19.48739	0.0000
	P.L.	22.72498	0.0000
	L.A.	16.96151	0.0000
Menores	V.M.	17.55502	0.0000
	P.L.	32.88969	0.0000
	L.A.	12.76064	0.0000

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 5 - Teste de Pesaran (2004) por Liquidez

Amostra	Variável	Estat.	Prob.
Mais Líquidas	V.M.	6.457619	0.0000
	P.L.	15.63554	0.0000
	L.A.	11.27296	0.0000
Menos Líquidas	V.M.	26.59330	0.0000
	P.L.	37.67985	0.0000
	L.A.	18.71881	0.0000

Fonte: Elaboração Própria.

2.4.2.2 Testes de Raiz Unitária

Enquanto nos testes de IPS (2003), Fisher ADF (1999) e LLC (2002) a hipótese nula é de que existe raiz unitária, no teste Hadri LM (2000) a hipótese nula indica nenhuma raiz unitária em qualquer uma das séries no painel. Sua hipótese alternativa é de que existe pelo menos uma raiz unitária no painel. O primeiro grupo de testes foi utilizado para as variáveis que não apresentaram dependência de *cross section*, enquanto o teste de Hadri LM (2000) foi utilizado para as empresas que apresentaram dependência, já que o teste permite a inclusão desse problema.

As Tabelas 6 e 7 mostram os resultados dos testes de Hadri LM (2000) e de IPS (2003), Fisher ADF (1999) e LLC (2002), respectivamente, para a amostra geral e por setores, tanto para as variáveis em nível quanto em primeira diferença. Em relação aos três últimos, nos casos em que a variável apresentou conflito de resultados, considerou-se a maioria deles para a tomada de decisão.

As Tabelas 8 e 9 apresentam os resultados para o teste de Hadri LM (2000) para os grupos por tamanho e por liquidez, respectivamente.

Tabela 6 - Teste de Hadri LM (2000) por Setor

Variável	Geral	Utilidade Pública	Cons. Cíclico	Materiais Básicos	Industrial	Consumo Não Cíc.
V.M.						
	18.3273 (0.0000)	7.9286 (0.0000)	11.2065 (0.0000)	6.2030 (0.0000)	4.6655 (0.0000)	7.2254 (0.0000)
Δ V.M.						
	-1.9187 (0.9725)	-0.7123 (0.7619)	-1.2744 (0.8987)	-0.9524 (0.8295)	-0.2250 (0.5890)	-1.1367 (0.8722)
P.L.						
	34.0833 (0.0000)	17.1069 (0.0000)	21.1213 (0.0000)			11.9515 (0.0000)
Δ P.L.						
	1.5642 (0.0589)	-0.1368 (0.5544)	0.2661 (0.3951)			-0.3472 (0.6358)
L.A.						
	14.0172 (0.0000)	5.1948 (0.0000)	6.3187 (0.0000)	5.9028 (0.0000)	6.9009 (0.0000)	4.8034 (0.0000)
Δ L.A.						
	0.6476 (0.2586)	0.7284 (0.2332)	0.9737 (0.1651)	-1.5897 (0.9440)	0.5788 (0.2813)	0.7023 (0.2413)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 7 - Testes de IPS, Fisher e LLC por Setor

Variável	Materiais Básicos	Industrial
P.L.		
IPS	-0.8706 (0.1920)	1.9826 (0.9763)
Fisher	-0.7006 (24.18)	1.3370 (0.9094)
LLC	-2.7405 (0.0031)	-5.7246 (0.0000)
Δ P.L.		
IPS	-3.6176 (0.0001)	-3.5567 (0.0002)
Fisher	-6.5049 (0.0000)	-6.6567 (0.0000)
LLC	-2.6661 (0.0038)	-6.4519 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 8 - Testes de Hadri LM (2000) por Tamanho

Variável	Maiores	Menores
V.M.		
	12.8603 (0.0000)	13.0584 (0.0000)
Δ V.M.		
	-0.9965 (0.8405)	-1.7170 (0.9570)
P.L.		
	23.3327 (0.0000)	24.8684 (0.0000)
Δ P.L.		
	0.5220 (0.3008)	-0.2147 (0.5850)
L.A.		
	8.5438 (0.0000)	11.2796 (0.0000)
Δ L.A.		
	0.4537 (0.3250)	0.4621 (0.3220)

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados mostram que todas as variáveis de todos os grupos analisados são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença, ou seja, são I (1). Segundo Gujarati e Porter (2011), os testes de cointegração de painel exigem que as variáveis analisadas sejam de mesma ordem. Eles afirmam que, quando as variáveis são I (1), elas contêm uma tendência estocástica, necessária para que a regressão delas não seja necessariamente espúria. Assim, se as variáveis são individualmente I (1), mas sua combinação linear é I (0), supostamente essa combinação elimina a tendência estocástica das séries. Nesse caso, afirma-se que as variáveis são cointegradas, ou seja, têm uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre elas (GUJARATI E PORTER, 2011).

Tabela 9 - Testes de Hadri LM (2000) por Liquidez

Variável	Mais Líquidas	Menos Líquidas
V.M.		
	13.6823 (0.0000)	12.5719 (0.0000)
Δ V.M.		
	-1.6803 (0.9536)	-1.1229 (0.8693)
P.L.		
	19.5600 (0.0000)	27.9681 (0.0000)
Δ P.L.		
	0.2806 (0.3895)	-0.0621 (0.5248)
L.A.		
	9.4318 (0.0000)	10.4205 (0.0000)
Δ L.A.		
	0.3989 (0.3450)	0.5101 (0.3050)

Fonte: Elaboração Própria.

Dessa forma, no próximo tópico são apresentados os resultados dos testes de cointegração para todos os grupos, já que suas variáveis confirmaram ser estacionárias em primeira diferença e são, portanto, elegíveis para as avaliações de cointegração.

2.4.2.3 Testes de Cointegração de Pedroni e Kao

Os resultados dos testes de cointegração de Pedroni (1999) e Kao (1999) para os grupos analisados estão distribuídos nas Tabelas 10 a 15. Ambos têm como hipótese nula a não cointegração para os dados da amostra. Assim, uma probabilidade de valor abaixo de 5% significa que há cointegração no painel. Em relação à metodologia de Pedroni (1999), como ele possui sete testes, é necessário que a maioria deles (pelo menos quatro) sejam significativos.

Pela análise da Tabela 10, observa-se que a amostra geral e todos os setores mostraram possuir cointegração, exceto o setor Industrial, considerando uma significância de 5%. Na

Tabela 11, percebe-se que apenas os setores Consumo Cíclico e Consumo Não Cíclico não conseguiram rejeitar a hipótese nula de não cointegração, considerando o teste de Kao (1999). Apesar dessas divergências entre os dois testes, todos os setores apresentaram cointegração em pelo menos um dos testes.

Tabela 10 - Teste de Pedroni (1999) por Setor

Método	Geral	Utilidade Pública	Cons. Cíclico	Materiais Básicos	Industrial	Consumo Não Cíc.
Estatísticas dentro da dimensão						
Painel v	-4.703173 (1.0000)	0.672068 (0.2508)	-0.081395 (0.5324)	0.750762 (0.2264)	-1.696009 (0.9551)	3.579389 (0.0002)
Painel rho	0.781271 (0.7827)	0.074465 (0.5297)	-0.669290 (0.2517)	-1.566318 (0.0586)	0.216368 (0.5856)	-0.360221 (0.3593)
Painel pp	-3.754211 (0.0001)	-3.534098 (0.0002)	-7.688466 (0.0000)	-5.178507 (0.0000)	-1.362434 (0.0865)	-7.752614 (0.0000)
Painel ADF	-3.833202 (0.0001)	-4.563371 (0.0000)	-8.992005 (0.0000)	-5.178308 (0.0000)	-1.362488 (0.0865)	-10.46963 (0.0000)
Estatísticas entre as dimensões						
Grupo rho	3.893320 (1.0000)	2.040593 (0.9794)	1.542897 (0.9386)	0.692979 (0.7558)	1.620057 (0.9474)	1.083064 (0.8606)
Grupo pp	-15.31935 (0.0000)	-3.951388 (0.0000)	-11.68406 (0.0000)	-4.279915 (0.0000)	-7.123426 (0.0000)	-7.562305 (0.0000)
Grupo ADF	-13.45843 (0.0000)	-4.512920 (0.0000)	-8.284822 (0.0000)	-4.077030 (0.0000)	-5.226486 (0.0000)	-5.877311 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 11 - Teste de Kao (1999) por Setor

Geral	Utilidade Pública	Cons. Cíclico	Materiais Básicos	Industrial	Consumo Não Cíc.
-17.06850 (0.0000)	-4.227527 (0.0000)	-0.362082 (0.3586)	-2.520288 (0.0059)	-4.005894 (0.0000)	-1.294321 (0.0978)

Fonte: Elaboração Própria.

Em relação à divisão por tamanho (Tabelas 12 e 13), ambos os testes apresentaram cointegração tanto para o grupo das empresas maiores quanto para o grupo das empresas menores.

Tabela 12 - Teste de Pedroni (1999) por Tamanho

Método	Maiores	Menores
Estatísticas dentro da dimensão		
Painel v	-3.329221 (0.9996)	0.808828 (0.2093)
Painel rho	0.553258 (0.7100)	-0.390836 (0.3480)
Painel pp	-2.650676 (0.0040)	-8.324041 (0.0000)
Painel ADF	-2.705768 (0.0034)	-8.192671 (0.0000)
Estatísticas entre as dimensões		
Grupo rho	2.763473 (0.9971)	2.742513 (0.9970)
Grupo pp	-9.879356 (0.0000)	-11.78548 (0.0000)
Grupo ADF	-9.654913 (0.0000)	-9.378181 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 13 - Teste de Kao (1999) por Tamanho

Maiores	Menores
-12.04366 (0.0000)	-4.868043 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Por fim, na divisão por liquidez, a Tabela 14 mostra que o grupo das empresas mais líquidas mostrou ser não cointegrado pelo teste de Pedroni (1999). Porém, esse mesmo grupo rejeitou a hipótese nula de não cointegração no teste de Kao (Tabela 15).

Assim, observa-se que todos os grupos analisados rejeitaram a hipótese nula de não cointegração em pelo menos um dos dois testes, considerando uma significância de 5%. Portanto, não foi descartada a existência de cointegração para nenhum setor.

Tabela 14 - Teste de Pedroni (1999) por Liquidez

Método	Mais Líquidas	Menos Líquidas
Estatísticas dentro da dimensão		
Painel v	-1.786111 (0.9630)	-3.762276 (0.9999)
Painel rho	3.672855 (0.9999)	0.462615 (0.6782)
Painel pp	3.265909 (0.9995)	-3.190798 (0.0007)
Painel ADF	3.151868 (0.9992)	-3.249536 (0.0006)
Estatísticas entre as dimensões		
Grupo rho	1.557243 (0.9403)	3.722666 (0.9999)
Grupo pp	-11.17133 (0.0000)	-10.71540 (0.0000)
Grupo ADF	-9.620262 (0.0000)	-9.565021 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 15 - Teste de Kao (1999) por Liquidez

Mais Líquidas	Menos Líquidas
-2.306646 (0.0105)	-15.19431 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Dessa forma, a conclusão geral dos testes é que não pode ser descartada a relação de longo prazo estável entre as variáveis valor de mercado, valor contábil do PL e lucro anormal para os grupos analisados, ou seja, suas variáveis cointegram. Por isso, é viável o uso dos estimadores DOLS, cujos resultados são apresentados na próxima seção.

2.4.3 Estimações de longo prazo para dados em painel

Os resultados dos estimadores DOLS estão nas Tabelas 16 a 19. São apresentados o valor do coeficiente de longo prazo, juntamente com o p-valor, para cada variável do modelo de Ohlson e por grupo analisado.

Em relação à divisão por setores, a Tabela 16 mostra que as variáveis valor contábil do PL e lucro anormal apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado na amostra geral e nos setores Utilidade Pública e Industrial. Um coeficiente de valor positivo significa que se a variável aumentar, o valor de mercado também aumentará.

Por outro lado, no setor Consumo Não Cíclico, nenhuma das duas variáveis de Ohlson (1995) mostrou-se estatisticamente significativa a 5% para explicar o valor de mercado das empresas. Por fim, nos setores Consumo Cíclico e Materiais Básicos, apenas a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa para explicar o valor de mercado, apresentando uma relação positiva.

Tabela 16 – Estimação de longo prazo – por Setor

Variável	Geral	Utilidade Pública	Cons. Cíclico	Materiais Básicos	Industrial	Consumo Não Cíc.
Valor contábil do PL	2202.097 (0.0000)	1204.089 (0.0000)	1981.718 (0.0013)	1445.221 (0.0000)	4442.474 (0.0000)	6323.963 (0.1023)
Lucro anormal	5453.921 (0.0038)	4960.478 (0.0000)	3830.743 (0.4118)	-802.7640 (0.8651)	16023.75 (0.0273)	14226.20 (0.2360)

Fonte: elaboração própria

Em relação à divisão por tamanho, a Tabela 17 mostra que as variáveis valor contábil do PL e lucro anormal apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado apenas nas empresas maiores. Nas empresas menores, apenas a variável Valor Contábil do PL mostrou-se significativa a 5%.

Tabela 17 – Estimação de longo prazo – por Tamanho

Variável	Maiores	Menores
Valor contábil do PL	2324.394 (0.0001)	2079.801 (0.0000)
Lucro anormal	6321.686 (0.0157)	4586.156 (0.0913)

Fonte: elaboração própria

Por fim, a Tabela 18 apresenta os resultados das estimações por liquidez. Observa-se que as variáveis valor contábil do PL e lucro anormal apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado apenas nas empresas menos líquidas. Nas empresas mais líquidas, apenas a variável Valor Contábil do PL mostrou-se significativa.

Tabela 18 – Estimação de longo prazo – por Liquidez

Variável	Mais Líquidas	Menos Líquidas
Valor contábil do PL	2742.976 (0.0003)	1873.328 (0.0000)
Lucro anormal	3130.360 (0.2038)	6866.281 (0.0092)

Fonte: elaboração própria

Observando-se os resultados de outra forma, percebe-se que a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa para explicar o valor de mercado em nove dos dez setores/grupos analisados (90%), enquanto que a variável lucro anormal mostrou-se significativa em apenas cinco dos dez setores/grupos (50%). Em metade de cada um dos três grupos (três dos seis setores, menores e mais líquidas) a variável lucro anormal não explicou o valor de mercado das empresas.

2.5 Conclusões

Este estudo investigou a relação de longo prazo entre as variáveis do Modelo de Ohlson (1995): valor de mercado, valor contábil do PL e lucro anormal. A relação de longo prazo foi testada pela análise de cointegração em painel por setores de atuação, por tamanho da firma e por liquidez. Para ambas as análises também foram estimados os coeficientes de longo prazo e testados o poder explicativo das variáveis valor contábil do PL e lucro anormal para a estimação do valor de mercado das empresas, considerando a metodologia DOLS.

Os principais resultados da análise de cointegração em painel mostraram que as variáveis cointegram em todos os grupos analisados, considerando os resultados de pelo menos um dos dois testes utilizados. Ou seja, para essas empresas, as três variáveis do Modelo de Ohlson conseguem se mover juntas no longo prazo. Dessa forma, o Modelo de Ohlson (1995) é relevante para a avaliação dessas empresas em um equilíbrio de longo prazo.

Apesar da existência de relações de cointegração encontradas, as duas variáveis independentes do Modelo de Ohlson mostraram comportamentos diferentes para explicar o valor de mercado nos grupos e empresas analisados. Destaca-se a ausência de poder explicativo da variável lucro anormal para a metade dos setores/grupos analisados. Enquanto isso, o valor contábil do PL apresentou coeficiente com relação positiva e significativa no

longo prazo com a variável valor de mercado para 90% das empresas que apresentaram cointegração.

Assim, o Modelo de Ohlson (1995) original com o uso de uma taxa livre de risco e sem o vetor “outras informações” seria eficiente para avaliar as empresas da amostra geral e dos setores Utilidade Pública e Industrial, das empresas de maior tamanho e das empresas menos líquidas da B3. Por outro lado, não seria eficiente para a previsão do valor de mercado dos setores Consumo Cíclico, Materiais Básicos e Consumo Não Cíclico, das empresas de menor tamanho e das empresas mais líquidas da B3, já que a variável lucro anormal ou ambas as variáveis não se mostraram significativas nesses grupos.

Acredita-se que o fato do lucro anormal não ter se mostrado tão significativo quanto o valor contábil do PL se deu porque a variável lucro anormal no Modelo de Ohlson é calculada com a inclusão de uma taxa livre de risco, e os grupos/empresas têm teoricamente níveis de risco diferentes uns dos outros. Assim, seria necessário substituir a taxa livre de risco no cálculo do lucro anormal por uma taxa que reflète o nível de risco a que cada empresa está exposta, principalmente considerando o mercado emergente que foi fonte desse estudo.

3 PROPOSTA PARA O CÁLCULO DO PRÊMIO DE RISCO NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO

3.1 Introdução

Em finanças, o risco refere-se à probabilidade de um investidor receber um retorno de um investimento diferente do retorno que se espera do mesmo. A noção de que o risco é importante e que os investimentos mais arriscados devem ter um retorno esperado maior do que os investimentos mais seguros, para serem considerados bons investimentos, é intuitivo. Assim, o retorno esperado de qualquer investimento pode ser descrito como a soma da taxa livre de risco com um retorno extra para compensar o risco (DAMODARAN, 2012). Esse retorno extra é chamado de prêmio de risco.

Ibbotson (2011) define o prêmio de risco como um conceito de equilíbrio de longo prazo que dá uma estimativa do futuro excesso de retorno do mercado de ações acima do mercado de títulos. Do ponto de vista do investidor, o prêmio de risco é o retorno esperado que os investidores podem ganhar em ações na diferença em relação aos títulos. De uma perspectiva corporativa, no entanto, o prêmio de risco é parte do custo de capital. Ao analisar o custo médio ponderado de capital de uma empresa, o prêmio de risco é geralmente o ingrediente mais importante. Do ponto de vista da avaliação, o prêmio de risco é utilizado como parte da taxa de desconto ao estimar o valor presente de um conjunto de fluxos de caixa futuros (IBBOTSON, 2011).

Ainda não há um consenso sobre qual a melhor metodologia para calcular o prêmio de risco. Segundo Damodaran (2016), o desacordo, tanto teórico como prático, permanece sobre como medir o risco em um investimento e como converter a medida de risco em um retorno esperado que compense o risco. Uma questão central neste debate é sobre o prêmio de risco das ações (DAMODARAN, 2016).

A partir do surgimento do CAPM em 1964, seguido dos modelos de precificação por arbitragem (APT) em meados da década de 1970, muitos esforços foram feitos no intuito de melhorar a apuração do retorno exigível de um ativo e, conseqüentemente, do prêmio de risco que deveria ser atrelado a ele.

Um trabalho pioneiro foi o de Mehra e Prescott (1985), que observaram que historicamente o retorno médio sobre o patrimônio líquido superou largamente o retorno médio da dívida praticamente livre de risco de curto prazo, observando-se os dados da economia americana num período de noventa anos (1889-1978). A questão abordada no trabalho foi se esse grande diferencial nos rendimentos médios pode ser explicado por modelos que se abstraem dos custos de transações, limitações de liquidez e outros atritos.

Usando uma variação do modelo de Lucas (1978), Mehra e Prescott (1985) argumentaram que os prêmios de risco históricos observados (que estimavam em cerca de 6%) eram demasiado elevados e que os investidores precisariam de coeficientes de aversão ao risco elevados e implausíveis para exigir esses prêmios. Nos anos que se seguiram, houve muitas tentativas de fornecer explicações para este enigma (DAMODARAN, 2016).

O estudo de Kocherlakota (1996) ratificou o trabalho de Mehra e Prescott (1985). Ao avaliar várias tentativas teóricas para explicar o grande prêmio de risco e a baixa taxa livre de risco mostrou que, embora existam várias explicações plausíveis para o baixo nível de retorno do Tesouro, o grande prêmio de risco ainda é em grande parte um mistério para os economistas.

Outras abordagens, visando à solução do paradoxo, se sucederam. Alvarez e Jermann (2000), Constantinides, Donaldson e Mehra (2002), McGrattan e Prescott (2005) e Storesletten, Telmer e Yaron (2007) tentaram explicá-lo a partir do relaxamento da assunção de mercados perfeitos, introduzindo imperfeições como custos de transação, restrições de crédito, fontes de risco não diversificável ou ainda impostos. Já Mankiw (1986), Constantinides e Duffie (1996), Heaton e Lucas (1997) e Storesletten, Telmer e Yaron (2007) tentaram fazê-lo, relaxando a hipótese dos mercados completos; nenhum dos anteriores conseguiu, contudo, explicar totalmente as anomalias encontradas (GONÇALVES JR et al., 2011).

Mehra (2003) afirma que o enigma do prêmio de risco é quantitativo e surge do fato de que as previsões quantitativas da teoria são uma ordem de magnitude diferente da historicamente documentada. Assim, o enigma não pode ser descartado porque grande parte da intuição econômica é baseada na própria classe de modelos que se tornam insuficientes quando confrontados com dados financeiros. Esse enigma ressalta a falha de paradigmas centrais para a modelagem financeira e econômica para capturar a característica que parece fazer as ações se tornarem comparativamente tão arriscadas (MEHRA, 2003).

Damodaran (2016) afirma que a questão do que se deve fazer com o enigma do prêmio de risco ainda não está totalmente clara. É verdade que os prêmios de risco históricos são mais elevados do que se poderia justificar utilizando modelos convencionais. No entanto, isso pode dizer mais sobre os perigos do uso de dados históricos e as falhas de modelos clássicos do que eles fazem sobre os prêmios de risco (DAMODARAN, 2016).

Este artigo pretende calcular e analisar os prêmios de risco das empresas mais líquidas listadas na B3. Por meio do uso de técnicas econométricas, espera-se mensurá-lo baseando-se na equação diferencial estocástica (SDE) proposta por Bachelier (1900) e utilizada por autores como Black e Scholes (1973), quando propuseram uma fórmula de apreçamento das opções sobre ações. Para isso, serão utilizados os dados dos retornos das *proxies* da carteira de mercado e de um ativo livre de risco, bem como os dados da mensuração da volatilidade.

Assim, esse estudo investigou o seguinte problema de pesquisa: **Qual a magnitude do prêmio de risco nas empresas brasileiras mais líquidas da B3, considerando a estimação por meio da equação diferencial estocástica (SDE)?**

O objetivo deste trabalho é estimar o prêmio de risco de empresas brasileiras por meio da equação diferencial estocástica (SDE) e historicamente, conforme metodologia proposta por Oliveira et al. (2013), dividindo posteriormente a análise por período da amostra, por setores de atuação das empresas, por tamanho da firma e por liquidez.

O trabalho está dividido em quatro partes, além dessa introdução: (i) referencial teórico; (ii) metodologia; (iii) resultados e (iv) conclusões.

3.2 Referencial teórico

3.2.1 Métodos de Cálculo do Prêmio de Risco

Diversas pesquisas tentaram encontrar metodologias para o cálculo do prêmio de risco, tentando ao menos uma aproximação a respeito de quais seriam as suas variáveis determinantes. Ibbotson e Chen (2001) afirmam que os estudos podem ser categorizados em quatro grupos. O primeiro grupo de estudos tenta extrair os prêmios de risco do histórico da diferença entre retornos de ações e títulos sem risco. O segundo grupo adota o *supply side model*, que utilizam informações como lucros, dividendos ou a produtividade econômica global para medir o prêmio de risco. O terceiro grupo adota o *demand side model* que deriva

os retornos esperados através da compensação exigida pelos investidores para suportar o risco de investimentos de capital. Por fim, o quarto grupo baseia-se em opiniões de profissionais financeiros através de pesquisas amplas (IBBOTSON E CHEN, 2001).

Mehra (2003) afirma que há duas interpretações diferentes para o prêmio: o *ex ante* e o *ex post*. O prêmio *ex post* é a diferença real, historicamente observada, entre o retorno no mercado, capturado por um índice de ações, e a taxa livre de risco, como a taxa de retorno dos títulos governamentais. Já o prêmio *ex ante* é uma medida prospectiva do prêmio, ou seja, o prêmio que se espera que venha a prevalecer no futuro ou o prêmio condicional, considerando o estado atual da economia. Sobre qual dessas interpretações do prêmio seria relevante para um investidor, Mehra (2003) afirma que a escolha depende do horizonte de planejamento. Assim, a longo prazo, o prêmio deverá ser semelhante ao que tem sido no passado e os retornos do investimento em capital próprio continuará a dominar substancialmente os retornos do investimento em títulos do governo para investidores com um longo horizonte de planejamento (MEHRA, 2003).

Dessa forma, para Ibbotson (2011), existem várias maneiras de estimar o prêmio de risco, quer se trate de estimativas de equilíbrio ou pessoais, fazer previsões ou medir realizações passadas. O prêmio de risco é um conceito que parece significar coisas diferentes para pessoas diferentes. Algumas pessoas o tratam como o equilíbrio de longo prazo, enquanto outros o tratam como uma estimativa pessoal do retorno de longo prazo. Alguns discutem isso como um retorno futuro, enquanto outros o discutem como um retorno realizado. Alguns comparam rendimentos de ações com retornos de obrigações de longo prazo, enquanto outros comparam rendimentos de ações com retornos de obrigações de curto prazo (IBBOTSON, 2011).

Nos dois próximos subtópicos serão discutidos alguns métodos de cálculo do prêmio de risco.

3.2.1.1 Prêmio de Risco Histórico

A abordagem mais simples e mais utilizada para estimar o prêmio de risco é usar a média histórica dos retornos de mercado realizados além da taxa livre de risco. O método apresenta uma estimação quanto à magnitude dos retornos que os investidores receberam por assumir o risco extra de investir no mercado de ações em vez dos vários mercados de títulos. Ele tem a grande vantagem de medir o que realmente aconteceu, revelando o quanto as ações

realmente superaram as obrigações sobre qualquer intervalo que está sob investigação(DAMODARAN, 2016; DUARTE E ROSA, 2015; IBBOTSON, 2011).

A principal desvantagem do modelo é que ele assume que o futuro se comportará como o passado, isto é, assume que a média de retornos excedentes é constante ou muito lenta ao longo do tempo, dando pouca variação temporal no prêmio de risco. Além disso, há surpreendentemente grandes diferenças nos prêmios reais que se observa serem usados na prática. Assim, há três razões para a divergência dos prêmios de risco: o período de tempo utilizado, a escolha do título livre de risco e a escolha entre médias aritméticas ou geométricas para calcular os retornos (DUARTE E ROSA, 2015; DAMODARAN, 2012).

Um trabalho internacionalmente reconhecido, além de ter sido o pioneiro, que utilizou a abordagem do prêmio histórico foi o de Mehra e Prescott (1985), já citado. Outros trabalhos como o de Kocherlakota (1996), Ibbotson e Chen (2001) e Mehra (2003) também utilizaram esse método. No Brasil, podem ser destacados os trabalhos de Goulart e Paiva (2005) e o de Gonçalves Jr. et al. (2011).

3.2.1.2 Métodos Prospectivos de Cálculo do Prêmio de Risco

O problema com qualquer abordagem de prêmio histórico, mesmo com modificações substanciais, é que ele é retroativo. Existem diversas discussões no sentido de que esse prêmio não corresponde às expectativas dos investidores na hora em que tomaram a decisão de investir. Isso porque o que conta é o custo de oportunidade do capital, o qual só está disponível e só é relevante no momento em que a decisão de investimento deve ser tomada. Isso, por sua vez, pressupõe levar em conta as condições correntes de mercado. Assim, se o objetivo for estimar um prêmio atualizado, com visão de futuro, existem abordagens para estimar os prêmios de risco que são mais prospectivas. Uma das abordagens sugeridas pela literatura para estimar prêmios *ex ante* é o modelo de dividendos descontados (DAMODARAN, 2016; MINARDI E SANVICENTE, 2006).

Nesse modelo, sugerido por Fama e French (2002), o valor do patrimônio líquido é o valor presente dos dividendos esperados do investimento. No caso especial em que os dividendos são assumidos a crescer a uma taxa constante para sempre, obtém-se o modelo de crescimento estável clássico, chamado Modelo de Gordon (DAMODARAN, 2016). Por meio dele, pode-se estimar o retorno exigido pelo investidor através da relação a seguir (MINARDI E SANVICENTE, 2006):

$$K = \frac{D_1}{P_0} + g \quad (1)$$

onde:

D_1 = dividendo por ação que será distribuído no final do período 1;

P_0 = preço da ação no tempo 0;

g = taxa de crescimento constante dos dividendos.

Três dos quatro *inputs* desse modelo podem ser obtidos ou estimados - o nível atual do mercado (valor), os dividendos esperados no próximo período e a taxa de crescimento esperada nos lucros e dividendos no longo prazo. O único "desconhecido" é então o retorno exigido sobre o patrimônio líquido; quando ele é calculado, obtém-se um retorno esperado implícito sobre as ações. Subtraindo a taxa livre de risco, resultará em um prêmio implícito de risco (DAMODARAN, 2016).

A taxa de crescimento pode ser calculada com base nas taxas históricas de crescimento de dividendos, como feito por Fama e French (2002), ou como uma taxa de crescimento sustentável, proposto por Minardi e Sanvicente (2006):

$$g = ROE \times b \quad (2)$$

onde ROE é o retorno sobre o patrimônio líquido e b é a taxa de lucro retido.

Trabalhos como o de Rozeff (1984), Khorana, Moyer e Patel (1997), Harris e Marston (2001), Fama e French (2002) e Campbell (2007) estão entre os que utilizaram esse método no cálculo do prêmio de risco. No Brasil, pode-se destacar os trabalhos de Minardi e Sanvicente (2006) e Gonçalves Jr. et al. (2011).

Um outro método para calcular o prêmio de risco é por meio de modelos de regressão. As regressões de séries temporais utilizam a relação entre variáveis econômicas e retornos de ações para estimar o prêmio de risco. A ideia é executar uma regressão linear preditiva de retornos excedentes realizados em variáveis defasadas (DUARTE E ROSA, 2015).

Goyal e Welch (2008) explicam que esse método consiste em regredir uma variável independente defasada sobre o prêmio de risco:

$$\text{Prêmio de risco} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot x(t-1) + \varepsilon(t) \quad (3)$$

γ_1 é interpretado como uma medida de quão significativa é a variável x na previsão do prêmio de risco. Dentre as variáveis mais exploradas na literatura estão *dividend yield*, *earnings price ratio*, *dividend-earnings (payout) ratio*, várias taxas de juros, taxas de inflação, o índice *book-to-market ratio*, volatilidade, consumo e riqueza (GOYAL E WELCH, 2008).

Duarte e Rosa (2015) afirmam que nesse método há a suposição de que as variáveis são as fontes de informação certas a serem consideradas ao calcular retornos esperados e que uma equação linear é a especificação funcional correta. Na verdade, explicam os autores, o desafio é selecionar quais variáveis incluir na equação, uma vez que os resultados podem mudar substancialmente. Além disso, incluir mais de uma variável dá pobres previsões fora da amostra, mesmo que a teoria econômica possa sugerir muitas variáveis a serem usadas simultaneamente (DUARTE E ROSA, 2015).

Estudos como os de Fama e French (2002), Baker e Wurgler (2007) e Goyal e Welch (2008) utilizaram esse método para a estimação do prêmio de risco. No Brasil, o trabalho de Sanvicente e Carvalho (2012) pode ser destacado.

Neste artigo, o prêmio de risco no setor de Materiais Básicos da B3 será estimado por meio da equação diferencial estocástica (SDE), que possui como um dos componentes principais a volatilidade, que será mensurada usando-se modelos Garch.

3.2.2 Volatilidade

Os retornos das ações possuem características singulares que precisam ser levadas em consideração ao se considerar a volatilidade das suas séries. Bollerslev (1986) descobriu que a maioria dos retornos das variáveis financeiras tende a ser leptocúrticas, não apresentando, assim, características de normalidade. Já segundo Jorion (2012), a maioria dos ativos financeiros possui caldas grossas em suas distribuições. Assim, com o objetivo de modelar a volatilidade das séries com as características dos retornos, além de outras, surgiram os modelos heterocedásticos.

O primeiro modelo desenvolvido foi apresentado por Engle (1982) e denomina-se Modelo Autoregressivo de Heterocedasticidade Condicional (ARCH). O autor propôs a modelagem de um processo que permitisse que o primeiro e o segundo momentos do retorno de um ativo $\{R_t\}$ dependesse de valores passados, como no modelo (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\varepsilon_t/\Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

$$\varepsilon_t = R_t - x_t' b$$

onde Ψ_{t-1} é toda a informação observada até $t-1$, $x_t' b$ é a média de $\{R_t\}$ onde x_t pode incluir variáveis exógenas e dependentes defasadas. Para que a variância seja não negativa, assume-se: $\alpha_0 > 0$ e $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, q$ com $q > 0$ (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Porém, o modelo possui a desvantagem de exigir muitos parâmetros para descrever adequadamente o comportamento da volatilidade (TSAY, 2005). Dessa forma, Bollerslev (1986) propôs um modelo que seria uma ampliação do ARCH, que possui como características ser mais parcimonioso e flexível, denominado de Modelo Autoregressivo de Heterocedasticidade Condicional Generalizado (GARCH).

