

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

Karina da Silva Carvalho Mikosz

**Retorno Esperado, Fundamentos da Firma e Risco Sistêmico Agregado: Análise dos
Efeitos da Firma e Competição no Mercado de Produtos**

**Recife
2018**

Karina da Silva Carvalho Mikosz

Retorno Esperado, Fundamentos da Firma e Risco Sistêmico Agregado: Análise dos efeitos da firma e competição no mercado de produtos

Orientador: Prof. Dr. Marcos Roberto Gois de Oliveira

Coorientador: Prof. Dr. Jevuks Matheus de Araújo

Tese elaborada como requisito para obtenção do grau de doutora em Administração, área de concentração Gestão Organizacional: Finanças, do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Pernambuco.

**Recife
2018**

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Maria Betânia de Santana da Silva CRB4-1747.

M636r Mikosz, Karina da Silva Carvalho
Retorno esperado, fundamentos da firma e risco sistêmico agregado: análise dos efeitos da firma e competição no mercado de produtos / Karina da Silva Carvalho Mikosz. – Recife, 2018.
98 fls : il. 30 cm.
Orientador: Prof. Dr. Marcos Roberto Gois de Oliveira .
Co-orientador: Prof. Dr. Jevuks Matheus de Araújo.

Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2018.
Inclui referências.
1.Mercado de capitais – Fatores de risco - Brasil. 2. Mercado financeiro. 3. Preços – determinação. I. Oliveira, Marcos Roberto Gois de (Orientador). II. Araújo, Jevuks Matheus de (Co-orientador). III. Título.

CDD 332.6 (22.ed.) UFPE (CSA 2018 –152)

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

Retorno Esperado, Fundamentos da Firma e Risco Sistêmico Agregado: Análise dos efeitos da firma e competição no mercado de produtos

Karina da Silva Carvalho Mikosz

Tese submetida ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Pernambuco e aprovada em 21 de dezembro de 2018.

Banca Examinadora:

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

Prof. André de Souza Melo, Doutor, UFRPE (Examinador Externo).

Prof. Charles Ulises De Montreuil Carmona, Doutor, UFPE (Examinador Externo).

Prof. José Elias Feres de Almeida, Doutor, UFES (Examinador Externo).

Profa. Umbelina Cravo Teixeira Lagioia, Doutora, UFPE (Examinadora Interna).

Aos meus pais, com amor e gratidão!

AGRADECIMENTOS

Ao final do doutorado pude perceber que consegui ir muito além do que imaginei e isso só foi possível graças a pessoas especiais que ficaram comigo durante todo este período. Em primeiro lugar quero agradecer a Deus, que esteve sempre ao meu lado, me encorajando, dando saúde, paz e tudo que precisei para ser uma pessoa melhor a cada dia.

Aos meus maravilhosos pais, Claudio e Lourdes, que mesmo com pouco estudo se esforçaram ao máximo para proporcionar as três filhas uma educação de qualidade. Sem vocês eu não teria chegado até aqui, por isso jamais poderei recompensá-los devidamente pela dedicação e amor. As minhas amadas irmãs, Claudia e Cristiane, vocês são luz e inspiração, sou grata a Deus por ter me permitido nascer nesta família tão unida e abençoada! Agradeço também aos meus sobrinhos, Jéssica, Silvio Filho e Júlia e ao meu cunhado Silvio por abrilhantarem ainda mais a minha vida.

Ao meu esposo, Rodrigo Mikosz, que desde o teste ANPAD, em 2013, segurou forte a minha mão e não me deixou trilhar este percurso sozinha. A você, que esteve perto de mim como um mentor, conselheiro, amigo, inspiração [...] nas horas que chorei, nos momentos que sorri, nas minhas lamentações (desculpa), meu muito obrigada! Grata a Deus e ao universo por ter colocado você em meus caminhos. Como dizia Frida Khalo “o amor é como um aroma, como uma corrente, como a chuva. Saiba, você é o céu que chove em mim. E eu, como a terra, te recebo”. Amo-te!

Ao meu orientador, Prof. Dr. Marcos Gois, que soube conduzir todo o processo de orientação com tranquilidade e confiança, agradeço por ter feito parte de minha evolução enquanto pessoa e pesquisadora. As suas críticas e correções foram fundamentais para que esta tese pudesse ser finalizada com êxito.

Aos meus professores do PROPAD/UFPE, em especial, aos que fazem parte da área de finanças e que puderam transmitir conhecimentos preciosos na fase dos créditos, Prof. Dr. Charles Carmona e Profa. Dra. Umbelina, meu sincero obrigada! Grata também aos coordenadores e secretárias do programa ao longo destes últimos quatro anos. Agradeço aos membros da banca que forneceram *insights* valiosos para a evolução e aprimoramento deste trabalho.

Aos queridos amigos Kecia e Gustavo, Amanda e Tulio meus padrinhos de casamento, graças a vocês a fase do doutorado foi muito mais alegre e prazerosa. Em especial agradeço a Kecinha, que ao longo deste período não mediu esforços para ler e contribuir com a evolução desta tese! A Clarice que ainda nem chegou, mas que com certeza vai trazer muita luz a este mundo. Amo vocês!

Não posso deixar de agradecer ao grupo do *WhatsApp* “Rodrigo no divã” (entendores entenderão), Nut, Paula e Sílvia saibam que este processo foi muito mais leve e divertido com todas as nossas conversas, risadas e amizade. Muito obrigada pela parceria! Agradeço também aos colegas da turma 12, em especial ao amigo Tarcísio que sempre se fez presente e disposto a ajudar.

Agradeço ao GFIN – Grupo de Pesquisa em Finanças Corporativas e de Mercado do Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais (CEFET-MG), na pessoa do Prof. Dr. Felipe Paiva que autorizou a coleta de dados para desenvolvimento da presente tese.

Gostaria de finalizar meus agradecimentos, exaltando uma amiga-irmã que passou por tantos problemas nos últimos tempos, mas nunca deixou de me ajudar neste período de doutoramento. Aliás, esta amiga-irmã é alguém que me ensina a ver a vida com outros olhos há muito tempo, amenizando às minhas inquietações, me encorajando nos momentos que pensei em desistir e enchendo de amor os meus dias, sem pedir nada

em troca. Carolzita (Profa. Dra. Carolina Magda), apesar da distância física, que não é nada quando amamos profundamente uma pessoa, quero agradecer-lhe intensamente por ter ficado perto de mim, por ter dado um rumo na minha tese, por ter me ensinado tanto, sinceramente, não tenho palavras para expressar sua importância neste trabalho e na minha existência. Obrigada, amo você!

“Eu sou uma pergunta... Sou tudo o que não
explicação. Sou alguém em constante construção.”
(Clarice Lispector)

RESUMO

Esta tese examina a capacidade de um modelo contábil de avaliação para prever retornos e preços no mercado de capitais brasileiro, a partir das perspectivas do ciclo de vida das firmas e da competição no mercado de produtos. A sensibilidade a diferentes fatores de riscos na previsão foi avaliada considerando: risco agregado, *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e o modelo de 3-fatores. Nesta tese foi utilizado o modelo de Lyle, Callen e Elliott (2013) com dados do mercado de capitais brasileiro. A base teórica do referido modelo contábil de avaliação são os estudos de Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1999). Os resultados mostraram que o modelo contábil avaliado recentemente por Lyle, Callen e Elliott (2013) tem baixo desempenho empregado para previsão de retornos de um país emergente, como é caso do Brasil, sendo esse um resultado contrastante com o que ocorre nos EUA. Todavia, para previsões de preço o modelo teve acurácia e ajuste sob as diferentes abordagens contempladas. Os testes de robustez pela estratificação da amostra com base em quatro características da firma: capitalização de mercado, quantidade de analistas que seguem a firma, esforço que o analista emprega para cobrir determinada empresa e a acurácia da previsão *Analysts' Forecast Accuracy* (AFA) demonstraram que os resultados se mantiveram.

PALAVRAS-CHAVE: Modelo contábil. Previsão de retornos. Preços esperados. Fatores de risco.

ABSTRACT

This thesis examines the ability of an accounting valuation model to predict returns and prices in the Brazilian capital market, from the firms' life cycle perspectives and product market competition. The different risk factors sensitivities trend were evaluated considering: aggregate risk, Capital Asset Pricing Model (CAPM) and the 3-factor model. In this thesis was used the model of Lyle, Callen and Elliott (2013) with the Brazilian capital market data. The theoretical background of this accounting model is the studies of Ohlson (1995) and Feltham and Ohlson (1999). The results showed that the accounting model recently evaluated by Lyle, Callen and Elliott (2013) has low returns forecasting performance in an emerging country, as Brazilian case, which is a contrasting result comparing with the US. However, for price forecasts the model had accuracy and adjustment under the different approaches contemplated. The robustness tests by stratifying the sample based on four firm characteristics: market capitalization, the number of analysts who follow the firm, the analyst employed effort to cover a particular firm and the accuracy of the forecast Analysts' Forecast Accuracy (AFA) have demonstrated that the results were maintained.

KEY WORDS: Accounting model. Forecast returns. Expected prices. Risk factors.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Teoria econômica sobre padrões de fluxo de caixa	53
Quadro 2 – Classificação dos estágios de ciclo de vida	54

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas	34
Tabela 2 – Regressões <i>cross-section</i> de retorno	35
Tabela 3 – Retornos esperados (custo de capital) e efeitos cíclicos	36
Tabela 4 – Regressões de retorno <i>cross-section</i> com fatores de risco de covariância	37
Tabela 5 – Regressões de retorno <i>cross-section</i> e estimativas de fatores de risco	38
Tabela 6 – Regressões <i>cross-section</i> de valor de mercado (<i>Market-to-book</i>)	39
Tabela 7 – Análise de sensibilidade dos resultados	44
Tabela 1 – Estatísticas descritivas	58
Tabela 2 – Correlações	59
Tabela 3 – Regressões <i>cross-section</i> e os estágios de ciclo de vida da firma	61
Tabela 4 – Regressões de retorno <i>cross-section</i> e estimativas de fatores de risco em diferentes estágios do ciclo de vida da firma	62
Tabela 5 – Regressões <i>cross-section</i> de valor de mercado (<i>Market-to-book</i>)	64
Tabela 1 – Estatísticas descritivas	77
Tabela 2 – Correlações	79
Tabela 3 – Regressões <i>cross-section</i> e e as multidimensões da competição no mercado de produtos	81
Tabela 4 – Regressões de retorno <i>cross-section</i> e estimativas de fatores de risco em diferentes características da competição no mercado de produtos	82
Tabela 5 – Regressões <i>cross-section</i> de valor de mercado (<i>Market-to-book</i>)	85

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AFA	<i>Analysts' Forecast Accuracy</i>
APIMEC	Associação dos Analistas e Profissionais de Investimento do Mercado de Capitais
AR	Auto Regressivo
B3	Brasil, Bolsa e Balcão
BM&FBOVESPA	Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CBOE	Chicago Board Options Exchange
CETIP	Centro de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos
CMV	Custo das Mercadorias Vendidas
CSR	<i>Clean Surplus Relation</i>
CSV	<i>Cross-Sectional Variance</i>
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
DIL	Dinâmica das Informações Lineares
E/C/D	Estrutura-Condução-Desempenho
EFF	<i>Effort</i>
EQ	Equação
EUA	Estados Unidos da América
FCF	Fluxo de Caixa de Financiamento
FCI	Fluxo de Caixa de Investimento
FCO	Fluxo de Caixa Operacional
FEA	Faculdade de Economia e Administração
FF	Fama e French
FO	Feltham e Ohlson
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
IHH	Índice de Herfindahl-Hirschman
IL	Índice de Lerner
IVol-BR	Índice de Volatilidade Brasileiro
LCE	Lyle, Callen e Elliott
MED	Mediana
MO	Modelo de Ohlson
MS	<i>Market Share</i>
NEFIN	Núcleo de Pesquisa em Economia Financeira
OI	Organização Industrial
QT	Quantidade
RIV	<i>Residual Income Valuation</i>
USP	Universidade de São Paulo
VIX	<i>Volatility Index</i>
VM	Valor de Mercado
VPA/P	Valor por ação/preço por ação

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
1.1	Justificativa da Pesquisa	18
1.2	Objetivos	19
1.2.1	Objetivo Geral	19
1.2.2	Objetivos Específicos	19
2	RETORNO ESPERADO, FUNDAMENTOS DA FIRMA E RISCO SISTÊMICO AGREGADO	21
2.1	Introdução	21
2.2	Referencial Teórico	25
2.2.1	Modelos de Aversão ao Risco	25
2.3	Procedimentos Metodológicos	30
2.3.1	Amostra e Dados	30
2.3.2	Modelo Empírico	30
2.3.3	A Sensibilidade a Diferentes Fatores de Risco Agregado Prevê Retornos de Ações?	31
2.3.4	Risco Idiossincrático e a <i>Cross-Sectional Variance</i> (CSV)	33
2.4	Resultados Empíricos e Discussão	34
2.4.1	Resultados Empíricos	34
2.4.1.1	<i>Previsão dos Preços das Ações</i>	38
2.4.2	Discussão dos Resultados	39
2.5	Análise de Sensibilidade	41
2.6	Conclusões	44
3	PREVISÃO DE RETORNOS E PREÇOS A PARTIR DE DADOS CONTÁBEIS E CICLO DE VIDA DAS FIRMAS	46
3.1	Introdução	46
3.2	Referencial Teórico	49
3.2.1	O Modelo de Lyle; Callen; Elliott (2013)	49
3.2.2	Ciclos de Vida da Firma e a Relevância Relativa Explicada por Regressões de Retorno e Preço	50
3.3	Procedimentos Metodológicos	54
3.4	Análise e Discussão dos Resultados	58
3.5	Conclusões	65
4	A COMPETIÇÃO NO MERCADO DE PRODUTOS E AS PREVISÕES DE RETORNO E PREÇO DE AÇÕES: UM ESTUDO MULTIDIMENSIONAL	66
4.1	Introdução	66

4.2	Referencial Teórico	69
4.2.1	Estrutura de Mercado e Retorno de Ações	69
4.2.2	O Modelo de Lyle; Callen; Elliott (2013)	71
4.3	Procedimentos Metodológicos	72
4.3.1	Amostra e Dados	72
4.3.2	Modelo Empírico	73
4.3.3	A Sensibilidade a Fatores de Risco Agregado e a Previsão de Retorno de Ações	74
4.3.4	Características da Competição no Mercado de Produto	75
4.4	Análise e Discussão dos Resultados	76
4.5	Conclusões	86
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS DA TESE	88
	REFERÊNCIAS	90

1 INTRODUÇÃO

Na literatura contábil, desde o trabalho de Ohlson (1995), baseado no modelo *Residual Income Valuation* (RIV), diferentes pesquisas examinaram a validade empírica do modelo em diversos mercados e situações. A ideia central do RIV pode ser encontrada nos trabalhos de Preinreich (1938), Edwards e Bell (1961) e Peasnell (1981, 1982), no entanto a retomada das pesquisas relacionadas ao modelo deve-se principalmente à sua formalização por Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1995). O RIV sugere que o preço atual da ação é igual ao valor contábil corrente do patrimônio líquido mais o valor descontado a uma taxa livre de risco do lucro anormal futuro esperado, ou seja, o RIV mensura o valor como a soma dos dois componentes citados.

Voltando-se ao modelo desenvolvido por Ohlson (1995) (MO), pode-se observar sua derivação a partir de três suposições: i) o valor da empresa é igual ao valor presente dos dividendos futuros esperados, sendo estes condicionados à informação atual; ii) uma Dinâmica de Informações Lineares (DIL) segue um processo estacionário multivariado AR (1) e descreve a evolução ao longo do tempo dos lucros anormais da empresa e da variável que representa a informação diferente de lucros e valor contábil; iii) é utilizada a restrição *Clean Surplus Relation* (CSR) para substituir os dividendos pelos números contábeis, de modo que o preço possa ser escrito como o valor presente de lucros anormais futuros (CALLEN; MOREL, 2005).

Callen e Segal (2005) avaliaram que o principal problema com a testabilidade e implementação do modelo refere-se a variável "outras informações", que é indefinida e desconhecida a priori. Ohlson (1995) sugere que as "outras informações" no modelo devem ser pensadas resumidamente como eventos relevantes para o valor que ainda não tiveram impacto nas demonstrações financeiras atuais, sendo assim esta variável captura todas as informações não contábeis que serão eventualmente refletidas em lucros anormais futuros (LEE; LIN; YU, 2012).

O MO foi idealizado em um mundo neutro ao risco, sendo assim o custo de capital da empresa é igual à taxa livre de risco. Neste caso, o retorno sobre o patrimônio converge para o custo de capital da empresa por causa da concorrência, já os lucros anormais de longo prazo vão convergir para zero. Buscando minimizar a lacuna referente ao risco, Lyle, Callen e Elliott (2013) expandiram o MO e de Feltham e Ohlson (1999) (FO) para incorporar o risco agregado e gerar custos de capital dinâmicos variáveis no tempo (taxas de desconto).

Alguns estudos foram desenvolvidos baseados em Ohlson (1995) e considerando taxas de juros variáveis no tempo (GODE; OHLSON, 2004) ou criando um modelo que tenha relação não linear entre valor de mercado e valor contábil, a partir de taxas de juros estocásticas, rentabilidade em nível das empresas e crescimento do valor contábil (ANG; LIU, 2001) ou que incorporou a relação de lucro limpo e aprendizado sobre lucros contábeis (PASTOR; VERONESI, 2003). Todavia, Lyle, Callen e Elliott (2013) demonstraram que estes estudos não ofereceram soluções fechadas para os preços das ações. Segundo os autores, o preço do patrimônio é rotineiramente expresso como uma integral (ou soma) de uma função que deve ser resolvido numericamente. A principal contribuição dos autores foi à evidenciação da relação inversa entre os valores de risco e de retorno em toda a economia, além disso, geraram uma equação para retornos das ações e descreveram como esses retornos evoluem no tempo.

Neste sentido, Ang et al. (2006, 2009), evidenciaram uma relação negativa entre a volatilidade idiossincrática realizada (IVOL) e os retornos esperados dos ativos. Os autores constataram que portfólios de ações com maior volatilidade idiossincrática, estimada a partir dos resíduos de um modelo multifatorial, possuem retornos mais baixos, sendo que este resultado pode ser considerado uma anomalia. Assim, a inclusão do risco sistêmico agregado permitiu aos autores oferecer uma teoria para os achados empíricos de Ang et al. (2006). Ainda, os resultados dos autores fornecem uma relação explícita para o custo do capital (retorno esperado) expresso unicamente como uma combinação linear de variáveis contábeis e fundamentos da empresa, incluindo a relação *book-to-market*, preço-lucro, preço-lucro futuro, tamanho e *dividend yield*.

Comparando o modelo de Lyle, Callen e Elliott (2013) com outras metodologias baseadas em estimativas históricas, como é o CAPM, entende-se que estas, podem não ser adequadas, pois não incluem informações sobre expectativas de risco ou estados futuros da economia. Sob essa perspectiva, torna-se interessante contribuir para a literatura ao investigar esse modelo no mercado de capitais brasileiro.

Diante do que foi explanado até o momento, nesta tese três dimensões foram investigadas para buscar evidências da contribuição do trabalho de Lyle, Callen e Elliott (2013), a partir de um mercado emergente, onde nem sempre a realidade de economias desenvolvidas se aplica adequadamente.

A primeira dimensão a ser analisada é próprio modelo de Lyle, Callen e Elliott (2013) em si. Logo após, testou-se o papel dos efeitos cíclicos nas previsões de retorno, ou seja, como momentos de crescimento (*booms*) e recessão (*busts*) afetam a capacidade de previsão

do modelo no mercado brasileiro. A dinâmica de risco sistêmico de toda a economia, que na metodologia original é estimada através do *Volatility Index* (VIX), neste trabalho utilizou-se como *proxy* o IVol-BR. Por fim, outros fatores de risco foram empregados como os betas do CAPM e de 3-fatores de Fama e French (1993) e a *Cross-Sectional Variance* (CSV) como proxy para o risco idiossincrático agregado.

A segunda dimensão a ser investigada é a influência do estágio do ciclo de vida sobre os retornos e preços das ações brasileiras. Diversos trabalhos como os de Miller e Friesen (1984), Fama e French (2001), DeAngelo, DeAngelo e Stulz (2006) e Dickinson (2011) utilizaram a metodologia do ciclo de vida para estudos nas áreas de contabilidade e finanças. Dickinson (2011) apresenta e valida que os fluxos de caixa da firma podem captar o resultado financeiro dessas diferentes etapas do ciclo de vida, como uma *proxy* parcimoniosa. Com isso, procura-se buscar evidências que o modelo a partir de dados contábeis consegue prever retornos esperados e preços para firmas em diferentes ciclos de vida das firmas, conforme metodologia de Dickinson (2011).

A terceira dimensão procura evidenciar se as multidimensões da competição no mercado de produtos, reportadas por Sharma (2011), influenciam os retornos esperados (preços) estimados com base em um modelo de avaliação contábil. A ligação entre o modelo de Lyle, Callen e Elliott (2013) e as multidimensões da competitividade no mercado de produtos é considerada inédita.

Por meio das dimensões apresentadas, esta tese foi norteada pela seguinte indagação: em quais circunstâncias um modelo formulado a partir de dados contábeis é capaz de prever retornos esperados (preços) no mercado brasileiro em diferentes estágios de ciclo de vida das firmas e levando em consideração as multidimensões da competição no mercado de produtos?

Esta tese está dividida em quatro capítulos como segue. O primeiro capítulo introduz o tema que foi abordado apresentando a estrutura de avaliação de Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1999), bem como o estudo recente de Lyle, Callen e Elliott (2013) que traz inovações acerca das metodologias informadas. Além disso, apresentou os objetivos, justificativas e as principais contribuições teóricas e empíricas.

O segundo capítulo examinou a capacidade de um modelo contábil de avaliação para previsão dos retornos esperados (custo de capital) no mercado de capitais brasileiro, como também avaliou se as sensibilidades à diferentes fatores de risco, entre eles o risco agregado, o CAPM e o modelo de 3-fatores, são importantes nesta previsão.

O terceiro capítulo abordou sobre como diferentes estágios dos ciclos de vida podem afetar os resultados das estimativas de retornos (preços) do modelo de Lyle, Callen e Elliott (2013).

O quarto capítulo examinou se as multidimensões da competição no mercado de produtos afetam as previsões de retorno (preços) do modelo de Lyle, Callen e Elliott (2013). Por fim, o quinto capítulo trouxe as conclusões.

1.1 Justificativa da Pesquisa

As justificativas e contribuições estão divididas entre os capítulos como segue:

No segundo capítulo destacam-se três elementos: i) o teste realizado considerando um mercado emergente, como o Brasil, através da adequação de Lyle, Callen e Elliott (2013) para prever retornos esperados (custo de capital) a partir de regressões *cross-section*; ii) o comportamento de diversos efeitos cíclicos *booms (busts)* na previsão dos retornos dos ativos; e por fim, o último elemento contributivo deste trabalho iii) refere-se à sensibilidade da firma considerando diferentes fatores de risco nas estimações de retorno esperado (custo de capital). Neste tópico, estende-se a análise original de Lyle, Callen e Elliott (2013) com a inclusão da CSV. A CSV é uma estimativa que fornece boa aproximação para a variância idiossincrática média de um dado universo de ações e possui duas principais vantagens como (a) não necessitar da estimação de um modelo para sua apuração, como usualmente realizado a partir dos resíduos do CAPM ou modelo de 3-fatores de Fama e French (1993); (b) pelo fato de ser construída facilmente em qualquer frequência (GARCIA; MANTILLA-GARCÍA; MARTELLINI, 2014). Além disso, como verificam Fadzil, O'Hara e Ng (2017) é uma forma de obter co-movimentos de mercados acionários e mensuração do risco global. Através destes elementos destaca-se que o estudo fornece subsídios para avaliar o modelo proposto utilizando um conjunto amostral para um estudo em um país emergente.

No terceiro capítulo a principal contribuição consiste em verificar se os diferentes estágios do ciclo de vida das firmas interferem nos retornos esperados e preços dos ativos, calculados com base em um modelo que utiliza dados contábeis e variáveis fundamentalistas. Em um ambiente de informação inferior aumenta a demanda por mais informações, contudo a coleta, produção e análise se tornam mais caras. O Brasil é caracterizado por este ambiente, com maior incerteza sobre os lucros futuros e valor intrínseco das ações, o que ocasiona: erros de previsão, variações entre as previsões dos analistas para a mesma empresa e maior

volatilidade dos retornos das ações. Além de possuir alta concentração de propriedade, menor cobertura de analistas, fatores macroeconômicos específicos e alta participação do estado na economia. Assim, foi possível observar e destacar estas diferenças sistemáticas, a partir dos estágios do ciclo de vida empresarial como fator relevante, conforme preceituam Dickinson, Kassa e Schaberl (2018).