Segundo Oliveira e Carmona (2008), dentre os principais modelos de estimação de volatilidade, os que contemplam a volatilidade condicional ganham destaque. É o caso dos modelos da família GARCH. Além de reproduzirem algumas das principais características das séries financeiras, eles representam modelos parcimoniosos. Estes modelos também podem ser utilizados para entender a relação entre a volatilidade e os retornos esperados. O modelo passa a ser dado por (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\varepsilon_t/\Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L) \varepsilon_t^2 + B(L) h_t$$

$$\varepsilon_t = R_t - x_t' b$$

onde as restrições são: $q > 0$; $p \geq 0$; $\alpha_0 > 0$; $\alpha_i \geq 0$; ($i = 1, \dots, q$) e $\beta_i \geq 0$, ($i = 1, \dots, p$) (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Ocorre que, nos mercados financeiros, observa-se frequentemente períodos de quedas nos preços seguidos por períodos de alta volatilidade, enquanto que em períodos de alta nos preços a volatilidade não é tão intensa (efeito alavancagem). Ou seja, em geral, choques positivos e negativos tendem a ter impactos diferenciados sobre a volatilidade, sendo que essas assimetrias podem ser capturadas por duas variantes do modelo GARCH, o modelo

TARCH de Zakoian (1994) e o modelo EGARCH de Nelson (1991). A variância condicional do modelo TARCH (1,1) (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) pode ser formalizada por (SILVA, SÁFADI E CASTRO JÚNIOR, 2005):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (6)$$

onde σ_t^2 é a variância condicional, α_0 uma constante, ε_{t-1} o erro no período $t - 1$, α , β e γ os parâmetros do modelo, σ_{t-1}^2 a variância condicional em $t - 1$ e d_{t-1} a variável *dummy* (OLIVEIRA et al., 2013). A variável binária assume o valor $d_{t-1} = 1$, se $\varepsilon_{t-1} < 0$, e $d_{t-1} = 0$ caso contrário. Se $\gamma_1 = 0$, não há assimetria na variância. Condições adversas no mercado e informações negativas (ou seja, $\varepsilon_{t-1} < 0$) têm um impacto de $\alpha_1 + \gamma_1$. Já informações positivas (isto é, $\varepsilon_{t-1} > 0$) têm impacto α . Se $\gamma_1 > 0$, há evidências do efeito alavancagem (SILVA, SÁFADI E CASTRO JÚNIOR, 2005).

Em relação ao modelo EGARCH, Nelson (1991) propôs um modelo não-linear alternativo, que é da forma (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\begin{aligned} \varepsilon_t / \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ \log(h_t) &= \omega + \beta \log(h_{t-1}) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \\ \varepsilon_t &= R_t - x_t' b \end{aligned} \quad (7)$$

Nesse modelo, incluindo o choque padrão (ε_{t-1}) e o seu valor absoluto, é dada maior flexibilidade à equação da variância, pois permite que ela capture alguma assimetria na relação entre retornos de mercado e a volatilidade condicional. O modelo é assimétrico devido à existência do coeficiente γ , que capta o efeito alavancagem (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Outra especificação utilizada para captar o efeito assimetria foi proposta por Glosten, Runkle e Jagannathan (1993). O modelo ficou conhecido como GRJ, devido às iniciais dos nomes dos autores. Ele pode ser descrito como (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\begin{aligned} \varepsilon_t / \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \\ \varepsilon_t &= R_t - x_t' b \end{aligned} \quad (8)$$

$$S_t^- = 1 \text{ se } \varepsilon_t < 0 \\ 0 \text{ se } \varepsilon_t \geq 0$$

Assim, quando $\gamma > 0$ captura-se o efeito alavancagem e com $\gamma = 0$ o modelo GJR (1,1) reduz-se a um GARCH(1,1). Neste sentido, o modelo GARCH é “aninhado” ao modelo GJR (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Dessa forma, os três últimos modelos apresentados nessa seção são capazes de captar os três tipos de características comuns em séries financeiras de dados diários: as caudas “mais cheias” da distribuição dos retornos devido à variação da volatilidade no tempo; o efeito assimetria resultante da não estacionaridade da média; e a aglomeração das variações dos retornos (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

3.2.3 Evidências empíricas

Ibbotson e Chen (2001) estimaram o prêmio de risco de longo prazo com base em uma combinação das abordagens histórica e do lado da oferta. Decompuseram os retornos históricos de ações de 1926 a 2000 em fatores de oferta, incluindo inflação, lucros, dividendos, relação preço/lucro, *dividend payout ratio*, *book value*, retorno sobre o patrimônio líquido e PIB per capita. Em seguida, projetaram o prêmio de risco de ações por meio de modelos de oferta usando informação histórica. Ao contrário de vários estudos recentes que declaram que o prêmio de risco futuro é próximo de zero ou negativo, encontraram que a oferta de longo prazo do prêmio de risco de ações é apenas ligeiramente inferior à estimativa pura de retorno histórico. O prêmio de risco de longo prazo foi estimado em cerca de 6% aritmeticamente e 4% em termos geométricos.

Considerando que a previsão do prêmio de risco nos EUA baseia-se extensivamente em variáveis macroeconômicas, ao mesmo tempo em que os profissionais da área utilizam muito os indicadores técnicos, Neely et al. (2013) compararam a capacidade de previsão de ambas variáveis. Os indicadores técnicos apresentaram poder de previsão estatístico e economicamente significativo dentro e fora da amostra, igualando ou excedendo as variáveis macroeconômicas. Além disso, indicadores técnicos e variáveis macroeconômicas forneceram informações complementares ao longo do ciclo econômico: os indicadores técnicos detectaram melhor o declínio típico do prêmio de risco perto dos picos do ciclo de negócios, enquanto as variáveis macroeconômicas aceitaram mais rapidamente o aumento típico do

prêmio de risco perto das baixas cíclicas. Os autores também mostraram que a combinação de informações de indicadores técnicos e variáveis macroeconômicas melhorou significativamente as projeções de prêmios de risco de ações, em comparação com o uso de qualquer tipo de informação sozinha. Globalmente, as flutuações substancialmente anticíclicas no prêmio de risco de ações pareceram bem captadas pela informação combinada por indicadores técnicos e variáveis macroeconômicas.

Damodaran (2016) examinou os determinantes econômicos dos prêmios de risco de ações, incluindo aversão ao risco dos investidores, incerteza na informação, percepções de risco macroeconômico, política monetária e comportamento dos investidores. O autor relatou as limitações da abordagem do prêmio histórico, mesmo em mercados como os Estados Unidos, que têm longos períodos de dados históricos disponíveis, e seu completo fracasso nos mercados emergentes, onde os dados históricos tendem a ser limitados e voláteis. Analisou também outras duas abordagens para estimar os prêmios de risco de ações, a abordagem do *survey* e a abordagem implícita, relatando seus pontos positivos e negativos. Por fim, analisou a relação entre o prêmio de risco de ações e os prêmios de risco no mercado de títulos e imobiliário e como essa relação pode ser extraída para gerar os prêmios de risco de ações esperados.

No Brasil, alguns trabalhos recentes que abordaram o tema da estimação do prêmio de risco podem ser destacados, como os de Minardi e Sanvicente (2006), Gonçalves Jr. et al. (2011), Sanvicente e Carvalho (2012) e Damke et al. (2016).

Minardi e Sanvicente (2006) propuseram o modelo de dividendos descontados para estimar o prêmio de risco do mercado de ações no Brasil, por meio de uma série histórica de prêmios estimados com essa metodologia e da utilização do Modelo de Gordon. Usando séries anuais de preços de fechamento de ações e dados de demonstrações financeiras, observou-se que a série de prêmios esperados tem uma volatilidade menor do que a série de prêmios realizados, que sua oscilação é explicada principalmente pela oscilação da taxa de dividendos sobre preços, e que está negativamente relacionada com a variação do PIB. Os resultados também mostraram, de maneira indireta, que os preços de ações do mercado brasileiro são sinais confiáveis das mudanças de expectativas e dos prêmios por risco exigidos, o que permite dispensar o estranho recurso a dados de mercados estrangeiros para calcular taxas de desconto na avaliação de investimentos no próprio país.

Gonçalves Jr. et al. (2011) analisaram estimativas de prêmio de risco segundo três abordagens distintas, compreendendo o período de 1996 a 2008: a histórica ou retrospectiva,

através de dados históricos dos índices de mercado e de ativos considerados livres de risco; a implícita ou prospectiva, através de dados históricos de dividendos de ações negociadas na B3; e a indireta, através do previsto no CAPM. Seus resultados mostraram que, na histórica, os valores encontrados variaram de 5% a 7% para os índices IBrX e FGV-100; na prospectiva (que reflete prêmios esperados) obteve-se 3,35%; por fim, na indireta (ou por modelos de mercado), foram encontrados prêmios negativos.

Sanvicente e Carvalho (2012) testaram a influência dos fatores determinantes do prêmio de risco no Brasil. Utilizando-se do método implícito, o prêmio foi calculado como uma média de grandes amostras de preços de ações individuais em cada mês no período de 1995 a 2010. Com o uso da análise de regressão em séries temporais, os determinantes de mudanças no prêmio de risco obtidos como significativos e na direção esperada foram: mudanças na taxa de CDI; *spread* do risco da dívida do país; volatilidade do mercado acionista e prêmio de liquidez do mercado norte-americano.

Damke et al. (2016) analisaram a relação entre o excesso de retorno acima do ativo livre de risco de ações de empresas do setor energético brasileiro, com: (i) preço do petróleo, (ii) preço do óleo diesel, (iii) índices macroeconômicos, (iv) indicadores da própria companhia (beta e Volume *Ratio* da ação, e índices Preço/Lucro, Sharpe, Jensen e Treynor), e (v) *dummy* referente a notícias sobre a “operação Lava Jato”, da Polícia Federal. Utilizando-se de séries históricas longas (1999 a 2015) e visando analisar a influência destes indicadores nos retornos das ações ordinárias e preferenciais da Petrobrás e da CEMIG, os resultados mostraram que há diferenças importantes nas variáveis explicativas do modelo para os períodos pré e pós-crise dos mercados financeiros globais, entre o segundo semestre de 2007 e o mês de março de 2009, em especial para o preço do petróleo, relevante para explicar os retornos da Petrobras pré-crise. O prêmio de risco de mercado e a variação do preço do petróleo foram variáveis muito relevantes para explicar os preços das ações do setor energético brasileiro.

3.3 Procedimentos Metodológicos

Os procedimentos metodológicos desse capítulo estão baseados no estudo de Oliveira et al. (2013). O universo da pesquisa foi composto pelas empresas mais líquidas listadas na B3, sendo consideradas as empresas que não possuíam mais do que dez dias seguidos sem

negociação como critério para a liquidez, a exemplo de Reiteri e Procianoy (2013). Assim, a amostra final compreendeu um total de 48 empresas que possuíam ações listadas na B3 no período de 2005 a 2016.

Essas empresas foram agrupadas com base em três critérios: (i) setor de atuação; (ii) tamanho da firma; e (iii) liquidez das ações.

Em relação ao primeiro critério, utilizou-se a classificação setorial da Bloomberg. A amostra apresentou um total de 48 empresas dividido entre os setores de Utilidade Pública (12 empresas), Materiais Básicos (10 empresas), Consumo Cíclico (9 empresas), Consumo Não Cíclico (5 empresas), Industrial (4 empresas), Comunicações (4 empresas), Energia (2 empresas) e Diversificado (2 empresas).

Em relação ao tamanho da firma, a amostra foi dividida em dois grupos de 24 empresas, um com as empresas de maior valor de mercado e o outro grupo com as empresas de menor valor de mercado.

Por fim, em relação ao critério de liquidez, observou-se que, mesmo esse trabalho já considerando as empresas mais líquidas, existem dentro desse grupo empresas com maior liquidez que outras. Assim, a amostra foi dividida em dois grupos: no primeiro, observou-se na amostra 31 empresas com um total de 2968 observações, desconsiderando os dias sem negociação. Essas empresas possuem no máximo dois dias seguidos sem negociação no período analisado. As outras 17 empresas que não se enquadraram nesse critério compuseram o grupo das menos líquidas.

Os dados foram obtidos por meio da base de dados da Bloomberg. Posteriormente, foram tabulados em planilhas do Microsoft Excel. O período para a coleta das informações foi de 03 de janeiro de 2005 a 29 de dezembro de 2016. Para a realização dos cálculos e testes econométricos, foram utilizados os softwares Eviews e R.

Para os procedimentos econométricos, o trabalho seguirá algumas etapas sequenciais:

- (i) Cálculo dos retornos das séries de preço de fechamento das ações;
- (ii) Teste de normalidade, com o objetivo de analisar a capacidade de as séries de dados reproduzirem a distribuição gaussiana;
- (iii) Testes de raiz unitária, com o objetivo de identificar se as séries são estacionárias;
- (iv) Análise de autocorrelação nos resíduos, objetivando-se identificar a presença de autocorrelações ou correlação serial dos erros entre os períodos;

- (v) Teste do efeito ARCH, com o intuito de identificar características de heterocedasticidade;
- (vi) Estimação dos modelos de volatilidade, com o objetivo de selecionar os modelos autorregressivos heterocedásticos mais eficientes;
- (vii) Cálculo dos prêmios de risco;
- (viii) Análise dos prêmios de risco por ano e por grupos de empresas.

Cada procedimento metodológico será detalhado nos próximos tópicos.

3.3.1 Cálculo dos Retornos Diários

A primeira etapa consiste no cálculo da primeira diferenciação da série de preço de fechamento, encontrando-se, assim, os retornos diários de cada ação (R_t), conforme a seguinte equação:

$$R_{e,t} = \frac{P_{e,t} - P_{e,t-1}}{P_{e,t-1}} \quad (9)$$

Onde:

$R_{e,t}$ = Retorno nominal da ação na data t;

$P_{e,t}$ = Preço de fechamento da ação na data t;

$P_{e,t-1}$ = Preço de fechamento da ação na data t-1.

Logo após, serão realizados os devidos testes nas séries de retorno, a começar pelos testes de normalidade.

3.3.2 Testes nas séries de retorno

3.3.2.1 *Teste de Normalidade*

O teste de Jarque-Bera será utilizado com o objetivo de verificar a existência de normalidade nas séries de retornos diários das ações, ou seja, analisar a capacidade de as

séries reproduzirem a distribuição gaussiana. A hipótese nula do teste é que a série segue uma distribuição gaussiana (normal) de probabilidade.

Sua fórmula é computada como:

$$\text{Jarque-Bera} = \frac{N}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right) \quad (10)$$

Onde N é o número de observações, S é a assimetria e K é a curtose.

3.3.2.2 Testes de Raiz Unitária

Com o objetivo de identificar se as séries de retorno são ou não estacionárias, serão realizados os testes de raiz unitária. A ausência de raízes unitárias caracteriza que a série é estacionária. A principal implicativa econômica é que, não havendo raízes unitárias, os choques não terão efeitos permanentes (Greene, 2000).

Os testes realizados serão os de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). No caso dos dois primeiros testes, a hipótese nula é que há raiz unitária. No caso do teste KPSS, a hipótese nula é que não há presença de raiz unitária, ou seja, a série é estacionária. Suas fórmulas são as seguintes:

Teste ADF:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde x_t são regressores exógenos opcionais que podem consistir em constante, ou uma constante e tendência; $\alpha = \rho - 1$; ρ e δ são parâmetros a serem estimados e assume-se que ε é um ruído branco.

Teste PP:

$$t_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(s e(\hat{\alpha}))}{2 f_0^{\frac{1}{2}} s} \quad (12)$$

Onde $\hat{\alpha}$ é estimativa; t_α a proporção t de α , $s e(\hat{\alpha})$ é um erro padrão de coeficiente; s é o erro padrão da regressão do teste; γ_0 é uma estimativa consistente da variação do erro na Equação 11 (calculada como $(t - k)s^2/T$, onde k é o número de regressores) e o termo f_0 é um estimador de âmbito residual na frequência zero.

Teste KPSS:

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0) \quad (13)$$

Onde $S(t)$ é uma função residual cumulativa ($S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$) baseada nos resíduos $\hat{u}_t = y_t - x_t' \delta(0)$.

3.3.2.3 *Análise de Autocorrelação nos resíduos*

No caso de as séries serem estacionárias, deve-se avaliar a presença de autocorrelações, ou correlação serial dos erros entre períodos de tempo. Tal análise é um primeiro indício da presença ou não de um efeito ARCH na série.

Foi utilizada uma avaliação quantitativa com o teste de Ljung-Box-Pierce Q-teste. Ele apresenta como hipótese nula a não existência de autocorrelação nos resíduos:

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\tau_j^2}{T-j} \quad (14)$$

3.3.2.4 *Teste do Efeito ARCH*

Esse teste tem como objetivo analisar aspectos de heterocedasticidade na série de retornos, ou seja, verificar se os resíduos apresentam uma variância inconstante ao longo do tempo. Em outras palavras, o teste verifica a necessidade de fazer uso dos modelos de volatilidade da família GARCH.

Nesse estudo será utilizado o teste de Engle para analisar o suporte aos modelos heterocedásticos de desenho da variância. A sua hipótese nula é que não há efeitos heterocedásticos. Para testar a hipótese, roda-se a regressão:

$$e_t^2 = \beta_0 + \left(\sum_{s=1}^q \beta_s e_{t-s}^2 \right) + v_t \quad (15)$$

Onde e é o resíduo e q a ordem do modelo.

3.3.3 Estimação dos Modelos de Volatilidade

Nessa última etapa, haverá a seleção dos modelos autoregressivos heterocedásticos mais eficientes. Para tal, será utilizada a metodologia de Akaike (*Akaike's Information Criteria - AIC*).

Assim, para a estimação da volatilidade, será suposta inicialmente uma ordem de um modelo ARMA(1,1) até um ARMA(3,3). Adicionalmente, será usado um modelo da família GARCH variando para estas ordens para modelar a dependência serial na equação da variância. Por fim, serão realizadas variações na distribuição do termo de erro, testando-se distribuições simétricas e assimétricas.

Dessa forma, será escolhido o modelo que apresentar bom ajuste aos dados observando como critérios preliminares: (i) zerar a autocorrelação no 5º (quinto) *lag* para evitar a escolha de modelos que ainda apresentem autocorrelação nos dados; (ii) a significância dos coeficientes; e (ii) escolha do modelo com menor valor AIC. Para constatar que o modelo responde adequadamente às características da série na equação da média e variância, será realizada uma análise pós-estimação para verificar se não apresentaram autocorrelação nos resíduos padronizados (resíduos/sigma) e nos resíduos padronizados ao quadrado (resíduos/sigma)² pelo Ljung-Box-Pierce Q-teste.

3.3.4 Cálculo do Prêmio de Risco

Uma variável estocástica é aquela que pode assumir qualquer valor dentro de um conjunto de valores com uma dada probabilidade. Já um processo estocástico é uma coleção de variáveis aleatórias ordenadas no tempo (GUJARATI E PORTER, 2011). Existem diferentes formas que os processos estocásticos podem assumir quando se trata da análise do comportamento dos preços das ações.

O processo de Markov (ou markoviano) é um tipo particular de processo estocástico, no qual apenas o valor corrente da variável é relevante para se prever o seu valor futuro, pois considera-se que os valores históricos da variável já estão contidos no valor presente da mesma. Frequentemente, considera-se que os preços de ativos em geral evoluem segundo um processo de Markov. Tal fato está de acordo com a forma fraca de eficiência de mercado, pela qual é estabelecido que o preço atual de uma ação reflete todas as

informações históricas, além das expectativas a respeito do preço futuro dessa ação (HULL, 2003).

O processo de Wiener, também conhecido como Movimento Browniano Padrão, é um processo estocástico em tempo contínuo que satisfaz as seguintes propriedades: (i) é um processo de Markov, pois a distribuição de probabilidade para todos os valores futuros do processo depende apenas de seu valor corrente, ou seja, independe da trajetória passada; (ii) possui incrementos independentes no sentido de que a variação ocorrida num intervalo de tempo é independente da ocorrida em qualquer outro intervalo de tempo; e (iii) os incrementos seguem uma distribuição normal com parâmetros que dependem apenas do intervalo de tempo (NETO e MARTINS, 2011).

Segundo Aiube (2013), esse processo foi descrito pela primeira vez pelo botânico Robert Brown em 1827, após ter verificado o movimento de partículas de pólen submersas em água, como resultado de sucessivos choques aleatórios de partículas vizinhas. Em 1900, Louis Bachelier observou que o mercado de ações tinha um aspecto visual muito semelhante ao movimento browniano.

Em 1965, Paul Samuelson introduziu uma versão revisada do modelo de Bachelier, pela qual o retorno e não mais o preço do ativo seguia um Movimento Aritmético Browniano; conseqüentemente, valores negativos tornaram-se admissíveis na modelagem. Essa definição ficou conhecida como Movimento Browniano Geométrico (MBG). O MBG é o processo estocástico mais empregado para modelar o comportamento de preços de ações, uma vez que considera que os retornos efetivos do ativo e suas variâncias são proporcionais ao valor do preço do ativo (S) (AIUBE, 2013).

A equação diferencial estocástica a seguir especifica a dinâmica do preço de um ativo financeiro que segue um MBG:

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu dt + \sigma dz_t \quad (16)$$

Onde S é o preço do ativo; $\frac{dS_t}{S_t}$ é a diferenciação do preço do ativo; μdt é o rendimento do ativo, sendo μ a medida de taxa média de aumento do preço do ativo; σ é a volatilidade e a medida dz_t é uma variável aleatória oriunda de uma distribuição normal.

Assim, na equação, o primeiro componente (μdt) representa a variável previsível, enquanto o segundo termo (σdz_t) representa a chegada de novas informações. Das variáveis

contidas no modelo, a volatilidade representa um parâmetro fundamental, pelo fato de ser o único não observável (OLIVEIRA, CARMONA E TÁVORA JÚNIOR, 2006).

O prêmio de risco será interpretado como o termo dz_t na equação. Ele é obtido com avaliação *ex-post* (prêmio de risco histórico) e representa a variação média real das expectativas dos agentes que participaram do mercado e que o levaram a um preço de equilíbrio em função da dinâmica diária de chegada de informações e incorporações dessas. É fundamental relatar que há a possibilidade de normalizar as variações de expectativa em função do volume negociado diariamente como *proxy* do número de participantes.

As manipulações matemáticas para se chegar à equação proposta para mensurar o prêmio de risco são as seguintes: (ROMA, 2013):

$$\sigma dz_t = \frac{dS_t}{S_t} - \mu dt \quad (17)$$

$$dz_t = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{dS_t}{S_t} - \mu \right)$$

$$dz_t = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{dS_t}{S_t} - R_f \right)$$

$$dz_t = \frac{1}{\sigma} (R_m - R_f)$$

onde:

R_m = retorno da carteira de mercado

R_f = retorno do ativo livre de risco

Como foi apresentado na equação 16, o termo da volatilidade (σ) representa um parâmetro fundamental por ser o único não observável, devendo, portanto, ser estimado.

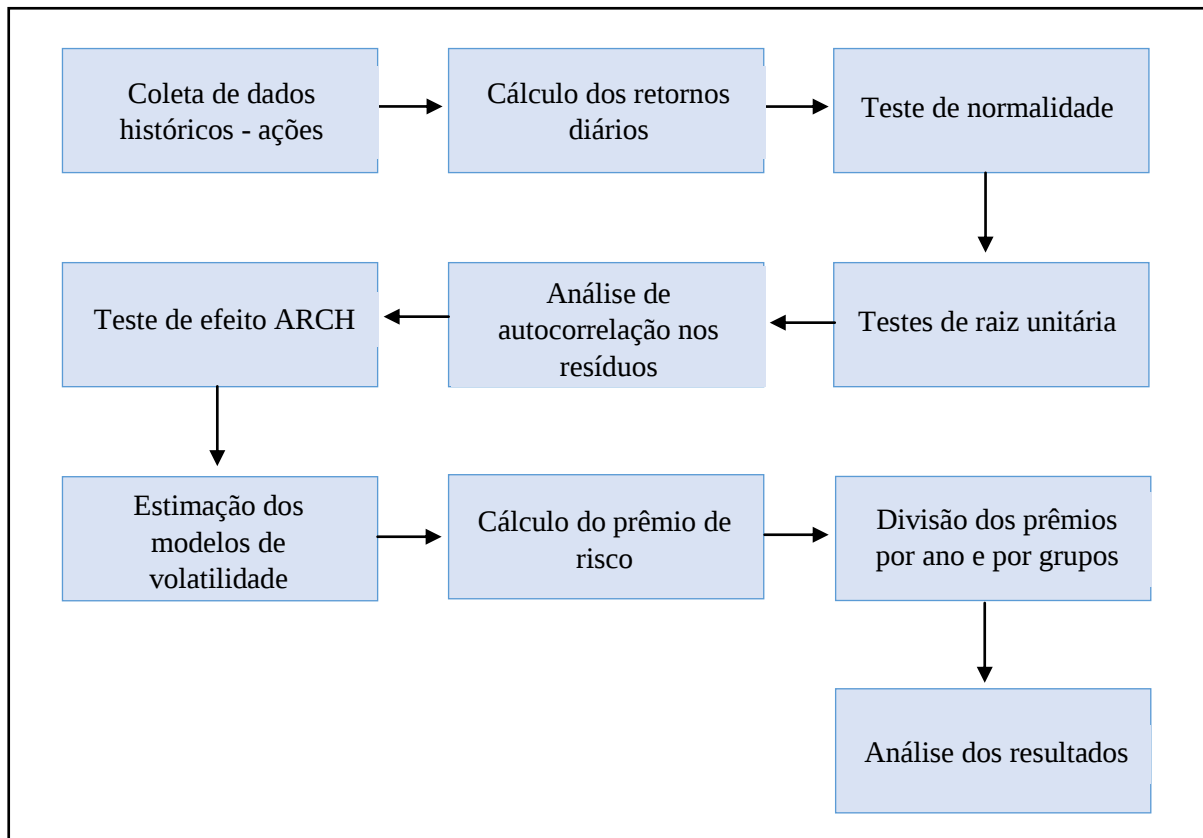
Após o modelo ser rodado e ocorrer a sua correta especificação, detalhada nas seções 3.3.2 e 3.3.3, será extraído do software R o sigma (σ), contido na Fórmula 17. A partir daí, poder-se-á obter o prêmio de risco.

Após a obtenção dos prêmios de risco, os mesmos foram divididos por ano e por grupo de empresas, com base em critérios de setores de atuação, tamanho da firma e liquidez. Foram

analisados os valores médio e mediano dos prêmios nesses grupos, com o objetivo de apresentar uma análise mais detalhada de seu comportamento na amostra.

Para melhor visualização dos procedimentos metodológicos adotados nesse estudo, é apresentado na Figura1 abaixo um fluxograma geral:

Figura 1: Fluxograma dos procedimentos metodológicos



Fonte: Elaboração própria.

3.4 Análise dos Resultados

A seguir serão apresentados os principais resultados desse estudo, de acordo com as etapas seguidas no mesmo.

3.4.1 Testes nas séries de retorno

3.4.1.1 *Teste de Normalidade*

O Apêndice A mostra o valor do teste juntamente com seu respectivo p-valor para cada empresa da amostra. A hipótese nula do teste de Jarque Bera é que a série segue uma distribuição normal de probabilidade. Ou seja, um p-valor de 0.00 significa que a série não possui distribuição normal.

Observa-se que em todas as empresas a hipótese nula do teste foi rejeitada, ou seja, as séries de retorno não seguem uma distribuição normal. Tal ocorrência confirma os fatos estilizados abordados por Taylor (1986) de que as séries financeiras possuem ausência de normalidade em suas distribuições.

3.4.1.2 *Teste de Raiz Unitária*

O Apêndice B apresenta o valor de cada teste de raiz unitária com seu respectivo p-valor para cada empresa.

Os testes realizados foram os de ADF, PP e KPSS. No caso dos dois primeiros testes, a hipótese nula é que há raiz unitária. Ou seja, um p-valor de 0.00 significa que a série não possui raiz unitária, ou seja, é estacionária. No caso do teste KPSS, a hipótese nula é que não há presença de raiz unitária. Ou seja, um p-valor de 0.00 significa que a série não é estacionária.

Observa-se pelos resultados que todas as empresas tiveram ausência de raízes unitárias em suas séries, exceto as empresas Telefônica Brasil (VIVT), Comgás (CGAS) e Coteminas (CTNM). Ou seja, aproximadamente 94% das séries mostraram ser estacionárias. Assim, confirma-se que os choques não terão efeitos permanentes e, por isso, não houve a necessidade de realizar diferenciações, o que é normal para as séries financeiras, já que o próprio cálculo do retorno é uma diferenciação.

3.4.1.3 *Análise de Autocorrelação nos resíduos*

Como a grande maioria das séries foram consideradas estacionárias, deve-se avaliar a presença de autocorrelações, ou correlação serial dos erros entre períodos de tempo. Tal análise é um primeiro indício da presença ou não de um efeito ARCH na série.

O Apêndice C apresenta os resultados do Ljung-Box-Pierce Q-teste. Ele apresenta como hipótese nula a não existência de autocorrelação nos resíduos. Assim, um p-valor de 0.00 significa que existe autocorrelação nos resíduos. Foram utilizados os *lags* 04, 10 e 15 para calcular a estatística.

Os resultados mostram que não há um padrão entre as empresas. Observa-se que oito empresas (aproximadamente 17%) não apresentaram autocorrelação. Por outro lado, 31 empresas apontaram autorrelação até o quarto *lag* (aproximadamente 64%) e as nove empresas restantes (aproximadamente 19%) apresentaram autocorrelação a partir de número de *lags* diferentes.

Dessa forma, a grande maioria das empresas (40 das 48 da amostra ou aproximadamente 83%) apontaram autocorrelação, e, portanto, possuem indícios de suporte aos efeitos ARCH.

3.4.1.4 *Teste do Efeito ARCH*

Para confirmar a presença de efeitos heterocedásticos nas séries, analisou-se os resultados do teste de Engle. A sua hipótese nula é que não há efeitos heterocedásticos. Ou seja, um p-valor igual a 0.00 significa que há heterocedasticidade na série.

O Apêndice D aponta que em apenas uma das 48 séries a hipótese nula não pôde ser rejeitada (empresa Centrais Elétricas de Santa Catarina – código CLSC). Ou seja, as empresas apontam presença de efeitos heterocedásticos em suas séries de retorno.

Assim, como as séries apresentaram evidências de uma variância que varia com o tempo em todas as defasagens, são necessários modelos que capturem essa volatilidade. Por isso, houve a necessidade de fazer uso dos modelos de volatilidade da família GARCH.

3.4.2 Estimação dos Modelos de Volatilidade

O Apêndice E apresenta os resultados detalhados da estimação dos modelos de volatilidade de cada série da amostra. Na primeira coluna está o código da empresa na B3. Na segunda coluna está o tipo de distribuição da série de retorno. Foi confirmado o resultado do teste de normalidade de Jarque Bera (Apêndice A) em todas as empresas, pois todas as distribuições foram não gaussianas. A terceira mostra o melhor modelo de volatilidade pelo critério Akaike, sabendo-se que os dois primeiros representam a ordem ARMA e os dois últimos a ordem GARCH; na quarta coluna está o valor do critério AIC de cada modelo; por fim, na última coluna está o valor do sigma médio gerado pelo software para cada série, valor que foi posteriormente utilizado no cálculo do prêmio de risco de cada empresa.

Sobre o melhor modelo de volatilidade para cada empresa, observa-se que os dois modelos mais parcimoniosos gerados pelo software R foram o (0,0,1,1) para 15 empresas e o (0,0,2,1) para 33 empresas. Essas ordens dos modelos foram inseridas nos códigos do software para a geração do sigma (volatilidade) de cada empresa, sendo posteriormente utilizado para o cálculo do respectivo prêmio de risco.

3.4.3 Prêmios de Risco

As Tabelas 1 a 7 apresentam os resultados dos prêmios de risco das empresas de acordo com diversas divisões. Em primeiro lugar, a Tabela 1 mostra os totais dos valores de prêmio médio e mediano por ano de análise. Observando-se os valores de modo geral, percebe-se um comportamento semelhante de ambos. Os anos de 2005 a 2007 apresentaram seus valores positivos, seguidos de valores negativos no ano de 2008. O ano de 2009 mostrou-se com valores de prêmios positivos e elevados, seguidos novamente por valores negativos em 2010. Outros comportamentos semelhantes foram os valores negativos do ano de 2013 até 2015, seguidos de valores positivos em 2016.

No caso específico do prêmio médio, observa-se que o menor valor se deu no ano de 2008 e o maior valor no ano de 2009. Em relação ao prêmio mediano, o menor valor se deu no ano de 2014 e o maior valor no ano de 2007.

Assim, a análise anual dos prêmios de risco mostrou que os valores negativos em 2008 podem refletir a crise do *subprime* nos Estados Unidos, que impactou também as empresas brasileiras. Já os resultados negativos no período de 2013 a 2015 podem refletir a recessão da

economia brasileira iniciada em 2014, caracterizada por contração da economia, retração do PIB e queda na atividade econômica.