No quarto capítulo as contribuições se concentram em: i) utilizar o modelo de avaliação de Lyle, Callen e Elliott (2013), o qual incorpora o risco agregado e gera retornos esperados dinâmicos variáveis no tempo (taxas de desconto) utilizando-o em conjunto com as multidimensões da competitividade no mercado brasileiro; e ii) auxiliar investidores e agentes do mercado no sentido de aumentar as informações sobre as multidimensões da competição do mercado de produtos no Brasil e sua influência nos retornos (preços) dos ativos brasileiros. Portanto, a utilização de variáveis diferentes das que foram utilizadas por Hou e Robinson (2006) e Sharma (2011) (tamanho, *book-to-market* e o fator momento), trouxe novas evidências para competição no mercado de produtos e a previsão de retornos dos ativos.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

- Investigar em que circunstâncias um modelo formulado a partir de dados contábeis é capaz de prever retornos esperados (preços) no mercado brasileiro em diferentes estágios de ciclo de vida das firmas e levando em consideração as multidimensões da competição no mercado de produtos.

1.2.2 Objetivos Específicos

- Analisar se um modelo formulado a partir de dados fundamentalistas é capaz de prever retornos esperados (custo de capital), bem como os preços das ações com a inclusão do VIX, risco idiossincrático medido pela CSV e em períodos de crescimento (*booms*) e recessão (*busts*) no mercado brasileiro;
- Verificar se um modelo formulado a partir de dados fundamentalistas adequa-se para prever retornos esperados (custo de capital) em diferentes estágios de ciclo de vida das firmas brasileiras;

- Examinar se as multidimensões da competitividade no mercado de produtos influenciam as previsões de retornos (preços) do modelo de Lyle, Callen e Elliott (2013).

2 RETORNO ESPERADO, FUNDAMENTOS DA FIRMA E RISCO SISTÊMICO AGREGADO

2.1 Introdução

Este capítulo examina a capacidade do modelo contábil de avaliação de Lyle, Callen e Elliott (2013) para previsão de retornos (custo de capital) no mercado de capitais brasileiro, além disso testa se a sensibilidade a um fator de risco agregado, bem como de outros costumeiramente empregados na literatura a partir do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e do modelo de 3-fatores de Fama e French (1993), doravante FF, é capaz de prever os retornos de ação um mês a frente.

A base teórica do modelo contábil de avaliação que foi utilizado é o estudo de Ohlson (1995) aqui denominado de Modelo de Ohlson (MO). O MO traz uma nova perspectiva ao *Residual Income Valuation* (RIV), com sua derivação baseada em três suposições: i) o valor da empresa é igual ao valor presente dos dividendos futuros esperados, sendo estes condicionados à informação atual; ii) uma Dinâmica de Informações Lineares (DIL) segue um processo estacionário multivariado AR (1) e descreve a evolução ao longo do tempo dos lucros anormais da empresa e da variável que representa a informação diferente de lucros e valor contábil; iii) é utilizada a restrição *Clean Surplus Relation* (CSR)¹ para substituir os dividendos pelos números contábeis, de modo que o preço possa ser escrito como o valor presente de lucros anormais futuros (CALLEN; MOREL, 2005).

O MO admite um mundo neutro ao risco e taxas de juros não estocásticas. No entanto, considerando que os investidores são avessos ao risco, Feltham e Ohlson (1999) (FO) buscaram ampliar o RIV e incluíram fatores de desconto estocásticos dinâmicos como refletido nos termos de covariância condicional dinâmica. Porém, um dos maiores problemas deste modelo é sua difícil verificação em termos empíricos.

Buscando minimizar a lacuna referente ao risco, Lyle, Callen e Elliott (2013) expandiram o modelo de (FO) para incorporar o risco agregado e gerar custos de capital dinâmicos variáveis no tempo (taxas de desconto). A metodologia baseada em dados contábeis gerou uma equação para o custo de capital (retorno esperado) expresso unicamente

¹ CSR ou lucro limpo é uma condição imposta para que todas as variações patrimoniais transitem pelo resultado e, além disso, os dividendos por meio da CSR são definidos amplamente como a diferença entre os lucros e as mudanças no valor contábil.

como uma combinação linear de variáveis contábeis da empresa, incluindo a relação *book-to-market*, preço-lucro, preço-lucro futuro, tamanho e *dividend yield*, no intuito de relacionar os retornos das ações e descrever como esses retornos evoluem no tempo. Uma das principais contribuições dos autores foi à evidência de que ações com altas covariâncias negativas relacionadas a alterações no risco agregado da economia devem ter maiores retornos médios das ações, sendo um resultado similar ao que já tinha sido encontrado por Ang et al. (2006). Além disso, a mensuração dos autores encontrou um retorno anormal mensal significativo de 1,18%, já as outras medidas (CAPM e 3-fatores) obtiveram resultados anormais insignificantes.

A metodologia de Lyle, Callen e Elliott (2013) é relevante, uma vez que, se mostrou superior aos modelos convencionais baseados em estimativas históricas, como é o CAPM e o modelo de 3-fatores de FF, no mercado americano. Entende-se que estas estimativas, podem não ser adequadas para o cálculo do retorno esperado haja vista não incluem informações sobre expectativas de risco ou estados futuros da economia. Outra característica positiva de Lyle, Callen e Elliott (2013) é a de possuir fácil aplicação para gerar retornos esperados como uma combinação linear de variáveis contábeis observáveis e fundamentos das empresas, ou seja, é um modelo empiricamente implementável (EVANS; NJOROGÉ; YONG, 2017).

Neste capítulo além de verificar a possibilidade de se usar o modelo de avaliação contábil de Lyle, Callen e Elliott (2013) que usa regressões *cross-section*, testa-se também o papel dos efeitos cíclicos nas previsões de retorno, ou seja, investigou-se como momentos de crescimento (*booms*) e recessão (*busts*) afetam a capacidade do modelo em prever retornos no mercado brasileiro. Dentre os trabalhos na literatura que seguiram esta metodologia podem-se citar Aguerrevere (2009) e Pastor e Veronesi (2009), onde pode ser visto que os retornos dos ativos apresentam relações diferentes durante *booms* e recessões. Mais recentemente, Sharma (2011) investigou o comportamento de retornos anormais e competição no mercado de produtos, encontrando que nas recessões (*busts*) as carteiras de empresas com maior possibilidade de substituição de produtos possuem uma diferença de retorno de 0,881% por mês em comparação com os períodos de crescimento (*boom*), contudo, os efeitos não foram significativos quando consideradas outras medidas de competição.

Na continuação, Lyle, Callen e Elliott (2013) utilizaram diferentes fatores de risco para verificar a sensibilidade das firmas a cada um deles com o intuito de identificar se estes fatores podem ser úteis no processo de previsão dos retornos. Um dos fatores usados neste capítulo foi o *Volatility Index* (VIX), que é divulgado pelo *Chicago Board Options Exchange Conselho* (CBOE) e é empregado sob a justificativa de ser uma boa *proxy* para o risco

esperado em toda a economia (sistemático). No Brasil não há um índice oficial com estas características, entretanto trabalhos como os de Mastella (2015) e Astorino et al. (2015) propuseram cálculos para o “VIX BRASIL”. Nesta pesquisa foi considerada como *proxy* para o VIX, o IVol-BR que foi proposto em Astorino et al. (2015), e que utiliza dados diários disponíveis a partir de agosto de 2011. Outros fatores de risco empregados foram os betas do CAPM e de 3-fatores de FF, bem como o risco idiossincrático agregado tomando como *proxy* a *Cross-Sectional Variance* (CSV).

Sob essa perspectiva, este capítulo foi baseado nas seguintes indagações: um modelo contábil de avaliação aplicado em países desenvolvidos, pode ser utilizado em mercados emergentes, como o Brasil? A capacidade do modelo é afetada de acordo com o estado do mercado em períodos de “*booms*” e “*busts*”? Por fim, a sensibilidade da firma aos fatores de risco é capaz de prever o excesso de retorno um mês a frente?

Em mercados desenvolvidos, como nos EUA, modelos de avaliação com base em variáveis fundamentalistas são extensivamente utilizados para previsão de retornos esperados (Fama e French, 1992, 1993, 2015; Kothari, Shanken e Sloan, 1995; Ang et al. 2006 e 2009; Lyle, Callen e Elliott, 2013). Todavia, utilizar dados de uma economia diferente dos EUA, como por exemplo, o Brasil pode mitigar os vieses que acontecem em decorrência de *data snooping* (LO; MACKINLAY, 1990). Assim, este trabalho oferece uma validação empírica independente do modelo estudado extrapolando a limitação regional utilizando uma amostra de firmas brasileiras.

Sobre algumas diferenças entre o mercado americano e o brasileiro, constata-se que nos Estados Unidos os estudos contam com uma amostra maior e com mais informações disponíveis, por exemplo, Fama e French (1992) utilizam mais de 2000 ativos por ano para composição de sua amostra, já no Brasil a quantidade de ativos total da bolsa de valores é muito menor em torno de 600 e o Índice BOVESPA (IBOVESPA) conta em média com apenas 60 ativos em sua composição. Contudo, ressalta-se ainda a importância que a bolsa de valores de São Paulo possui para a América Latina, sendo a maior com base na capitalização de mercado das empresas listadas e a 5ª do mundo após a fusão da BM&FBovespa e Centro de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (Cetip), em 2017, dando origem a B3 (Brasil, Bolsa e Balcão).

Além disso, o nível de eficiência do mercado em economias emergentes ainda é motivo de debate e esse fator pode influenciar bastante os resultados. No curto prazo, problemas que podem reduzir a eficiência do mercado são mais pronunciados em países como o Brasil (LOPES; ALENCAR, 2010). Lopes (2002) observa algumas características que

distinguem o mercado de capitais brasileiro de economias desenvolvidas, como sua estrutura de participação acionária e fatores institucionais, fonte de recursos e participação do Estado na economia. O controle acionário no Brasil é bastante concentrado e não existe diferenciação entre quem são os proprietários e administradores. O país tem como sistema legal o *code law*, com fraca proteção ao investidor e possuindo uma visão legalista, conforme pode ser visto em Durnev e Kim (2005); Chong e Lopez-de-Silanes (2007); e Lopes e Walker (2008), além de ter alta concentração de propriedade.

Pesquisas anteriores demonstraram (La Porta et al., 2000; La Porta et al., 2002), que a concentração é uma característica inerente aos ambientes com fraca proteção. Lopes e Alencar (2010) relatam que esta característica é um aspecto determinante do ambiente brasileiro quando comparado aos Estados Unidos e tem um efeito importante na relação entre *disclosure* e o custo de capital, por exemplo. Destaca-se também a influência que a legislação tributária possui sobre os relatórios produzidos e publicados no país. Portanto, é relevante estudar um país com estas especificações, diante de sua importância para economia mundial.

Entre as contribuições deste estudo destacam-se três elementos: i) o teste realizado considerando um mercado emergente, como o Brasil, através da adequação de Lyle, Callen e Elliott (2013) para prever retornos esperados (custo de capital) a partir de regressões *cross-section*; ii) o comportamento de diversos efeitos cíclicos *booms (busts)* na previsão dos retornos dos ativos; por fim, o último elemento contributivo deste trabalho (iii) refere-se à sensibilidade da firma considerando diferentes fatores de risco nas estimações de retorno esperado (custo de capital). Neste tópico, estende-se a análise original de Lyle, Callen e Elliott (2013) com a inclusão da CSV. A CSV é uma estimativa que fornece boa aproximação para a variância idiossincrática média de um dado universo de ações e possui duas principais vantagens como (a) não necessitar da estimação de um modelo para sua apuração, como usualmente realizado a partir dos resíduos do CAPM ou modelo de 3-fatores de FF; (b) pelo fato de ser construída facilmente em qualquer frequência (GARCIA; MANTILLA-GARCÍA; MARTELLINI, 2014). Além disso, como verificam Fadzil, O'Hara e Ng (2017) é uma forma de obter co-movimentos de mercados acionários e mensuração do risco global. Através destes elementos destaca-se que o estudo fornece subsídios para avaliar o modelo proposto utilizando um conjunto amostral para um estudo em um país emergente.

Os principais resultados deste trabalho evidenciaram que o modelo Lyle, Callen e Elliott (2013) não apresenta boa adequação para previsão de retornos no mercado de capitais brasileiro. Os testes de robustez pela estratificação da amostra com base em quatro características da firma: capitalização de mercado, quantidade de analistas que seguem a

firma, esforço que o analista emprega para cobrir determinada empresa e a acurácia da previsão *Analysts' Forecast Accuracy* (AFA) demonstraram que os resultados se mantiveram.

O restante do estudo é organizado como segue. Na seção 2.2 foram descritas as principais teorias acerca de modelos de avaliação que utilizam dados contábeis, considerando um mundo neutro ao risco e com a incorporação da aversão ao risco. Na seção 2.3 são descritos os procedimentos metodológicos, os resultados e suas análises são incluídos na seção 2.4, as análises de sensibilidade dos resultados na seção 2.5 e conclui-se na seção 2.6.

2.2 Referencial Teórico

2.2.1 Modelos de Aversão ao Risco

Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1995) assumem que os investidores são neutros ao risco e as taxas de juros são não estocásticas e fixas. Entretanto, Callen (2016) informa que algumas aplicações empíricas do MO substituem a taxa livre de risco por outras medidas alicerçadas no CAPM ou nos modelos de fatores de FF. Contudo, o estudo de Morel (2003), já mostrava que os parâmetros estimados a partir do MO não são consistentes, com os que são estimados a partir do CAPM ou dos modelos de fatores de FF, pois os seus pressupostos são incompatíveis entre si. O CAPM, por exemplo, é um modelo de equilíbrio de mercado bastante estruturado que pressupõe, que os retornos sejam normalmente distribuídos (multivariados) e que os mercados perfeitos. Já o MO não é um modelo de equilíbrio e tem como pressupostos apenas a não-arbitragem e uma estrutura de informação específica (DIL). Sendo assim, é incorreto medir o custo de capital do MO, por uma taxa que não seja a livre de risco.

Neste contexto, mas levando em considerando a aversão ao risco, outras abordagens foram surgindo, como por exemplo, a análise de Feltham e Ohlson (1999) que estendeu o modelo RIV para incluir uma dinâmica de aversão ao risco e se baseou em apenas duas hipóteses: não arbitragem nos mercados financeiros e contabilidade de lucro limpo. Os ajustamentos de risco consistem em reduções nas certezas equivalentes dos ganhos anormais esperados.

Cupertino e Lustosa (2004) avaliam que para a precificação do risco em Feltham e Ohlson (1999) é necessário que haja informações referentes aos eventos e as datas mais prováveis dos lucros residuais futuros, para calcular as certezas equivalentes. Entretanto, o

artigo não demonstra como obter o conjunto de informações necessário para operacionalizar o modelo.

O estudo de Lyle, Callen e Elliott (2013), doravante LCE, tem como objetivo estender os trabalhos Ohlson (1995), Feltham e Ohlson (1999) para incorporar as expectativas dinâmicas sobre o nível de risco sistemático na economia. Além disso, forneceu uma equação para o custo do capital (retorno esperado) onde é expressa unicamente como uma combinação linear de variáveis contábeis e fundamentos da empresa, como: o índice *book-to-market*, a relação do preço-lucro, preço-lucro futuros, tamanho e o *dividend yield*. Na construção do modelo, LCE admitem que os lucros anormais e o vetor de “outras informações” (v_t) seguem uma dinâmica linear autorregressiva. Desta forma, os lucros anormais do próximo período (x_{t+1}^a) são uma média ponderada dos lucros anormais atuais (x_t^a) e os lucros anormais de longo prazo (x_L^a). Formalmente tem-se que:

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + (1 - \omega)x_L^a + \epsilon_{t+1}, \quad (1)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + u_{t+1}. \quad (2)$$

LCE assumiram que o termo de erro u_{t+1} é idiossincrático e que não possui correlação com o fator de desconto estocástico. Já o termo de erro ϵ_{t+1} é homocedástico com variância σ_x^2 , os dois termos de erros são considerados como média zero.

Conforme Callen (2016) esta formulação consiste na mesma dinâmica de Ohlson (1995), todavia, este último, foi idealizado em um mundo neutro ao risco, sendo assim o custo de capital da empresa é igual à taxa livre de risco. Neste caso, o retorno sobre o patrimônio converge para o custo de capital da empresa por causa da concorrência, já os lucros anormais de longo prazo vão convergir para zero. No entanto, em um mundo avesso ao risco, o custo do capital é a taxa livre de risco acrescido de um prêmio de risco. O retorno sobre o patrimônio, eventualmente, converge para o custo de capital da empresa, em seguida, os lucros anormais irão convergir para um valor de equilíbrio de longo prazo acima de zero. Assim, a longo prazo lucros anormais variáveis estão incluídos na dinâmica (CALLEN, 2016).

Além da dinâmica de lucros anormais, LCE também incorporaram uma dinâmica linear para o fator de desconto estocástico $m_{t,t+1}$, a seguir:

$$m_{t,t+1} = Rf^{-1}(1 - \sigma_{m,t}e_{t+1}). \quad (3)$$

Na qual o termo de erro e_{t+1} tem média zero e variância unitária, além de ser (positivamente) correlacionado com ϵ_{t+1} (Eq. 1), já o termo $\sigma_{m,t}$ representa o nível de risco agregado sistemático na economia e umas das principais contribuições da pesquisa. Os

autores assumiram também, por conveniência, que o nível de risco na economia segue um passeio aleatório:

$$\sigma_{m,t+1} = \sigma_{m,t} + \xi_{t+1}, \quad (4)$$

“onde ξ_{t+1} é uma variável aleatória com média zero independente da variável aleatória de e_{t+1} ” (LYLE; CALLEN; ELLIOTT, 2013, p. 904).

Na sequência LCE dividiram o artigo em três proposições. Na 1ª proposição o preço do capital é dado por:

$$S_t = B_t + \alpha_1 x_L^a + \alpha_2 x_t^a + \alpha_3 v_t - \lambda_1 \sigma_{m,t}, \quad (5)$$

A equação 5 traduz um modelo de avaliação, formado a partir da função linear de variáveis contábeis, onde B_t é o valor contábil do patrimônio líquido, x_L^a , x_t^a e v_t já foram definidas previamente e representam os lucros anormais de longo prazo, os lucros anormais atuais e outras informações sobre lucros anormais, respectivamente, e $\lambda_1 \sigma_{m,t}$ é um fator dinâmico de ajuste de risco agregado. A equação ainda apresenta que os preços dos ativos estão positivamente relacionados com os fundamentos e inversamente associados com o risco de toda a economia.

LCE informam que caso $\lambda_1 = 0$ (neutralidade de risco) e $x_L^a = 0$ o modelo (Eq. 5) voltaria ao seu ponto inicial, ou seja, o original MO. Avaliam também que λ_1 está aumentando no nível da volatilidade dos lucros anormais σ_x . Desta forma, entende-se que um aumento da incerteza sobre os fundamentos da empresa deve reduzir os valores das ações ou aumentar os custos de capital. Contudo, a volatilidade dos lucros anormais só possui impacto nos preços das ações quando é sistemática.

Como consequência da equação (5) os autores desenvolveram uma formulação com base no retorno do patrimônio e o custo de capital.

Na 2ª proposição, LCE oferecem uma formulação sobre o comportamento dos retornos das ações e sua relação com os custos de capital, onde $R_{t+1} = \frac{S_{t+1} + D_{t+1}}{S_t}$ relaciona-se ao retorno do patrimônio com dividendo e, $\Delta \sigma_{m,t}$, é a variação no risco esperado sistemático. Por meio da equação 6, o processo de geração de retorno satisfaz à dinâmica:

$$R_{t+1} = R_f + (R_f - 1)\lambda_1 \frac{\sigma_{m,t}}{S_t} + (1 + \alpha_2) \frac{\epsilon_{t+1}}{S_t} + \alpha_3 \frac{u_{t+1}}{S_t} - \lambda_1 \frac{\Delta \sigma_{m,t}}{S_t}. \quad (6)$$

Além disso, o custo de capital (retorno esperado), μ_{t+1} , é dado por:

$$\mu_{t+1} = R_f + (R_f - 1)\lambda_1 \frac{\sigma_{m,t}}{S_t}, \quad (7)$$

A equação 7, mostra que maiores valores de λ_1 aumentam os retornos esperados (custo de capital). Entretanto, as empresas com o maior custo de capital ou, equivalente, vão ter os preços de suas ações mais afetadas quando há uma mudança na expectativa de risco sistemático. LCE informam que o último termo da (Eq. 6) mostra que as empresas com os retornos esperados mais elevados vão ter as maiores desvalorizações de preços quando aumenta o risco sistemático na economia, e vice-versa.

Uma das bases teóricas do trabalho de LCE é o de Ang et al. (2006), onde verificaram que ativos com alta sensibilidade as alterações na volatilidade agregada têm retornos médios baixos, bem como ativos com volatilidade idiossincrática elevada, medida pelo modelo 3-fatores de FF, têm retornos médios extremamente pequenos. Portanto, o trabalho de LCE partindo deste pressuposto construiu seu modelo a partir desta relação inversa entre o risco sistemático da economia e os preços dos ativos.

Foi visto na Eq. 7 que o custo de capital (retorno esperado) é uma função da taxa livre de risco, da volatilidade do lucro anormal, da persistência do lucro e do nível de risco na economia. Além disso, analisando simultaneamente as Equações 5 e 7 sugere-se que o modelo de LCE tem o potencial de estimar o custo de capital de uma forma interessante na avaliação contábil.

Verifica-se que o fato do termo de covariância ($\lambda_1 \sigma_{m,t}$) estar presente em ambas às expectativas de retorno (Eq. 7) e no preço da ação (Eq. 5) é possível substituir o preço observável e as variáveis de contabilidade pelo não observável, $\lambda_1 \sigma_{m,t}$, na mensuração dos retornos esperados.

Desta forma, condizente com a literatura de decomposição de retorno, que diz que o mesmo pode ser dividido em expectativas de retornos, choques nos fluxos de caixa atuais e futuros (notícias de fluxos de caixa) e choques para futuros retornos esperados (notícias de taxas de desconto), como por exemplo, Vuolteenaho (2002) e Callen e Segal (2005), o retorno do patrimônio (Eq. 6) divide-se em retornos esperados mais notícias de fluxo de caixa menos notícias de taxas de desconto (LYLE; CALLEN; ELLIOTT, 2013, p. 907), onde:

$$\begin{aligned} \text{Retornos esperados} &= R_f + (R_f - 1)\lambda_1 \frac{\sigma_{m,t}}{S_t}, \\ \text{Notícias de fluxos de caixa} &= (1 + \alpha_2) \frac{\epsilon_{t+1}}{S_t} + \alpha_3 \frac{u_{t+1}}{S_t}, \\ \text{Notícias de taxas de desconto} &= \lambda_1 \frac{\Delta \sigma_{m,t}}{S_t}. \end{aligned} \tag{8}$$

Entende-se que um choque positivo para os fluxos de caixa, mensurado pelos choques nos lucros anormais e no vetor de “outras informações”, aumenta os retornos das ações. Os autores demonstram que os modelos padrões de avaliação contábil não captam a redução dos retornos das ações, quando há um choque positivo para os retornos esperados, pois consideram que o risco é constante ao longo do tempo (LYLE; CALLEN; ELLIOTT, 2013).

A 3ª proposição de LCE relaciona-se com uma das principais conclusões do trabalho, onde retornos esperados (custos de capital) podem ser expressos como uma função linear de variáveis contábeis e outros fundamentos da empresa, deflacionados pelo preço. Os autores afirmam que muitos estudos em finanças usam covariâncias (como beta) para medir retornos esperados. No entanto, estimar estes valores é extremamente difícil e a eficácia da previsão de retorno das ações *out of sample* tem sido difícil apesar dos grandes esforços por parte da literatura. Neste sentido, ao invés de focar em covariâncias não observáveis, como principal elemento para mensurar os retornos esperados, o modelo às substitui pelas características das empresas observáveis como mostra a equação (9):

$$\mu_{t+1} = 1 + \eta_1 \frac{x_L^a}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t}, \quad (9)$$

Pela equação estimada os autores formulam 4 (quatro) implicações importantes. Primeira, na equação 9 visualiza-se que o custo de capital (retorno esperado) da empresa pode ser expresso como uma função linear não-negativa da relação lucro futuro/preço, *book-to-market*, lucro atual/preço, expectativa de lucros e *dividend yield*, onde tamanho e a relação *book-to-market* têm gerado vários estudos desde os resultados de FF (1993).

A segunda implicação avalia que não são necessários betas ou outros termos de covariância no lado direito dessas equações para estimar, ou seja, apenas os fundamentos da empresa determinam os custos de capital. Com a terceira implicação, viu-se que as variáveis contábeis desempenham um papel essencial na precificação de ativos e mensuração do custo de capital. Na quarta implicação, LCE além de fornecerem orientação teórica para quais fundamentos específicos devem ser usados para determinar o custo de capital, mostram também como estes fundamentos precisam ser combinados.