Tabela 1 – Prêmios por ano

Ano	Prêmio Médio	Prêmio Mediano
2005	0.02387	0.02962
2006	0.03833	0.04244
2007	0.04434	0.10270
2008	-0.07350	-0.01713
2009	0.09076	0.09111
2010	-0.01837	-0.00527
2011	-0.06279	0.00494
2012	0.00264	-0.04055
2013	-0.04998	-0.03914
2014	-0.02000	-0.07743
2015	-0.04378	-0.07376
2016	0.03513	0.03206
Total	-0.00278	-0.00017

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 2 mostra os valores de prêmios de risco médios por ano e por setor das empresas da amostra. Observa-se que o menor valor do prêmio se deu no setor de Utilidade Pública, seguido pelo setor Industrial. Já o maior valor se deu no setor de Consumo Cíclico, que foi o único com valor positivo, seguido pelo setor de Materiais Básicos.

Analisando-se cada setor, nota-se que houve magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Em todos os setores o menor prêmio se deu no ano de 2008 e o maior no ano de 2009. As exceções se deram nos setores de Energia e Diversificado, que apresentaram menores prêmios em 2011 e maiores também em 2009. De modo geral, o menor valor de prêmio se deu no ano de 2011 no setor de Energia e o maior valor de prêmio no ano de 2009 no setor de Utilidade Pública.

Tabela 2 – Prêmios Médios por Setor

Ano	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico	Consumo Não Cíc.	Industrial	Comunic.	Energia	Diversif.
2005	0.02030	0.02074	0.02527	0.03259	0.02899	0.02682	0.02909	0.01141
2006	0.04057	0.04035	0.03109	0.03692	0.04624	0.04168	0.04249	0.02434
2007	0.04817	0.04006	0.04218	0.04409	0.05505	0.04165	0.05824	0.02306
2008	-0.08671	-0.05739	-0.06462	-0.08610	-0.08360	-0.08102	-0.08677	-0.03477
2009	0.11521	0.06964	0.07222	0.11110	0.09887	0.09684	0.10599	0.03851
2010	-0.02144	-0.01637	-0.01289	-0.02484	-0.02082	-0.01839	-0.01914	-0.01275
2011	-0.07949	-0.05622	-0.04389	-0.06241	-0.06763	-0.06344	-0.09227	-0.04096
2012	0.00461	-0.00084	0.00442	0.00684	-0.00081	0.00256	0.00573	-0.00626
2013	-0.05788	-0.04458	-0.03334	-0.06369	-0.05750	-0.05740	-0.06411	-0.02609
2014	-0.02259	-0.02077	-0.01308	-0.02732	-0.02588	-0.01929	-0.01289	-0.01022
2015	-0.05512	-0.03195	-0.03477	-0.05931	-0.05323	-0.04130	-0.04912	-0.01728
2016	0.04454	0.02524	0.03135	0.05493	0.03235	0.02786	0.03940	0.01142
Total	-0.00415	-0.00268	0.00033	-0.00310	-0.00400	-0.00362	-0.00361	-0.00330

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 3 mostra os valores de prêmios de risco medianos por ano e por setor das empresas da amostra. Observa-se que o menor valor do prêmio se deu no setor de Consumo Não Cíclico, seguido pelo setor Industrial. Já o maior valor se deu no setor de Comunicações, que apresentou o único valor mediano positivo, seguido pelo setor de Consumo Cíclico.

Analisando-se cada setor, nota-se que houve mais uma vez magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos, dessa vez em caráter menor que os prêmios médios. O setor Utilidade Pública apresentou menor valor de prêmio em 2014 e maior em 2009; o setor Consumo Não Cíclico menor valor em 2015 e maior valor em 2009; os setores Materiais Básicos, Consumo Cíclico e Diversificado apresentaram menor valor em 2014 e maior em 2007; e os setores Industrial e Comunicações menor valor em 2015 e maior em 2007. De modo geral, o menor valor de prêmio se deu no ano de 2015 no setor Industrial e o maior valor de prêmio no ano de 2007 no setor de Energia.

Assim, a análise por setor mostrou que os maiores prêmios de risco se deram nos setores Consumo Cíclico, Materiais Básicos e Comunicações. Enquanto isso, os menores valores de prêmio se deram nos setores Utilidade Pública, Industrial e Consumo Não Cíclico.

Em relação aos períodos, observou-se que os prêmios médios refletiram os menores prêmios nos anos de 2008 e 2011 e os maiores prêmios no ano de 2009. Já os prêmios medianos refletiram os menores prêmios em 2014 e 2015 e os maiores em 2007 e 2009.

De modo geral, esses números vão ao encontro dos achados na análise por ano, que refletiu os menores prêmios nas crises de 2008 e 2014 e os maiores prêmios nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009). Os setores mais afetados negativamente nos períodos de crise foram Utilidade Pública, Industrial e Consumo Não Cíclico.

Tabela 3 – Prêmios Medianos por Setor

Ano	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico	Consumo Não Cíc.	Industrial	Comunic.	Energia	Diversif.
2005	0.03024	0.02427	0.02929	0.03032	0.04122	0.02217	0.03435	0.01333
2006	0.04230	0.04457	0.03659	0.04216	0.04618	0.04204	0.05019	0.02075
2007	0.10952	0.10116	0.09161	0.10531	0.11679	0.09389	0.12906	0.05231
2008	-0.01969	-0.01525	-0.01117	-0.01991	-0.02029	-0.01629	-0.01828	-0.00774
2009	0.12207	0.08001	0.08400	0.11555	0.09581	0.09135	0.12052	0.04518
2010	-0.00710	-0.00486	-0.00390	-0.00641	-0.00618	-0.00425	-0.00681	-0.00277
2011	0.00632	0.00439	0.00365	0.00467	0.00510	0.00475	0.00614	0.00213
2012	-0.04688	-0.03597	-0.03974	-0.05118	-0.04260	-0.03678	-0.04906	-0.02458
2013	-0.04158	-0.03303	-0.03539	-0.04825	-0.04266	-0.04099	-0.04265	-0.01755
2014	-0.08497	-0.07404	-0.07313	-0.09796	-0.09294	-0.05977	-0.06663	-0.03684
2015	-0.07415	-0.05803	-0.06131	-0.09939	-0.10644	-0.07235	-0.08307	-0.02718
2016	0.04689	0.02302	0.03179	0.03558	0.03936	0.02948	0.04162	0.01207
Total	-0.00039	-0.00024	-0.00013	-0.00087	-0.00054	0.00025	-0.00034	-0.00032

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 4 estão os valores de prêmios de risco médios por ano e por tamanho das empresas da amostra. Observa-se que as empresas maiores apresentaram um valor de prêmio um pouco menor que as empresas menores, considerando o período total.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas maiores quanto as menores apresentaram menor valor de prêmio em 2008 e maior em 2009. De modo geral, os menores e os maiores valores desses anos se deram nas empresas menores.

Tabela 4 – Prêmios Médios por Tamanho

Ano	Maiores	Menores
2005	0.02193	0.02580
2006	0.03664	0.04003
2007	0.04131	0.04736
2008	-0.07187	-0.07514
2009	0.09028	0.09124
2010	-0.01795	-0.01879
2011	-0.06401	-0.06158
2012	0.00237	0.00291
2013	-0.05089	-0.04906
2014	-0.01834	-0.02166
2015	-0.04223	-0.04533
2016	0.03196	0.03830
Total	-0.00340	-0.00216

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 5 se encontram os valores de prêmios de risco medianos por ano e por tamanho das empresas da amostra. Observa-se que as empresas maiores apresentaram um valor de prêmio um pouco menor que as empresas menores, considerando o período total.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve mais uma vez magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas maiores quanto as menores apresentaram menor valor de prêmio em 2014 e maior em 2007. De modo geral, os menores e os maiores valores desses anos se deram nas empresas menores.

Assim, a análise por tamanho mostrou que as empresas maiores apresentaram valores de prêmios menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, as empresas menores apresentaram picos de menor prêmio nos períodos de crise de 2008 e 2014 e de maior prêmio nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009), mostrando que as empresas menores foram mais afetadas pelas crises e mostraram ser mais sensíveis a esses eventos.

De modo geral, esses números estão de acordo com os achados na análise por ano, que refletiu os menores prêmios nas crises de 2008 e 2014 e os maiores prêmios nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009).

Tabela 5 – Prêmios Medianos por Tamanho

Ano	Maiores	Menores
2005	0.02719	0.03045
2006	0.04269	0.04086
2007	0.10065	0.10641
2008	-0.01669	-0.01771
2009	0.08915	0.09457
2010	-0.00584	-0.00512
2011	0.00511	0.00479
2012	-0.03970	-0.04182
2013	-0.03601	-0.03994
2014	-0.07713	-0.07743
2015	-0.06769	-0.07423
2016	0.02973	0.03342
Total	-0.00037	-0.00016

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 6 mostra os valores de prêmios de risco médios por ano e por liquidez das empresas da amostra. Observa-se que as empresas mais líquidas apresentaram menor prêmio no período total.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas mais líquidas quanto as menos líquidas apresentaram menor valor de prêmio em 2008 e maior em 2009. De modo geral, os menores e os maiores valores desses anos se deram nas empresas mais líquidas.

Tabela 6 – Prêmios Médios por Liquidez

Ano	Mais Líquidas	Menos Líquidas
2005	0.02474	0.02228
2006	0.03994	0.03541
2007	0.04660	0.04021
2008	-0.07516	-0.07047
2009	0.09418	0.08452
2010	-0.01997	-0.01546
2011	-0.06850	-0.05237
2012	0.00310	0.00181
2013	-0.05351	-0.04353
2014	-0.02133	-0.01759
2015	-0.04526	-0.04107
2016	0.03576	0.03398
Total	-0.00329	-0.00186

Fonte: Elaboração Própria.

Por fim, na Tabela 7 estão os valores de prêmios de risco medianos por ano e por liquidez das empresas da amostra. Nela é possível perceber que as empresas mais líquidas apresentaram menor prêmio no período total.

Tabela 7 – Prêmios Medianos por Liquidez

Ano	Mais Líquidas	Menos Líquidas
2005	0.02929	0.03085
2006	0.04403	0.03902
2007	0.10315	0.10162
2008	-0.01765	-0.01455
2009	0.09151	0.09071
2010	-0.00535	-0.00497
2011	0.00500	0.00487
2012	-0.04621	-0.03755
2013	-0.03904	-0.03925
2014	-0.07699	-0.07788
2015	-0.07428	-0.06813
2016	0.03461	0.03123
Total	-0.00017	-0.00005

Fonte: Elaboração Própria.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve mais uma vez magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas mais líquidas quanto as menos líquidas apresentaram menor valor de prêmio em 2014 e maior em 2007. De modo geral, o menor prêmio de 2014 se para as empresas menos líquidas e o maior prêmio 2007 para as empresas mais líquidas.

Dessa forma, a análise por liquidez mostrou que as empresas mais líquidas da amostra apresentaram valores de prêmio de risco menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, observou-se no prêmio médio que as empresas mais líquidas apresentaram picos de menor prêmio nos períodos de crise de 2008 e maior prêmio no período após a crise (2009), mostrando que as empresas mais líquidas foram mais afetadas pelas crises e mostraram ser mais sensíveis a esses eventos. No prêmio mediano, o pico de menor valor ocorreu em 2014 para as empresas menos líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos negativos, e o pico de maior valor ocorreu em 2007 nas empresas mais líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos positivos.

De modo geral, esses números vão ao encontro dos achados na análise por ano, que refletiu os menores prêmios nas crises de 2008 e 2014 e os maiores prêmios nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009).

3.5 Conclusões

Esse estudo objetivou analisar os prêmios de risco das empresas brasileiras mais líquidas da B3, considerando a estimação por meio da equação diferencial estocástica (SDE). Inicialmente houve a estimação dos modelos de volatilidade de acordo com as características de cada série, sendo gerados valores de volatilidades a serem incorporados na fórmula do prêmio. Posteriormente, os valores de prêmio foram calculados e analisados por grupo de acordo com o período, o setor de atuação das empresas, do tamanho da firma e do grau de liquidez.

Em relação à estimação dos modelos de volatilidade, os resultados mostraram séries com características de não normalidade, estacionárias, com autocorrelação e com presença de efeitos heterocedásticos, ou seja, com suporte aos efeitos ARCH. Sobre o melhor modelo de volatilidade para cada empresa, observou-se que os dois modelos mais parcimoniosos gerados foram o $(0,0,1,1)$ e o $(0,0,2,1)$.

No que se refere aos resultados dos prêmios e suas segmentações, a análise por ano mostrou que os valores negativos em 2008 e no período de 2013 a 2015 podem refletir as crises que impactaram negativamente as empresas brasileiras.

A análise por setor mostrou que os maiores prêmios de risco se deram nos setores Consumo Cíclico, Materiais Básicos e Comunicações. Enquanto isso, os menores valores de prêmio se deram nos setores Utilidade Pública, Industrial e Consumo Não Cíclico. Os primeiros são mais afetados por eventos positivos e os segundos mais afetados negativamente pelas crises.

A análise por tamanho mostrou que as empresas maiores apresentaram valores de prêmios menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, as empresas menores apresentaram picos de menor prêmio nos períodos de crise de 2008 e 2014 e de maior prêmio nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009), mostrando que as empresas menores foram mais afetadas pelas crises e mostraram ser mais sensíveis a esses eventos.

Por fim, a análise por liquidez mostrou que as empresas mais líquidas da amostra apresentaram valores de prêmio de risco menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, observou-se no prêmio mediano que o pico de menor valor ocorreu em 2014 para as empresas menos líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos negativos, e o pico de maior valor ocorreu em 2007 nas empresas mais líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos positivos.

Assim, como o prêmio de risco reflete a percepção de risco do investidor, os resultados desse estudo reforçam a ideia de que o mercado de capitais é muito sensível ao humor dos investidores, que estão atentos aos acontecimentos da economia e de outras áreas macro, buscando sempre rever suas estratégias de forma a minimizar suas perdas.

Desta maneira, o objetivo geral traçado nesta pesquisa pôde ser concluído com a mensuração do prêmio de risco proposta por Oliveira (2013), bem como com o estudo detalhado dos valores por períodos e grupos.

Essa nova proposta de mensuração do prêmio de risco revela então a contínua necessidade de estudos que mensurem seus valores em diversos contextos e empresas, por ser uma variável bastante exposta a políticas econômicas, governamentais e às ações das empresas e *stakeholders*.

Como esse estudo mensurou os prêmios de risco apresentando seus valores em prêmio médio e mediano, são necessários novos estudos com a mesma metodologia, porém de forma

aplicada a algum modelo de avaliação que incorpore essas duas medidas e consiga descobrir se existe uma superior a outra.

4 INCORPORANDO O PRÊMIO DE RISCO AO MODELO DE OHLSON: UMA PROPOSTA PARA MENSURAÇÃO DO VALOR DAS EMPRESAS

4.1 Introdução

A busca por um método que avalie da melhor forma o preço dos ativos financeiros sempre foi um objetivo para os gestores de investimentos (SCHUCH, 2013). Na verdade, acionistas, investidores e credores têm um interesse óbvio no valor de uma empresa (KOTHARI, 2001), pois ela está presente em diversas circunstâncias da vida organizacional. A avaliação é necessária nas fusões e aquisições, nas disputas entre proprietários, nos relatórios financeiros, nas compras e nas vendas, no planejamento de negócios, na recompra de ações, no lançamento de opções, no estabelecimento de incentivos para os administradores e em muitas outras atividades organizacionais (HITCHNER, 2006; PENMAN, 2007 apud BAESSO, 2009). Além disso, a avaliação é utilizada por analistas e investidores externos à organização (BAESSO, 2009).

Em um mercado eficiente, esse valor é definido como o valor presente dos fluxos de caixa líquidos futuros esperados, descontados à taxa de retorno apropriada ajustada ao risco. Esse método está inserido na chamada análise fundamental, que envolve o uso de informações nas demonstrações financeiras correntes e passadas, em conjunto com a indústria e os dados macroeconômicos para chegar ao valor intrínseco da empresa. Uma diferença entre o preço atual e o valor intrínseco é uma indicação das recompensas esperadas para o investimento (KOTHARI, 2001).

Cabe informar, porém, que a inserção da análise fundamental na determinação do valor de uma empresa, isto é, a relação entre os mercados de capitais e as demonstrações financeiras, refere-se a uma ampla área de pesquisa que se originou com as publicações seminais de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968), logo após o desenvolvimento da hipótese de mercados eficientes e a metodologia de estudo de eventos na Universidade de Chicago (KOTHARI, 2001).

A principal motivação que levou à pesquisa desses autores foi fornecer evidências empíricas para verificar se os números contábeis continham ou transmitiam informações sobre o desempenho financeiro de uma empresa. Eles forneceram provas convincentes de que existe

conteúdo informativo nos anúncios de lucros contábeis (KOTHARI, 2001). A metodologia utilizada nesses trabalhos influenciou a pesquisa de muitos autores (Rayburn (1986), Collins e Kothari (1989), Easton e Harris (1991), Dechow (1994) e Dhaliwal et al. (1999) e revolucionou o campo de avaliação na contabilidade (KOTHARI, 2001; SCHUCH, 2013). Considerando esse contexto de análise e avaliação fundamentais, a literatura contábil baseia-se no modelo de desconto de dividendos ou sua transformação, como o modelo de lucros (capitalização) ou modelo de *residual income valuation* de Ohlson (KOTHARI, 2001).

Os modelos de desconto de dividendos foram a primeira tentativa de encontrar, sob um ponto de vista financeiro, uma fórmula de preços para as ações ordinárias. Esses modelos remontam a obras semânticas de Williams (1938) e Gordon e Shapiro (1956) onde, em um cenário determinístico, o preço de uma ação ordinária é obtido descontando todos os dividendos futuros por ação, aplicando uma taxa que reflete o risco da empresa (AGOSTO, MAININI E MORETTO, 2016).

Percebendo deficiências nas metodologias de avaliação existentes, Ohlson (1995) propôs o modelo de *residual income valuation*, em que aprimorou o modelo de desconto dos lucros residuais para a estimativa do valor de uma empresa, desenvolvendo um método (conhecido por Modelo de Ohlson) que explica o valor de uma empresa com base em informações contábeis (GALDI, TEIXEIRA E LOPES, 2008). O modelo de *residual income valuation* define o preço como a soma do valor contábil do patrimônio líquido com o valor presente descontado dos lucros residuais futuros esperados (KOTHARI, 2001).

Ohlson (1995) e outros (por exemplo, Bernard, 1995, Biddle et al., 1997) apontam que o conceito de *residual income valuation* existe há muito tempo. Os trabalhos precedentes do conceito incluem Hamilton (1777), Marshall (1890), Preinreich (1938), Edwards e Bell (1961), Peasnell (1982) e Stewart (1991). No entanto, Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1995) merecem crédito por reviver com êxito a ideia de *residual income valuation*, por desenvolver as ideias mais rigorosamente e por impactar a literatura empírica (KOTHARI, 2001).

Assim, Ohlson (1995) baseou-se nesses trabalhos precedentes para desenvolver um novo modelo com base na teoria contábil. Ele utilizou também elementos tanto do campo econômico quanto do campo financeiro, como a teoria da eficiência de mercados, da irrelevância de dividendos e dos modelos de fluxo de caixa descontado. Além disso, se baseou na *clean surplus relation*, substituindo dividendos por valor contábil e lucros contábeis no modelo de desconto de dividendos. Ele identifica um novo papel dentro da teoria para três

variáveis contábeis: lucros, dividendos e valor do patrimônio líquido. Além disso, consegue relacionar as informações públicas, tanto contábeis quanto não contábeis, e o valor da empresa (SCHUCH, 2013).

A partir do desenvolvimento do Modelo de Ohlson, muitas comparações entre os diferentes modelos de avaliação de empresas começaram a ser realizadas, em especial com relação aos modelos de fluxos de caixa descontados e de lucros residuais (GALDI, TEIXEIRA E LOPES, 2008). Duas questões do Modelo de Ohlson que foram e ainda estão sendo aperfeiçoadas em estudos são o vetor “outras informações” e o fato do modelo descontar os fluxos de caixa a uma taxa livre de risco.

Em relação às “outras informações”, Lundholm (1995) afirma que se referem a informações não contábeis que proporcionam um choque nos lucros residuais em períodos futuros. Ohlson (1995) explica que esse vetor deve ser considerado como um resumo dos eventos relevantes para a avaliação da empresa que ainda causarão impacto sobre as demonstrações financeiras (CUPERTINO E LUSTOSA, 2006).

Recentemente, Christen e Grottkle (2015), Bergmann e Schultze (2013) e Bryan e Tiras (2007) exploraram o potencial inerente ao componente “novas informações” agregando informações qualitativas ao Modelo de Ohlson. Os primeiros autores elaboraram um modelo que permitiu inserir diferentes tipos de informações qualitativas contidas nos relatórios anuais que podem contribuir para obter valores significativos das empresas, como capital intelectual, governança corporativa, impostos, gestão da marca e relatórios de sustentabilidade. Já Bergmann e Schultze (2013) testaram informações financeiras fora dos relatórios anuais e Tiras (2007) incorporou a previsão consensual dos analistas (CHRISTEN E GROTTKLE, 2015).

A outra questão é que o modelo utiliza uma taxa livre de risco para descontar os fluxos de caixa. Porém, há incerteza associada com a avaliação de empresas. Muitas vezes, essa incerteza provém do bem avaliado, e o modelo de avaliação pode acrescentá-la em sua estrutura (DAMODARAN, 2012).

Tanto credores quanto acionistas esperam ser remunerados pelo custo da oportunidade do investimento de seus recursos em uma determinada empresa em vez de outra de risco semelhante. O custo médio ponderado de capital (WACC) é a taxa de desconto usada para converter o fluxo de caixa livre futuro em valor presente. O mercado comprador do fim da década de 1990 chamou a atenção para a importância da estimativa correta do custo de capital. Uma das características da correta estimativa do custo de capital é ajustá-lo para o

risco sistêmico suportado por cada fornecedor de capital, uma vez que cada um deles espera um retorno que remunere o risco assumido (COPELAND, KOLLER E MURRIN, 2000).

Entra em cena então o conceito de prêmio de risco de ações - o rendimento esperado das ações em excesso da taxa livre de risco. É um valor essencial em todos os preços de ativos, tanto por razões teóricas como práticas. É uma medida chave da aversão ao risco agregado e um determinante importante do custo de capital para corporações, decisões de poupança de indivíduos e planos de orçamentação para governos (DUARTE E ROSA, 2015).

Conceitualmente, o prêmio de risco é a compensação que os investidores exigem para torná-los indiferentes na margem entre o risco da carteira de mercado e uma obrigação livre de risco. Como essa compensação depende do desempenho futuro das ações, o prêmio de risco incorpora expectativas de retornos futuros do mercado de ações que não são diretamente observáveis. No final do dia, qualquer modelo de prêmio de risco é um modelo de expectativas dos investidores. Um desafio na estimativa do prêmio de risco é que não está claro o que realmente constitui o retorno do mercado e a taxa livre de risco no mundo real (DUARTE E ROSA, 2015).

Embora sua importância seja inquestionável, o mesmo não se pode dizer a respeito das formas pelas quais esse número vem sendo obtido e da significância dos valores encontrados – trata-se de uma variável que não é passível de observação direta, o que leva os pesquisadores e analistas de mercado a diferentes abordagens para a estimativa. Os resultados são muitas vezes criticados quanto ao método empregado, quanto aos valores encontrados e, a despeito até da convergência no verificado segundo diferentes abordagens e autores, quanto à consistência da fundamentação teórica a que o tema se relaciona (GONÇALVES JR et al., 2011).

Mais de duas décadas atrás, Mehra e Prescott (1985) encontraram uma questão embaraçosa: o prêmio histórico de ações dos Estados Unidos é uma ordem de grandeza maior do que pode ser racionalizada no contexto do paradigma neoclássico padrão da economia financeira. Essa regularidade, apelidada de "*equity premium puzzle*", gerou uma infinidade de esforços de pesquisa para explicá-lo (MEHRA, 2006).

Após esse trabalho, vários estudos internacionais (Shiller (1989), Ibbotson Associates (1992), Kocherlakota (1996), Ibbotson e Chen (2001), Siegel (2002), Dimson et al. (2003), Pastor et al. (2008), Neely et al. (2013) e Damodaran (2016)) e nacionais (Bonomo e Garcia (1994), Corrêa e Samanez (2002), Minardi e Sanvicente (2006), Gonçalves Jr. et al. (2011), Sanvicente e Carvalho (2012) e Damke et al. (2016)) encontraram valores significativos de

prêmios de risco, o que realça a importância de incorporar tal valor na avaliação das empresas.

Há um considerável debate e discordância entre acadêmicos e profissionais com relação à magnitude do prêmio de risco de mercado e por quanto ele muda ao longo do tempo com a mudança do risco da economia. Apesar de um vasto corpo de pesquisa em finanças e economia, a pólen ainda não se estabeleceu no conjunto de fatores de risco com preços. Além disso, estimativas da sensibilidade de um título a fatores de preço, ou seja, estimativas de riscos relativos, são notoriamente ruidosas. Assim, a estimativa mais recente do custo do capital próprio (risco relativo maior que o prêmio de risco mais a taxa livre de risco) é extremamente imprecisa (KOTHARI, 2001). No presente estudo, o prêmio representa a maneira pela qual será mensurada a percepção de risco do investidor.

O modelo de Ohlson (1995) considera que as crenças são homogêneas e os indivíduos são neutros em relação ao risco. Em seu artigo, o autor afirma que a neutralidade de risco em seu modelo se aplica para que o fator de desconto seja igual à taxa livre de risco, com o objetivo de manter as coisas simples. Em outro artigo, Feltham e Ohlson (1999) afirmam que a neutralidade do risco é comumente usada para evitar completamente a questão de como o risco é precificado.

O próprio Ohlson fala na última seção do seu trabalho que o fato do seu modelo se basear na neutralidade do risco levanta naturalmente a questão de como se generaliza e se modifica a análise para incorporar o risco na sequência de dividendos antecipados. Para isso, o autor apresentou três abordagens possíveis.

A primeira abordagem, considerada por Ohlson (1995) como a mais direta, permite o risco substituir o fator de desconto R_f por algum fator, ρ , que ajusta R_f para risco. Assim, $\rho = R_f + \text{prêmio de risco}$. O autor afirma que, embora essa abordagem seja simples e talvez útil para muitos propósitos práticos, ela não tem apelo teórico. Para ele, uma desvantagem teórica óbvia diz respeito ao silêncio sobre de onde o risco se origina.

A segunda abordagem seria ajustar os numeradores em vez dos denominadores na fórmula básica de desconto de dividendos. Porém, segundo Ohlson (1995), o "custo" de usar essa abordagem é obviamente pesado, uma vez que não leva, por si só, a implicações concretas.

Por fim, como terceira abordagem, pode-se adicionar alguma estrutura ao quadro geral do operador do valor esperado do modelo. Neste esquema, o retorno esperado do mercado é endógeno para refletir o risco nas variáveis de informação “lucro anormal” e “outras

informações” e, indiretamente, também a sequência de dividendos. Porém, segundo o autor, uma limitação óbvia diz respeito à ausência de um conceito de alavancagem no modelo.

Esse trabalho irá se utilizar da primeira abordagem proposta por Ohlson (1995), ou seja, incluir um prêmio de risco no modelo.

Assim, a proposta deste artigo é agregar as duas frentes de análise do valor das empresas: a capacidade de geração de fluxo de caixa, avaliada por uma variação do Modelo de Ohlson; e a percepção de risco do investidor, avaliada pelo cálculo do prêmio de risco. Essa agregação se dará pela substituição da taxa livre de risco do Modelo de Ohlson pelo respectivo valor do prêmio de risco. Com isso, pretende-se dar robustez ao modelo, verificando se essa incorporação do prêmio de risco o tornará mais eficiente no cálculo do valor das empresas do que se utilizando apenas de uma taxa livre de risco que não reflete por completo o risco relacionado à empresa.

Dessa forma, considerando a importância de se avaliar corretamente o valor de uma empresa a partir de lucros residuais futuros esperados e verificando a relevância das informações contábeis, e sobretudo como mensurar e agregar o prêmio de risco a uma variação do Modelo de Ohlson, expõe-se o seguinte problema de pesquisa: **até que ponto a incorporação do prêmio de risco a uma variação do Modelo de Ohlson torna essa mais eficiente no cálculo do valor de mercado das empresas que compõe a B3 no período de 2005 a 2016?**

O trabalho está dividido em quatro partes, além dessa introdução: (i) referencial teórico; (ii) metodologia; (iii) resultados e (iv) conclusões.

4.2 Referencial teórico

4.2.1 Modelo de Ohlson

O Modelo de Ohlson se baseia em três premissas: (i) modelo de desconto de dividendos; (ii) *clean surplus relation* e (iii) dinâmica das informações lineares. Cada uma delas representa uma etapa evolutiva da anterior, incluindo algum artefato teórico.

Sobre a primeira premissa, a origem do modelo de Ohlson (1995) se fundamenta nos Modelos de Desconto de Dividendos (MDD) em conjunto com a propriedade de irrelevância

dos dividendos para definir o preço de ações (CUPERTINO E LUSTOSA, 2006; SCHUCH, 2013). Os MDD estão inseridos no grupo dos métodos de Fluxo de Caixa Descontado (FCD).

Os métodos de FCD buscam determinar o valor da empresa estimando os fluxos de caixa que serão gerados no futuro e, posteriormente, descontando-os a uma taxa de desconto correspondente ao risco dos fluxos. Eles se baseiam na previsão detalhada e cuidadosa, para cada período, de cada um dos itens financeiros relacionados à geração dos fluxos de caixa correspondentes às operações da empresa. A determinação da taxa de desconto é uma das tarefas mais importantes e leva em consideração o risco e as volatilidades históricas. Os diferentes métodos baseados em descontos de fluxo de caixa começam com a seguinte expressão (FERNANDEZ, 2013):

$$V = \frac{CF_1}{1 + K} + \frac{CF_2}{(1 + K)^2} + \frac{CF_3}{(1 + K)^3} + \frac{CF_n + VR_n}{(1 + K)^n} \quad (1)$$

Onde:

CF_i = fluxo de caixa gerado pela empresa no período i;

VR_n = valor residual da empresa no ano n;

K = taxa de desconto adequada para o risco dos fluxos de caixa.

Antes de mais nada é útil citar uma diferença entre os modelos de FCD e de Ohlson (1995), que é apresentada por Lopes, Santanna e Costa (2007). Trata-se de que, nos métodos de FCD, os fluxos são descontados a uma taxa que reflete o risco da empresa ou do projeto. Já no Modelo de Ohlson, os fluxos são descontados a uma taxa livre de risco.

As dificuldades encontradas no método de avaliação de ativos levaram os analistas a utilizarem mais intensamente os modelos baseados no FCD. Estes fluxos podem ser fluxos de dividendos, fluxos de lucros ou fluxos de caixa livre (FAMÁ, 2003).

Quando se trata de avaliação de ações, os fluxos de caixa da Fórmula 1 são representados pelos dividendos, e a taxa de desconto representa a taxa de retorno esperada ajustada ao risco. De modo geral, os modelos passaram a ser chamados de Modelos de Desconto de Dividendos (MDD) ou *Present Value of Expected Dividends* (PVED).

Os MDD foram a primeira tentativa de encontrar, sob um ponto de vista financeiro, uma fórmula de preço para as ações ordinárias. Eles tiveram origem nos trabalhos seminais de Williams (1938) e Gordon e Shapiro (1956) onde, em um cenário determinístico, o preço de

uma ação ordinária é obtido descontando todos os dividendos futuros por ação, aplicando uma taxa que reflete o risco da empresa (AGOSTO, MAININI E MORETTO, 2016). Esses modelos partem do pressuposto de que, quando investidores compram ações de empresas de capital aberto, eles esperam ganhar dividendos durante o período que mantém a ação, assim o valor da ação é o valor presente dos dividendos (DAMODARAN, 2007).

Sua representação formal é dada pela equação abaixo (OHLSON, 1995):

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \quad (2)$$

onde:

P_t : valor de mercado, ou preço, do patrimônio da empresa na data t ;

d_t : dividendos líquidos pagos na data t ;

R_f : taxa livre de risco mais 1;

$E_t[.]$: operador do valor esperado condicionado à informação da data t .

Uma das suas variações mais comuns do MDD é o modelo de Gordon (1959), destinado a avaliar empresas com crescimento estável que distribuem o máximo possível em dividendos (SCHUCH, 2013). Sua fórmula é representada como segue:

$$P_t = \frac{D_t}{k-g} \quad (3)$$

Onde g é a taxa de crescimento de dividendos por tempo indeterminado. Esse modelo é de fácil utilização e existem outras variações, como o modelo de crescimento em dois estágios, modelo H de crescimento e o modelo de desconto de dividendos em três estágios.

A partir dos MDD surgiram os modelos de Avaliação pelo Lucro Residual (ALR), que representam uma transformação dos primeiros. Segundo Cupertino (2003), a ALR tem como suporte o mesmo fundamento e é sujeito às mesmas limitações teóricas dos MDD. As fórmulas de ambos os modelos são equivalentes, porém a ALR redireciona o foco para variáveis contábeis (CIOFFI, 2009). Assim, o modelo ALR liga a avaliação de empresas a dados contábeis observáveis, além de se apoiar em construções matemáticas simples (LO, LYS, 2000).