2.3 Procedimentos Metodológicos

2.3.1 Amostra e Dados

A amostra foi constituída por empresas de capital aberto e as análises principais envolvem o período fiscal anual considerando o intervalo de 2005 a 2016, onde as informações de dezembro do ano anterior são utilizadas para as estimações do mês de abril do ano subsequente. A escolha deste período foi baseada em um *tradeoff*, já que antes de 2005 eram poucas informações sobre previsão de lucros para uma análise *cross-sectional*, então para se ter mais dados sobre esta variável escolheu-se este período. Os dados contábeis, de retornos e as previsões dos analistas foram recolhidos a partir da Base de dados da *Bloomberg*, para as estimações dos fatores usou-se a base da *Quantum*, já os dados para a *proxy* do VIX, o IVol-BR foram retirados do site do Núcleo de Pesquisa em Economia Financeira da FEA/USP², todavia as informações só estão disponíveis a partir de 2011, assim as análises no Brasil sobre o VIX (IVol-BR) foram iniciadas neste ano, sendo esta uma das limitações neste trabalho.

Assim como em LCE, a amostra foi restrita para empresas com valor patrimonial (*book value*) positivo, preço por ação superior a R\$ 5,00, e dados em pelo menos 2 anos consecutivos. Os autores também seguiram a metodologia de Nekrasov e Shroff (2009), desta forma foi necessário que as empresas tivessem de 1 a 2 anos seguintes com as previsões de analistas, sendo o segundo ano positivo, além disso, as relações *book-to-market* foram entre 0,01 e 100 e que os lucros esperados em crescimento fossem entre 0 e 100%³.

2.3.2 Modelo Empírico

O conjunto inicial de testes destinou-se a determinar a eficácia da mensuração do custo de capital baseada em dados contábeis e fundamentos das firmas. O modelo de regressão empírica segue a Eq. 9, contudo na seguinte forma (Eq. 10):

$$R_{t+1} - 1 = \alpha + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} + \varepsilon_{t+1}, \quad (10)$$

² Disponível em http://nefin.com.br/volatility_index.html.

³ No presente estudo esta questão adicional não foi considerada, porém os autores apontam que a mesma não influenciou os resultados das estimações. Com isso, optou-se por não realizar esse recorte.

em que t indica o ano fiscal mais recente, $R_{t+1} - 1$ é o excesso de retorno líquido de um mês a frente, S_t é a quantidade da ação no final do ano fiscal mais recente multiplicada pelo preço no final do mês calendário t , B_t é o valor contábil do patrimônio líquido no final do ano fiscal t ; x_t é o lucro líquido para o ano fiscal t ; D_t são os dividendos pagos aos acionistas no ano fiscal t ; e $E_t[x_{t+1}]$ ⁴ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t . Desta forma, as variáveis contábeis, B_t , x_t e D_t referem-se ao período fiscal mais recente e são atualizadas a cada mês de abril.

A partir da Proposição 3, LCE esperavam que os coeficientes para o inverso do tamanho, relação *book-to-market*, lucro-preço futuro e *dividend yield* (η_1 , η_2 , η_4 e η_5), respectivamente, fossem positivos e o coeficiente da relação lucro-preço corrente, η_3 , negativo.

Para avaliar o efeito cíclico que períodos de expansão (*booms*) e recessão (*busts*) possam ter sobre a análise, foi dividido o período de amostragem por meio dos efeitos cíclicos do mercado, representados pelo retorno médio de 3 anos do índice Bovespa de modo a reduzir a influência dos erros na medição. Quando o retorno de 3 anos do mercado foi positivo (negativo), definiu-se o estado do mercado como "*boom*" (recessão), o procedimento foi adotado por Sharma (2011) e já tinha sido utilizado por Cooper, Gutierrez e Hameed (2004) para classificação do mercado em *up* (*down*) nos EUA.

2.3.3 A Sensibilidade a Diferentes Fatores de Risco Agregado Prevê Retornos de Ações?

Ang et al. (2006) demonstraram que a sensibilidade ao risco em toda a economia está associada aos retornos das ações. No trabalho de LCE examinou-se a mesma relação para sua amostra e foi visto que a sensibilidade ao risco em toda a economia deflacionada pelo preço é bastante significativa para determinação dos retornos esperados, mesmo quando comparada com o CAPM e com os fatores de risco de FF (1993) que apresentaram piores desempenhos.

Em LCE, *a priori* foi explorado o poder explicativo do modelo *cross-section*, no intuito de superar o problema de que a variável primária de interesse, ou seja, o risco de toda a economia é transversalmente constante (LYLE; CALLEN; ELLIOTT, 2013). Neste caso,

⁴ Em detalhes, $E_t[x_{t+1}] = Qnt_t x \{w_d x E_t[x_{t+1}] + (1 - w_d) x E_t[x_{t+2}]\}$, em que Qnt_t é a quantidade de ações em circulação no mês t ; w_d é a diferença da data de encerramento do próximo ano fiscal e a data corrente dividida por 365; e $E_t[x_{t+1}]$ e $E_t[x_{t+2}]$ representa previsão consensual de lucros de um e dois anos à frente, respectivamente.

mensurou-se a sensibilidade ao risco em toda a economia, usando uma abordagem *two-pass regression*. Na *first-pass*, foi regredido o retorno do próximo período no VIX (e a mudança no VIX), que como mencionado utilizando-se o IVol-BR, por meio de dados de séries temporais no nível de empresa. O coeficiente de regressão mede a sensibilidade dos retornos da empresa para o risco esperado em toda a economia (sistemático) onde o VIX é a sua *proxy* empírica. Já na *second pass* da regressão em *cross-section*, regrediram-se os retornos em excesso com base na taxa livre de risco e os coeficientes estimados no primeiro estágio, os quais são a "sensibilidade para o risco (sistêmico) agregado" e depois de forma separada com os betas relativos ao modelo CAPM e 3-fatores de FF tomando como base a mesma janela para a estimativa da série temporal. Este procedimento de estimativa *two-pass* é comum na literatura de apreçamento de ativos, sendo assim como os dados para o VIX estão disponíveis apenas a partir de agosto de 2011, utilizou-se um período de 3 anos para estimar as sensibilidades visando um *tradeoff* entre o período usado no *first e second pass*. Seguem os detalhes deste procedimento de estimativa.

A equação 6 da Proposição 2 relaciona os retornos das ações no nível e nas mudanças do risco esperado em toda a economia, como este tipo de risco não é observável, usaram o contrato CBOE VIX como *proxy*. Assim, para estimar λ_1 , que representa a sensibilidade dos retornos da empresa para o risco esperado em toda a economia (sistemático) foi utilizado o seguinte modelo empírico:

$$R_{t+1} - R_f = \lambda_0 + \lambda_1 \left[(R_f - 1) \frac{VIX_t}{S_t} - \frac{\Delta VIX_t}{S_t} \right] + e_{r,t+1}. \quad (11)$$

Em que a *proxy* para o VIX, no Brasil, como já informado foi o IVol-BR e $e_{r,t+1}$ é um termo de erro médio zero que contém os choques de fluxo de caixa. Na continuação para a estimação da Eq. 11, o procedimento adotado por LCE foi seguido, assim sendo a amostra foi restrita a ações com no mínimo 120 dias de negociação diária. Já para controlar as questões de microestrutura que surgem da utilização de dados diários, foi incluída a variável independente defasada na regressão, este procedimento também foi realizado para os fatores estimados. A estimativa de λ_1 é a soma dos coeficientes sobre as variáveis independentes contemporâneas e defasadas, denotadas por $\hat{\lambda}_1$, que representa uma métrica de sensibilidade ao risco da empresa. Uma abordagem similar de regressão *two-pass* é seguida para estimar cada um dos betas de mercado e os betas de 3-fatores de FF durante o mesmo período.

2.3.4 Risco Idiossincrático e a *Cross-Sectional Variance* (CSV)

Goyal e Santa-Clara (2003) e Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) apontaram que a CSV pode ser uma *proxy* útil para o risco idiossincrático agregado, pois no mercado americano viu-se que a CSV dos retornos das ações é correlacionada com os retornos de mercado. Conforme Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) a CSV é um estimador consistente e assintoticamente eficiente para a volatilidade idiossincrática agregada, pois é altamente correlacionada com outras proxies que mensuram este tipo de risco e possui duas principais vantagens dessa metodologia, que são: independência de modelos e pode ser observável em qualquer frequência. Os resultados de Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) apontaram que a nova medida proposta (CSV) prevê fortemente os retornos futuros no mercado de ações agregado na frequência diária (novas evidências) como mensal, em especial usando o esquema igualmente ponderado. Para chegarem a estes resultados, os autores utilizaram um período de julho de 1963 a dezembro de 2006.

No Brasil, o trabalho de Roma (2017) também aponta o mesmo comportamento da CSV, ou seja, que representa uma *proxy* para o risco idiossincrático agregado quando comparada a medidas tradicionais alternativas. Mais recentemente, Verousis e Voukelatos (2018) afirmaram que a CSV dos retornos das ações é uma variável precificada robusta para prever os retornos de ativos a nível da empresa. Diante deste contexto, além do VIX, que é uma *proxy* para o risco agregado sistemático em toda a economia do trabalho de LCE, utilizou-se o risco idiossincrático agregado, obtido pela CSV.

A argumentação teórica para testar a utilização da CSV como fator de risco precificado para os retornos esperados das ações brasileiras pode ser encontrada no trabalho de Verousis e Voukelatos (2018), onde a ênfase dada está nas estimações a nível de empresas como em LCE. Os autores descobriram que ações com alta sensibilidade à dispersão (CSV) oferecem baixos retornos esperados, concluíram também que uma carteira *spread* a custo zero que é *long* (*short*) em ações com betas de baixa (alta) dispersão produziu um retorno estatisticamente e economicamente significativo e encontraram que a dispersão está associada a um prêmio de risco significativamente negativo no *cross-section* de $-1,32\%$ ao ano.

Portanto, a CSV foi construída usando como base a formulação proposta por Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014), com um dos seus esquemas que é a CSV ponderada em igualdade, a seguir denominada CSV_t^{EW} onde $w_{it}=1/N_t \forall i$ e t . Com isso, assumindo que r_t^{EW} representa o retorno do portfólio igualmente ponderado, é visto que:

$$CSV_t^{EW} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (r_{it} - r_t^{EW})^2, \quad (12)$$

em que N_t é o número de ações em um portfólio e $i = 1, 2, \dots, N_t$ e o retorno de cada ação é representado por r_{it} . Neste estudo também foi mensurado a CSV ponderado pelo valor utilizada por Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014). Para controlar as questões de microestrutura com o uso de dados diários, assim como foi feito com o VIX (IVol-BR) e os fatores de risco, também se incluiu a variável independente defasada da CSV na regressão.

2.4 Resultados Empíricos e Discussão

2.4.1 Resultados Empíricos

A tabela 1 fornece informações gerais sobre um resumo das estatísticas descritas das principais variáveis deste trabalho.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	R_{t+1}	P_t	B_t	x_t	$E_t[x_{t+1}]$	$\frac{D_t}{S_t}$	Tam_t	bm_t
<i>Painel A: Estatísticas descritivas específicas das empresas</i>								
Média	0,00492	26,5155	20,2362	1,4734	2,5727	0,04560	22.2994	-0.5750
DP	0,10418	57,5114	35,0182	6,5158	4,8867	0,06594	1.17859	1.04312
Máx,	1,96610	1689	302,988	33,4	62,2430	0,74039	26.4149	2.33473
Min,	-0,6467	5	0,2357	-376,72	-5,6927	0	18.6965	-4.4602
	$R_{t+1} - 1$	S_t^{-1}	$\frac{B_t}{S_t}$	$\frac{x_t}{S_t}$	$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	$\frac{D_t}{S_t}$		
<i>Painel B: Matriz de correlações</i>								
$R_{t+1} - 1$		0,019*	0,013	0,008	0,02*	0,026**		
S_t^{-1}	0,007		0,143***	-0,001	0,193***	0,011		
$\frac{B_t}{S_t}$	-0,014	0,214***		0,127***	0,432***	0,356***		
$\frac{x_t}{S_t}$	0,012	0,065***	0,366***		0,324***	0,252***		
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	0,007	0,169***	0,52***	0,643***		0,348***		
$\frac{D_t}{S_t}$	0,021**	-0,101***	0,301***	0,508***	0,444***			

Painel A informa as estatísticas descritivas para 9.085 ações-mês de 2005 a 2016. t indica o ano fiscal mais recente, R_{t+1} é o retorno mensal com dividendos “cum-dividend” (bruto), P_t é o preço por ação para o período t ; S_t é a quantidade da ação no final do ano fiscal mais recente multiplicada pelo preço no final do mês calendário t , B_t é o valor contábil do patrimônio líquido no final do ano fiscal t ; x_t é o lucro líquido para o ano fiscal t ; D_t são os dividendos pagos aos acionistas

no ano fiscal t ; e $E_t[x_{t+1}]$ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t .