Para derivar ALR do MDD, dois pressupostos adicionais são necessários (LO; LYS, 2000). O primeiro refere-se à adoção de um sistema contábil que satisfaça a relação de lucro limpo, chamada *Clean Surplus Relation* (CSR). É aqui que surge a segunda premissa do Modelo de Ohlson (1995).

Observa-se que a mudança no valor contábil do Patrimônio Líquido (PL) entre duas datas é igual a lucros menos dividendos, ou seja, o modelo de Ohlson impõe a *clean surplus relation*, que pode ser formulada como segue (OHLSON, 1995):

$$y_{t-1} = y_t + d_t - x_t \quad (4)$$

onde:

x_t : lucros para o período $(t-1, t)$;

y_t : valor contábil do PL líquido na data t .

Um sistema contábil que pressupõe a CSR significa que todas as alterações ocorridas no PL devem passar pelo lucro (CIOFFI, 2009). Pode-se aplicar a CSR para expressar P_t em termos de lucros futuros (esperados) e valores contábeis de PL em vez da sequência de dividendos (esperados) na Fórmula 2 dos MDD. Assim, define-se (OHLSON, 1995):

$$x_t^a \equiv x_t - (R_f - 1)y_{t-1} \quad (5)$$

onde:

x_t^a : lucros anormais.

Dessa forma, o lucro residual é exatamente a parcela do lucro que, diminuído do custo de capital, é responsável pela criação de riqueza na empresa. Sempre que a empresa obtiver resultado positivo, estará remunerando todo o seu capital e ainda terá uma “sobra” do lucro.

Combinado com a CSR (Fórmula 4), a definição implica (OHLSON, 1995):

$$d_t = x_t^a - y_t + R_f y_{t-1} \quad (6)$$

Usando essa expressão para substituir $d_{t+1}, d_{t+2}, \dots$ na Fórmula 2 dos MDD, resulta a equação (OHLSON, 1995), referente à ALR:

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[\tilde{x}_{t+\tau}^a] \quad (7)$$

Assim, a fórmula tem uma interpretação direta e intuitivamente atraente: o valor de uma empresa é igual ao seu valor contábil do PL ajustado pelo valor presente dos lucros anormais antecipados (OHLSON, 1995). Ela representa um modelo de avaliação proveniente de dados contábeis, sem a necessidade de usar os dividendos. Logo, o ALR pode ser considerado como uma redefinição do MDD em função da consideração da CSR. O MDD é então reescrito como um modelo de desconto de números contábeis (CUPERTINO E LUSTOSA, 2006).

Com essas construções, Ohlson impôs uma estrutura adicional na ALR para que a avaliação pudesse ser expressa como uma função de dados contábeis contemporâneos e não mais somente em previsões (LEE, 1999 e LO; LYS, 2000).

Assim, o modelo de Ohlson combina o rigor teórico do modelo de avaliação baseado no valor presente dos fluxos futuros de dividendos com o uso de conceitos de contabilidade que traduzem os fatores que impulsionam o valor da empresa, os chamados *value drivers*, tais como lucro e retorno sobre o capital investido (OLIVEIRA, GUERREIRO E SECURATO, 2003).

O segundo pressuposto para derivar a ALR do MDD é uma condição de regularidade, que impõe que o valor contábil do PL cresce a uma taxa menor que R (CUPERTINO, 2003):

$$R^{-\tau} E_t(y_{t+\tau}) \xrightarrow{\tau \rightarrow \infty} 0 \quad (8)$$

Porém, a ALR possui algumas limitações, sendo que a principal delas se deve ao fato de que as expectativas não são observáveis, sendo necessário para a sua aplicação empírica que se vincule de alguma maneira às expectativas futuras para os dados observados, ou que sejam previstas essas variáveis contábeis para um futuro relativamente curto e estabelecido um valor final a partir desse horizonte temporal (SANCHEZ, 2003 apud LIMA, 2008).

Assim, o modelo de Ohlson foi desenvolvido a partir das limitações do ALR no que diz respeito, especialmente, à sua complexa aplicação empírica. Essas limitações constituíram-se no ponto de partida para as análises e para o desenvolvimento do modelo de Ohlson, ou seja, a necessidade de se determinar como as variáveis contábeis e não-contábeis relacionam-se com os resultados anormais futuros. A determinação dessa relação é tida como

a terceira premissa do modelo de Ohlson (Dinâmica das Informações Lineares – DIL) e como início das suas contribuições originais ao modelo de avaliação de empresas (LIMA, 2008).

Assim, a terceira e última premissa do Modelo de Ohlson diz respeito ao comportamento da série temporal dos lucros anormais. Duas variáveis entram na especificação: lucros anormais (x_t^a) e outras informações além dos lucros anormais, (V_t)(OHLSON, 1995).

Assumindo que $\{\tilde{x}_\tau^a\}_{\tau \geq 1}$ satisfaz o processo estocástico (OHLSON, 1995):

$$\tilde{x}_{\tau+1}^a = \omega x_t^a + V_t + \varepsilon_{1t+1} \quad (9)$$

$$\tilde{V}_{t+1} = \quad + YV_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (10)$$

onde os termos de erros $\varepsilon_{1\tau}$, $\varepsilon_{2\tau}$, $\tau \geq 1$, são imprevisíveis, têm média-zero e variáveis, isto é: $E_t [\varepsilon_{kt+\tau}] = 0$, $k = 1,2$ e $\tau \geq 1$ (OHLSON, 1995).

Essa terceira suposição não impõe restrições sobre as variâncias e covariâncias dos termos de perturbação. Por exemplo, as variâncias podem ser heterocedásticas (OHLSON, 1995).

Os parâmetros do processo, ω e Y , são fixos e "conhecidos". Restringe-se que esses parâmetros sejam não-negativos e menores que um. A última condição implica que os meios incondicionais de x_t^a e V_t , são zero (OHLSON, 1995).

A equação 9 coloca o coeficiente associado com V_t igual a um sem perda de generalidade. A questão é simplesmente um de escala. Note-se ainda que V_t é irrelevante na dinâmica se $V_0 = \varepsilon_{2\tau} = 0$, para todo $\tau \geq 1$. Este caso especial é equivalente a $V_1 = V_2 = \dots = 0$ e $\{x_\tau^a\}_\tau$ satisfaz um processo regular de autoregressão (OHLSON, 1995).

A equação 10 mostra que as previsões $E_t [\tilde{V}_{t+\tau}]$, $\tau \geq 1$, dependem, no máximo, de V_t , e não de x_t^a . Impusemos a independência porque V_t , deve ser pensado como resumindo eventos relevantes do valor que ainda devem ter um impacto sobre as demonstrações financeiras. Tal informação suporta futuros lucros (anormais) independentemente de lucros (anormais) atuais e passados. O modelo também implica que as realizações de V_t (ou ε_{2t}) não podem "ignorar" as demonstrações financeiras. Essas realizações alimentam a sequência $x_{t+1}^a, x_{t+2}^a, \dots$, e cada realização de x_t^a , por sua vez, atualiza a data t valor contábil do PL através da equação recursiva (OHLSON, 1995):

$$y_t = x_t^a + R_f y_{t-1} - d_t \quad (11)$$

Assim, com base nas três premissas, para derivar a função de avaliação, usa-se a equação 7 e se avalia $\sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[\tilde{x}_{t+\tau}^a]$ dado a dinâmica da terceira premissa. A linearidade na especificação conduz a uma solução linear (OHLSON, 1995):

$$P_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 V_t \quad (12)$$

onde:

$$\alpha_1 = \omega / (R_f - \omega) \geq 0$$

$$\alpha_2 = R_f / (R_f - \omega)(R_f - \gamma) \geq 0$$

A equação 12 implica que o valor de mercado é igual ao valor contábil do PL ajustado para (i) a rentabilidade atual medida por lucros anormais e (ii) outras informações que modificam a previsão de rentabilidade futura. Elimina-se (ii) restringindo x_t^a para satisfazer um processo autorregressivo. Esta versão especial da terceira premissa postula que $V_t \equiv 0$ e, portanto, lucros anormais, sozinhos, determinam o *goodwill* se e somente se lucros anormais atuais forem suficientes na previsão de lucros anormais futuros (OHLSON, 1995).

Em resumo, o comportamento dos lucros residuais é estocástico e ocorre em função da dinâmica de informações lineares, que representam outras informações sobre lucros residuais futuros ainda não reconhecidos pela contabilidade (CIOFFI, 2009). Lee (1999) afirma que a tarefa essencial na avaliação é a estimativa. Modelos de avaliação (MDD, FCD, ALR, entre outros) utilizam previsões para estimar valores futuros de dividendos, fluxos de caixa, lucros etc. No modelo de Ohlson, a estimativa de lucros futuros é inserida via dinâmicas lineares, seja por meio dos parâmetros de persistência, seja na determinação da variável “outras informações” (CUPERTINO, 2003).

Ohlson (1995) e Lundholm (1995) enfatizam que as implicações empíricas do modelo dependem criticamente dessa última premissa. Sua função é colocar restrições no modelo padrão de desconto de dividendos. Visto de uma perspectiva empírica, a firma continua sendo avaliada pelo MDD, com o diferencial de ser estabelecida a natureza da relação entre informações correntes e o valor descontado dos dividendos futuros.

A DIL representa a grande contribuição de Ohlson para a pesquisa de avaliação de empresas (FUKUI, 2001). Sua construção está baseada no pressuposto de que as informações sobre lucros residuais futuros são obtidas tanto da série passada dos lucros anormais quanto de dados ainda não capturados pela contabilidade (MCCRAE E NILSSON, 2001 apud(CUPERTINO, 2003). Em outras palavras, as equações dinâmicas 9 e 10 são combinadas com a CSR para garantir que todos os eventos relevantes relacionados ao valor da empresa sejam absorvidos pelos lucros e valor contábil do PL (OHLSON, 1995).

A DIL relaciona o valor intrínseco da empresa com a informação disponível no momento. Assim, caso os valores contábeis não reflitam por completo o atual valor de mercado da empresa, isso será complementado pelos resultados anormais no futuro, sendo um componente importante no atual valor da firma (SÁNCHEZ, 2003 apud SCHUCH, 2013).

Dessa forma, segundo LL, a maior contribuição do MO foi impor uma ligação formal entre a ALR e proposições testáveis providas pela DIL. Tal avanço garante uma consistência interna no modelo de avaliação (CUPERTINO, 2003).A sua principal vantagem do Modelo de Ohlson é superar a dificuldade em estimar um valor residual, como acontecem nos demais modelos de fluxo de caixa descontado, partindo da premissa de que os lucros anormais devem desaparecer em algum instante (CIOFFI, 2009).

Em resumo, Cupertino (2003) apresenta as principais contribuições do Modelo de Ohlson:

- (i) *Utilização de Variáveis Contábeis:* Os modelos populares de avaliação de empresas atribuíam pouca ou nenhuma importância aos números contábeis, fundamentando-se fortemente em estimativas. Ohlson (1995) reposicionou o foco da avaliação, utilizando números contábeis para cálculo do valor da empresa;
- (ii) *Avaliação pelo Lucro Residual:* Ohlson (1995) derivou seu modelo de uma estruturação clássica, porém negligenciada pela literatura acadêmica: o modelo de ALR. A proposição da ALR é quase intuitiva e declara que o valor da firma é igual ao seu patrimônio líquido mais um múltiplo dos lucros econômicos futuros;
- (iii) *Implementação das DIL:* a dificuldade na utilização da ALR estava em estabelecer os lucros econômicos futuros. Ohlson (1995) propõe uma solução para o problema, por meio da implementação da DIL, que declara que dados

futuros podem ser obtidos utilizando informações passadas, por meio de um processo autoregressivo;

- (iv) *Foco na Criação de Riqueza*: O modelo de Ohlson focaliza a criação de riqueza ao invés de sua distribuição, balizando suas análises em lucros residuais futuros. Alguns modelos de avaliação, por outro lado, têm o enfoque baseado na distribuição de riqueza, estimando dividendos a serem pagos em algum momento do futuro.

Em síntese, o Modelo de Ohlson (1995) parte dos pressupostos dos modelos de FCD (1º premissa), especialmente os modelos de desconto de dividendos, e vai evoluindo em suas construções teóricas (2º e 3º premissas) até chegar a um modelo robusto de avaliação de empresas.

Antes de apresentar como o prêmio de risco será adicionado ao Modelo de Ohlson, principal contribuição desse trabalho, cabe aprofundar uma teoria financeira que está na base das duas abordagens: a Hipótese de Eficiência de Mercado.

4.2.2 Métodos de Cálculo do Prêmio de Risco

Diversas pesquisas tentaram encontrar metodologias para o cálculo do prêmio de risco, tentando ao menos uma aproximação a respeito de quais seriam as suas variáveis determinantes. Ibbotson e Chen (2001) afirmam que os estudos podem ser categorizados em quatro grupos. O primeiro grupo de estudos tenta extrair os prêmios de risco do histórico da diferença entre retornos de ações e títulos sem risco. O segundo grupo adota o *supply side model*, que utilizam informações como lucros, dividendos ou a produtividade econômica global para medir o prêmio de risco. O terceiro grupo adota o *demand side model* que deriva os retornos esperados através da compensação exigida pelos investidores para suportar o risco de investimentos de capital. Por fim, o quarto grupo baseia-se em opiniões de profissionais financeiros através de pesquisas amplas (IBBOTSON E CHEN, 2001).

Mehra (2003) afirma que há duas interpretações diferentes para o prêmio: o *ex ante* e o *ex post*. O prêmio *ex post* é a diferença real, historicamente observada, entre o retorno no mercado, capturado por um índice de ações, e a taxa livre de risco, como a taxa de retorno dos títulos governamentais. Já o prêmio *ex ante* é uma medida prospectiva do prêmio, ou seja, o

prêmio que se espera que venha a prevalecer no futuro ou o prêmio condicional, considerando o estado atual da economia. Sobre qual dessas interpretações do prêmio seria relevante para um investidor, Mehra (2003) afirma que a escolha depende do horizonte de planejamento. Assim, a longo prazo, o prêmio deverá ser semelhante ao que tem sido no passado e os retornos do investimento em capital próprio continuará a dominar substancialmente os retornos do investimento em títulos do governo para investidores com um longo horizonte de planejamento (MEHRA, 2003).

Dessa forma, para Ibbotson (2011), existem várias maneiras de estimar o prêmio de risco, quer se trate de estimativas de equilíbrio ou pessoais, fazer previsões ou medir realizações passadas. O prêmio de risco é um conceito que parece significar coisas diferentes para pessoas diferentes. Algumas pessoas o tratam como o equilíbrio de longo prazo, enquanto outros o tratam como uma estimativa pessoal do retorno de longo prazo. Alguns discutem isso como um retorno futuro, enquanto outros o discutem como um retorno realizado. Alguns comparam rendimentos de ações com retornos de obrigações de longo prazo, enquanto outros comparam rendimentos de ações com retornos de obrigações de curto prazo (IBBOTSON, 2011).

Nos dois próximos subtópicos serão discutidos alguns métodos de cálculo do prêmio de risco.

4.2.2.1 *Prêmio de Risco Histórico*

A abordagem mais simples e mais utilizada para estimar o prêmio de risco é usar a média histórica dos retornos de mercado realizados além da taxa livre de risco. O método apresenta uma estimação quanto à magnitude dos retornos que os investidores receberam por assumir o risco extra de investir no mercado de ações em vez dos vários mercados de títulos. Ele tem a grande vantagem de medir o que realmente aconteceu, revelando o quanto as ações realmente superaram as obrigações sobre qualquer intervalo que está sob investigação (DAMODARAN, 2016; DUARTE E ROSA, 2015; IBBOTSON, 2011).

A principal desvantagem do modelo é que ele assume que o futuro se comportará como o passado, isto é, assume que a média de retornos excedentes é constante ou muito lenta ao longo do tempo, dando pouca variação temporal no prêmio de risco. Além disso, há surpreendentemente grandes diferenças nos prêmios reais que se observa serem usados na prática. Assim, há três razões para a divergência dos prêmios de risco: o período de tempo

utilizado, a escolha do título livre de risco e a escolha entre médias aritméticas ou geométricas para calcular os retornos (DUARTE E ROSA, 2015; DAMODARAN, 2012).

Um trabalho internacionalmente reconhecido, além de ter sido o pioneiro, que utilizou a abordagem do prêmio histórico foi o de Mehra e Prescott (1985), já citado. Outros trabalhos como o de Kocherlakota (1996), Ibbotson e Chen (2001) e Mehra (2003) também utilizaram esse método. No Brasil, podem ser destacados os trabalhos de Goulart e Paiva (2005) e o de Gonçalves Jr. et al. (2011).

4.2.2.2 Métodos Prospectivos de Cálculo do Prêmio de Risco

O problema com qualquer abordagem de prêmio histórico, mesmo com modificações substanciais, é que ele é retroativo. Existem diversas discussões no sentido de que esse prêmio não corresponde às expectativas dos investidores na hora em que tomaram a decisão de investir. Isso porque o que conta é o custo de oportunidade do capital, o qual só está disponível e só é relevante no momento em que a decisão de investimento deve ser tomada. Isso, por sua vez, pressupõe levar em conta as condições correntes de mercado. Assim, se o objetivo for estimar um prêmio atualizado, com visão de futuro, existem abordagens para estimar os prêmios de risco que são mais prospectivas. Uma das abordagens sugeridas pela literatura para estimar prêmios *ex ante* é o modelo de dividendos descontados (DAMODARAN, 2016; MINARDI E SANVICENTE, 2006).

Nesse modelo, sugerido por Fama e French (2002), o valor do patrimônio líquido é o valor presente dos dividendos esperados do investimento. No caso especial em que os dividendos são assumidos a crescer a uma taxa constante para sempre, obtém-se o modelo de crescimento estável clássico, chamado Modelo de Gordon (DAMODARAN, 2016). Por meio dele, pode-se estimar o retorno exigido pelo investidor através da relação a seguir (MINARDI E SANVICENTE, 2006):

$$K = \frac{D_1}{P_0} + g \quad (13)$$

onde:

D_1 = dividendo por ação que será distribuído no final do período 1;

P_0 = preço da ação no tempo 0;

g = taxa de crescimento constante dos dividendos.

Três dos quatro *inputs* desse modelo podem ser obtidos ou estimados - o nível atual do mercado (valor), os dividendos esperados no próximo período e a taxa de crescimento esperada nos lucros e dividendos no longo prazo. O único "desconhecido" é então o retorno exigido sobre o patrimônio líquido; quando ele é calculado, obtém-se um retorno esperado implícito sobre as ações. Subtraindo a taxa livre de risco, resultará em um prêmio implícito de risco (DAMODARAN, 2016).

A taxa de crescimento pode ser calculada com base nas taxas históricas de crescimento de dividendos, como feito por Fama e French (2002), ou como uma taxa de crescimento sustentável, proposto por Minardi e Sanvicente (2006):

$$g = ROE \times b \quad (14)$$

onde ROE é o retorno sobre o patrimônio líquido e b é a taxa de lucro retido.

Trabalhos como o de Rozeff (1984), Khorana, Moyer e Patel (1997), Harris e Marston (2001), Fama e French (2002) e Campbell (2007) estão entre os que utilizaram esse método no cálculo do prêmio de risco. No Brasil, pode-se destacar os trabalhos de Minardi e Sanvicente (2006) e Gonçalves Jr. et al. (2011).

Um outro método para calcular o prêmio de risco é por meio de modelos de regressão. As regressões de séries temporais utilizam a relação entre variáveis econômicas e retornos de ações para estimar o prêmio de risco. A ideia é executar uma regressão linear preditiva de retornos excedentes realizados em variáveis defasadas (DUARTE E ROSA, 2015).

Goyal e Welch (2008) explicam que esse método consiste em regredir uma variável independente defasada sobre o prêmio de risco:

$$\text{Prêmio de risco} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot x(t-1) + \varepsilon(t) \quad (15)$$

γ_1 é interpretado como uma medida de quão significativa é a variável x na previsão do prêmio de risco. Dentre as variáveis mais exploradas na literatura estão *dividend yield*, *earnings price ratio*, *dividend-earnings (payout) ratio*, várias taxas de juros, taxas de inflação, o índice *book-to-market ratio*, volatilidade, consumo e riqueza (GOYAL E WELCH, 2008).

Duarte e Rosa (2015) afirmam que nesse método há a suposição de que as variáveis são as fontes de informação certas a serem consideradas ao calcular retornos esperados e que

uma equação linear é a especificação funcional correta. Na verdade, explicam os autores, o desafio é selecionar quais variáveis incluir na equação, uma vez que os resultados podem mudar substancialmente. Além disso, incluir mais de uma variável dá pobres previsões fora da amostra, mesmo que a teoria econômica possa sugerir muitas variáveis a serem usadas simultaneamente (DUARTE E ROSA, 2015).

Estudos como os de Fama e French (2002), Baker e Wurgler (2007) e Goyal e Welch (2008) utilizaram esse método para a estimação do prêmio de risco. No Brasil, o trabalho de Sanvicente e Carvalho (2012) pode ser destacado.

Neste artigo, o prêmio de risco no setor de Materiais Básicos da B3 será estimado por meio da equação diferencial estocástica (SDE), que possui como um dos componentes principais a volatilidade, que será mensurada usando-se modelos Garch.

4.2.3 Volatilidade

Os retornos das ações possuem características singulares que precisam ser levadas em consideração ao se considerar a volatilidade das suas séries. Bollerslev (1986) descobriu que a maioria dos retornos das variáveis financeiras tende a ser leptocúrticas, não apresentando, assim, características de normalidade. Já segundo Jorion (2012), a maioria dos ativos financeiros possui caldas grossas em suas distribuições. Assim, com o objetivo de modelar a volatilidade das séries com as características dos retornos, além de outras, surgiram os modelos heterocedásticos.

O primeiro modelo desenvolvido foi apresentado por Engle (1982) e denomina-se Modelo Autoregressivo de Heterocedasticidade Condicional (ARCH). O autor propôs a modelagem de um processo que permitisse que o primeiro e o segundo momentos do retorno de um ativo $\{R_t\}$ dependesse de valores passados, como no modelo (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\varepsilon_t / \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (16)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

$$\varepsilon_t = R_t - x_t b$$

onde Ψ_{t-1} é toda a informação observada até $t-1$, $x_t b$ é a média de $\{R_t\}$ onde x_t pode incluir variáveis exógenas e dependentes defasadas. Para que a variância seja não negativa, assume-se: $\alpha_0 > 0$ e $\alpha_q \geq 0$, $i = 1, \dots, q$ com $q > 0$ (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Porém, o modelo possui a desvantagem de exigir muitos parâmetros para descrever adequadamente o comportamento da volatilidade (TSAY, 2005). Dessa forma, Bollerslev (1986) propôs um modelo que seria uma ampliação do ARCH, que possui como características ser mais parcimonioso e flexível, denominado de Modelo Autoregressivo de Heterocedasticidade Condicional Generalizado (GARCH).

Segundo Oliveira e Carmona (2008), dentre os principais modelos de estimação de volatilidade, os que contemplam a volatilidade condicional ganham destaque. É o caso dos modelos da família GARCH. Além de reproduzirem algumas das principais características das séries financeiras, eles representam modelos parcimoniosos. Estes modelos também podem ser utilizados para entender a relação entre a volatilidade e os retornos esperados. O modelo passa a ser dado por (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\begin{aligned} \varepsilon_t / \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L) \varepsilon_t^2 + B(L) h_t \\ \varepsilon_t &= R_t - x_t' b \end{aligned} \tag{17}$$

onde as restrições são: $q > 0$; $p \geq 0$; $\alpha_0 > 0$; $\alpha_i \geq 0$; ($i = 1, \dots, q$) e $\beta_i \geq 0$, ($i = 1, \dots, p$) (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Ocorre que, nos mercados financeiros, observa-se frequentemente períodos de quedas nos preços seguidos por períodos de alta volatilidade, enquanto que em períodos de alta nos preços a volatilidade não é tão intensa (efeito alavancagem). Ou seja, em geral, choques positivos e negativos tendem a ter impactos diferenciados sobre a volatilidade, sendo que essas assimetrias podem ser capturadas por duas variantes do modelo GARCH, o modelo TARCH de Zakoian (1994) e o modelo EGARCH de Nelson (1991). A variância condicional do modelo TARCH (1,1) (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) pode ser formalizada por (SILVA, SÁFADI E CASTRO JÚNIOR, 2005):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \tag{18}$$

onde σ_t^2 é a variância condicional, α_0 uma constante, ε_{t-1} o erro no período $t - 1$, α , β e γ os parâmetros do modelo, σ_{t-1}^2 a variância condicional em $t - 1$ e d_{t-1} a variável *dummy* (OLIVEIRA et al., 2013). A variável binária assume o valor $d_{t-1} = 1$, se $\varepsilon_{t-1} < 0$, e $d_{t-1} = 0$ caso contrário. Se $\gamma_1 = 0$, não há assimetria na variância. Condições adversas no mercado e informações negativas (ou seja, $\varepsilon_{t-1} < 0$) têm um impacto de $\alpha_1 + \gamma_1$. Já informações positivas (isto é, $\varepsilon_{t-1} > 0$) têm impacto α . Se $\gamma_1 > 0$, há evidências do efeito alavancagem (SILVA, SÁFADI E CASTRO JÚNIOR, 2005).

Em relação ao modelo EGARCH, Nelson (1991) propôs um modelo não-linear alternativo, que é da forma (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (19)$$

$$\log(h_t) = \omega + \beta \log(h_{t-1}) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$$

$$\varepsilon_t = R_t - x_t' b$$

Nesse modelo, incluindo o choque padrão (ε_{t-1}) e o seu valor absoluto, é dada maior flexibilidade à equação da variância, pois permite que ela capture alguma assimetria na relação entre retornos de mercado e a volatilidade condicional. O modelo é assimétrico devido à existência do coeficiente γ , que capta o efeito alavancagem (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Outra especificação utilizada para captar o efeito assimetria foi proposta por Glosten, Runkle e Jagannathan (1993). O modelo ficou conhecido como GRJ, devido às iniciais dos nomes dos autores. Ele pode ser descrito como (MORAIS e PORTUGAL, 1999):

$$\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (20)$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t = R_t - x_t' b$$

$$S_t^- = 1 \text{ se } \varepsilon_t < 0$$

$$0 \text{ se } \varepsilon_t \geq 0$$

Assim, quando $\gamma > 0$ captura-se o efeito alavancagem e com $\gamma = 0$ o modelo GJR (1,1) reduz-se a um GARCH(1,1). Neste sentido, o modelo GARCH é “aninhado” ao modelo GJR (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

Dessa forma, os três últimos modelos apresentados nessa seção são capazes de captar os três tipos de características comuns em séries financeiras de dados diários: as caudas “mais cheias” da distribuição dos retornos devido à variação da volatilidade no tempo; o efeito assimetria resultante da não estacionaridade da média; e a aglomeração das variações dos retornos (MORAIS e PORTUGAL, 1999).

4.2.4 Teoria subjacente: Eficiência de mercado

A Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM) constitui um dos pilares da Moderna Teoria de Finanças. Sua origem e desenvolvimento se deram no decorrer do século passado, principalmente a partir de modelos econômicos desenvolvidos ao longo da década de 60 (CAMARGOS E BARBOSA, 2003). Segundo Kothari (2001), um dos motivos pelo interesse dos acadêmicos na pesquisa de eficiência de mercado se dá pelo fato dos preços de títulos serem influenciados por informações financeiras. Isso porque, segundo pesquisas realizadas por Fama (1970), essa teoria determina que o mercado financeiro incorpora todas as informações disponíveis, inclusive os dados contábeis, refletindo-as em seus preços (MIRANDA, 2006).

A teoria dos mercados eficientes foi estruturada por Roberts (1967) e aperfeiçoada por Fama (1970). O ideal é um mercado no qual os preços forneçam sinais precisos para a alocação de recursos: isto é, um mercado no qual as empresas possam tomar decisões de produção e investimento e os investidores possam escolher entre os títulos que representam a propriedade das atividades das empresas, sob o pressuposto que o preço dos títulos refletem completamente, a qualquer momento, toda a informação disponível. Um mercado em que os preços sempre "refletem plenamente" a informação disponível é chamado de "eficiente" (FAMA, 1970).

Segundo Fama (1970), existem condições suficientes para a eficiência de mercado: (i) não há custos de transação na negociação de títulos; (ii) toda a informação está gratuitamente disponível para todos os participantes do mercado; e (iii) todos concordam com as implicações da informação corrente para o preço atual e com as distribuições dos preços futuros de cada título.

Há três formas de eficiência de mercado: fraca, semiforte e forte. Na forma fraca, as informações refletem apenas o histórico de preços e retornos passados. Na forma semiforte, interessa a velocidade de ajuste de preços para outras informações disponíveis publicamente (divisão das ações, relatórios anuais, novos títulos emitidos, etc.). Por fim, em sua forma forte, qualquer investidor ou grupos têm acesso monopolista a qualquer informação relevante para a formação de preços que tenham aparecido recentemente (FAMA, 1970).

Posteriormente, Fama (1991) propôs alterações na denominação das formas de eficiência de mercado. Ao invés dos testes da forma fraca, que tratavam apenas do poder dos retornos passados, sugeriu testes mais abrangentes, tratando da previsibilidade de retornos passados, incluindo variáveis como dividendos anuais e taxas de juros. A categoria de testes de forma semiforte teve seu título mudado para estudo de evento. Por fim, a terceira categoria, testes da forma forte, teve seu nome alterado para teste de informações privadas, título considerado mais descritível (MUSSA et al., 2008).

A hipótese de mercado eficiente tem implicações para investidores e empresas. Como a informação reflete imediatamente nos preços, os investidores só devem esperar obter uma taxa normal de retorno. Isso porque o preço ajusta-se antes do investidor negociar a ação com o uso da informação. No caso das empresas, devem esperar receber o valor justo dos títulos que vendem (o preço que recebe pelos títulos é igual ao seu valor presente). Assim, não existem oportunidades valiosas de financiamento decorrentes de enganar os investidores (ROSS, WESTERFIELD E JAFFE, 2002).

Porém, várias anomalias em preços de ativos foram identificadas nos dados de retorno de ações em estudos seminais. Eles incluem o efeito segunda-feira identificado por Gibbons e Hess (1981); o efeito da pequena empresa identificado por Banz (1981); e o efeito janeiro identificado por Keim (1983). Em todos os três casos, os retornos esperados apresentam variação de uma forma sistemática que parece idealmente adequado explorar uma estratégia de negociação (MEGGINSON, 1997).

Na verdade, a ideia mais aceita no meio acadêmico é a de que existiriam vários níveis de eficiência de mercado. Nesse caso, parte-se da hipótese comum de que o mercado tenderia no longo prazo a um determinado equilíbrio, o que o levaria a ter maior eficiência; porém, até chegar a esse ponto, existiriam eficiências de diversas formas. Dessa forma, pode-se afirmar que nenhum mercado é totalmente eficiente nem ineficiente; o seu grau de eficiência seria derivado de vários fatores (LUCENA E PINTO, 2008).

Em geral, os testes de forma semiforte de modelos de mercados eficientes estão preocupados com se os preços atuais "refletem completamente" todas as informações disponíveis publicamente. No entanto, cada teste individual diz respeito ao ajuste dos preços de títulos a um tipo de evento gerador de informações, sendo um deles os anúncios de relatórios financeiros pelas empresas (FAMA, 1970).

Em estudo realizado no Brasil, Camargos e Romero (2006) realizaram uma análise da eficiência do mercado brasileiro por meio do estudo do comportamento dos retornos anormais acumulados em períodos próximos à divulgação de três eventos corporativos: fusões e aquisições (F&As), lançamento de *American Depositary Receipt* e adesão aos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa (NDGC), visando identificar se o mercado se comportou de maneira eficiente em sua forma semiforte. As principais conclusões foram: i) os anúncios de F&As, lançamento de ADRs e adesão aos NDGC (ON) apresentam conteúdo informacional relevante para a precificação das ações no mercado; e ii) o mercado brasileiro não se comportou de maneira eficiente na forma semiforte, pois a HEM não foi atestada em conjunto para os três eventos estudados, confirmando-se somente para os anúncios de F&As e adesão aos NDGC.

As duas abordagens tratadas nessa tese (Modelo de Ohlson e prêmio de risco) têm como base a HEM em sua forma semiforte. Como o Modelo de Ohlson (1995) considera toda a informação publicamente disponível, tanto a contábil quanto a não contábil para a mensuração do preço da ação, o seu desenvolvimento encontra-se sustentado na HEM, já que o mesmo não permite que ocorram oportunidades de arbitragem, determinando que o mercado seja eficiente em termos informacionais (LOPES, 2001 apud LIMA, 2008). Assim, torna-se importante testá-lo para a hipótese de eficiência de mercado (SCHUCH, 2013).

4.3 Procedimentos Metodológicos

A metodologia aplicada neste estudo baseia-se nos trabalhos de Lee, Chen e Tsa (2014), Vázquez, Valdés e Porras (2011) e Valdés e Vázquez (2010), que usaram cointegração de dados em painel para testar o Modelo de Ohlson em diversos mercados.

Teoricamente, a cointegração significa que, embora a variável dependente e alguns dos regressores não sejam estacionários, ainda existe uma relação de equilíbrio longo prazo que liga os regressores individuais juntos à variável dependente. No caso do modelo Ohlson (1995), isso significa que mesmo que o valor de mercado, o valor contábil e o lucro anormal

não sejam estacionários individualmente, o valor de mercado ainda está relacionado ao valor contábil e ao lucro anormal através de um processo estável. Empiricamente, a cointegração significa que o termo de erro será estacionário mesmo que a variável dependente e algumas das variáveis independentes não sejam, portanto, satisfazendo um dos pressupostos fundamentais da regressão OLS. Engle e Granger (1987) provam ainda que as estimativas de OLS são consistentes se ocorrer cointegração, mas seria inconsistente na ausência de cointegração (QI, WU E XIANG, 2000). Em outras palavras, usa-se da metodologia de cointegração para evitar a estimativa de relações espúrias de longo prazo.

A existência de não-estacionaridade em séries econômicas e contábeis implica que testes de cointegração entre variáveis econômicas e contábeis são necessários para uma modelagem mais realista do comportamento da ação. Há um incentivo considerável para estudar a relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço das ações e o valor fundamental das corporações no modelo de avaliação de ações baseado em contabilidade de Ohlson (LEE, CHEN E TSA, 2014).

Segundo Vázquez, Valdés e Porras (2011), estudos futuros sobre o modelo de Ohlson devem verificar a cointegração para séries de tempo e painel de dados. Além disso, para os mercados emergentes, estudos de cointegração para dados de painel podem ser necessários para combinar as propriedades de séries temporais e dados transversais e tirar proveito dos dados disponíveis (VÁZQUEZ, VALDÉS E PORRAS, 2011).

O universo da pesquisa foi composto pelas empresas mais líquidas listadas na B3, sendo consideradas as empresas que não possuíam mais do que dez dias seguidos sem negociação como critério para a liquidez, a exemplo de Reiteri e Procianoy (2013). Foram excluídas da amostra as que tinham PL negativo no período do estudo, pois, segundo Cupertino (2003) e Schuch (2013), não podem ser interpretadas em termos econômicos, já que qualquer modelo de fluxo de caixa pressupõe a continuidade das empresas na economia, premissa que provavelmente não seria cumprida se o valor do PL fosse negativo. Também foram retiradas as empresas do setor financeiro e as que não possuíam dados de PL e de lucros divulgados para todos os anos considerados no trabalho.

Assim, a amostra final compreendeu um total de 48 empresas que possuíam ações listadas na B3 no período de 2005 a 2016. A escolha do período se deu devido à maior disponibilidade dos dados, com o intuito de considerar mais empresas na amostra, pois quanto menor o período, maior a quantidade de empresas com ações negociadas em todo o tempo considerado.

Essas empresas foram agrupadas com base em três critérios: (i) setor de atuação; (ii) tamanho da firma; e (iii) liquidez das ações. Em relação ao primeiro critério, utilizou-se a classificação setorial da Bloomberg. Segundo Vázquez, Valdés e Porras (2011), a heterogeneidade dessas atividades econômicas sugere que o desempenho das empresas e os preços de ações específicos podem depender das condições prevalentes nos mercados locais e globais.

Em relação ao tamanho da firma, a amostra foi dividida em dois grupos de 24 empresas, um com as empresas de maior valor de mercado e o outro grupo com as empresas de menor valor de mercado.

Por fim, em relação ao critério de liquidez, observou-se que, mesmo esse trabalho já considerando as empresas mais líquidas, existem dentro desse grupo empresas com maior liquidez que outras. Assim, a amostra foi dividida em dois grupos: no primeiro, observou-se na amostra 31 empresas com um total de 2968 observações, desconsiderando os dias sem negociação. Essas empresas possuem no máximo dois dias seguidos sem negociação no período analisado. As outras 17 empresas que não se enquadraram nesse critério compuseram o grupo das menos líquidas.

As variáveis independentes utilizadas foram valor contábil do PL e lucro anormal, ambas calculadas pelas equações 4 e 5 de Ohlson (1995). A variável dependente é o valor de mercado das empresas. Todas as variáveis do estudo foram deflacionadas pelo número de ações ordinárias em circulação no final do exercício, seguindo o procedimento adotado por Dawar (2014). Christen e Grottkle (2015) afirmam que uma alternativa para excluir efeitos de escala de efeitos de heteroscedasticidade é dividir todas as variáveis pelo número de ações em circulação. Lee, Chen e Tsa (2014) e Vázquez, Valdés e Porras (2011) realizaram esse procedimento em seus trabalhos, que avaliaram a existência de cointegração das variáveis do Modelo de Ohlson.

Os dados foram obtidos através dos bancos de dados da Bloomberg e do Economática. Posteriormente, foram tratados e tabulados em planilhas do Microsoft Excel. Para a realização dos cálculos e testes econométricos, foram utilizados os softwares Eviews, Stata e R.

Para os procedimentos econométricos, o trabalho segue sete etapas sequenciais:

- (i) Cálculo dos retornos diários;
- (ii) Testes prévios nas séries de retorno das empresas;
- (iii) Estimação da volatilidade das séries de retorno das empresas;

- (iv) Cálculo do prêmio de risco das empresas consideradas na amostra;
- (v) Incorporação do prêmio de risco no modelo de Ohlson (1995);
- (vi) Metodologia de cointegração de dados em painel para as variáveis valor de mercado, valor contábil do PL e lucros anormais. No caso dessa última foram considerados no cálculo a taxa livre de risco, o prêmio médio e o prêmio mediano, esses dois últimos calculados na etapa iv;
- (vii) Estimações dos parâmetros de longo prazo com os modelos de regressão DOLS (*dynamic ordinary least squares*) para os grupos considerados cointegrados na metodologia vi, considerando o modelo de Ohlson original sem risco e com a inclusão dos prêmios de risco médio e mediano calculados na metodologia iv;

Cada procedimento metodológico será detalhado nos próximos tópicos.

4.3.1 Cálculo dos Retornos Diários

A primeira etapa consiste no cálculo da primeira diferenciação da série de preço de fechamento, encontrando-se, assim, os retornos diários de cada ação (R_t), conforme a seguinte equação:

$$R_{e,t} = \frac{P_{e,t} - P_{e,t-1}}{P_{e,t-1}} \quad (21)$$

Onde:

$R_{e,t}$ = Retorno nominal da ação na data t;

$P_{e,t}$ = Preço de fechamento da ação na data t;

$P_{e,t-1}$ = Preço de fechamento da ação na data t-1.

Logo após, serão realizados os devidos testes nas séries de retorno, a começar pelos testes de normalidade.

4.3.2 Testes nas séries de retorno

4.3.2.1 Teste de Normalidade

O teste de Jarque-Bera será utilizado com o objetivo de verificar a existência de normalidade nas séries de retornos diários das ações, ou seja, analisar a capacidade de as séries reproduzirem a distribuição gaussiana. A hipótese nula do teste é que a série segue uma distribuição gaussiana (normal) de probabilidade.

Sua fórmula é computada como:

$$\text{Jarque-Bera} = \frac{N}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right) \quad (22)$$

Onde N é o número de observações, S é a assimetria e K é a curtose.

4.3.2.2 Testes de Raiz Unitária

Com o objetivo de identificar se as séries de retorno são ou não estacionárias, serão realizados os testes de raiz unitária. A ausência de raízes unitárias caracteriza que a série é estacionária. A principal implicativa econômica é que, não havendo raízes unitárias, os choques não terão efeitos permanentes (Greene, 2000).

Os testes realizados serão os de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). No caso dos dois primeiros testes, a hipótese nula é que há raiz unitária. No caso do teste KPSS, a hipótese nula é que não há presença de raiz unitária, ou seja, a série é estacionária. Suas fórmulas são as seguintes:

Teste ADF:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (23)$$

Onde x_t são regressores exógenos opcionais que podem consistir em constante, ou uma constante e tendência; $\alpha = \rho - 1$; ρ e δ são parâmetros a serem estimados e assume-se que ε é um ruído branco.

Teste PP:

$$t_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(s e(\hat{\alpha}))}{2f_0^{\frac{1}{2}} s} \quad (24)$$

Onde $\hat{\alpha}$ é estimativa; t_α a proporção t de α , $s e(\hat{\alpha})$ é um erro padrão de coeficiente; s é o erro padrão da regressão do teste; γ_0 é uma estimativa consistente da variação do erro na Equação 23 (calculada como $(t - k)s^2/T$, onde k é o número de regressores) e o termo f_0 é um estimador de âmbito residual na frequência zero.

Teste KPSS:

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0) \quad (25)$$

Onde $S(t)$ é uma função residual cumulativa ($S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$) baseada nos resíduos $\hat{u}_t = y_t - x_t' \delta(0)$.

4.3.2.3 *Análise de Autocorrelação nos resíduos*

No caso de as séries serem estacionárias, deve-se avaliar a presença de autocorrelações, ou correlação serial dos erros entre períodos de tempo. Tal análise é um primeiro indício da presença ou não de um efeito ARCH na série.

Foi utilizada uma avaliação quantitativa com o teste de Ljung-Box-Pierce Q-teste. Ele apresenta como hipótese nula a não existência de autocorrelação nos resíduos:

$$Q_{LB} = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \frac{\tau_j^2}{T - j} \quad (26)$$

4.3.2.4 *Teste do Efeito ARCH*

Esse teste tem como objetivo analisar aspectos de heterocedasticidade na série de retornos, ou seja, verificar se os resíduos apresentam uma variância inconstante ao longo do tempo. Em outras palavras, o teste verifica a necessidade de fazer uso dos modelos de volatilidade da família GARCH.

Nesse estudo será utilizado o teste de Engle para analisar o suporte aos modelos heterocedásticos de desenho da variância. A sua hipótese nula é que não há efeitos heterocedásticos. Para testar a hipótese, roda-se a regressão:

$$e_t^2 = \beta_0 + \left(\sum_{s=1}^q \beta_s e_{t-s}^2\right) + v_t \quad (27)$$

Onde e é o resíduo e q a ordem do modelo.

4.3.3 Estimação dos Modelos de Volatilidade

Nessa última etapa, haverá a seleção dos modelos autoregressivos heterocedásticos mais eficientes. Para tal, será utilizada a metodologia de Akaike (*Akaike's Information Criteria* - AIC).

Assim, para a estimação da volatilidade, será suposta inicialmente uma ordem de um modelo ARMA(1,1) até um ARMA(3,3). Adicionalmente, será usado um modelo da família GARCH variando para estas ordens para modelar a dependência serial na equação da variância. Por fim, serão realizadas variações na distribuição do termo de erro, testando-se distribuições simétricas e assimétricas.

Dessa forma, será escolhido o modelo que apresentar bom ajuste aos dados observando como critérios preliminares: (i) zerar a autocorrelação no 5º (quinto) *lag* para evitar a escolha de modelos que ainda apresentem autocorrelação nos dados; (ii) a significância dos coeficientes; e (ii) escolha do modelo com menor valor AIC. Para constatar que o modelo responde adequadamente às características da série na equação da média e variância, será realizada uma análise pós-estimação para verificar se não apresentaram autocorrelação nos resíduos padronizados (resíduos/sigma) e nos resíduos padronizados ao quadrado (resíduos/sigma)² pelo Ljung-Box-Pierce Q-teste.

4.3.4 Cálculo do Prêmio de Risco

Uma variável estocástica é aquela que pode assumir qualquer valor dentro de um conjunto de valores com uma dada probabilidade. Já um processo estocástico é uma coleção de variáveis aleatórias ordenadas no tempo (GUJARATI E PORTER, 2011). Existem diferentes formas que os processos estocásticos podem assumir quando se trata da análise do comportamento dos preços das ações.

O processo de Markov (ou markoviano) é um tipo particular de processo estocástico, no qual apenas o valor corrente da variável é relevante para se prever o seu valor futuro, pois considera-se que os valores históricos da variável já estão contidos no valor presente da mesma. Frequentemente, considera-se que os preços de ativos em geral evoluem segundo um processo de Markov. Tal fato está de acordo com a forma fraca de eficiência de mercado, pela qual é estabelecido que o preço atual de uma ação reflete todas as informações históricas, além das expectativas a respeito do preço futuro dessa ação (HULL, 2003).

O processo de Wiener, também conhecido como Movimento Browniano Padrão, é um processo estocástico em tempo contínuo que satisfaz as seguintes propriedades: (i) é um processo de Markov, pois a distribuição de probabilidade para todos os valores futuros do processo depende apenas de seu valor corrente, ou seja, independe da trajetória passada; (ii) possui incrementos independentes no sentido de que a variação ocorrida num intervalo de tempo é independente da ocorrida em qualquer outro intervalo de tempo; e (iii) os incrementos seguem uma distribuição normal com parâmetros que dependem apenas do intervalo de tempo (NETO e MARTINS, 2011).

Segundo Aiube (2013), esse processo foi descrito pela primeira vez pelo botânico Robert Brown em 1827, após ter verificado o movimento de partículas de pólen submersas em água, como resultado de sucessivos choques aleatórios de partículas vizinhas. Em 1900, Louis Bachelier observou que o mercado de ações tinha um aspecto visual muito semelhante ao movimento browniano.

Em 1965, Paul Samuelson introduziu uma versão revisada do modelo de Bachelier, pela qual o retorno e não mais o preço do ativo seguia um Movimento Aritmético Browniano; consequentemente, valores negativos tornaram-se admissíveis na modelagem. Essa definição ficou conhecida como Movimento Browniano Geométrico (MBG). O MBG é o processo estocástico mais empregado para modelar o comportamento de preços de ações, uma vez que considera que os retornos efetivos do ativo e suas variâncias são proporcionais ao valor do preço do ativo (S) (AIUBE, 2013).

A equação diferencial estocástica a seguir especifica a dinâmica do preço de um ativo financeiro que segue um MBG:

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu dt + \sigma dz_t \quad (28)$$

Onde S é o preço do ativo; $\frac{dS_t}{S_t}$ é a diferenciação do preço do ativo; μdt é o rendimento do ativo, sendo μ a medida de taxa média de aumento do preço do ativo; σ é a volatilidade e a medida dz_t é uma variável aleatória oriunda de uma distribuição normal.

Assim, na equação, o primeiro componente (μdt) representa a variável previsível, enquanto o segundo termo (σdz_t) representa a chegada de novas informações. Das variáveis contidas no modelo, a volatilidade representa um parâmetro fundamental, pelo fato de ser o único não observável (OLIVEIRA, CARMONA E TÁVORA JÚNIOR, 2006).

O prêmio de risco será interpretado como o termo dz_t na equação. Ele é obtido com avaliação *ex-post* (prêmio de risco histórico) e representa a variação média real das expectativas dos agentes que participaram do mercado e que o levaram a um preço de equilíbrio em função da dinâmica diária de chegada de informações e incorporações dessas. É fundamental relatar que há a possibilidade de normalizar as variações de expectativa em função do volume negociado diariamente como *proxy* do número de participantes.

As manipulações matemáticas para se chegar à equação proposta para mensurar o prêmio de risco são as seguintes: (ROMA, 2013):

$$\sigma dz_t = \frac{dS_t}{S_t} - \mu dt \quad (29)$$

$$dz_t = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{dS_t}{S_t} - \mu \right)$$

$$dz_t = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{dS_t}{S_t} - R_f \right)$$

$$dz_t = \frac{1}{\sigma} (R_m - R_f)$$

onde:

R_m = retorno da carteira de mercado

R_f = retorno do ativo livre de risco

Como foi apresentado na equação 28, o termo da volatilidade (σ) representa um parâmetro fundamental por ser o único não observável, devendo, portanto, ser estimado.

Após o modelo ser rodado e ocorrer a sua correta especificação, detalhada nas seções 3.3.2 e 3.3.3, será extraído do software R o sigma (σ), contido na Fórmula 29. A partir daí, poder-se-á obter o prêmio de risco.

Após a obtenção dos prêmios de risco, os mesmos foram divididos por ano e por grupo de empresas, com base em critérios de setores de atuação, tamanho da firma e liquidez. Foram analisados os valores médio e mediano dos prêmios nesses grupos, com o objetivo de apresentar uma análise mais detalhada de seu comportamento na amostra.

4.3.5 Incorporação do Prêmio de Risco ao Modelo de Ohlson (1995)

A consideração do risco no modelo de Ohlson (1995) será a grande contribuição que se pretende com esse estudo. Ela será feita por meio da inclusão no modelo da percepção de risco do investidor, mensurada pelo prêmio de risco. O próprio Ohlson (1995) em seu trabalho original fez considerações sobre esse tópico ao final do seu trabalho. Segundo o autor, o risco pode ser incorporado de três formas: (i) ajustando os numeradores; (ii) adicionando alguma estrutura à estrutura geral de valores esperados das variáveis; e (iii) por meio de uma abordagem mais direta que permite o risco substituir o fator de desconto R_f por algum fator, ρ , que ajusta R_f para o risco. Ou seja, $\rho = R_f + \text{prêmio de risco}$ (OHLSON, 1995). Essa terceira abordagem é a que será utilizada nesta tese.

Segundo Dutra (2015), embora a teoria clássica das finanças afirme que no prêmio de risco deve estar incluído o custo de capital, os retornos residuais do modelo original de Ohlson (1995) são calculados usando uma taxa livre de risco como *proxy* do custo de capital. Para o autor, essa é uma forma de assumir que o prêmio de risco, incluído em modelos como o CAPM, já estará incluindo o impacto do termo “outras informações”. Consequentemente dada a dificuldade prática de dar um valor no parâmetro “outras informações”, a solução seria adicionar o prêmio de risco no custo de capital e excluir o vetor “outras informações” do modelo. É isso o que será feito nesse trabalho.

A partir da equação 29 será extraído o prêmio de risco, representado pelo dz_t , variável que representa a variação média real das expectativas dos agentes que participaram do mercado e que o levaram a um preço de equilíbrio em função da dinâmica diária de chegada de informações e incorporações dessas.

Uma vez definido o prêmio de risco, a próxima etapa é estruturar o modelo de precificação das empresas e incorporar o prêmio de risco ao modelo determinístico e estocástico.

O prêmio de risco é incorporado ao modelo de Ohlson por meio da taxa de desconto (R_f) pela qual os fluxos futuros e o valor residual serão descontados. Assim, a nova taxa será:

$$R_f^* = R_f + dz_t \quad (30)$$

Assim, será testado o modelo de avaliação de empresas por meio da equação abaixo, modificada a partir da Equação 12 do Modelo de Ohlson (1995):

$$P_t = y_t + \alpha x_t^a \quad (31)$$

Onde:

$$\alpha = \omega / (R_f^* - \omega) \geq 0$$

Com a fórmula 31 pode ser evidenciado que o valor de mercado de um ativo é igual ao valor patrimonial ajustado aos lucros anormais (residuais).

Dessa forma, serão comparados os resultados do modelo de Ohlson apenas com o uso do R_f como taxa livre de risco com os resultados do Modelo de Ohlson com a incorporação do prêmio de risco calculado.

Ao final, os testes e as estimações dos dois modelos (apenas com taxa livre de risco e com prêmio de risco) serão comparados.

4.3.6 Cointegração de Dados em Pannel

Cointegração refere-se a circunstâncias em que variáveis não-estacionárias são interligadas através de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Embora o modelo de Ohlson não considerasse a não-estacionariedade do valor de mercado, do valor contábil e do lucro anormal, o valor de mercado ainda pode se relacionar com o valor contábil e o lucro anormal através da cointegração. Se os modelos de avaliação patrimonial forem representações válidas do comportamento do preço das ações de longo prazo, os preços das ações desviar-se-ão de

seus fundamentos de capital apenas no curto prazo (LEE, CHEN E TSA, 2014; TEIXEIRA, 2017).

A metodologia de cointegração de dados em painel teve quatro principais etapas: (i) testes de dependência de *cross section*; (ii) testes de raiz unitária; (iii) testes de cointegração e (iv) estimação dos parâmetros.

4.3.6.1 Testes de Dependência de Cross Section

Segundo Cardoso e Bittencourt (2013), a dependência de *cross section* pode gerar regressões espúrias para a maioria dos estimadores e esse é um problema que raramente é tratado nos trabalhos empíricos que usam dados em painel.

O presente trabalho usou o teste de Pesaran (2004) com a hipótese nula de que não existe dependência entre as *cross sections*. Além do motivo citado no parágrafo anterior, esse teste foi usado para decidir qual tipo de teste de raiz unitária será utilizado, pois um grupo de testes chamado de primeira geração considera que as séries não possuem dependência de *cross section*, enquanto o grupo de segunda geração permite tal problema.

4.3.6.2 Testes de Raiz Unitária

Os testes de raiz unitária em dados em painel foram desenvolvidos com o objetivo de dar maior robustez aos testes de estacionariedade tradicionais de séries temporais, pois combinam informações da dimensão da série temporal com a dimensão *cross section* (BANERJEE, 1999). Eles têm como objetivo checar se as variáveis no modelo são estacionárias ou não, ou seja, se as séries individuais contêm raízes unitárias.

O primeiro passo para fazer o painel cointegrado é conferir se as séries são não estacionárias em nível. Caso a série seja não-estacionária, pode-se torná-la estacionária através de diferenciações da série original. Assim, diz-se que uma série é integrada de primeira ordem I (1) quando se aplica uma vez a diferença na série original para se obter a estacionariedade.

Especificamente, estimou-se a ordem de integração das variáveis com quatro diferentes testes de raiz unitária: Im, Pesaran e Shin (IPS) (2003), Maddala e Wu (Fischer-ADF) (1999), Levin, Lin e Chu (LLC) (2002) e Hadri LM (2000). Esse último foi utilizado porque permite a dependência de *cross section*, já que os três primeiros não consideram esse

problema. Assim, foram necessários quatro testes porque eles assumem suposições diferentes com relação à natureza dos dados.

4.3.6.3 Testes de Cointegração

Para executar os testes de cointegração em painel, são aplicados os testes propostos por Pedroni (1999) e Kao (1999), que têm como hipótese nula a não cointegração para os dados da amostra.

Os testes de Pedroni (1999) permitem regressores múltiplos, que o vetor de cointegração varie entre as diferentes seções do painel, e também a heterogeneidade no erro através de unidades de seções transversais. Já os testes de Kao (1999) são testes DF e ADF baseados em resíduos para a cointegração em painel de dados, e impõe vetores homogêneos de cointegração. No entanto, ele não permite múltiplas variáveis exógenas sobre o vetor de cointegração, nem identifica os casos em que existe mais do que um vetor de cointegração (RIVERA et al., 2012).

A metodologia de Pedroni (1999) é baseada em sete testes, em que quatro são baseados na dimensão *within* (testes de cointegração em painel) e os outros três são baseados na dimensão *between* (testes de cointegração de painel *group mean*). A estatística de cointegração de painel *group mean* é mais geral, permitindo a heterogeneidade dos coeficientes sob a hipótese alternativa (ROCHA E BARBI, 2009).

Os testes de Pedroni (1999) e kao (1999) se baseiam na metodologia Engle-Granger (1987), que examina os resíduos de uma regressão realizada utilizando variáveis integradas de ordem (1); se há cointegração, então os resíduos devem ser I (0) (SCARPELLI, 2010).

4.3.7 Estimações de longo prazo para dados em painel

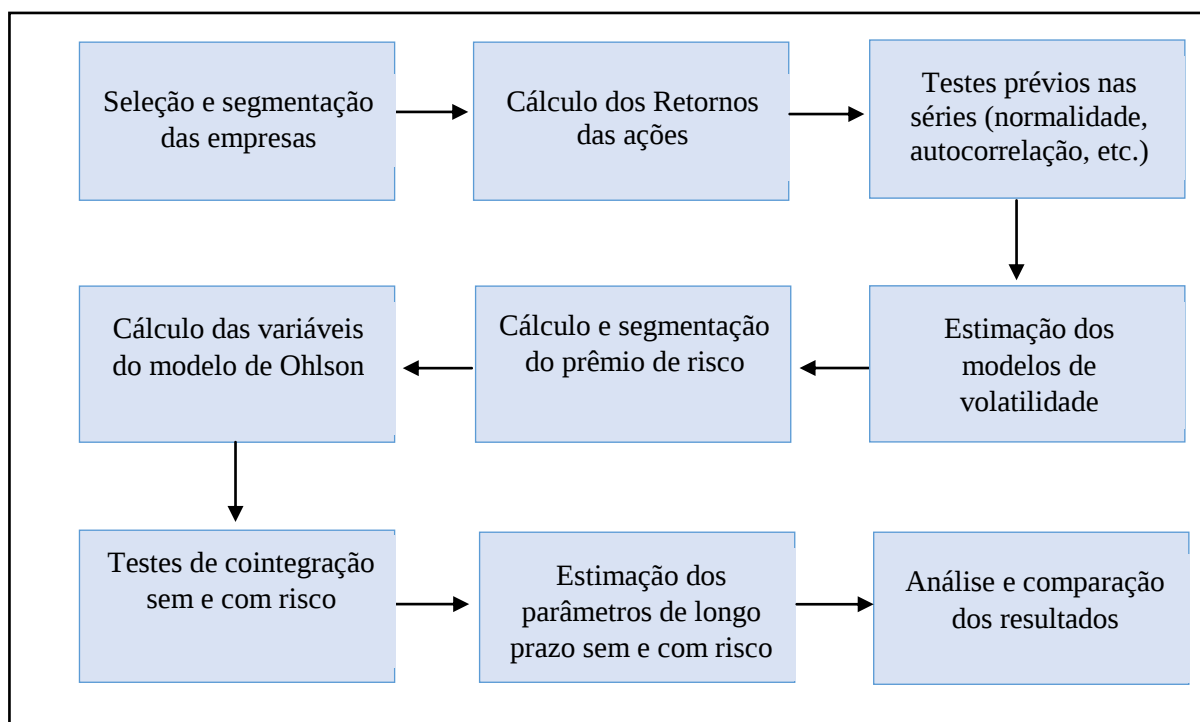
Uma vez observado que a relação de cointegração realmente existe, os parâmetros de longo prazo podem ser estimados de maneira eficiente usando técnicas similares às de modelos de séries temporais. Neste estudo, serão usados os estimadores DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*).

Por meio desses estimadores será observado se as variáveis valor contábil do PL e lucro anormal são estatisticamente significativas para explicar a variável valor de mercado para os grupos de empresas analisados.

Kao (1999) comparou a eficiência dos estimadores OLS (*Ordinary Least Squares*), FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) e DOLSe concluiu que o estimador OLS tem um viés que não é desprezível para pequenas amostras e presença de heterocedasticidade. Métodos alternativos como os estimadores FMOLS e DOLS apresentam melhor desempenho por realizarem uma correção para endogeneidade e correlação serial dos regressores. O FMOLS promove uma correção semi-paramétrica ao estimador OLS, enquanto o DOLS uma correção paramétrica (SCARPELLI, 2010). Kao e Chiang (2000) encontraram que o estimador DOLS supera os estimadores OLS e FMOLS, razão pela qual será utilizado nesse trabalho.

Para melhor visualização dos procedimentos metodológicos adotados nesse estudo, é apresentado na Figura 1 abaixo um fluxograma geral:

Figura 1: Fluxograma dos procedimentos metodológicos



Fonte: Elaboração própria.

4.4 Análise e Discussão dos Resultados

Nesta seção são analisados e discutidos os resultados do estudo. Realizou-se a priori a análise da estatística descritiva dos dados gerais. Logo após, foram realizados os procedimentos metodológicos indicados nos itens i a vi da seção 4.3.

4.4.1 Estatística Descritiva

Inicialmente é apresentado o número de empresas total e por grupo que fizeram parte da amostra do estudo. Os dados podem ser visualizados na Tabela 1.

Observa-se um total de 48 empresas divididas em oito setores econômicos, conforme classificação da Bloomberg. Dentre eles, a maior quantidade de empresas é do setor de Utilidade Pública com 12 empresas, seguidos pelos setores Materiais Básicos e Consumo Cíclico, com dez e nove empresas, respectivamente. Já os que possuem os menores quantitativos são os setores Energia e Diversificado, com apenas duas empresas cada. Para que as análises não fossem comprometidas, decidiu-se por utilizar apenas os setores com mais de cinco empresas. Assim, serão considerados a amostra geral e os setores Utilidade Pública, Materiais Básicos e Consumo Cíclico para esse estudo.

Tabela 1 – Número de empresas por setor

Nº	SETORES	Nº DE EMPRESAS
1	Dados Gerais	48
2	Utilidade Pública	12
3	Materiais Básicos	10
4	Consumo Cíclico	9
5	Consumo Não-Cíclico	5
6	Industrial	4
7	Comunicações	4
8	Energia	2
9	Diversificado	2

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 2 está apresentada a estatística descritiva da amostra geral para as três variáveis do Modelo de Ohlson (1995). A variável Lucros Anormais 1 refere-se à variável

Lucros anormais com a inclusão do prêmio de risco médio e a variável Lucros Anormais 2 refere-se à variável Lucros anormais com a inclusão do prêmio de risco mediano. Os resultados mostram que os dados das empresas variam bastante em torno da média, haja vista a discrepância entre os valores máximo e mínimo e o valor elevado do desvio-padrão. Daí a importância de dividir as empresas por setores de atuação, além de deflacionar as variáveis pelo número de ações, visando excluir o efeito de escala, procedimentos que serão realizados nesse trabalho.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis (em milhares)

Estatística Descritiva	Valor de Mercado	V. C. do PL	Lucros Anormais	Lucros Anormais 1	Lucros Anormais 2
Média	21,296,044.50	14,300.85	- 383.29	- 232.29	- 297.86
Mediana	6,962,204.00	4,216.33	27.88	35.77	22.46
Mínimo	68,625.00	- 1,463.97	- 78,803.16	- 69,329.60	- 64,757.36
Máximo	429,922,948.00	348,569.39	25,122.46	36,253.38	24,320.54
Desvio-padrão	51,710,668.39	38,598.30	6,350.82	6,299.47	5,664.25

Fonte: Elaboração Própria.

Na próxima seção inicia-se de fato as análises econométricas desse estudo, primeiramente com a metodologia do prêmio de risco.

4.4.2 Testes nas séries de retorno

4.4.2.1 Teste de Normalidade

O Apêndice A mostra o valor do teste juntamente com seu respectivo p-valor para cada empresa da amostra. A hipótese nula do teste de Jarque Bera é que a série segue uma distribuição normal de probabilidade. Ou seja, um p-valor de 0.00 significa que a série não possui distribuição normal.

Observa-se que em todas as empresas a hipótese nula do teste foi rejeitada, ou seja, as séries de retorno não seguem uma distribuição normal. Tal ocorrência confirma os fatos

estilizados abordados por Taylor (1986) de que as séries financeiras possuem ausência de normalidade em suas distribuições.

4.4.2.2 *Teste de Raiz Unitária*

O Apêndice B apresenta o valor de cada teste de raiz unitária com seu respectivo p-valor para cada empresa.

Os testes realizados foram os de ADF, PP e KPSS. No caso dos dois primeiros testes, a hipótese nula é que há raiz unitária. Ou seja, um p-valor de 0.00 significa que a série não possui raiz unitária, ou seja, é estacionária. No caso do teste KPSS, a hipótese nula é que não há presença de raiz unitária. Ou seja, um p-valor de 0.00 significa que a série não é estacionária.

Observa-se pelos resultados que todas as empresas tiveram ausência de raízes unitárias em suas séries, exceto as empresas Telefônica Brasil (VIVT), Comgás (CGAS) e Coteminas (CTNM). Ou seja, aproximadamente 94% das séries mostraram ser estacionárias. Assim, confirma-se que os choques não terão efeitos permanentes e, por isso, não houve a necessidade de realizar diferenciações, o que é normal para as séries financeiras, já que o próprio cálculo do retorno é uma diferenciação.

4.4.2.3 *Análise de Autocorrelação nos resíduos*

Como a grande maioria das séries foram consideradas estacionárias, deve-se avaliar a presença de autocorrelações, ou correlação serial dos erros entre períodos de tempo. Tal análise é um primeiro indício da presença ou não de um efeito ARCH na série.

O Apêndice C apresenta os resultados do Ljung-Box-Pierce Q-teste. Ele apresenta como hipótese nula a não existência de autocorrelação nos resíduos. Assim, um p-valor de 0.00 significa que existe autocorrelação nos resíduos. Foram utilizados os *lags* 04, 10 e 15 para calcular a estatística.

Os resultados mostram que não há um padrão entre as empresas. Observa-se que oito empresas (aproximadamente 17%) não apresentaram autocorrelação. Por outro lado, 31 empresas apontaram autororrelação até o quarto *lag* (aproximadamente 64%) e as nove empresas restantes (aproximadamente 19%) apresentaram autocorrelação a partir de número de *lags* diferentes.

Dessa forma, a grande maioria das empresas (40 das 48 da amostra ou aproximadamente 83%) apontaram autocorrelação, e, portanto, possuem indícios de suporte aos efeitos ARCH.

4.4.2.4 *Teste do Efeito ARCH*

Para confirmar a presença de efeitos heterocedásticos nas séries, analisou-se os resultados do teste de Engle. A sua hipótese nula é que não há efeitos heterocedásticos. Ou seja, um p-valor igual a 0.00 significa que há heterocedasticidade na série.

O Apêndice D aponta que em apenas uma das 48 séries a hipótese nula não pôde ser rejeitada (empresa Centrais Elétricas de Santa Catarina – código CLSC). Ou seja, as empresas apontam presença de efeitos heterocedásticos em suas séries de retorno.