Painel B fornece as correlações *Pearson* (o triângulo superior) e *Spearman* (o triângulo inferior) para a variáveis usadas nas análises. ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os coeficientes médios e as estatísticas t são apresentados na tabela 2.

Tabela 2: Regressões *cross-section* de retorno

Modelo de regressão: $R_{t+1} - 1 = \text{Intercepto} + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t}$						
Intercepto	0,0255 (0,8266)	-0,0022 (-0,421)	-0,0058 (-1,0310)	-0,0025 (-0,4951)	-0,0031 (-0,5743)	0,0353 (1,1593)
S_t^{-1}	0,0013 (0,9752)					0,0017 (1,3397)
$\frac{B_t}{S_t}$		-0,0008 (-0,394)				-0,0036 (-1,4169)
$\frac{x_t}{S_t}$			0,0291 (1,5929)			0,0244 (0,8173)
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$				-0,0099 (-0,3984)		-0,00392 (-0,1048)
$\frac{D_t}{S_t}$					0,0276 (0,9390)	0,01105 (0,34422)
R^2 ajustado	0,0134	0,0237	0,0231	0,0158	0,0154	0,08381

Esta tabela relata os coeficientes médios e as estatísticas t das regressões *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) do excesso de retorno das ações em um mês a frente. ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

É possível identificar que não houve significância estatística de nenhuma variável do modelo para o Brasil. Na última coluna da tabela encontra-se o modelo completo com todas as variáveis juntas na mesma regressão. No trabalho de LCE três variáveis foram as mais relevantes para determinação do modelo: inverso do tamanho, índice *book-to-market* e a relação do lucro/valor de mercado.

Tabela 3: Retornos esperados (custo de capital) e efeitos cíclicos

	Retorno esperado % Expansão (<i>boom</i>)	Retorno esperado % Recessão (<i>busts</i>)
Intercepto	0,0828** (2,1331)	-0,0667 (-1,1240)
S_t^{-1}	0,0037** (2,2939)	-0,0028 (-1,1328)
$\frac{B_t}{S_t}$	-0,0069** (-2,2218)	0,0022 (0,4331)
$\frac{x_t}{S_t}$	0,0508 (1,2392)	0,0220 (0,6051)
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	0,0232 (0,4738)	-0,1119 (-1,6708)
$\frac{D_t}{S_t}$	0,0115 (0,3576)	-0,0172 (-0,3624)
R^2 ajustado	0,0758	0,1048

Esta tabela apresenta os retornos anormais em períodos de expansão (*boom*) e recessão (*busts*), ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A tabela 3 que relaciona os retornos esperados (custo de capital) aos efeitos cíclicos dos períodos de expansão (*booms*) e recessão (*busts*), mostra que não há alteração dos resultados (modelo completo) nos referidos momentos. Na tabela 4 regressaram-se os retornos com todas as variáveis explicativas simultaneamente. Em seguida, foram incorporadas proxies de risco, dadas pelo beta do CAPM (β) e os betas dos 3-fatores de FF, ($\beta_m, \beta_h, \beta_s$), ao modelo contábil para verificar se essas variáveis de covariância alteram o poder explicativo dos fundamentos da empresa em relação as previsões de retornos das ações. Para tanto, as estimações dos betas foram realizadas usando janelas de 5 anos, atualizadas em abril de cada ano.

Tabela 4: Regressões de retorno *cross-section* com fatores de risco de covariância

Modelo de regressão:	$R_{t+1} - 1 = \text{Intercepto} + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} + \sum_i \beta_i$					
Intercepto	0,0353 (1,1593)	0,0024 (0,4786)	0,0020 (0,4063)	0,0022 (0,4540)	0,0764* (1,8712)	0,0767 (1,4901)
S_t^{-1}	0,0017 (1,3397)				0,0034 (1,9620)	0,0035 (1,5569)
$\frac{B_t}{S_t}$	-0,0036 (-1,4169)				-0,0038 (-1,4203)	-0,0029 (-0,9585)
$\frac{x_t}{S_t}$	0,0244 (0,8173)				0,0165 (0,4032)	0,0084 (0,2253)
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	-0,00392 (-0,1048)				0,0285 (0,6764)	0,0340 (0,8398)
$\frac{D_t}{S_t}$	0,01105 (0,3442)				-0,0382 (-1,0824)	-0,0459 (-1,2088)
β		-0,0047 (-0,8435)			-0,0018 (-0,2932)	
β_m			-0,0052 (-0,9220)	-0,0038 (-0,6865)		-0,0028 (-0,4676)
β_s			0,0047 (1,1356)	0,0031 (0,6204)		0,0011 (0,2126)
β_h			-0,0008 (-0,1730)	0,0003 (0,0517)		-0,0016 (-0,2598)
$R^2 \text{ ajust.}$	0,08381	0,04538	0,0928	0,1309	0,1433	0,1821

A tabela 4 apresenta o modelo completo com a inclusão dos betas do CAPM (β) e do modelo de 3-fatores ($\beta_m, \beta_s, \beta_h$). ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 4 pode ser visualizado que com a inclusão dos betas específicos da firma (CAPM e de 3-fatores) os resultados preliminares permanecem inalterados. Em uma análise de regressões *cross-section* para o Brasil nem CAPM e nem o modelo de 3-fatores de FF apresentam adequação para prever retornos esperados (custo de capital), também não houve melhorias nas estimações quando os referidos betas e fatores foram incluídos no modelo ora analisado. A tabela 5 apresenta os resultados relacionados a sensibilidade do retorno esperado ao risco em toda a economia (IVol-BR) deflacionado pelo preço e aos outros fatores de risco empregados.

Tabela 5: Regressões de retorno *cross-section* e estimativas de fatores de risco

$\frac{\hat{\lambda}}{S_t}$	22,870			
	(0,6448)			
β		0,0061		
		(0,1294)		
β_m			0,0084	
			(0,1825)	
β_s			-0,0016	
			(-0,0712)	
β_h			0,0164	
			(0,4833)	
CSV^{EW}				-0,0065
				(-0,8051)
$R^2_{ajustado}$	0,0184	0,0231	0,0334	0,0102

A tabela apresenta os coeficientes médios e as estatísticas t da regressão *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) do retorno excedente um mês a frente sobre os fatores de risco estimados. Adicionalmente, foi mensurada o CSV^{CW} , todavia os resultados foram similares e para conservar espaço os dados não foram apresentados na tabela 5.

A tabela 5 mostrou que a sensibilidade ao risco em toda a economia, $\frac{\hat{\lambda}}{S_t}$, não obteve significância estatística diferente do que ocorreu em LCE, ou seja, o fator de risco de LCE não poderia ser usado para a precificação do risco no país em análise. Todavia, com relação aos betas de CAPM (marginalmente significativo em LCE) e de 3-fatores os resultados no Brasil apresentam evidências semelhantes, pois também não apresentaram significância.

2.4.1.1 Previsão dos Preços das Ações

As análises anteriores se concentraram na estimação do retorno esperado (custo de capital) a partir das regressões de Fama e MacBeth (1973), todavia como foi visto os resultados com a utilização de dados brasileiros não apresentaram significância estatística, ou seja, o modelo de LCE não foi adequado ao Brasil. Nesta parte do trabalho foram estimadas regressões *cross-section* onde a variável dependente é a relação entre o preço e o valor contábil do patrimônio (*Market-to-book*), conforme a proposição 1 de LCE, Eq. 5, onde se sugere que os preços das ações estão positivamente relacionados com os fundamentos das empresas, mas inversamente relacionados com o risco de toda a economia. Para as previsões de preços a presente análise, com dados de uma economia emergente, proporcionou

adequação similar ao que LCE encontrou no mercado americano, pois as variáveis apresentaram forte significância estatística conforme pode ser identificado na tabela 6.

Tabela 6: Regressões *cross-section* de valor de mercado (*Market-to-book*)

	Modelo de Regressão: $\frac{S_t}{B_t} = \frac{\gamma_1}{B_t} + \gamma_2 + \gamma_3 \frac{x_t}{B_t} + \gamma_4 \frac{D_t}{B_t} + \gamma_5 \frac{E_t[x_{t+1}]}{B_t} - \hat{\lambda}_1 \frac{VIX_t}{B_t}$				
Intercepto	0,1148 (1,5376)	1,1872*** (11,170)	0,4112*** (10,050)	1,2304*** (26,234)	-0,1584*** (-3,4885)
S_t^{-1}	16,445*** (37,259)				7,9880*** (37,445)
$\frac{x_t}{B_t}$		10,349*** (26,262)			1,7302*** (7,6979)
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{B_t}$			11,534*** (41,185)		6,6616*** (33,483)
$\frac{D_t}{B_t}$				13,995*** (40,824)	0,4429** (2,0475)
R^2 ajustado	0,6331	0,5673	0,7910	0,6445	0,8808

A tabela apresenta os coeficientes e as estatísticas t das regressões *cross-section* de Fama e MacBeth (1973), onde a razão preço pelo valor patrimonial foi a variável dependente. S_t é o preço ajustado por ação multiplicado por ações em circulação, B_t é o valor contábil do patrimônio, x_t são os lucros atuais e D_t dividendo por ação. $E_t[x_{t+1}]$ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t . $\hat{\lambda}_1$ é a sensibilidade específica da empresa para o risco agregado. As estatísticas t são calculadas a partir dos erros de Fama e MacBeth (1973). ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2.4.2 Discussão dos Resultados

A correlação das variáveis independentes com a variável dependente ($R_{t+1} - 1$) foi baixa, além disso, nem todas as correlações apresentaram significância estatística. Entre as variáveis, de uma forma geral, a maior correlação *Spearman* de (0,643) foi entre a relação lucro líquido/quantidade de ações com a expectativa de lucros futuros/quantidade de ações, sendo algo que já se esperava uma vez que o trabalho de LCE apresentou a mesma tendência e as duas variáveis tratam de lucros. No Brasil, o estudo de Costa Jr. e Neves (2000) que abordaram acerca da influência de variáveis fundamentalistas no retorno das ações apresentou correlação entre as variáveis. Já no trabalho de Bastos et al. (2009) sobre a relação entre o retorno das ações e algumas métricas de desempenho evidenciou-se baixa relação entre as variáveis independentes e a dependente. Ressalta-se que no trabalho de Bastos et al. (2009) os

achados apresentaram baixo poder de explicação das variáveis independentes sobre o retorno ajustado ao mercado, como será visto de forma similar na continuação deste estudo.

Sobre os estudos no Brasil que tratam sobre influência de variáveis fundamentalistas no retorno das ações, Leite e Sanvicente (1990) evidenciaram-se que o índice valor patrimonial/preço não possui nenhum poder explicativo dos retornos médios esperados das ações e apenas os índices lucro por ação/preço (relação negativa) e vendas/preço (relação positiva) apresentaram significância. Como informado, o trabalho de Costa Jr. e Neves (2000) analisando variáveis como índice preço/lucro, valor de mercado e valor patrimonial da ação/preço e o beta e o retorno de carteiras. Os resultados apresentaram uma relação negativa entre preço/lucro e o logaritmo natural do valor de mercado (VM) das empresas e uma positiva para o valor contábil por ação/preço por ação (VPA/P). Todavia, apesar das variáveis fundamentalistas possuírem influência na variação dos retornos, os autores concluíram que o Beta foi a variável mais representativa para explicar as variações nas rentabilidades das ações.

Entretanto Nagano, Merlo e Silva (2003) avaliaram que a relação lucro sobre preço, o valor de mercado da empresa, a relação valor patrimonial sobre preço e a liquidez em bolsa das ações, revelaram-se mais significativos que o próprio beta. O período de análise compreendeu de 1995 a 2000 com a utilização de regressões *cross-section*. Um trabalho mais recente de Guimarães Jr., Carmona e Guimarães (2015) com a utilização das variáveis Q de Tobin, Beta, Alavancagem Financeira, Preço/Lucro, Preço/Vendas informou que não se pode rejeitar por completo a hipótese de que carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um desempenho de mercado.

O presente estudo encontrou estimações diferentes das que foram realizadas por LCE no mercado americano, pois não houve relação entre as regressões *cross-section* de retornos e o modelo proposto por eles para o mercado brasileiro, mesmo quando analisando por diferentes efeitos cíclicos (*boom/busts*) e adicionado outro fator de risco, como a CSV.