Assim, como as séries apresentaram evidências de uma variância que varia com o tempo em todas as defasagens, são necessários modelos que capturem essa volatilidade. Por isso, houve a necessidade de fazer uso dos modelos de volatilidade da família GARCH.

4.4.3 *Estimação dos Modelos de Volatilidade*

O Apêndice E apresenta os resultados detalhados da estimação dos modelos de volatilidade de cada série da amostra. Na primeira coluna está o código da empresa na B3. Na segunda coluna está o tipo de distribuição da série de retorno. Foi confirmado o resultado do teste de normalidade de Jarque Bera (Apêndice A) em todas as empresas, pois todas as distribuições foram não gaussianas. A terceira mostra o melhor modelo de volatilidade pelo critério Akaike, sabendo-se que os dois primeiros representam a ordem ARMA e os dois últimos a ordem GARCH; na quarta coluna está o valor do critério AIC de cada modelo; por fim, na última coluna está o valor do sigma médio gerado pelo software para cada série, valor que foi posteriormente utilizado no cálculo do prêmio de risco de cada empresa.

Sobre o melhor modelo de volatilidade para cada empresa, observa-se que os dois modelos mais parcimoniosos gerados pelo software R foram o (0,0,1,1) para 15 empresas e o (0,0,2,1) para 33 empresas. Essas ordens dos modelos foram inseridas nos códigos do software para a geração do sigma (volatilidade) de cada empresa, sendo posteriormente utilizado para o cálculo do respectivo prêmio de risco.

4.4.4 Prêmios de Risco

As Tabelas 3 a 9 apresentam os resultados dos prêmios de risco das empresas de acordo com diversas divisões. Em primeiro lugar, a Tabela 3 mostra os totais dos valores de prêmio médio e mediano por ano de análise. Observando-se os valores de modo geral, percebe-se um comportamento semelhante de ambos. Os anos de 2005 a 2007 apresentaram seus valores positivos, seguidos de valores negativos no ano de 2008. O ano de 2009 mostrou-se com valores de prêmios positivos e elevados, seguidos novamente por valores negativos em 2010. Outros comportamentos semelhantes foram os valores negativos do ano de 2013 até 2015, seguidos de valores positivos em 2016.

No caso específico do prêmio médio, observa-se que o menor valor se deu no ano de 2008 e o maior valor no ano de 2009. Em relação ao prêmio mediano, o menor valor se deu no ano de 2014 e o maior valor no ano de 2007.

Assim, a análise anual dos prêmios de risco mostrou que os valores negativos em 2008 podem refletir a crise do *subprime* nos Estados Unidos, que impactou também as empresas brasileiras. Já os resultados negativos no período de 2013 a 2015 podem refletir a recessão da economia brasileira iniciada em 2014, caracterizada por contração da economia, retração do PIB e queda na atividade econômica.

Tabela 3 – Prêmios por ano

Ano	Prêmio Médio	Prêmio Mediano
2005	0.02387	0.02962
2006	0.03833	0.04244
2007	0.04434	0.10270
2008	-0.07350	-0.01713
2009	0.09076	0.09111
2010	-0.01837	-0.00527
2011	-0.06279	0.00494
2012	0.00264	-0.04055
2013	-0.04998	-0.03914
2014	-0.02000	-0.07743
2015	-0.04378	-0.07376
2016	0.03513	0.03206
Total	-0.00278	-0.00017

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 4 mostra os valores de prêmios de risco médios por ano e por setor das empresas da amostra. Observa-se que o menor valor do prêmio se deu no setor de Utilidade Pública, seguido pelo setor Industrial. Já o maior valor se deu no setor de Consumo Cíclico, que foi o único com valor positivo, seguido pelo setor de Materiais Básicos.

Analisando-se cada setor, nota-se que houve magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Em todos os setores o menor prêmio se deu no ano de 2008 e o maior no ano de 2009. As exceções se deram nos setores de Energia e Diversificado, que apresentaram menores prêmios em 2011 e maiores também em 2009. De modo geral, o menor valor de prêmio se deu no ano de 2011 no setor de Energia e o maior valor de prêmio no ano de 2009 no setor de Utilidade Pública.

Tabela 4 – Prêmios Médios por Setor

Ano	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico	Consumo Não Cíc.	Industrial	Comunic.	Energia	Diversif.
2005	0.02030	0.02074	0.02527	0.03259	0.02899	0.02682	0.02909	0.01141
2006	0.04057	0.04035	0.03109	0.03692	0.04624	0.04168	0.04249	0.02434
2007	0.04817	0.04006	0.04218	0.04409	0.05505	0.04165	0.05824	0.02306
2008	-0.08671	-0.05739	-0.06462	-0.08610	-0.08360	-0.08102	-0.08677	-0.03477
2009	0.11521	0.06964	0.07222	0.11110	0.09887	0.09684	0.10599	0.03851
2010	-0.02144	-0.01637	-0.01289	-0.02484	-0.02082	-0.01839	-0.01914	-0.01275
2011	-0.07949	-0.05622	-0.04389	-0.06241	-0.06763	-0.06344	-0.09227	-0.04096
2012	0.00461	-0.00084	0.00442	0.00684	-0.00081	0.00256	0.00573	-0.00626
2013	-0.05788	-0.04458	-0.03334	-0.06369	-0.05750	-0.05740	-0.06411	-0.02609
2014	-0.02259	-0.02077	-0.01308	-0.02732	-0.02588	-0.01929	-0.01289	-0.01022
2015	-0.05512	-0.03195	-0.03477	-0.05931	-0.05323	-0.04130	-0.04912	-0.01728
2016	0.04454	0.02524	0.03135	0.05493	0.03235	0.02786	0.03940	0.01142
Total	-0.00415	-0.00268	0.00033	-0.00310	-0.00400	-0.00362	-0.00361	-0.00330

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 5 mostra os valores de prêmios de risco medianos por ano e por setor das empresas da amostra. Observa-se que o menor valor do prêmio se deu no setor de Consumo Não Cíclico, seguido pelo setor Industrial. Já o maior valor se deu no setor de Comunicações, que apresentou o único valor mediano positivo, seguido pelo setor de Consumo Cíclico.

Analisando-se cada setor, nota-se que houve mais uma vez magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos, dessa vez em caráter menor que os prêmios médios. O setor Utilidade Pública apresentou menor valor de prêmio em 2014 e maior em 2009; o setor Consumo Não

Cíclico menor valor em 2015 e maior valor em 2009; os setores Materiais Básicos, Consumo Cíclico e Diversificado apresentaram menor valor em 2014 e maior em 2007; e os setores Industrial e Comunicações menor valor em 2015 e maior em 2007. De modo geral, o menor valor de prêmio se deu no ano de 2015 no setor Industrial e o maior valor de prêmio no ano de 2007 no setor de Energia.

Assim, a análise por setor mostrou que os maiores prêmios de risco se deram nos setores Consumo Cíclico, Materiais Básicos e Comunicações. Enquanto isso, os menores valores de prêmio se deram nos setores Utilidade Pública, Industrial e Consumo Não Cíclico.

Em relação aos períodos, observou-se que os prêmios médios refletiram os menores prêmios nos anos de 2008 e 2011 e os maiores prêmios no ano de 2009. Já os prêmios medianos refletiram os menores prêmios em 2014 e 2015 e os maiores em 2007 e 2009.

De modo geral, esses números vão ao encontro dos achados na análise por ano, que refletiu os menores prêmios nas crises de 2008 e 2014 e os maiores prêmios nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009). Os setores mais afetados negativamente nos períodos de crise foram Utilidade Pública, Industrial e Consumo Não Cíclico.

Tabela 5 – Prêmios Medianos por Setor

Ano	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico	Consumo Não Cíc.	Industrial	Comunic.	Energia	Diversif.
2005	0.03024	0.02427	0.02929	0.03032	0.04122	0.02217	0.03435	0.01333
2006	0.04230	0.04457	0.03659	0.04216	0.04618	0.04204	0.05019	0.02075
2007	0.10952	0.10116	0.09161	0.10531	0.11679	0.09389	0.12906	0.05231
2008	-0.01969	-0.01525	-0.01117	-0.01991	-0.02029	-0.01629	-0.01828	-0.00774
2009	0.12207	0.08001	0.08400	0.11555	0.09581	0.09135	0.12052	0.04518
2010	-0.00710	-0.00486	-0.00390	-0.00641	-0.00618	-0.00425	-0.00681	-0.00277
2011	0.00632	0.00439	0.00365	0.00467	0.00510	0.00475	0.00614	0.00213
2012	-0.04688	-0.03597	-0.03974	-0.05118	-0.04260	-0.03678	-0.04906	-0.02458
2013	-0.04158	-0.03303	-0.03539	-0.04825	-0.04266	-0.04099	-0.04265	-0.01755
2014	-0.08497	-0.07404	-0.07313	-0.09796	-0.09294	-0.05977	-0.06663	-0.03684
2015	-0.07415	-0.05803	-0.06131	-0.09939	-0.10644	-0.07235	-0.08307	-0.02718
2016	0.04689	0.02302	0.03179	0.03558	0.03936	0.02948	0.04162	0.01207
Total	-0.00039	-0.00024	-0.00013	-0.00087	-0.00054	0.00025	-0.00034	-0.00032

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 6 estão os valores de prêmios de risco médios por ano e por tamanho das empresas da amostra. Observa-se que as empresas maiores apresentaram um valor de prêmio um pouco menor que as empresas menores, considerando o período total.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas maiores quanto as menores apresentaram menor valor de prêmio em 2008 e maior em 2009. De modo geral, os menores e os maiores valores desses anos se deram nas empresas menores.

Tabela 6 – Prêmios Médios por Tamanho

Ano	Maiores	Menores
2005	0.02193	0.02580
2006	0.03664	0.04003
2007	0.04131	0.04736
2008	-0.07187	-0.07514
2009	0.09028	0.09124
2010	-0.01795	-0.01879
2011	-0.06401	-0.06158
2012	0.00237	0.00291
2013	-0.05089	-0.04906
2014	-0.01834	-0.02166
2015	-0.04223	-0.04533
2016	0.03196	0.03830
Total	-0.00340	-0.00216

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 7 se encontram os valores de prêmios de risco medianos por ano e por tamanho das empresas da amostra. Observa-se que as empresas maiores apresentaram um valor de prêmio um pouco menor que as empresas menores, considerando o período total.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve mais uma vez magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas maiores quanto as menores apresentaram menor valor de prêmio em 2014 e maior em 2007. De modo geral, os menores e os maiores valores desses anos se deram nas empresas menores.

Assim, a análise por tamanho mostrou que as empresas maiores apresentaram valores de prêmios menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, as empresas menores apresentaram picos de menor prêmio nos períodos de crise de 2008 e 2014 e de

maior prêmio nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009), mostrando que as empresas menores foram mais afetadas pelas crises e mostraram ser mais sensíveis a esses eventos.

De modo geral, esses números estão de acordo com os achados na análise por ano, que refletiu os menores prêmios nas crises de 2008 e 2014 e os maiores prêmios nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009).

Tabela 7 – Prêmios Medianos por Tamanho

Ano	Maiores	Menores
2005	0.02719	0.03045
2006	0.04269	0.04086
2007	0.10065	0.10641
2008	-0.01669	-0.01771
2009	0.08915	0.09457
2010	-0.00584	-0.00512
2011	0.00511	0.00479
2012	-0.03970	-0.04182
2013	-0.03601	-0.03994
2014	-0.07713	-0.07743
2015	-0.06769	-0.07423
2016	0.02973	0.03342
Total	-0.00037	-0.00016

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 8 mostra os valores de prêmios de risco médios por ano e por liquidez das empresas da amostra. Observa-se que as empresas mais líquidas apresentaram menor prêmio no período total.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas mais líquidas quanto as menos líquidas apresentaram menor valor de prêmio em 2008 e maior em 2009. De modo geral, os menores e os maiores valores desses anos se deram nas empresas mais líquidas.

Tabela 8 – Prêmios Médios por Liquidez

Ano	Mais Líquidas	Menos Líquidas
2005	0.02474	0.02228
2006	0.03994	0.03541
2007	0.04660	0.04021
2008	-0.07516	-0.07047
2009	0.09418	0.08452
2010	-0.01997	-0.01546
2011	-0.06850	-0.05237
2012	0.00310	0.00181
2013	-0.05351	-0.04353
2014	-0.02133	-0.01759
2015	-0.04526	-0.04107
2016	0.03576	0.03398
Total	-0.00329	-0.00186

Fonte: Elaboração Própria.

Por fim, na Tabela 9 estão os valores de prêmios de risco medianos por ano e por liquidez das empresas da amostra. Nela é possível perceber que as empresas mais líquidas apresentaram menor prêmio no período total.

Tabela 9 – Prêmios Medianos por Liquidez

Ano	Mais Líquidas	Menos Líquidas
2005	0.02929	0.03085
2006	0.04403	0.03902
2007	0.10315	0.10162
2008	-0.01765	-0.01455
2009	0.09151	0.09071
2010	-0.00535	-0.00497
2011	0.00500	0.00487
2012	-0.04621	-0.03755
2013	-0.03904	-0.03925
2014	-0.07699	-0.07788
2015	-0.07428	-0.06813
2016	0.03461	0.03123
Total	-0.00017	-0.00005

Fonte: Elaboração Própria.

Analisando-se cada grupo, nota-se que houve mais uma vez magnitudes semelhantes de prêmios entre os anos. Tanto as empresas mais líquidas quanto as menos líquidas apresentaram menor valor de prêmio em 2014 e maior em 2007. De modo geral, o menor prêmio de 2014 se para as empresas menos líquidas e o maior prêmio 2007 para as empresas mais líquidas.

Dessa forma, a análise por liquidez mostrou que as empresas mais líquidas da amostra apresentaram valores de prêmio de risco menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, observou-se no prêmio médio que as empresas mais líquidas apresentaram picos de menor prêmio nos períodos de crise de 2008 e maior prêmio no período após a crise (2009), mostrando que as empresas mais líquidas foram mais afetadas pelas crises e mostraram ser mais sensíveis a esses eventos. No prêmio mediano, o pico de menor valor ocorreu em 2014 para as empresas menos líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos negativos, e o pico de maior valor ocorreu em 2007 nas empresas mais líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos positivos.

De modo geral, esses números vão ao encontro dos achados na análise por ano, que refletiu os menores prêmios nas crises de 2008 e 2014 e os maiores prêmios nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009).

A partir da próxima seção estão os resultados da metodologia de cointegração de dados em painel. No caso dos dois primeiros testes (teste dependência de *cross section* e teste de raiz unitária), apenas os resultados da variável lucro anormal serão diferentes para os modelos sem risco, com prêmio de risco médio e com prêmio de risco mediano. Isso porque o prêmio de risco foi incorporado no modelo de Ohlson apenas nessa variável. Assim, a variável Lucros Anormais 1 irá se referir à variável lucros anormais com a inclusão do prêmio de risco médio e a variável Lucros Anormais 2 à variável lucros anormais com a inclusão do prêmio de risco mediano.

4.4.5 Cointegração de Dados em Painel

A metodologia de cointegração de dados em painel envolve três etapas: os testes de dependência de *cross section*, os testes de raiz unitária e os testes de cointegração propriamente ditos.

4.4.5.1 Testes de Dependência de Cross Section

Os resultados do teste de dependência de *cross section* de Pesaran (2004) estão apresentados nas Tabelas 10, 11 e 12, tanto para a amostra geral quanto para os grupos. A hipótese nula do teste é de que não há dependência de *cross section*. Assim, considerando um nível de significância de 5%, utilizado nesse estudo, uma variável que possui estatística abaixo desse valor apresenta dependência de *cross section*.

A Tabela 10 mostra os resultados por setores de atuação das empresas. Pode-se perceber que a maioria dos grupos apresenta dependência de *cross section* nas três variáveis. A exceção foi o grupo Materiais Básicos, que apresentou independência do *cross section* nas variáveis Valor Contábil do PL e Lucros Anormais 2.

Tabela 10 - Teste de Pesaran (2004) por Setor

Amostra	Variável	Estat.	Prob.
Geral	V.M.	16.39476	0.0000
	P.L.	31.14475	0.0000
	L.A.	20.18285	0.0000
	L.A. 1	31.69252	0.0000
	L.A. 2	28.60420	0.0000
Utilidade Pública	V.M.	6.587177	0.0000
	P.L.	10.33526	0.0000
	L.A.	4.767303	0.0000
	L.A. 1	7.803747	0.0000
	L.A. 2	8.667430	0.0000
Materiais Básicos	V.M.	5.875578	0.0000
	P.L.	1.222961	0.2213
	L.A.	3.397611	0.0007
	L.A. 1	2.473453	0.0134
	L.A. 2	0.988941	0.3227
Consumo Cíclico	V.M.	5.601614	0.0000
	P.L.	5.681992	0.0000
	L.A.	7.622247	0.0000
	L.A. 1	10.26924	0.0000
	L.A. 2	10.84856	0.0000

Fonte: Elaboração Própria.

Considerando-se esses resultados, pôde-se escolher os testes de raiz unitária de dados em painel mais adequados, haja vista que um dos testes considera a dependência de *cross section* e um outro grupo de testes não considera.

A Tabela 11 mostra os resultados por tamanho da firma e a Tabela 12 os resultados por liquidez. Observa-se que em ambos os grupos todas as variáveis apresentaram ter dependência do *cross section*, devendo-se utilizar posteriormente para esses grupos o teste de raiz unitária de Hadri LM (2000). No próximo tópico são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária desses grupos.

Tabela 11 - Teste de Pesaran (2004) por Tamanho

Amostra	Variável	Estat.	Prob.
Maiores	V.M.	8.923206	0.0000
	P.L.	14.37747	0.0000
	L.A.	8.270979	0.0000
	L.A. 1	10.67182	0.0000
	L.A. 2	10.52473	0.0000
Menores	V.M.	7.614629	0.0000
	P.L.	15.36021	0.0000
	L.A.	10.99484	0.0000
	L.A. 1	20.04905	0.0000
	L.A. 2	16.94598	0.0000

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 12 - Teste de Pesaran (2004) por Liquidez

Amostra	Variável	Estat.	Prob.
Mais Líquidas	V.M.	6.457619	0.0000
	P.L.	15.63554	0.0000
	L.A.	11.27296	0.0000
	L.A. 1	17.64758	0.0000
	L.A. 2	15.49286	0.0000
Menos Líquidas	V.M.	9.325215	0.0000
	P.L.	14.27700	0.0000
	L.A.	7.643958	0.0000
	L.A. 1	13.44357	0.0000
	L.A. 2	12.40982	0.0000

Fonte: Elaboração Própria.

4.4.5.2 Testes de Raiz Unitária

Enquanto nos testes de IPS (2003), Fisher ADF (1999) e LLC (2002) a hipótese nula é de que existe raiz unitária, no teste Hadri LM (2000) a hipótese nula indica nenhuma raiz unitária em qualquer uma das séries no painel. Sua hipótese alternativa é de que existe pelo menos uma raiz unitária no painel. O primeiro grupo de testes foi utilizado para as variáveis que não apresentaram dependência de *cross section*, enquanto o teste de Hadri LM (2000) foi utilizado para as empresas que apresentaram dependência, já que o teste permite a inclusão desse problema.

As Tabelas 13 e 14 mostram os resultados dos testes de Hadri LM (2000) e de IPS (2003), Fisher ADF (1999) e LLC (2002), respectivamente, para a amostra geral e por setores, tanto para as variáveis em nível quanto em primeira diferença. Em relação aos três últimos, nos casos em que a variável apresentou conflito de resultados, considerou-se a maioria deles para a tomada de decisão.

Tabela 13 - Teste de Hadri LM (2000) por Setor

Variável	Geral	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico
V.M.				
	15.4945 (0.0000)	8.1366 (0.0000)	6.5265 (0.0000)	8.2760 (0.0000)
Δ V.M.				
	-1.9594 (0.9750)	-0.8158 (0.7927)	-1.1894 (0.8829)	-1.4884 (0.9317)
P.L.				
	27.0861 (0.0000)	15.8827 (0.0000)		16.6737 (0.0000)
Δ P.L.				
	1.5542 (0.0601)	0.0713 (0.4716)		0.4423 (0.3291)
L.A.				
	9.9291 (0.0000)	3.0365 (0.0012)	5.8412 (0.0000)	2.4904 (0.0064)
Δ L.A.				
	0.1041 (0.4586)	0.3509 (0.3628)	-2.0572 (0.9802)	-0.1467 (0.5583)
L.A. 1				
	6.3251 (0.0000)	2.1201 (0.0170)	4.0435 (0.0000)	1.8970 (0.0289)
Δ L.A. 1				
	0.3166 (0.3758)	0.1291 (0.4487)	-2.1654 (0.9848)	1.0112 (0.1560)
L.A. 2				
	7.2887 (0.0000)	3.6688 (0.0001)		3.0328 (0.0012)
Δ L.A. 2				
	0.0715 (0.4715)	0.1242 (0.4506)		0.9230 (0.1780)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 14 - Testes de IPS, Fisher e LLC por Setor

Variável	Materiais Básicos
P.L.	
IPS	-0.8297 (0.2034)
Fisher	-0.6158 (0.2690)
LLC	-2.6615 (0.0039)
Δ P.L.	
IPS	-3.4771 (0.0003)
Fisher	-6.5926 (0.0000)
LLC	-2.2668 (0.0117)
L.A. 2	
IPS	-3.1365 (0.0009)
Fisher	-0.1858 (0.4263)
LLC	-0.6812 (0.2479)
Δ L.A. 2	
IPS	-5.7294 (0.0000)
Fisher	-13.6645 (0.0000)
LLC	-5.0879 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

As Tabelas 15 e 16 apresentam os resultados para o teste de Hadri LM (2000) para os grupos por tamanho e por liquidez, respectivamente.

Tabela 15 - Testes de Hadri LM (2000) por Tamanho

Variável	Maiores	Menores
V.M.		
	10.6066 (0.0000)	11.3060 (0.0000)
Δ V.M.		
	-1.1192 (0.8685)	-1.6518 (0.9507)
P.L.		
	18.7997 (0.0000)	19.5057 (0.0000)
Δ P.L.		
	1.0309 (0.1513)	1.1671 (0.1216)
L.A.		
	6.8168 (0.0000)	7.2251 (0.0000)
Δ L.A.		
	-0.1913 (0.5759)	0.3385 (0.3675)
L.A. 1		
	4.2232 (0.0000)	4.7218 (0.0000)
Δ L.A. 1		
	-0.1531 (0.5608)	0.6008 (0.2740)
L.A. 2		
	4.4306 (0.0000)	5.8772 (0.0000)
Δ L.A. 2		
	-0.5218 (0.6991)	0.6230 (0.2667)

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados mostram que todas as variáveis de todos os grupos analisados são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença, ou seja, são I (1). Segundo Gujarati e Porter (2011), os testes de cointegração de painel exigem que as variáveis analisadas sejam de mesma ordem. Eles afirmam que, quando as variáveis são I (1), elas

contêm uma tendência estocástica, necessária para que a regressão delas não seja necessariamente espúria. Assim, se as variáveis são individualmente I (1), mas sua combinação linear é I (0), supostamente essa combinação elimina a tendência estocástica das séries. Nesse caso, afirma-se que as variáveis são cointegradas, ou seja, têm uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre elas (GUJARATI E PORTER, 2011).

Tabela 16 - Testes de Hadri LM (2000) por Liquidez

Variável	Mais Líquidas	Menos Líquidas
V.M.		
	13.6823 (0.0000)	7.5598 (0.0000)
Δ V.M.		
	-1.6803 (0.9536)	-1.0234 (0.8469)
P.L.		
	19.5600 (0.0000)	19.1002 (0.0000)
Δ P.L.		
	0.2806 (0.3895)	0.0409 (0.4837)
L.A.		
	9.4318 (0.0000)	3.9477 (0.0000)
Δ L.A.		
	0.3989 (0.3450)	-0.3638 (0.6420)
L.A. 1		
	5.7152 (0.0000)	2.9106 (0.0018)
Δ L.A. 1		
	0.1448 (0.4424)	0.3364 (0.3683)
L.A. 2		
	6.4395 (0.0000)	3.5517 (0.0002)
Δ L.A. 2		
	-0.1482 (0.5589)	0.3203 (0.3744)

Fonte: Elaboração Própria.

Dessa forma, no próximo tópico são apresentados os resultados dos testes de cointegração para todos os grupos, já que suas variáveis confirmaram ser estacionárias em primeira diferença e são, portanto, elegíveis para as avaliações de cointegração.

4.4.5.3 Testes de Cointegração de Pedroni e Kao

Os resultados dos testes de cointegração de Pedroni (1999) e Kao (1999) para os grupos analisados estão distribuídos nas Tabelas 17 a 24. Ambos têm como hipótese nula a não cointegração para os dados da amostra. Assim, uma probabilidade de valor abaixo de 5% significa que há cointegração no painel. Em relação à metodologia de Pedroni (1999), como ele possui sete testes, é necessário que a maioria deles (pelo menos quatro) sejam significativos.

Na Tabela 17 é apresentado o teste de Pedroni (1999) para o modelo sem a inclusão do prêmio de risco. Observa-se que a amostra geral e o setor de Utilidade Pública não conseguiram rejeitar a hipótese nula de não cointegração considerando um nível de significância de 5%, enquanto que os setores Materiais Básicos e Consumo Cíclico apresentaram cointegração.

Nas Tabelas 18e 19 são apresentados os resultados dos testes de Pedroni (1999) para os modelos com a inclusão do prêmio de risco médio e do prêmio de risco mediano, respectivamente. Os resultados foram semelhantes ao modelo sem prêmio, ou seja, com a amostra geral e o setor de Utilidade Pública sem cointegração e com os setores Materiais Básicos e Consumo Cíclico com cointegração.

Tabela 17 - Teste de Pedroni (1999) por Setor sem Prêmio

Método	Geral	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico
Estatísticas dentro da dimensão				
Painel v	-0.846016 (0.8012)	-0.359634 (0.6404)	0.519837 (0.3016)	3.975313 (0.0000)
Painel rho	4.299051 (1.0000)	0.746597 (0.7723)	-1.886643 (0.0296)	1.685994 (0.9541)
Painel pp	3.088460 (0.9990)	-1.322232 (0.0930)	-6.067548 (0.0000)	-0.856066 (0.1960)
Painel ADF	1.731784 (0.9583)	-2.411672 (0.0079)	-6.045680 (0.0000)	-5.112901 (0.0000)
Estatísticas entre as dimensões				
Grupo rho	2.675530 (0.9963)	1.457202 (0.9275)	0.337199 (0.6320)	1.154344 (0.8758)
Grupo pp	-12.78039 (0.0000)	-3.275934 (0.0005)	-4.914222 (0.0000)	-9.335076 (0.0000)
Grupo ADF	-11.25114 (0.0000)	-3.570745 (0.0002)	-4.769226 (0.0000)	-6.359012 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 18 - Teste de Pedroni (1999) por Setor com Prêmio Médio

Método	Geral	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico
Estatísticas dentro da dimensão				
Painel v	-0.526818 (0.7008)	-0.585357 (0.7208)	-0.063005 (0.5251)	4.155993 (0.0000)
Painel rho	3.231345 (0.9994)	1.058347 (0.8551)	-0.856760 (0.1958)	1.590671 (0.9442)
Painel pp	1.393418 (0.9183)	-0.994196 (0.1601)	-3.618672 (0.0001)	-1.777397 (0.0378)
Painel ADF	0.499898 (0.6914)	-1.652255 (0.0492)	-3.637184 (0.0001)	-7.161715 (0.0000)
Estatísticas entre as dimensões				
Grupo rho	3.119655 (0.9991)	1.862025 (0.9687)	0.894838 (0.8146)	1.491138 (0.9320)
Grupo pp	-12.64286 (0.0000)	-4.863348 (0.0000)	-3.114033 (0.0009)	-11.76753 (0.0000)
Grupo ADF	-10.43871 (0.0000)	-3.963409 (0.0000)	-3.051889 (0.0011)	-8.028849 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 19 - Teste de Pedroni (1999) por Setor com Prêmio Mediano

Método	Geral	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico
Estatísticas dentro da dimensão				
Painel v	-0.412778 (0.6601)	-0.542215 (0.7062)	-0.304055 (0.6195)	4.379963 (0.0000)
Painel rho	3.094430 (0.9990)	0.386494 (0.6504)	-0.552464 (0.2903)	1.610680 (0.9464)
Painel pp	1.139722 (0.8728)	-1.707898 (0.0438)	-3.374840 (0.0004)	-1.824127 (0.0341)
Painel ADF	-0.114417 (0.4545)	-1.642389 (0.0503)	-3.383358 (0.0004)	-7.180253 (0.0000)
Estatísticas entre as dimensões				
Grupo rho	2.934032 (0.9983)	1.864803 (0.9689)	0.646485 (0.7410)	1.572169 (0.9420)
Grupo pp	-12.32356 (0.0000)	-4.038001 (0.0000)	-4.357755 (0.0000)	-12.97437 (0.0000)
Grupo ADF	-10.78944 (0.0000)	-3.692292 (0.0001)	-4.899234 (0.0000)	-8.107355 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 20 são apresentados os resultados dos testes de Kao (1999) para a amostra geral e os setores, considerando o modelo sem prêmio, com prêmio médio e com prêmio mediano. Observa-se que nos modelos sem prêmio e com prêmio médio apenas a amostra geral não conseguiu rejeitar a hipótese nula de não cointegração. No caso do modelo com prêmio mediano, além da amostra geral, o setor de Materiais Básicos também não apresentou cointegração entre as variáveis.

Tabela 20 - Teste de Kao (1999) por Setor

Grupo	Geral	Utilidade Pública	Materiais Básicos	Consumo Cíclico
Sem Prêmio	0.238308 (0.4058)	-2.774874 (0.0028)	-2.476248 (0.0066)	2.527358 (0.0057)
Prêmio Médio	0.252738 (0.4002)	-2.758214 (0.0029)	-1.850166 (0.0321)	2.421998 (0.0077)
Prêmio Mediano	0.256642 (0.3987)	-2.286672 (0.0111)	1.252818 (0.1051)	2.332881 (0.0098)

Fonte: Elaboração Própria.

Assim, considerando a análise por setores e os resultados dos dois testes de cointegração, conclui-se que as variáveis apresentam cointegração para os setores Utilidade Pública, Materiais Básicos e Consumo Cíclico, pois ao menos um dos dois testes rejeitou a hipótese nula de não cointegração. Apenas a amostra geral foi considerada sem cointegração, pois em ambos os testes não foi possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração.

Considerando uma análise por modelos, não houve nenhuma mudança no comportamento das variáveis no requisito cointegração com a inclusão dos prêmios de risco médio e mediano.

As Tabelas 21 e 22 apresentam os resultados dos testes de Pedroni (1999) e Kao (1999) considerando-se a divisão das empresas por tamanho e os modelos sem prêmio, com prêmio médio e com prêmio mediano. Em ambas as tabelas se observa que nos dois testes e para os três modelos apenas as empresas menores apresentaram cointegração em suas variáveis. Ou seja, não houve mudança no comportamento das variáveis no requisito cointegração com a inclusão dos prêmios de risco médio e mediano.

Tabela 21 - Teste de Pedroni (1999) por Tamanho

Método	Sem Prêmio		Prêmio Médio		Prêmio Mediano	
	Maiores	Menores	Maiores	Menores	Maiores	Menores
Estatísticas dentro da dimensão						
Painel v	-0.600550 (0.7259)	-0.422050 (0.6635)	-0.370255 (0.6444)	-0.527422 (0.7010)	-0.284038 (0.6118)	-0.825266 (0.7954)
Painel rho	3.084962 (0.9990)	-0.373809 (0.3543)	2.323415 (0.9899)	-0.352424 (0.3623)	2.225537 (0.9870)	-0.359333 (0.3597)
Painel pp	2.303017 (0.9894)	-6.304213 (0.0000)	1.083433 (0.8607)	-5.696891 (0.0000)	0.895856 (0.8148)	-5.095549 (0.0000)
Painel ADF	1.340665 (0.9100)	-6.291678 (0.0000)	0.459830 (0.6772)	-6.136846 (0.0000)	0.003737 (0.5015)	-5.298380 (0.0000)
Estatísticas entre as dimensões						
Grupo rho	2.078558 (0.9812)	1.705213 (0.9559)	2.240560 (0.9875)	2.171299 (0.9850)	1.899293 (0.9712)	2.250054 (0.9878)
Grupo pp	-8.829135 (0.0000)	-9.245059 (0.0000)	-8.210440 (0.0000)	-9.669258 (0.0000)	-8.243760 (0.0000)	-9.184388 (0.0000)
Grupo ADF	-7.926572 (0.0000)	-7.984946 (0.0000)	-7.163558 (0.0000)	-7.599002 (0.0000)	-7.860298 (0.0000)	-7.398270 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 22 - Teste de Kao (1999) por Tamanho

Grupo	Maiores	Menores
Sem Prêmio	0.767554 (0.2214)	-4.363492 (0.0000)
Prêmio Médio	0.157788 (0.4373)	-4.396690 (0.0000)
Prêmio Mediano	0.166223 (0.4340)	-4.384002 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria.

Por fim, as Tabelas 23 e 24 apresentam os resultados dos testes de Pedroni (1999) e Kao (1999) considerando-se a divisão das empresas por liquidez e os modelos sem prêmio, com prêmio médio e com prêmio mediano. Pela Tabela 23 percebe-se que apenas as empresas menos líquidas apresentaram coítegração em suas variáveis. Porém, pela Tabela 24, observa-se que em ambos os grupos o teste de Kao (1999) rejeitou a hipótese nula de não

cointegração, ou seja, as variáveis são cointegradas tanto nas empresas mais líquidas quanto nas empresas menos líquidas. Mais uma vez, não houve mudança no comportamento das variáveis no requisito cointegração com a inclusão dos prêmios de risco médio e mediano em relação ao modelo sem prêmio de risco.

Tabela 23 - Teste de Pedroni (1999) por Liquidez

Método	Sem Prêmio		Prêmio Médio		Prêmio Mediano	
	Mais Líquidas	Menos Líquidas	Mais Líquidas	Menos Líquidas	Mais Líquidas	Menos Líquidas
Estatísticas dentro da dimensão						
Painel v	-1.786111 (0.9630)	3.668904 (0.0001)	-1.554259 (0.9399)	3.860808 (0.0001)	-1.495305 (0.9326)	3.908164 (0.0000)
Painel rho	3.672855 (0.9999)	1.736297 (0.9587)	2.642597 (0.9959)	1.754101 (0.9603)	2.544466 (0.9945)	1.635697 (0.9490)
Painel pp	3.265909 (0.9995)	-1.567798 (0.0585)	1.655646 (0.9511)	-2.128315 (0.0167)	1.465155 (0.9286)	-2.119645 (0.0170)
Painel ADF	3.151868 (0.9992)	-6.051197 (0.0000)	2.214373 (0.9866)	-7.305537 (0.0000)	1.597638 (0.9449)	-7.213853 (0.0000)
Estatísticas entre as dimensões						
Grupo rho	1.557243 (0.9403)	2.392918 (0.9916)	1.802375 (0.9643)	2.808177 (0.9975)	1.571146 (0.9419)	2.808514 (0.9975)
Grupo pp	-11.17133 (0.0000)	-6.389782 (0.0000)	-11.09430 (0.0000)	-6.262715 (0.0000)	-11.05485 (0.0000)	-5.779465 (0.0000)
Grupo ADF	-9.620262 (0.0000)	-5.914679 (0.0000)	-8.445000 (0.0000)	-6.136565 (0.0000)	-9.237307 (0.0000)	-5.655994 (0.0000)

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 24 - Teste de Kao (1999) por Liquidez

Grupo	Mais Líquidas	Menos Líquidas
Sem Prêmio	-2.306646 (0.0105)	2.968898 (0.0015)
Prêmio Médio	-2.487943 (0.0064)	3.083908 (0.0010)
Prêmio Mediano	-2.460034 (0.0069)	3.289427 (0.0005)

Fonte: Elaboração Própria

Dessa forma, uma conclusão geral dos testes é que não pode ser descartada a relação de longo prazo estável entre as variáveis valor de mercado, valor contábil do PL e lucro anormal para os setores de Utilidade Pública, Materiais Básicos e Consumo Cíclico, para as empresas menores, para as empresas mais líquidas e para as empresas menos líquidas, ou seja, suas variáveis cointegram. Por isso, é viável o uso dos estimadores DOLS para a maioria dos grupos setores, exceto para as empresas maiores.

A outra conclusão é que, considerando os dois testes de cointegração em conjunto, as variáveis dos modelos com prêmio de risco não apresentaram comportamento diferente em relação às variáveis do modelo sem prêmio de risco, considerando a abordagem de cointegração no longo prazo.

Os resultados dos estimadores DOLS são apresentados na próxima seção.

4.4.6 Estimações de longo prazo para dados em painel

Os resultados dos estimadores DOLS estão nas Tabelas 25 a 27. São apresentados o valor do coeficiente de longo prazo, juntamente com o p-valor, para cada variável do modelo de Ohlson, por grupo analisado e por modelo.

Em relação à divisão por setores, observa-se na Tabela 25 que na amostra geral para o modelo sem prêmio apenas a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa para explicar o valor de mercado, apresentando uma relação positiva. Um coeficiente de valor positivo significa que se a variável aumentar, o valor de mercado também aumentará. O mesmo resultado foi apresentado no modelo com prêmio mediano. No modelo com prêmio médio, nenhuma das duas variáveis de Ohlson (1995) mostrou-se estatisticamente significativa a 5% para explicar o valor de mercado das empresas. Assim, para a amostra geral, os modelos com prêmio de risco não se mostraram superiores nem inferiores aos modelos sem prêmio.

Tabela 25—Estimação por DOLS por Setor

Setor	Sem Prêmio		Prêmio Médio		Prêmio Mediano	
	VC DO PL	LA	VC DO PL	LA	VC DO PL	LA
Geral	2155.019 (0.0000)	2454.131 (0.2789)	-1550.060 (0.4589)	2109.139 (0.5790)	1486.611 (0.0025)	2389.516 (0.2027)
Utilidade Pública	1260.310 (0.0000)	5654.491 (0.0000)	905.1275 (0.0210)	9988.077 (0.0002)	1124.589 (0.0004)	-496.3971 (0.7835)
Materiais Básicos	1746.756 (0.0000)	192.1060 (0.9680)	1568.951 (0.0000)	4163.055 (0.3002)	1470.431 (0.0000)	6298.406 (0.0266)
Consumo Cíclico	1894.616 (0.1049)	5468.240 (0.5332)	-14370.61 (0.1516)	-21481.71 (0.1434)	493.3806 (0.7857)	-2054.587 (0.7991)

Fonte: Elaboração Própria

Em relação ao setor de Utilidade Pública, as variáveis valor contábil do PL e lucro anormal apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado das empresas, considerando o modelo sem prêmio de risco. O mesmo resultado foi apresentado pelo modelo com prêmio médio. No modelo com prêmio mediano, apenas a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa. Dessa forma, para o setor de Utilidade Pública, o modelo com prêmio médio conseguiu explicar a variável valor de mercado tão bem quanto o modelo sem prêmio. Ou seja, mais uma vez não houve melhoria nem piora na estimação.

Sobre o setor de Materiais Básicos, apenas a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa para os modelos sem prêmio e com prêmio médio. Porém, no modelo com prêmio mediano, a variável lucro anormal também se mostrou significativa para explicar o valor de mercado das empresas, com uma relação positiva. Ou seja, o modelo com prêmio mediano conseguiu ser superior ao modelo tradicional sem prêmio, melhorando a estimação do lucro anormal e, conseqüentemente, conseguindo explicar por completo a variável valor de mercado das empresas.

Por fim, no setor Consumo Cíclico nenhuma das duas variáveis de Ohlson (1995) nos três modelos mostrou-se significativa.

Em relação à divisão por tamanho, só foram estimadas as variáveis do grupo das empresas menores, já que o grupo das empresas maiores não teve as variáveis consideradas cointegradas nos testes realizados na seção anterior. A Tabela 26 mostra que, no modelo sem prêmio de risco, apenas a variável valor contábil do PL foi significativa. No modelo com

prêmio médio, nenhuma das duas variáveis foi significativa. Porém, no modelo com prêmio mediano, as duas variáveis apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado. Ou seja, houve uma melhoria na estimação do lucro anormal e consequentemente o modelo passou a explicar por completo a variável valor de mercado das empresas.

Tabela 26–Estimação por DOLS por Tamanho

Grupo	Sem Prêmio		Prêmio Médio		Prêmio Mediano	
	VC DO PL	LA	VC DO PL	LA	VC DO PL	LA
Maiores	2055.483 (0.0319)	660.4234 (0.8448)	1025.395 (0.6157)	3255.136 (0.5137)	1089.484 (0.1465)	-2469.463 (0.3739)
Menores	2254.554 (0.0000)	4247.839 (0.1635)	-4125.516 (0.2617)	963.1422 (0.8672)	1883.737 (0.0034)	7248.495 (0.0053)

Fonte: Elaboração Própria

Por fim, a Tabela 27 apresenta os resultados das estimações por liquidez. Nas empresas mais líquidas, apenas a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa no modelo sem prêmio de risco, enquanto no modelo com prêmio médio nenhuma das duas variáveis foi significativa. Porém, no modelo com prêmio mediano, as duas variáveis apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado. Ou seja, houve uma melhoria na estimação do lucro anormal e consequentemente o modelo passou a explicar por completo a variável valor de mercado das empresas. Nas empresas menos líquidas apenas a variável valor contábil do PL foi significativa. Nos modelos com prêmio nenhuma das duas variáveis mostrou significância para explicar o valor de mercado, ou seja, não houve melhoria na estimação.

Tabela 27–Estimação por DOLS por Liquidez

Grupo	Sem Prêmio		Prêmio Médio		Prêmio Mediano	
	VC DO PL	LA	VC DO PL	LA	VC DO PL	LA
Mais Líquidas	2742.976 (0.0003)	3130.360 (0.2038)	-2639.222 (0.4158)	874.9821 (0.8779)	2375.491 (0.0012)	4390.718 (0.0406)
Menos Líquidas	1082.861 (0.0207)	1221.007 (0.7898)	436.0588 (0.1240)	4359.660 (0.1178)	-134.2873 (0.7618)	-1259.735 (0.7276)

Fonte: Elaboração Própria

Assim, o modelo com prêmio mediano mostrou-se superior em relação ao modelo tradicional sem prêmio para o setor de Materiais Básicos, para as empresas menores e para as empresas mais líquidas da B3.

4.5 Conclusões

Esse artigo teve por objetivo testar um modelo de avaliação mais robusto de empresas por meio da incorporação do prêmio de risco no modelo de Ohlson (1995), verificando se a consideração do prêmio de cada empresa torna o modelo de Ohlson (1995) mais eficiente no cálculo do valor de mercado das empresas brasileiras em relação ao modelo tradicional sem a variável “outras informações”.

Para isso, o trabalho se dividiu em duas partes: na primeira, houve a mensuração da volatilidade das empresas e os cálculos de seus prêmios de risco, dividindo as análises em prêmio de risco médio e mediano; na segunda, houve o estudo da relação de longo prazo entre as variáveis do modelo de Ohlson, testada pela análise de cointegração em painel e pela estimação dos coeficientes de longo prazo das variáveis, comparando os modelos sem prêmio, com prêmio médio e com prêmio mediano. Assim, na última parte houve os testes dos modelos sem e com os prêmios de risco médio e mediano, para saber se o novo modelo com a incorporação do prêmio seria mais eficiente para explicar o valor de mercado das empresas. Caso seja, qual o prêmio seria mais adequando, o médio ou o mediano. Em ambas as partes houve segmentação das análises por setores das empresas, por tamanho da firma e por grau de liquidez das ações, com o objetivo de fornecer resultados adaptados às diferentes realidades das empresas.

Em relação à mensuração do prêmio de risco, os resultados iniciais da estimação dos modelos de volatilidade mostraram séries com características de não normalidade, estacionárias, com autocorrelação e com presença de efeitos heterocedásticos, ou seja, com suporte aos efeitos ARCH. Sobre o melhor modelo de volatilidade para cada empresa, observou-se que os dois modelos mais parcimoniosos gerados foram o (0,0,1,1) e o (0,0,2,1).

No que se refere aos resultados dos prêmios e suas segmentações, a análise por ano mostrou que os valores negativos em 2008 e no período de 2013 a 2015 podem refletir as crises que impactaram negativamente as empresas brasileiras.

A análise por setor mostrou que os maiores prêmios de risco se deram nos setores Consumo Cíclico, Materiais Básicos e Comunicações. Enquanto isso, os menores valores de prêmio se deram nos setores Utilidade Pública, Industrial e Consumo Não Cíclico. Os primeiros são mais afetados por eventos positivos e os segundos mais afetados negativamente pelas crises.

A análise por tamanho mostrou que as empresas maiores apresentaram valores de prêmios menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, as empresas menores apresentaram picos de menor prêmio nos períodos de crise de 2008 e 2014 e de maior prêmio nos períodos antes e após a crise (2007 e 2009), mostrando que as empresas menores foram mais afetadas pelas crises e mostraram ser mais sensíveis a esses eventos.

Por fim, a análise por liquidez mostrou que as empresas mais líquidas da amostra apresentaram valores de prêmio de risco menores no período total da amostra. Em relação à análise por ano, observou-se no prêmio mediano que o pico de menor valor ocorreu em 2014 para as empresas menos líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos negativos, e o pico de maior valor ocorreu em 2007 nas empresas mais líquidas, mostrando serem mais sensíveis a eventos positivos.

Em relação aos testes dos modelos, os principais resultados também foram divididos por setores, por tamanho e por liquidez.

Considerando a divisão por setores, a análise de cointegração em painel mostrou que as variáveis apresentam cointegração para os setores Utilidade Pública, Materiais Básicos e Consumo Cíclico, pois ao menos um dos dois testes rejeitou a hipótese nula de não cointegração. Apenas a amostra geral foi considerada sem cointegração, pois em ambos os testes não foi possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Porém, considerando uma análise por modelos sem e com prêmio de risco, não houve nenhuma mudança no comportamento das variáveis no requisito cointegração com a inclusão dos prêmios de risco médio e mediano.

Por outro lado, a estimação dos coeficientes de longo prazo apresentou diferença entre os modelos. Para a amostra geral, o setor Utilidade Pública e o setor Consumo Cíclico, os modelos com prêmio de risco não se mostraram superiores nem inferiores aos modelos sem prêmio.

Porém, no setor de Materiais Básicos, apenas a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa para os modelos sem prêmio e com prêmio médio. Já no modelo com prêmio mediano, a variável lucro anormal também se mostrou significativa para explicar o valor de

mercado das empresas, com uma relação positiva. Ou seja, o modelo com prêmio mediano conseguiu ser superior ao modelo tradicional sem prêmio, melhorando a estimação do lucro anormal e, conseqüentemente, conseguindo explicar por completo a variável valor de mercado das empresas.

Considerando a divisão por tamanho da firma, não houve mudança no comportamento das variáveis no requisito cointegração com a inclusão dos prêmios de risco médio e mediano em relação ao modelo sem prêmio.

Por outro lado, a estimação DOLS das variáveis apresentou diferença entre os modelos. Considerando-se apenas as empresas menores, já que as maiores não apresentaram suas variáveis com cointegração, observou-se que no modelo sem prêmio de risco, apenas a variável valor contábil do PL foi significativa. No modelo com prêmio médio, nenhuma das duas variáveis foi significativa.

Porém, no modelo com prêmio mediano, as duas variáveis apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado. Ou seja, houve uma melhoria na estimação do lucro anormal e conseqüentemente o modelo passou a explicar por completo a variável valor de mercado das empresas menores.

Por fim, em relação à divisão por liquidez, mais uma vez não houve mudança no comportamento das variáveis no requisito cointegração com a inclusão dos prêmios de risco médio e mediano em relação ao modelo sem prêmio de risco.

Porém, a estimação dos coeficientes de longo prazo apresentou diferença entre os modelos. Nas empresas menos líquidas apenas a variável valor contábil do PL foi significativa. Nos modelos com prêmio nenhuma das duas variáveis mostrou significância para explicar o valor de mercado, ou seja, não houve melhoria na estimação. Nas empresas mais líquidas, apenas a variável valor contábil do PL mostrou-se significativa no modelo sem prêmio de risco, enquanto no modelo com prêmio médio nenhuma das duas variáveis foi significativa.

Porém, no modelo com prêmio mediano, as duas variáveis apresentaram uma relação positiva e significativa para explicar o valor de mercado. Ou seja, houve uma melhoria na estimação do lucro anormal e conseqüentemente o modelo passou a explicar por completo a variável valor de mercado das empresas mais líquidas.

Assim, o modelo com prêmio mediano mostrou-se superior em relação ao modelo tradicional sem prêmio para o setor de Materiais Básicos, para as empresas menores e para as empresas mais líquidas da B3. Observa-se que nesses três grupos a variável que melhorou sua

estimação foi justamente o lucro anormal, cuja fórmula utilizou a taxa livre de risco no modelo sem prêmio e a taxa com prêmio de risco no lugar da taxa livre de risco no modelo com prêmio. Ou seja, fica provado que a consideração do risco específico de cada empresa nos modelos melhorou as suas estimações.

Por fim, uma conclusão consequente das duas partes do estudo é que a abordagem com os prêmios medianos se mostrou superior à abordagem com o uso dos prêmios médios. Isso porque as três melhorias dos resultados do modelo proposto (setor de Materiais Básicos, empresas menores e empresas mais líquidas) se deram com o modelo com prêmio mediano.

Dessa forma, o estudo conseguiu realizar seu objetivo final: o modelo de Ohlson (1995) com as variáveis valor contábil do PL, lucros anormais e sem a variável “outras informações”, com a inclusão do prêmio de risco mediano no lugar da taxa livre de risco do lucro anormal mostrou-se superior e mais robusto para explicar o valor de mercado das empresas do setor de Materiais Básicos, das empresas menores e das empresas mais líquidas listadas na B3.

Com isso, conseguiu-se tanto provar a superioridade do modelo com prêmio quanto provar a eficácia do prêmio de risco calculado para esses grupos de empresas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS DA TESE

O capítulo 2 fechou suas conclusões afirmando que o fato do lucro anormal não ter se mostrado tão significativo quanto o valor contábil do PL se deu porque a variável lucro anormal no Modelo de Ohlson é calculada com a inclusão de uma taxa livre de risco, e os grupos/empresas têm teoricamente níveis de risco diferentes uns dos outros. Assim, afirmou-se que seria necessário substituir a taxa livre de risco no cálculo do lucro anormal por uma taxa que reflète o nível de risco a que cada empresa está exposta, principalmente considerando o mercado emergente que foi fonte desse estudo.

O teste acima foi feito no capítulo 4 e verificou-se que realmente a substituição da taxa livre de risco pelo prêmio de risco no cálculo do lucro anormal fez com que essa variável passasse a ser significativa, já que nos três grupos em que houve melhoria da estimação (setor de Materiais Básicos, empresas menores e empresas mais líquidas) a variável lucro anormal passou a ser significativa e a explicar o valor de mercado junto com o valor contábil do PL.

Assim, esta tese contribuiu para o desenvolvimento de um modelo de avaliação baseado em Ohlson (1995) que foi considerado eficiente para explicar o valor de mercado das empresas do setor de Materiais Básicos, das empresas de menor valor de mercado e das empresas de maior liquidez na B3. Esse modelo foi superior apenas com a inclusão do prêmio mediano de cada empresa, ou seja, a outra contribuição da tese se deu com a confirmação de que o número final de prêmio que reflète melhor a percepção de risco dos investidores e que deve ser usado no modelo é a medida com prêmio mediano.

Vale ressaltar que o modelo desenvolvido não teve o objetivo de se mostrar superior ao modelo tradicional de Ohlson (1995). Isso porque esse modelo incorpora uma variável “outras informações”, considerada misteriosa, difícil de prever e que o próprio autor do modelo não define qual seria de fato essas informações. O intuito aqui foi descartar essa variável e, como alternativa, incorporar o prêmio de risco no lugar da taxa livre de risco usada no cálculo da variável lucros anormais. Essa alternativa foi sugerida pelo próprio Ohlson (1995) em seu trabalho seminal.

Em relação às limitações da tese, tem-se primeiramente o uso de séries diárias no cálculo dos prêmios de risco, pois tais séries afetam o cálculo da volatilidade no curto prazo. Elas foram usadas para aumentar a quantidade de observações de preços na amostra.

Uma outra limitação foi a pouca quantidade de empresas nas amostras principalmente dos dois últimos capítulos. Esse número pequeno foi refletido negativamente de forma mais

acentuada na análise por setores, já que houve a necessidade de exclusão de algumas empresas para que não houvesse o comprometimento nas análises. A pequena amostra se deu por causa do maior período, já que as empresas teriam que apresentar valores de variáveis em todos eles, e por causa dos muitos filtros necessários para a seleção das empresas para se adequarem à proposta do estudo.

Outra limitação foi a não consideração de análises de cointegração de séries temporais para o teste dos modelos por empresas específicas. Isso se deu pelo período amostra (12 anos) ser considerado pequeno para análises robustas de séries temporais. As variáveis foram analisadas em periodicidade anual porque no modelo de Ohlson (1995) só podem ser estudadas dessa forma, por causa da variável dividendos inserida no cálculo do valor contábil do PL. Uma análise com dados trimestrais, por exemplo, iria prejudicar a análise por diferenciar as empresas que distribuem dividendos de forma anual das que os distribuem de forma trimestral.

Porém, acredita-se que essas limitações não prejudicaram os resultados do estudo, apenas não permitiu avançar para outras análises mais profundas e para mais empresas.

Assim, acredita-se que essa tese conseguiu contribuir tanto para os estudos de avaliação de empresas quanto para os estudos de mensuração de prêmio de risco, principalmente em empresas brasileiras, considerando seus resultados significativos para explicar o valor de mercado de algumas dessas empresas e a percepção de risco de seus investidores.

REFERÊNCIAS

- AGOSTO, A.; MAININI, A.; MORETTO, E. Covariance of random stock prices in the Stochastic Dividend Discount Model. 2016. Disponível em: <https://arxiv.org/abs/1609.03029>. Acesso em: 03 fev 2017.
- AIUBE, F. A. L. **Modelos quantitativos em Finanças com enfoque em commodities**. Porto Alegre: Bookman, 2013.
- ALVAREZ, F.; JERMANN, U. Efficiency, equilibrium, and asset pricing with risk of default. **Econometrica**, v. 68, n. 4, p. 775-797, 2000.
- AMIR, E.; HARRIS, T.; VENUTI, E. A Comparison of the Value-Relevance of US Versus Non-US GAAP Accounting Measures Using Form 20F Reconciliations. **Journal of Accounting Research**, v. 31, p. 230-264, 1993.
- BACHELIER, L. Théorie de la Spéculation. Annales de l'Ecole Normale Supérieure, 3, Paris: Gauthier-Villars., 1900.
- BAESSO, R. S. Avaliação de empresas: análise da confiabilidade dos modelos de estimação do valor intrínseco das ações negociadas na Bovespa no período 1995-2007. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, 2009.
- BAKER, M.; WURGLER, J. Investor sentiment in the stock market. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 2, p. 129-152, 2007.
- BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 159-177, 1968.
- BANERJEE, A. Panel Data Unit Root and Cointegration: An Overview. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, Special Issue, p. 607-629, 1999.
- BANZ, R. W. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 3-18, 1981.
- BARTH, M. E.; BEAVER, W.H.; HAND, J. R. M.; LANDSMAN, W. R. Accruals, cash flows, and equity values. **Review of Accounting Studies**, v. 4, n. 3, p. 205-229, 1999.
- BEAVER, W. The information content of annual earnings announcements. **Journal of Accounting Research Supplement**, v. 6, p. 67-92, 1968.
- BERGMANN, I.; SCHULTZE, W. Accounting based valuation and "other information" – A simultaneous equations approach. Working Paper, presented at the European Accounting Conference. Paris, 2013. Disponível em: <https://www.researchgate.net>. Acesso em: 15 abr. 2017.

- BERNARD, V. The Feltham-Ohlson framework: implications for empiricists. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, p. 733-747, 1995.
- BIDDLE, G.; Bowen, R.; Wallace, J. Does EVA beat earnings? Evidence on associations with returns and firm values. **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, p. 301-336, 1997.
- BLACK, F.; SHOLES, M. The Pricing of option and Corporate Liabilities. **Journal of Political Economics**, n. 81, p. 637 - 657, 1973.
- BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.
- BONOMO, M.; GARCIA, R. Disappointment aversion as a solution to the equity premium and the risk-free rate puzzles. Working Paper nº 94s-14. Centre Interuniversitaire de Recherche en Analyse des Organisations. Canada, 1994. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/rio/texdis/308.html>>. Acesso em: 26 abr. 2017.
- BRYAN, D.; TIRAS, S. The Influence of Forecast Dispersion on the Incremental Explanatory Power of Earnings, Book value and Analyst Forecast on Market Prices. **Accounting Review**, v. 82, n. 3, p. 651-658, 2007.
- CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F.V. Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. **Caderno de Pesquisas em Administração**, v. 10, n. 1, p. 41-55, 2003.
- _____; ROMERO, J. A. R. Análise empírica da reação do mercado de capitais brasileiro a eventos corporativos: teste conjunto da hipótese de eficiência do mercado. **Revista de Gestão da USP**, v. 13, n. 3, p. 57-74, 2006.
- CAMPBELL, J. Y. Estimating the equity premium [Working Paper Nº 13423]. **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, MA, 2007. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13423>>. Acesso em: 10 ago. 2017.
- CARDOSO, L. C. B.; BITTENCOURT, M. V. L. Mensuração das elasticidades-preço da demanda, cruzada e renda no mercado de etanol brasileiro: um estudo usando painéis cointegrados. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 4, p. 765-784, 2013.
- CHRISTEN, D.; GROTTKE, M. Exploiting qualitative (narrative) information from annual reports for the purpose of accounting based firm valuation – a Markov chain approach. 2015. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2653114>. Acesso em: 30 jan. 2017.
- CIOFFI, P. L. M. O Modelo de Ohlson Aplicado ao Mercado de Capitais Brasileiro para Verificar a Sinalização dos Dividendos no Valor e na Avaliação das Empresas Abertas Dissertação (mestrado) – Pontifícia Universidade Católica de São Paulo – PUC-SP, 2009.
- COLLINS, D. W.; MAYDEW, E. L.; WEISS, I. S. Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values Over The Past Forty Years. **Journal of Accounting & Economics**, v. 24, n.1, p. 39-67, 1997.

_____; KOTHARI, S. An analysis of inter-temporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. **Journal of Accounting and Economics**, v. 11, p. 143-181, 1989.

CONSTANTINIDES, G. M.; DONALDSON, J. B.; MEHRA, R. Junior can't borrow: a new perspective on the equity premium puzzle. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 1, p. 269-296, 2002.

_____; DUFFIE, D. Asset pricing with heterogeneous consumers. **Journal of Political Economy**, v. 104, n. 2, p. 219-240, 1996.

COPELAND, T.; KOLLER, T.; MURRIN, J. **Avaliação de empresas – valuation: calculando e gerenciando o valor das empresas**. São Paulo: Makron Books, 2000.

CORRÊA, L. S.; SAMANEZ, C. P. Análise e avaliação do prêmio de risco nos mercados acionários brasileiro e americano. Dissertação (mestrado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2002.

CUNHA, M. F.; MARTINS, E.; ASSAF NETO, A. Avaliação de empresas no Brasil pelo fluxo de caixa descontado: evidências empíricas sob o ponto de vista dos direcionadores de valor nas ofertas públicas de aquisição de ações. **Revista de Administração**, v. 49, n. 2, p. 251-266, 2014.

CUPERTINO, C. M. O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: uma análise crítica de sua aplicabilidade e testabilidade empírica. 2003. 153p. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis), Universidade de Brasília – UNB, 2003.

_____.; LUSTOSA, P. R. B. Testabilidade do Modelo Ohlson: revisão da literatura acadêmica. **Contabilidade Vista e Revista**, v. 17, n. 2, p. 47-66, 2006.

DAMKE, B. R.; NARDY, A.; SANTOS, J. O; MONTINI, M. J. Análise de Variáveis que Afetam o Retorno das Ações de Empresas do Setor Energético Brasileiro. **Revista Brasileira de Administração Científica**, v. 7, n. 2, 2016.

DAMODARAN, A. **Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo**. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2007.

_____. **Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset**. Editora John Wiley & Sons, 3º Edição, 2012.

_____. Equity risk premiums (ERP): Determinants, estimation and implications – The 2016 edition. 2016. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2742186> Acesso em: 19 jan. 2017.

DAWAR, V. Earnings persistence and stock prices: Empirical evidence from an emerging market. **Journal of Financial Reporting and Accounting**, v. 12, n. 2 p. 1-22, 2014.

DECHOW, P. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals. **Journal of Accounting and Economics**, v. 18, p. 3-42, 1994.

_____; HUTTON, A. P; SLOAN, R. G. An empirical assessment of the residual income valuation Model. **Journal of Accounting and Economics**, v. 26, n. 1, p. 1-34, 1999.

DHALIWAL, D., SUBRAMANYAM, K., TREZEVANT, R. Is comprehensive income superior to net income as a measure of performance? **Journal of Accounting and Economics**, v. 26, p. 43–67, 1999.

DIMSON, E.; MARSH, P.; STAUNTON, M. Global evidence on the equity risk premium. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 15, n. 4, p. 27-38, 2003.

DUARTE, F.; ROSA, C. The Equity Risk Premium: A Review of Models. **Staff Reports**, n. 714, 2015.

DUNG, N. V. Value-Relevance of Financial Statement Information: A Flexible Application of Modern Theories to the Vietnamese Stock Market. **DEPOCEN Working Paper Series N° 2010/02**, 2010. Disponível em: <http://veam.org/wp-content/uploads/2016/06/2009_value-relevanceOfFinancialStatementInformation_nguyenvietdung.pdf>. Acesso em: 13 jul. 2017.

DUTRA, G. Evidência no Mercado Brasileiro do Modelo Edwards – Bell - Ohlson para Avaliar Companhias. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Paraná, 2015.

EASTON, P., HARRIS, T. Earnings as an explanatory variable for returns. **Journal of Accounting Research**, v. 29, p. 19–36, 1991.

EDWARDS, E. O.; BELL, P. W. **The theory and measurement of business income**. Berkeley and Los Angeles: University of California Press, 1961.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, vol. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.

_____; C. GRANGER. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-76, 1987.

ETEMADI, H.; MOUGOUIE, F. R. Firm's Life Cycle and Ohlson Valuation Model: Evidence From Iran. **Asian Economic and Financial Review**, v. 5, n.4, p. 641-652, 2015.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

_____. Efficient capital markets: II. **Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

_____; FRENCH, K. The Equity Premium. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 2, p. 637-659, 2002.

FAMÁ, R.; LEITE, E. C. O modelo de avaliação de empresas de Edwards-Bell-Ohlson (EBO) – aspectos práticos e teóricos. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO, 6., 2003, São Paulo. Anais... São Paulo, 2003.

FELTHAM, G.; OHLSON, J. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, p. 689-731, 1999.

FERNANDEZ, P. Company Valuation Methods. **Social Science Research Network**, 2013. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=274973>>. Acesso em: 15 jun. 2017.

FERREIRA, R. M. Testabilidade empírica do modelo de Ohlson: uma investigação sobre a influência das previsões dos analistas no mercado brasileiro. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, 2010.

FUKUI, Y. A Data Admissible Ohlson Model. [S.l.]: Social Science Research Network, 2001. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=289039>. Acesso em 29 abr. 2017.

GALDI, F. C.; TEIXEIRA, A. J. C.; LOPES, A. B. Análise empírica de modelos de *valuation* no ambiente brasileiro: fluxo de caixa descontado *versus* Modelo de Ohlson (RIV). **Revista de Contabilidade e Finanças da USP**, v. 19, n. 47, p. 31-43, 2008.

_____; LOPES, A. B. Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano. **Revista de Administração**, v. 43, n. 2, p.186-201, 2007.

GIBBONS, M. R.; HESS, P. Day of the Week Effects and Asset Returns. **Journal of Business**, v. 54, p. 579-596, 1981.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the Relation Between Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1779-1801, 1993.

GONÇALVES JR, W.; ROCHMAN, R. R.; EID JR, W.; CHALELA, L. R. Estimando o Prêmio de Mercado Brasileiro. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 15, n. 5, p. 931-954, 2011.

GORDON, M. J. Dividends, Earnings, and Stock Prices. **The Review of Economics and Statistics**.Cambridge: Harvard, v. 41, n. 2, p. 99-105, 1959.

_____; SHAPIRO, E. Capital equipment analysis: the required rate of profit. **Manag Sci**, v. 3, p. 102-110, 1956.

GOULART, A. M. C.; PAIVA, E. V. S. Prêmio de risco no mercado de renda variável brasileiro (1986 a 2004). In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 5., 2005, São Paulo. **Anais...**São Paulo: USP, 2005.

GOYAL, A.; WELCH, I. A comprehensive look at the empirical performance of equity premium predictions. **Review of Financial Studies** v. 21, n. 4, p. 1455-1508, 2008.

GREENE, W. H. Econometric Analysis. New Jersey: Prentice Hall, Upper River. 4º ed., 2000.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p. 148-161, 2000.

HAMILTON, R. *An Introduction to Merchandize*. Edinburgh, 1777.

HAND, J. R.; LANDSMAN, W. R. Testing the Ohlson model: V or not V, that is the question. **Working Paper**, University of North Carolina, 1998. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=126308>. Acesso em: 21 jun. 2017.

HARRIS, R.; MARSTON, F. The market risk premium: expectational estimates using analysts' forecasts. Working paper n. 99-08, Darden graduate school of business, 2001. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=285557> Acesso em: 25 jan. 2017.

HEATON, J.; LUCAS, D. Market frictions, savings behavior and portfolio choice. **Journal of Microeconomic Dynamics**, v. 1, n. 1, p. 76-101, 1997.

HITCHNER, J. R. **Financial Valuation: application and models**. New Jersey: Wiley, 2006.

HULL, C. J. **Options, Futures, and Other Derivatives**. Prentice hall, New Jersey, 2003.