Outros indícios para que os resultados deste estudo se apresentem como foram informados podem ser encontrados em Lopes e Alencar (2010), onde afirmaram que a capacidade das estimativas de refletirem alterações recentes no perfil de risco de uma empresa se torna reduzida quando se usa uma longa série histórica de informações no intuito de aumentar o poder estatístico. No caso do Brasil está é uma questão que merece destaque e deve ser bem avaliada, pois o país tem uma série mais curta em seu histórico de informações, bem como alta volatilidade nos retornos e na atividade do mercado. Além disso, segundo Almeida e Dalmácio (2015) nos mercados emergentes, principalmente, os relatórios financeiros têm baixa qualidade, há pouca proteção aos acionistas minoritários e os sistemas

legais são complexos, o que aumenta os custos, assim pode não haver um fluxo adequado das informações a partir dos preços (LOPES; ALENCAR, 2010). Diante do que foi apresentado, estes podem ser alguns motivos pelos quais, a estimativa dos retornos esperados (custo de capital) calculados por um modelo de avaliação contábil não possuiu ajuste adequado para o mercado em análise.

Já em relação a sensibilidade aos fatores de risco estimados na tabela 5, LCE verificaram que a sensibilidade ao risco em toda a economia está associada aos retornos de capital, como no estudo de Ang et al. (2006), todavia nesta tese não se pode encontrar esta relação pelas características específicas informadas sobre o Brasil e seu mercado.

Grande parte dos resultados foram consistentes em demonstrar que o modelo de LCE não se adequa para prever retornos esperados no mercado brasileiro, no entanto o modelo foi satisfatório para previsão de preços como pode ser visto na tabela 7. Todas as variáveis apresentaram significância estatística a um nível de 1%, com exceção da relação dividendos sobre valor contábil do patrimônio que exibiu significância a um nível de 5%. Neste caso, houve consistência do modelo de LCE para prever preços no mercado brasileiro. Beaver, Lambert e Morse (1980), Kothari e Zimmerman (1995) e Kothari (2001) sugerem que a informação contida nos preços é mais completa em relação aos lucros contábeis atuais e passados, por exemplo, para previsão de lucros, seguindo a hipótese de *prices lead earnings*. Assim, variações nos preços podem prever lucros futuros. Todavia, estas variações não foram significativas neste estudo, apenas os valores absolutos que se mostraram robustos no mercado brasileiro.

2.5 Análise de Sensibilidade

Alguns filtros iniciais do modelo foram modificados no intuito de verificar se haveriam também alterações nos resultados, como por exemplo o preço mínimo das ações foi reduzido de R\$ 5,00 (LCE) para R\$ 2,00, além disso foram testadas diferentes janelas móveis para cálculos dos betas do CAPM e dos fatores de FF (1993, 2015), bem como a restrição de crescimento dos lucros foi retirada e mesmo assim os resultados permaneceram praticamente inalterados. Recentemente, Fama e French (2015) usando dados dos EUA, de 1963 a 2013, desenvolveram o modelo de 5-fatores, que mensura melhor os retornos médios do que o modelo de 3- fatores. Assim, este modelo também foi utilizado neste capítulo diferentemente

de LCE que fez uso apenas do CAPM e do modelo de 3-fatores, no entanto as estimações continuaram sem significância estatística para o mercado brasileiro.

Os resultados apresentados podem ser críticos, já que o modelo contábil analisado apresentou boa performance no mercado americano, enquanto que no Brasil não se mostrou adequado. Todavia, além das especificidades do mercado brasileiro já informadas houve menor quantidade de dados (9.085) para as estimações das regressões recursivas de Fama e MacBeth (1973), enquanto que nos EUA LCE contaram com 425.582 ações-mês.

Para testar o modelo por meio de diferentes procedimentos metodológicos, foram estimadas as regressões com dados em painel, seguindo Petersen (2009), Gil-Bazo e Ruiz-Verdúz (2009) e Thompson (2006) agrupando os erros padrão por mês e firma para considerar a correlação *cross-sectional* dos resíduos. Para tanto, os excessos de retornos esperados (custo de capital) realizados no próximo período foram regredidos contra as variáveis do modelo, todavia os resultados tiveram poucas alterações.

Outros dois pontos importantes versam a respeito das variáveis contábeis que servem de base para o modelo. Em 2010, o Brasil teve como obrigatoriedade a adoção das *International Financial Reporting Standards* (IFRS) e a partir desse ano também foi divulgada a instrução da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) nº 483, de 2010, que substituiu a norma original de 2003 e trata das atividades de analistas de valores mobiliários no país

Sobre o primeiro ponto, viu-se que vários estudos foram realizados a fim de verificar as consequências decorrentes da adoção das normas internacionais de contabilidade pelos países. Por exemplo, em Barth, Landsman e Lang (2008) e Prather-Kinsey, Jermakowicz e Vongphanith (2008) por meio de um estudo realizado em diversos países, viu-se, entre outros achados, que após a adoção das normas as informações contábeis se tornaram mais relevantes. Já em Daske et al. (2008) a adoção obrigatória proporcionou aumento da liquidez e redução do custo de capital das empresas, entre outros resultados. No trabalho de Clarkson et al. (2011) como principais resultados encontraram que utilizando modelos lineares houve acréscimo da relevância para países *code law*, que é o sistema legal do Brasil, e redução para países *common law*, todavia estes resultados não são evidenciados por modelos não lineares. Por fim, em Horton, Serafeim e Serafeim (2012), pode-se encontrar um resultado importante para a escolha do período do presente estudo, uma vez que os autores viram aumento na acurácia das previsões dos analistas pela maior comparabilidade e qualidade do ambiente informacional, após a adoção obrigatória das IFRS.

O segundo ponto relevante ocorrido em 2010, foi que neste ano a Associação dos Analistas e Profissionais de Investimento do Mercado de Capitais (APIMEC) passou a exercer a função de autorreguladora das atividades dos analistas de valores de mercado, antes era apenas certificadora e a partir do referido ano passou a ser fiscalizadora desta importante profissão para o mercado de capitais de um país. Sendo assim, as razões apresentadas são relevantes para escolha do horizonte temporal, com início em 2010, para realização dos testes de robustez, pois com as IFRS constatou-se que melhorou a relevância da informação contábil no país e como utilizou-se um modelo contábil este aspecto deve ser considerado. Além disso, no modelo também são necessárias as expectativas de lucros dadas por analistas de mercado e com a instrução CVM nº 483/2010 houve alterações que estabelecem condições para o exercício desta função.

Assim, com um recorte temporal a partir de 2010, este trabalho analisou a robustez da amostra estratificando-a com base em quatro características, que são: i) capitalização de mercado; ii) quantidade de analistas que seguem a firma; iii) esforço que o analista emprega para cobrir determinada empresa – *effort* (EFF); iv) a acurácia da previsão *Analysts' Forecast Accuracy* (AFA). A primeira característica foi utilizada para ver se há sensibilidade dos resultados a alta e baixa capitalização de mercado (valor de mercado). A segunda característica, já que previsão de lucros por ação pelos analistas é uma variável integrante do modelo, foi empregada para verificar se a quantidade destes analistas que seguem as firmas influência nas estimações. A terceira relaciona-se ao esforço que os analistas despendem para cobrir uma determinada empresa e foi calculada como o número médio negativo de empresas seguidas pelos analistas, ou seja, a soma da quantidade de empresas cobertas pelos analistas em um determinado ano, dividida pelo número de analistas cobrindo a empresa naquele ano, multiplicado por -1, pois isso reflete que os analistas possuem um limite na sua capacidade de cobertura, portanto seus esforços são gastos até este limite⁵ (BARTH; KASNIK; MCNICHOLS, 2001). De acordo com os autores o esforço do analista pode aumentar a variabilidade de lucros, por isso é uma variável interessante para ser pesquisada neste trabalho. A quarta foi a acurácia de previsão dos analistas AFA, que segundo Byard, Li e Weintrop (2006) é a diferença absoluta entre as previsões de consenso dos analistas e o lucro real por ação deflacionada pelo preço da ação⁶. Trabalhos como os de Almeida e Dalmácio

⁵ Como explicam Barth, Kasnik e McNichols (2001) se uma empresa é seguida por 3 analistas que cobrem 5, 6 e 7 empresas, respectivamente, EFF será igual a -6.

⁶ $AFA = (-1) * \frac{EPS F_{i,t}^{t-1} - EPSA_{i,t}}{P_{i,t-1}}$, onde $EPS F_{i,t}^{t-1}$ é a previsão de lucros de consenso dos analistas em t-1, $EPSA_{i,t}$ é o lucro atual por ação da empresa i no tempo t e $P_{i,t-1}$ é o preço da ação em t-1.

(2015), Byard, Li e Weintrop (2006) e Duru e Reeb (2002) utilizaram a AFA em suas análises. As quatro características foram mensuradas tendo como referência a mediana dos valores. Na tabela 7 são apresentados os resultados destes testes de robustez.

Tabela 7: Análise de sensibilidade dos resultados

	Valor de mercado		Qnt. analistas		Esforço EFF		Acurácia AFA	
	VM>Med	VM<Med	QT>Med	QT<Med	EFF>Med	EFF<Med	AFA>Med	AFA<Med
Interc.	0,0320 (0,610)	-0,0989 (-1,139)	-0,0513 (-1,149)	-0,0401 (-0,711)	-0,0587 (-1,054)	-0,0041 (-0,089)	-0,0328 (-0,815)	0,0002 (0,004)
S_t^{-1}	0,0011 (0,495)	-0,0043 (-1,110)	-0,0023 (-1,260)	-0,0018 (-0,725)	-0,0025 (-1,066)	-0,0002 (-0,117)	-0,0014 (-0,862)	0,0000 (0,013)
$\frac{B_t}{S_t}$	-0,0044 (-0,901)	0,0010 (0,222)	-0,0025 (-0,670)	-0,0022 (-0,347)	-0,0004 (-0,099)	-0,0062 (-1,292)	-0,0071 (-1,200)	-0,0022 (-0,558)
$\frac{x_t}{S_t}$	0,0396 (0,709)	-0,0213 (-0,755)	0,0064 (0,166)	-0,0160 (-0,406)	-0,0418 (-1,081)	0,0247 (0,717)	-0,0349 (-0,348)	-0,0034 (-0,114)
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	-0,1210 (-1,508)	0,0021 (0,041)	-0,0865 (-1,290)	-0,0237 (-0,447)	0,0169 (0,250)	-0,0938 (-1,280)	0,0135 (0,146)	-0,0551 (-1,003)
$\frac{D_t}{S_t}$	-0,0314 (-0,465)	-0,0232 (-0,442)	-0,0091 (-0,178)	-0,0020 (-0,039)	-0,0085 (-0,182)	0,1049 (1,161)	0,0380 (0,525)	0,0417 (0,835)
R^2 ajust.	0,1622	0,0777	0,1145	0,0948	0,0894	0,1694	0,1068	0,1182

A tabela apresenta os coeficientes médios e as estatísticas t da regressão *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) a partir da categorização dos ativos com maior ou menor valor na característica subjacente, que poderia influenciar os resultados encontrados.

Na tabela 7, VM>Med e VM<Med referem-se ao maior e menor valor de mercado em relação a mediana; QT>Med e QT<Med representam a maior e menor quantidade de analistas que seguem a empresa com base na mediana; EFF>Med e EFF<Med relacionam-se ao esforço dos analistas para cobrir as empresas tendo como referência a mediana; e AFA>Med e AFA<Med é a acurácia da previsão dos analistas em relação a mediana.

Verificou-se que nenhuma destas características influenciam os resultados, pois os mesmos se mantiveram inalterados, ou seja, o modelo em questão não apresentou boa adequação para previsão dos retornos (custo de capital) no mercado brasileiro.

2.6 Conclusões

O trabalho de LCE é uma ampliação do modelo de avaliação contábil de Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1999) com a inserção do risco agregado (sistemático) da

economia. Neste sentido, buscou-se investigar o desempenho do modelo a partir de dados de um país emergente, como é o caso brasileiro. Para tanto, seguiram-se três abordagens no trabalho: (i) investigação do modelo tal como proposto; (ii) condicional a períodos de recessão e expansão; e (iii) analisando a relação entre retornos esperados e sensibilidade a fatores de risco incluindo o risco idiossincrático agregado. Uma grande vantagem do modelo é a utilização de variáveis simples de serem obtidas, definidas no valor contábil do patrimônio, lucros anormais, expectativas de lucros anormais e nível de risco sistemático na economia.