IBBOTSON, R. G. The Equity Risk Premium. **The Research Foundation of CFA Institute**. p. 18-26, 2011.

_____; CHEN, P. The supply of stock market returns. Yale International Center for Finance, p. 1-28, 2001.

IBBOTSON ASSOCIATES. **Stocks, bonds, bills and inflation**. Chicago: Author, 1992.

IM, K., PESARAN, M. H. e SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

JORION, P. *Value at Risk: a nova fonte de referência para a gestão do risco financeiro*. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2012.

KAO, C. Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. **Journal of Econometrics**, v. 90, p. 1-44, 1999.

_____; CHIANG, M. H. On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. **Advances in Econometrics**, v. 15, p. 179-222, 2000.

KARGIN, S. The Impact of IFRS on the Value Relevance of Accounting Information: Evidence from Turkish Firms. **International Journal of Economics and Finance**, v. 5, n. 4, p. 71-80, 2013.

KEIM, D. B. Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. **Journal of Financial Economics**, v. 12, p. 13-32, 1983.

KHORANA, A.; MOYER, R.; PATEL, A. The Ex Ante Equity Market Risk Premium: More Pieces of the Puzzle. **European Financial Management Association Meetings**, 1997.

KOCHERLAKOTA, N. R. The equity premium: it's still a puzzle. **Journal of Economic Literature**, v. 34, n. 1, p. 42-71, 1996.

KONCHITCHKI, Y. Accounting Valuation and Cost of Capital Dynamics: Theoretical and Empirical Macroeconomic Aspects. **Journal of Accounting, Finance and Business Studies**, v. 52, p. 26-34, 2016.

KOTHARI, S. P.; Capital markets research in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, p. 105-231, 2001.

LEE, C. M. C. Accounting-Based Valuation: impact on business practices and research. **Accounting Horizons**, v. 13 (4), p. 413-425, 1999.

LEE, S. C.; CHEN, J. L.; TSA, M. S. An Empirical Investigation of the Ohlson Model – A Panel Cointegration Approach. **Australasian Accounting, Business and Finance Journal**, v. 8, n. 2, p. 35-51, 2014.

_____; LIN, C. T.; YU, M. A fractional cointegration approach to testing the Ohlson accounting based valuation model. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 39, n.4, 2012.

LEVIN, L; LIN, C; CHU. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. **Journal of Econometrics**, 108, 2002.

LIMA, A. N. Evidências empíricas do Modelo de Ohlson (1995) para o Brasil. Dissertação (mestrado) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, 2008.

LO, K.; LYS, T. The Ohlson model: contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, v. 15, p. 337-67, Summer 2000.

LOPES, A. B. A relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o Modelo de Ohlson aplicado à Bovespa. Tese (doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2001.

_____; SANT'ANNA, D. P.; COSTA, F. M. A relevâncias das informações contábeis na Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de Residual Income Valuation e Abnormal Earnings Growth. **Revista de Administração**, v. 42, n. 4, p. 497-510, 2007.

LUCAS, R. E. Asset prices in an exchange economy, **Econometrica**, v. 46, p. 1429-1445, 1978.

MANKIW, N. G. The equity premium and the concentration of aggregate shocks. **Journal of Financial Economics**, v. 17, n. 1, p. 211-219, 1986.

- LUCENA, P.; PINTO, A. C. F. Anomalias no Mercado de Ações Brasileiro: uma Modificação no Modelo de Fama e French. **RAC-Eletrônica**, v. 2, n. 3, p. 509-530, 2008.
- LUNDHOLM, R. A tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson models: answers to some frequently asked questions. **Contemporary Accounting Research**, v 11, p. 749-761, 1995.
- MADDALA, G. S.; WU, S. “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61(Special issue), p. 631–652, 1999.
- MARSHALL, A. Principles of Economics. The Macmillan Press Ltd., London, NY, 1890.
- MARTINS, E. **Avaliação de empresas: da mensuração contábil à econômica**. São Paulo: Atlas, 2009.
- MCCRAE, M.; NILSSON, H. The Explanatory and Predictive Power of Different Specifications of the Ohlson (1995) Valuation Models. **The European Accounting Review**, v. 10, n. 2, p. 315-341, 2001.
- MCGRATTAN, E. R.; PRESCOTT, E. C. Taxes, regulations and the value of U.S. and U.K. corporations. **Review of Economic Studies**, v. 72, n. 3, p. 767-796, 2005.
- MEGGINSON, W. L. **Corporate Finance Theory**. University of Georgia: Addison-Wesley, 1997.
- MEHRA, R.; PRESCOTT, E. C. The equity premium: a puzzle. **Journal of Monetary Economics**, v. 15, p. 145-161, 1985.
- _____. The equity premium: Why is it a puzzle? **Financial Analysts Journal**, v. 59, p. 54-69, 2003.
- _____. The equity premium puzzle: a review. **Foundations and Trends in Finance**, v. 2, n. 1, p. 1-81, 2006.
- MILLER, M. H.; MODIGLIANI, F. Some Estimates of the Cost of Capital to the Electric Utility Industry, 1954-57. **The American Economic Review**, v. 56, n. 3, p. 333-391, 1966.
- MINARDI, A. M. A. F.; SANVICENTE, A. Z. Análise da Série Histórica de Prêmios Pelo Risco de Mercado Estimados pelo Modelo de Dividendos Descontados. **Artigo – Insper Working Paper**. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, 2006. Disponível em: <<https://www.insper.edu.br/working-papers/>>. Acesso em: 18 ago. 2017.
- MIRANDA, G. J.; REIS, E. A.; LEMES, S. Valor das Empresas: uma abordagem do fluxo de caixa descontado. **Revista Contabilidade Vista e Revista**, v. 17, n. 3, p. 45-65, 2006.
- MONTE, P. A.; ARAÚJO NETO, P. L.; RÊGO, T. F. Avaliação de empresas pelo Método do Fluxo de Caixa Descontado: o caso da Aracruz Celulose S/A. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 1, n. 11, p. 37-58, 2009.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do Ibovespa. **Revista Estudos Econômicos**, v. 29, n. 3, p. 303-341, 1999.

MOURA, A. A. F.; COELHO, A. C. D. Value-Relevance de informações contábeis para instituições financeiras no Brasil. VII Congresso ANPCONT, 2013.

MUSSA, A.; YANG, E.; TROVÃO, R.; FAMÁ, R. Hipótese de mercados eficientes e finanças comportamentais: as discussões persistem. **FACEF pesquisa**, v. 11, n. 1, p. 5-17, 2008.

NEELY, C. J.; RAPACH, D. E.; TU, J.; ZHOU, G. Forecasting the Equity Risk Premium: The Role of Technical Indicators. **Management Science**, v. 60, n. 7, p. 1772-1791, 2013.

NELSON, D. B. Conditional Heteroskedasticity in asset returns: a new approach. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

NETO, J. A. S.; MARTINS, H. C. Finanças corporativas na prática. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

OHLSON, J. A. The Theory of Value and Earnings, and an Introduction to the Ball-Brown Analysis. **Contemporary Accounting Research**, v. 8, n. 1, p. 1-19, 1991.

_____. Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661-687, 1995.

_____. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective. **Contemporary Accounting Research**, v. 18, p. 107-120, 2001.

_____; LOPES, A. B. Avaliação de Empresas com Base em Números Contábeis. **Brazilian Business Review**, v. 4, n. 2, p. 96-103, 2007.

OLIVEIRA, E. F.; GUERREIRO, R.; SECURATO, J. R. Uma Proposta para a Avaliação da Empresa em Condições de Risco com Base no Modelo de Ohlson. **Revista de Contabilidade e Finanças – USP**, São Paulo, n. 32, p. 58-70, 2003.

OLIVEIRA, M. R. G.; CARMONA, C. U. M. Value at risk dinâmico aplicado à taxa de câmbio de países latino-americanos: um estudo multiperíodo entre os modelos heterocedásticos e homocedástico. **Revista de Administração eletrônica**, São Paulo, v.1, n.2, art.3, jul/dez 2008.

_____.; _____.; TÁVORA JUNIOR, J. L. Value at risk dinâmico: Um estudo comparativo entre os modelos heterocedásticos e a simulação de Monte Carlo. **Revista Brasileira de Finanças**, v.4, n.2, p. 181-202, 2006.

_____.; ROMA, C. M. S.; SANTOS, T. N.; LAPA, P. M. R.; CARVALHO, K. S. Revisitando o prêmio de risco brasileiro: Uma proposta de mensuração pelo Movimento Browniano Geométrico. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO - SEMEAD. XVI. 2013, São Paulo. Anais..., São Paulo: SEMEAD, 2013.

PASTOR, L.; SINHA, M.; SWAMINATHAN, B. Estimating the intertemporal risk-return tradeoff using the implied cost of capital. **Journal of Finance**, v. 63, n. 6, p. 2859-2897, 2008.

PEASNELL, K. Some formal connections between economic values and yields, and accounting numbers. **Journal of Business Finance and Accounting**, v. 9, p. 361-381, 1982.

PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61 (Special Issue) p. 653-678, 1999.

PENMAN, S. H. **Financial Statements Analysis and Security Valuation**. New York: McGraw-Hill, 2007.

PEREZ, M. M.; FAMÁ, R. Métodos de avaliação de empresas e o balanço de determinação. **Caderno de Pesquisas em Administração**, v. 10, n. 4, p. 47-59, 2003.

PESARAN, M. General Diagnostic tests for cross section dependence in panels. CESifo working paper series, 2004. Disponível em: <<https://www.repository.cam.ac.uk/handle/1810/446>>. Acesso em: 05 jul. 2017.

PREINREICH, G. Annual survey of economic theory: the theory of depreciation. **Econometrica**, v. 6, p. 219-241, 1938.

QI, D. D.; WU, Y. W.; XIANG, B. Stationarity and cointegration tests of the Ohlson model. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, vol. 2, p. 141-160, 2000.

RAYBURN, J. The association of operating cash flow and accruals with security returns. **Journal of Accounting Research Supplement**, v. 24, p. 112-133. 1986.

REITERI, N.; PROCIANOY, J. L. Impacto informacional das reuniões públicas Apimec: um estudo de evento. **Revista de Administração da Mackenzie**, v. 14, p. 127-154, 2013.

RIVERA, E. B. B. R.; MARTIN, D. M. L.; MARÇAL, E. F.; BASSO, L. F. C. Modelo de valor presente entre preços e dividendos com retornos esperados constantes e variantes no tempo: evidências ao nível de empresa a partir da aplicação de painéis não estacionários. **Brazilian Business Review**, v. 9, n. 4, p. 52-90, 2012.

ROBERTS, H. V. Statistical versus clinical prediction of the stock market. Unpublished work presented in the Conference of Securities Price Analysis. Chicago, 1967.

ROCHA, M.; BARBI, F. Determinantes do Desalinhamento Cambial: Uma análise com cointegração em painel. Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Foz do Iguaçu, 2009.

ROMA, C. M. S. Uma nova proposta de cálculo do prêmio de risco: uma análise no mercado de capitais brasileiro. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco - Recife, 2013.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. F. **Administração Financeira**. São Paulo: Atlas, 2002.

ROZEFF, M. S. Dividend yields are equity risk premiums. **Journal of Portfolio Management**, v. 11, p. 68-75, 1984.

SANCHEZ, R. I. Aplicación de los modelos de Feltham-Ohlson para la predicción de beneficios y la valoración de acciones. Tese (Doutorado), Universidade de Alicante: Alicante, 2003.

SANVICENTE, A. Z.; CARVALHO, M. R. A. Determinants of the Implied Equity Risk Premium in Brazil. **Artigo – Insper Working Paper**. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, 2012. Disponível em: <https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2012/11/2012_wpe281.pdf>. Acesso em: 23 set. 2017.

SCARPELLI, M. C. Hysteresis nas exportações manufaturadas brasileiras: uma análise de cointegração com dados em painel. Dissertação (mestrado) – Universidade de São Paulo, 2010.

SCHUCH, G. M. Modelo de Ohlson (1995) na Avaliação de Empresas: Uma Análise Empírica no Brasil. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal Do Rio Grande do Sul, 2013.

SHILLER, R. J. Comovements in stock prices and comovements in dividends. **Journal of Finance**, v. 44, p. 719-729, 1989.

SIEGEL, J. **Stocks for the Long Run**. New York: Irwin, 2002.

SILVA, W. S.; SÁFADI, T.; CASTRO JÚNIOR, L. G. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, p. 120-134, 2005.

SONG, C. J.; THOMAS, W. B.; YI, H. Value relevance of FAS 157 fair value hierarchy information and the impact of corporate governance mechanisms. **The Accounting Review**, v. 85, n. 4, p. 1375-1410, 2010.

SONZA, I. B.; KLOECKNER, G. O. Co-integração entre o lucro contábil e o preço das ações negociadas pela Bovespa: um estudo empírico. Encontro Brasileiro de Finanças [Anais]. São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças (SBFin), 2009.

STEWART, G. **The Quest for Value**. Harper-Collins, New York, NY, 1991.

STORESLETTEN, K.; TELMER, C. I.; YARON, A. Asset pricing with idiosyncratic risk and overlapping generations. **Review of Economic Dynamics**, v. 10, n. 4, p. 519-548, 2007.

SUADIYE, G. Value Relevance of Book Value & Earnings under the Local GAAP and IFRS: Evidence from Turkey. **Ege Akademik Review**, v. 12, n. 3, p. 301-310, 2012.

TAYLOR, S. J. **Modelling Financial Time Series**. Chitester: John Wiley, 1986.

TEIXEIRA, A. A. E. Pair trading in Bovespa with a quantitative approach: cointegration, Ornstein-Uhlenbeck equation and Kelly criterion. Dissertação (mestrado) - FGV, 2017.

TSAY, R. Analysis of Financial Time Series. New Jersey, John Wiley and Sons, 2005.

VÁZQUEZ, R. D.; VALDÉS, A. L. Ohlson model by panel cointegration with Mexican data. *Revista Contaduría y Administración*, n. 232, p. 131-142, 2010.

_____.; _____.; PORRAS, A. R. Valuation of latin-american stock prices with alternative versions of the Ohlson model: an investigation of cointegration relationships with time-series and panel-data, **MPRA Paper** n° 31359, 2011.

WANG, M. C. The relationship between environmental information disclosure and firm valuation: the role of corporate governance. **Quality & Quantity**, v. 50, n. 3, p. 1135-1151, 2016.

WILLIAMS, J. B. **The Theory of Investment Value**. Cambridge: Harvard University Press, 1938.

ZAKOIAN, J. M. Threshold Heteroskedastic Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, p. 931-955, 1994.

APÊNDICE A – Teste de Normalidade

Código	Valor	P-Valor
EMBR3	2598.603	0.0000
POMO4	1351.193	0.0000
WEGE3	5438.782	0.0000
GRND3	1359.435	0.0000
LAME4	8884.540	0.0000
ABEV3	1635.794	0.0000
BRFS3	2085.365	0.0000
NATU3	818.256	0.0000
PCAR4	1086.318	0.0000
BRAP4	943.473	0.0000
BRKM5	2606.521	0.0000
CSNA3	2915.786	0.0000
FIBR3	1381.229	0.0000
GGBR4	920.554	0.0000
GOAU3	1660.917	0.0000
KLBN4	1419.705	0.0000
UNIP6	2969.411	0.0000
USIM5	6254.808	0.0000
VALE3	1504.580	0.0000
PETR3	1270.988	0.0000
UGPA3	91447.400	0.0000
OIBR4	7298.699	0.0000
TIMP3	11104.690	0.0000
VIVT4	342.653	0.0000
CMIG4	3965.368	0.0000
CPFE3	857.822	0.0000
CPLE6	1550.458	0.0000
EGIE3	1842.223	0.0000
ELET3	1130.705	0.0000
SBSP3	1872.589	0.0000
TRPL4	9197.116	0.0000
AELP3	30941.210	0.0000
ALPA4	7457.596	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE A – Teste de Normalidade (continuação)

Código	Valor	P-Valor
CESP3	20172.140	0.0000
CGAS5	2013.799	0.0000
CGRA4	25659.120	0.0000
CLSC4	109983.800	0.0000
COCE5	7989.007	0.0000
CTNM4	10208.900	0.0000
DASA3	23451.170	0.0000
ETER3	106294.600	0.0000
FESA4	2635.402	0.0000
GUAR4	5470.620	0.0000
LEVE3	5562.276	0.0000
PNVL3	6237.916	0.0000
RAPT4	2112.599	0.0000
SAPR4	3390.421	0.0000
SLED4	10388.390	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B – Teste de Raiz Unitária

Código	ADF		PP		KPSS
	Valor	P-Valor	Valor	P-Valor	P-Valor
EMBR3	-56.12812	0.0001	-56.15119	0.0001	0.064061
POMO4	-54.09568	0.0001	-54.11588	0.0001	0.207662
WEGE3	-34.71509	0.0000	-56.13621	0.0001	0.090594
GRND3	-53.00215	0.0001	-53.04564	0.0001	0.188685
LAME4	-41.12559	0.0000	-55.98979	0.0001	0.100112
ABEV3	-35.11601	0.0000	-57.95651	0.0001	0.223793
BRFS3	-53.26622	0.0001	-54.37245	0.0001	0.146043
NATU3	-54.12212	0.0001	-54.83508	0.0001	0.287015
PCAR4	-53.57788	0.0001	-53.59790	0.0001	0.153396
BRAP4	-52.59780	0.0001	-52.59958	0.0001	0.268846
BRKM5	-53.65575	0.0001	-53.69138	0.0001	0.389294
CSNA3	-51.14213	0.0001	-51.22073	0.0001	0.129834
FIBR3	-51.43499	0.0001	-51.43106	0.0001	0.063959
GGBR4	-51.30398	0.0001	-51.23980	0.0001	0.153449
GOAU3	-50.54666	0.0001	-50.54360	0.0001	0.273891
KLBN4	-61.31974	0.0001	-62.50428	0.0001	0.088060
UNIP6	-58.00531	0.0001	-58.00303	0.0001	0.273853
USIM5	-49.42598	0.0001	-49.34789	0.0001	0.144977
VALE3	-34.15127	0.0000	-51.50825	0.0001	0.141316
PETR3	-53.27184	0.0001	-53.26695	0.0001	0.167693
UGPA3	-57.26132	0.0001	-58.64958	0.0001	0.089033
OIBR4	-51.16212	0.0001	-51.12113	0.0001	0.301493
TIMP3	-55.97001	0.0001	-56.55262	0.0001	0.172570
VIVT4	-58.78399	0.0001	-60.10551	0.0001	0.026772
CMIG4	-54.73132	0.0001	-54.83304	0.0001	0.086258
CPFE3	-34.88576	0.0000	-59.18702	0.0001	0.182125
CPLE6	-56.94578	0.0001	-57.45836	0.0001	0.215432
EGIE3	-31.50927	0.0000	-63.09138	0.0001	0.342457
ELET3	-52.13658	0.0001	-52.09167	0.0001	0.203437
SBSP3	-35.68623	0.0000	-59.72480	0.0001	0.065549

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B – Teste de Raiz Unitária (continuação)

Código	ADF		PP		KPSS
	Valor	P-Valor	Valor	P-Valor	P-Valor
TRPL4	-57.44607	0.0001	-59.19105	0.0001	0.258098
AELP3	-38.67520	0.0000	-56.12980	0.0001	0.141316
ALPA4	-53.52321	0.0001	-53.98380	0.0001	0.222316
CESP3	-55.66222	0.0001	-55.55481	0.0001	0.115949
CGAS5	-59.93560	0.0001	-60.01423	0.0001	0.032439
CGRA4	-56.18595	0.0001	-56.10667	0.0001	0.410068
CLSC4	-57.47677	0.0001	-57.78782	0.0001	0.200567
COCE5	-55.14806	0.0001	-55.18652	0.0001	0.210123
CTNM4	-58.33061	0.0001	-58.52506	0.0001	0.040900
DASA3	-55.21794	0.0001	-55.52370	0.0001	0.091916
ETER3	-53.82539	0.0001	-53.83334	0.0001	0.763039
FESA4	-52.56841	0.0001	-52.55720	0.0001	0.121036
GUAR4	-18.27615	0.0000	-51.56719	0.0001	0.209896
LEVE3	-57.47845	0.0001	-57.36324	0.0001	0.192599
PNVL3	-33.90364	0.0000	-45.45069	0.0001	0.089476
RAPT4	-50.09346	0.0001	-49.95382	0.0001	0.199367
SAPR4	-58.22769	0.0001	-58.36917	0.0001	0.211589
SLED4	-50.06587	0.0001	-50.37675	0.0001	0.454271

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Teste de Autocorrelação

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
EMBR3	4	6.9642	0.138
	10	15.463	0.116
	15	29.657	0.013
POMO4	4	7.8831	0.096
	10	20.042	0.029
	15	26.479	0.033
WEGE3	4	22.048	0.000
	10	32.481	0.000
	15	36.702	0.001
GRND3	4	5.5924	0.232
	10	8.6584	0.565
	15	13.216	0.586
LAME4	4	15.615	0.004
	10	35.981	0.000
	15	47.306	0.000
ABEV3	4	25.828	0.000
	10	30.825	0.001
	15	36.553	0.001
BRFS3	4	6.598	0.159
	10	26.043	0.004
	15	39.597	0.001
NATU3	4	12.638	0.013
	10	19.993	0.029
	15	21.525	0.121
PCAR4	4	2.682	0.612
	10	11.700	0.306
	15	13.850	0.537
BRAP4	4	14.085	0.007
	10	35.179	0.000
	15	40.426	0.000
BRKM5	4	5.714	0.222
	10	10.649	0.385
	15	15.792	0.396

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Teste de Autocorrelação (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
CSNA3	4	12.782	0.012
	10	19.247	0.037
	15	24.899	0.051
FIBR3	4	13.788	0.008
	10	20.962	0.021
	15	29.464	0.014
GGBR4	4	23.952	0.000
	10	33.648	0.000
	15	39.810	0.000
GOAU3	4	23.649	0.000
	10	32.524	0.000
	15	34.403	0.003
KLBN4	4	50.477	0.000
	10	63.935	0.000
	15	69.674	0.000
UNIP6	4	12.238	0.016
	10	20.053	0.029
	15	27.908	0.022
USIM5	4	31.713	0.000
	10	42.295	0.000
	15	44.449	0.000
VALE3	4	33.849	0.000
	10	46.036	0.000
	15	57.553	0.000
PETR3	4	9.537	0.049
	10	15.952	0.101
	15	16.686	0.338
UGPA3	4	12.382	0.015
	10	34.563	0.000
	15	42.094	0.000
OIBR4	4	16.579	0.002
	10	34.129	0.000
	15	47.558	0.000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Teste de Autocorrelação (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
TIMP3	4	15.382	0.004
	10	22.931	0.011
	15	34.111	0.003
VIVT4	4	22.380	0.000
	10	28.384	0.002
	15	37.082	0.001
CMIG4	4	12.466	0.014
	10	24.155	0.007
	15	29.702	0.013
CPFE3	4	24.741	0.000
	10	33.778	0.000
	15	45.511	0.000
CPLE6	4	13.012	0.011
	10	22.972	0.011
	15	30.481	0.010
EGIE3	4	42.570	0.000
	10	63.729	0.000
	15	67.142	0.000
ELET3	4	13.348	0.010
	10	18.925	0.041
	15	25.231	0.047
SBSP3	4	34.933	0.000
	10	46.386	0.000
	15	68.129	0.000
TRPL4	4	27.689	0.000
	10	34.024	0.000
	15	40.161	0.000
AELP3	4	69.001	0.000
	10	72.202	0.000
	15	73.272	0.000
ALPA4	4	5.692	0.223
	10	17.301	0.068
	15	23.079	0.082

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Teste de Autocorrelação (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
CESP3	4	15.426	0.004
	10	27.982	0.002
	15	37.085	0.001
CGAS5	4	29.347	0.000
	10	58.079	0.000
	15	64.890	0.000
CGRA4	4	41.917	0.000
	10	45.083	0.000
	15	84.431	0.000
CLSC4	4	15.411	0.004
	10	20.773	0.023
	15	24.776	0.053
COCE5	4	2.587	0.629
	10	10.691	0.382
	15	31.310	0.008
CTNM4	4	38.038	0.000
	10	50.388	0.000
	15	52.038	0.000
DASA3	4	12.055	0.017
	10	14.125	0.167
	15	20.956	0.138
ETER3	4	5.012	0.286
	10	9.471	0.488
	15	15.172	0.439
FESA4	4	3.954	0.412
	10	17.155	0.071
	15	24.756	0.053
GUAR4	4	19.092	0.000
	10	52.720	0.000
	15	63.632	0.000
LEVE3	4	19.752	0.001
	10	28.398	0.002
	15	35.504	0.002

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Teste de Autocorrelação (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
PNVL3	4	14.322	0.006
	10	19.471	0.035
	15	21.334	0.127
RAPT4	4	33.646	0.000
	10	52.808	0.000
	15	55.485	0.000
SAPR4	4	19.197	0.001
	10	30.326	0.001
	15	37.966	0.001
SLED4	4	20.076	0.000
	10	25.378	0.005
	15	33.764	0.004

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE D – Teste de Engle

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
EMBR3	4	100.8819	0.000
	10	160.3594	0.000
	15	186.5871	0.000
POMO4	4	239.6041	0.000
	10	483.1269	0.000
	15	498.2319	0.000
WEGE3	4	378.8748	0.000
	10	598.4239	0.000
	15	613.1760	0.000
GRND3	4	77.8002	0.000
	10	93.9424	0.000
	15	101.2398	0.000
LAME4	4	385.4307	0.000
	10	505.8703	0.000
	15	617.4555	0.000
ABEV3	4	357.7420	0.000
	10	512.0599	0.000
	15	559.5881	0.000
BRFS3	4	196.0476	0.000
	10	295.8003	0.000
	15	303.0233	0.000
NATU3	4	100.7360	0.000
	10	114.3219	0.000
	15	127.7719	0.000
PCAR4	4	167.9321	0.000
	10	226.7126	0.000
	15	331.2605	0.000
BRAP4	4	332.0742	0.000
	10	533.4536	0.000
	15	582.3405	0.000
BRKM5	4	133.8241	0.000
	10	176.8677	0.000
	15	216.2701	0.000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE D – Teste de Engle (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
CSNA3	4	324.3138	0.000
	10	411.5079	0.000
	15	453.7478	0.000
FIBR3	4	458.9165	0.000
	10	593.4701	0.000
	15	635.0199	0.000
GGBR4	4	349.2084	0.000
	10	494.5101	0.000
	15	517.2316	0.000
GOAU3	4	380.1637	0.000
	10	455.1716	0.000
	15	475.4622	0.000
KLBN4	4	238.4333	0.000
	10	308.9911	0.000
	15	430.9152	0.000
UNIP6	4	136.2205	0.000
	10	189.0766	0.000
	15	198.5374	0.000
USIM5	4	250.1875	0.000
	10	314.6181	0.000
	15	318.3035	0.000
VALE3	4	318.7809	0.000
	10	474.5797	0.000
	15	523.2700	0.000
PETR3	4	260.3388	0.000
	10	386.3746	0.000
	15	406.3291	0.000
UGPA3	4	56.6390	0.000
	10	77.9222	0.000
	15	91.7771	0.000
OIBR4	4	266.1367	0.000
	10	328.6074	0.000
	15	383.9185	0.000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE D – Teste de Engle (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
TIMP3	4	66.6755	0.000
	10	88.1184	0.000
	15	95.8341	0.000
VIVT4	4	115.9153	0.000
	10	187.1495	0.000
	15	212.4002	0.000
CMIG4	4	250.2253	0.000
	10	257.7436	0.000
	15	268.5766	0.000
CPFE3	4	207.6243	0.000
	10	359.2605	0.000
	15	426.4440	0.000
CPLE6	4	146.6477	0.000
	10	238.2642	0.000
	15	289.4148	0.000
EGIE3	4	370.4198	0.000
	10	398.5039	0.000
	15	411.1612	0.000
ELET3	4	169.9980	0.000
	10	221.4907	0.000
	15	229.6817	0.000
SBSP3	4	280.7389	0.000
	10	410.9940	0.000
	15	450.2057	0.000
TRPL4	4	103.6997	0.000
	10	245.1240	0.000
	15	251.8302	0.000
AELP3	4	30.2929	0.000
	10	34.2071	0.000
	15	45.3022	0.000
ALPA4	4	136.9065	0.000
	10	162.1932	0.000
	15	236.7923	0.000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE D – Teste de Engle (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
CESP3	4	54.6170	0.000
	10	93.5574	0.000
	15	112.8900	0.000
CGAS5	4	134.0347	0.000
	10	183.9968	0.000
	15	210.7608	0.000
CGRA4	4	408.0034	0.000
	10	486.5362	0.000
	15	516.8576	0.000
CLSC4	4	2.3904	0.664
	10	3.9367	0.950
	15	4.4212	0.996
COCE5	4	80.876	0.000
	10	109.598	0.000
	15	114.128	0.000
CTNM4	4	334.950	0.000
	10	346.750	0.000
	15	377.583	0.000
DASA3	4	20.946	0.000
	10	34.374	0.000
	15	56.967	0.000
ETER3	4	41.463	0.000
	10	49.730	0.000
	15	50.431	0.000
FESA4	4	54.886	0.000
	10	135.177	0.000
	15	145.870	0.000
GUAR4	4	52.267	0.000
	10	193.670	0.000
	15	225.554	0.000
LEVE3	4	86.090	0.000
	10	128.201	0.000
	15	141.382	0.000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE D – Teste de Engle (continuação)

Código	Defasagem	Estatística Q	P-Valor
PNVL3	4	88.239	0.000
	10	96.563	0.000
	15	99.054	0.000
RAPT4	4	281.456	0.000
	10	371.096	0.000
	15	418.696	0.000
SAPR4	4	87.521	0.000
	10	106.065	0.000
	15	119.114	0.000
SLED4	4	75.494	0.000
	10	85.278	0.000
	15	89.205	0.000

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE E – Estimação dos modelos de volatilidade

Código	Distribuição	Melhor Modelo	AIC	Sigma Médio
EMBR3	t-Student	(0,0,2,1)	-4.92597	0.02187
POMO4	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.67843	0.02478
WEGE3	Valor extremo assimétrica	(0,0,2,1)	-5.16694	0.01938
GRND3	Valor extremo	(0,0,2,1)	-5.16448	0.01943
LAME4	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.70125	0.02416
ABEV3	Valor extremo assimétrica	(0,0,1,1)	-5.49694	0.01616
BRFS3	t-Student	(0,0,2,1)	-4.94469	0.02203
NATU3	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.81924	0.02254
PCAR4	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-5.03660	0.02038
BRAP4	Valor extremo assimétrica	(0,0,1,1)	-4.56109	0.02624
BRKM5	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.56946	0.02602
CSNA3	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.29291	0.03052
FIBR3	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.55290	0.02585
GGBR4	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.48929	0.02688
GOAU3	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.40887	0.02837
KLBN4	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.75200	0.02341
UNIP6	Valor extremo	(0,0,2,1)	-7.57291	0.67920
USIM5	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.14645	0.03225
VALE3	t-Student	(0,0,1,1)	-4.62580	0.02562
PETR3	t-Student	(0,0,1,1)	-4.56544	0.02648
UGPA3	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-5.36578	0.01732
OIBR4	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.17570	0.03375
TIMP3	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.51829	0.02729
VIVT4	t-Student	(0,0,2,1)	-5.29848	0.01772

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE E – Estimação dos modelos de volatilidade (continuação)

Código	Distribuição	Melhor Modelo	AIC	Sigma Médio
CMIG4	t-Student	(0,0,2,1)	-4.82681	0.02287
CPFE3	t-Student	(0,0,2,1)	-5.29185	0.01831
CPLE6	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.86893	0.02209
EGIE3	Valor extremo assimétrica	(0,0,2,1)	-5.19481	0.01898
ELET3	t-Student assimétrica	(0,0,1,1)	-4.49814	0.02713
SBSP3	t-Student	(0,0,2,1)	-4.79326	0.02307
TRPL4	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-5.08404	0.02041
AELP3	Valor extremo assimétrica	(0,0,1,1)	-4.12468	0.75755
ALPA4	Valor extremo assimétrica	(0,0,2,1)	-5.12885	0.02010
CESP3	Valor extremo	(0,0,2,1)	-4.69593	0.02829
CGAS5	t-Student	(0,0,2,1)	-5.53874	0.01677
CGRA4	Valor extremo	(0,0,1,1)	-6.36420	0.18299
CLSC4	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-5.10871	0.02060
COCE5	Valor extremo	(0,0,2,1)	-5.42777	0.01874
CTNM4	Valor extremo	(0,0,2,1)	-4.29772	0.03275
DASA3	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.79391	0.02454
ETER3	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-5.32156	0.02055
FESA4	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.86547	0.02503
GUAR4	Valor extremo assimétrica	(0,0,2,1)	-5.08106	0.14460
LEVE3	Valor extremo	(0,0,2,1)	-5.27289	0.02125
PNVL3	Valor extremo	(0,0,2,1)	-5.39385	0.24796
RAPT4	t-Student assimétrica	(0,0,2,1)	-4.74695	0.02373
SAPR4	Valor extremo	(0,0,2,1)	-4.99910	0.02474
SLED4	Valor extremo	(0,0,2,1)	-4.76712	0.02547

Fonte: Elaboração própria.