Os testes neste estudo foram restritos as análises de previsão de retorno de LCE, todavia ao final das análises testou-se também a capacidade do modelo em prever preços. Os resultados mostraram que o modelo proposto por LCE não tem capacidade preditiva usando dados brasileiros, sendo um resultado contrastante com o que ocorre nos EUA. No entanto, mostrou coerência com o trabalho de LCE para prever preços. Análises de sensibilidade foram empregadas no intuito de verificar se haveria alterações nas estimações, mas não foi possível visualizá-las. Os testes de robustez que foram realizados levaram em consideração quatro características, capitalização de mercado da firma, quantidade de analistas que seguem a empresa, nível de esforço que estes analistas despendem para seguir as firmas e o grau de acurácia das previsões também não apresentaram mudanças nos resultados.

Como sugestões para trabalhos futuros recomenda-se a investigação da utilidade do modelo a partir de diferentes subgrupos de empresas visando entender quais características, além das que já foram realizadas na análise de sensibilidade (valor de mercado, quantidade de analistas, esforço dos analistas e acurácia), estão subjacentes a essas firmas que reduzem o desempenho das variáveis empregadas para prever excesso de retornos, como também, o uso de outras metodologias para a estimação dos lucros esperados para o próximo período diante do *trade-off* que surge ao se utilizar previsões dos analistas os quais reduzem o tamanho da amostra.

3 PREVISÃO DE RETORNOS E PREÇOS A PARTIR DE DADOS CONTÁBEIS E CICLO DE VIDA DAS FIRMAS

3.1 Introdução

A teoria do ciclo de vida da firma é um tema que vem ganhando visibilidade nos estudos de contabilidade e finanças. Trabalhos como os de Miller e Friesen (1984), Fama e French (2001), DeAngelo, DeAngelo e Stulz (2006), Dickinson (2011), Hasan et al. (2015), Hasan e Cheung (2018) e Dickinson, Kassa e Schaberl (2018) utilizaram-na em suas pesquisas. De acordo com esta teoria, as empresas podem ser consideradas como organismos vivos, sendo assim passam por diversos padrões previsíveis de desenvolvimento, onde recursos, capacidades, estratégias, estruturas e funcionamento se modificam expressivamente em decorrência dos estágios de desenvolvimento correspondentes (HASAN et al., 2015). Adizes (1999) informa que a compreensão dos ciclos de vida pode ajudar as empresas a utilizarem recursos valiosos da melhor maneira possível para superarem seus concorrentes.

Os ciclos de vida das firmas são fases distintas resultantes de mudanças em fatores internos como escolha de estratégia, recursos financeiros e capacidade gerencial, que ocorrem em função das atividades estratégicas realizadas pela empresa e possuem implicações importantes para o entendimento do desempenho financeiro das empresas (DICKINSON, 2011). Diversos estudos abordaram características individuais do ciclo de vida a partir do comportamento da produção, da aprendizagem/experiência, dos investimentos, dos padrões de entrada/saída e participação de mercado como pode ser visto em Anthony e Ramesh (1992), Jovanovic e MacDonald (1994), Caves (1998), entre outros.

Dickinson (2011) desenvolveu uma *proxy* parcimoniosa a nível de empresa, para identificação dos estágios de ciclo de vida das empresas, estruturada a partir do comportamento previsto dos fluxos de caixa operacionais, de investimento e de financiamento em diferentes estágios do ciclo de vida organizacional, obtendo uma metodologia de classificação orgânica, pois resulta do desempenho da empresa e de sua alocação de recursos.

Neste contexto, diferentes relações têm sido investigadas sob a ótica do ciclo de vida utilizando a *proxy* de Dickinson (2011). Hasan et al. (2015) identificaram que o custo do capital próprio varia ao longo do ciclo de vida da empresa, a partir de dados australianos no período de 1990 e 2012. Concluíram que o custo de capital é maior nos estágios de introdução

e declínio e menor nos estágios de crescimento e maturidade. No caso de Hasan e Cheung (2018) foi abordado a associação entre o capital organizacional e o ciclo de vida das firmas. Viu-se que nos estágios de introdução e declínio (crescimento e maturidade) tem maior propensão de estarem, as empresas com alto (baixo) capital organizacional. Descobriram também que as firmas com maiores investimentos em capital organizacional são menos (mais) tendentes, para um horizonte futuro de cinco anos, passarem para os estágios de introdução, *shake-out* e declínio (crescimento e maturidade).

Recentemente, Dickinson, Kassa e Schaberl (2018) examinaram o papel das informações contábeis em relação às previsões de lucros dos analistas na determinação de quais informações são mais relevantes para explicar o valor de mercado atrelado ao estágio do ciclo de vida de uma empresa. Os principais achados evidenciaram que as informações contábeis e as previsões de lucros dos analistas são relevantes para mensurar valor de mercado, mas de formas díspares, condicionais ao estágio do ciclo de vida de uma empresa. Tanto em relação ao retorno, quanto ao preço foi observado que: i) nos estágios de crescimento e maturidade, os investidores atribuem peso relativamente maior às previsões dos analistas; e ii) nos estágios de introdução e declínio, os investidores consideram as informações contábeis mais relevantes. Os autores realizaram análises adicionais seguindo Burgstahler e Dichev (1997) e concluíram que nos estágios de introdução e *shake-out* a informação contábil é mais importante na explicação do preço do que a previsão de lucros. O papel das informações contábeis em Dickinson, Kassa e Schaberl (2018) foi investigado a partir da metodologia de Ohlson (1995).

Ressalta-se que dentre os trabalhos que mereceu destaque na literatura sobre avaliação de ativos, o de Ohlson (1995) pode ser considerado um marco na pesquisa acadêmica, especialmente no que tange aos modelos contábeis de avaliação. Sob uma estrutura parcimoniosa, utilizou apenas o patrimônio contábil e lucros residuais para sua mensuração, o que possibilitou a ascensão do modelo *Residual Income Valuation* (RIV) e a inserção de variáveis contábeis no processo de avaliação de ativos.

Segundo Edwards e Bell (1961) e Peasnell (1981, 1982), o RIV é um modelo de avaliação de empresas com base em dados contábeis. Está centrado, assim como Ohlson (1995), no modelo padrão de avaliação de ações que supõe que o valor patrimonial de uma empresa no momento t e, portanto, seu valor de mercado, em um mercado eficiente é calculado pelo valor presente dos dividendos futuros esperados (HAND; LANDSMAN, 1998).

Ohlson (1995) desenvolveu um modelo contábil de avaliação de empresas ancorado no conceito do RIV, que considera um mundo neutro ao risco e se tornou alicerce para muitos outros trabalhos seguintes, porém com uma inovação que consistiu em fazer uma ligação entre o modelo e uma Dinâmica de Informações Lineares (DIL). Dinâmica esta que faz uma ligação entre a informação corrente e os lucros anormais futuros em um processo autorregressivo (LEE; LIN; YU, 2012).

Entretanto com o objetivo de agregar o risco na metodologia de Ohlson (1995) outros estudos foram realizados, como por exemplo, Feltham e Ohlson (1999) e Lyle, Callen e Elliott (2013), doravante LCE, que levaram em consideração a aversão ao risco, parâmetros de incerteza e os custos do capital variáveis no tempo. No caso de LCE ampliaram a estrutura de avaliação contábil de Ohlson (1995) Feltham e Ohlson (1995, 1999) e incorporaram as expectativas dinâmicas sobre o nível de risco sistemático na economia em sua metodologia. O modelo mostrou uma forte associação negativa entre as alterações no risco de toda a economia e futuros retornos de ações, além de gerar uma formulação para o custo de capital que é apenas uma função linear de variáveis contábeis e outros fundamentos, incluindo o índice *book-to-market*, a relação do preço-lucro, preço-lucro futuros, tamanho e o *dividend yield*. Os resultados de LCE foram alcançados levando em consideração as informações no nível das empresas e por meio da formação de portfólios.

Neste estudo, desenvolveu-se a ideia de que o estágio do ciclo de vida influencia os resultados das regressões de retorno e de preço modelo de LCE. O apoio a esta premissa vem dos estudos sobre a teoria do ciclo de vida, especificamente, os que utilizam os fluxos de caixa da firma como uma *proxy* parcimoniosa para capturar o resultado financeiro nos diferentes estágios de desenvolvimento. Neste contexto a pesquisa objetiva verificar se os retornos esperados e preços das ações brasileiras variam de acordo com os diferentes estágios do ciclo de vida das firmas?

Dickinson (2011) mostrou que a classificação em diferentes estágios do ciclo de vida fornece uma melhor análise das taxas de crescimento e os períodos de previsão em modelos de avaliação; auxilia o entendimento de como os fundamentos econômicos afetam o nível e as propriedades de convergência da rentabilidade futura; na identificação de empresas que não foram encontrados fatores de risco potenciais e/ou erros na sua avaliação de mercado em decorrência de diferenças no estágio do ciclo de vida; e como uma variável de controle para características econômicas diversas que afetam o desempenho e estão relacionadas ao ciclo de vida de uma organização, desta forma esta classificação auxilia a diversos profissionais e pesquisadores na tomada de decisões de investimentos.

Do ponto de vista teórico e empírico as principais contribuições deste capítulo são: verificar se os diferentes estágios do ciclo de vida das firmas interferem nos retornos esperados e preços dos ativos, calculados com base em um modelo que utiliza dados contábeis e variáveis fundamentalistas.

O estudo se mostra relevante, já que um ambiente de informação inferior aumenta a demanda por mais informações, contudo a coleta, produção e análise se tornam mais caras. O Brasil é caracterizado por este ambiente, com maior incerteza sobre os lucros futuros e valor intrínseco das ações, o que ocasiona: erros de previsão, variações entre as previsões dos analistas para a mesma empresa e maior volatilidade dos retornos das ações. Além de possuir alta concentração de propriedade, menor cobertura de analistas, fatores macroeconômicos específicos e alta participação do estado na economia. Assim, foi possível observar e destacar estas diferenças sistemáticas, a partir dos estágios do ciclo de vida empresarial como fator relevante, conforme preceituam Dickinson, Kassa e Schaberl (2018).

Na próxima seção foram descritas as principais teorias acerca de modelos de avaliação que utilizam dados contábeis e sobre a teoria do ciclo de vida. Na seção 3.3 são descritos os procedimentos metodológicos. A seção 3.4 fornece a descrição e análise dos dados. Finalmente, a seção 3.5 apresenta as principais conclusões.

3.2 Referencial Teórico

3.2.1 O Modelo de Lyle; Callen; Elliott (2013)

Neste capítulo, seguiu-se a abordagem utilizada por LCE, que se baseia na teoria de precificação de ativos e desenvolve um modelo de equilíbrio dos retornos que estima retornos esperados (custo de capital). O modelo de LCE foi utilizado para responder parte da questão da pesquisa porque inclui lucros futuros esperados como um dos determinantes para o retorno esperado. Além disso, a medida de LCE é considerada superior aos modelos convencionais, por exemplo, os que se fundamentam no modelo de 3-fatores de Fama e French (1993) (FF) ou no *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) (LYLE; CALLEN; ELLIOTT, 2013). Finalmente, a metodologia de LCE é fácil de aplicar, porque gera retornos esperados apenas como uma combinação linear de variáveis contábeis observáveis e fundamentos da firma. Conforme avaliam Evans, Njoroge e Yong (2017), o modelo é empiricamente implementável

e permite comparar diretamente os retornos esperados implícitos por previsões baseadas em modelos e previsões de analistas.

Especificamente, o modelo desenvolvido e validado por LCE evidencia que os retornos esperados (custo de capital) da empresa podem ser explicitados como uma função linear dos fundamentos da empresa:

$$\mu_{t+1} = 1 + \eta_1 \frac{x_L^a}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} \quad (1)$$

Em que, $\eta_1, \eta_2, \eta_5 \geq 0$; $\eta_3 \leq 0$; $\eta_4 > 0$. A proposição acima expressa (Eq. 1) representa uma das principais conclusões teóricas de LCE, implicando em considerações relevantes para medir o custo de capital (retorno esperado) (μ_{t+1}), a partir de uma função linear não-negativa da relação lucros anormais futuros (x_L^a), patrimônio líquido (B_t), lucro atual (x_t), expectativas de lucros $E_t[x_{t+1}]$ e dividendos (D_t), sendo que todas as variáveis estão em função do preço atual (S_t). Callen (2016) corrobora ao afirmar que há bastante tempo a literatura de finanças avalia que o custo de capital da empresa é uma função dos fundamentos da empresa, todavia o estudo de LCE foi o primeiro a mostrar isso em termos teóricos.

3.2.2 Ciclos de Vida da Firma e a Relevância Relativa Explicada por Regressões de Retorno e Preço

Diversos trabalhos como os de Miller e Friesen (1984), Fama e French (2001), DeAngelo, DeAngelo e Stulz (2006) e Dickinson (2011) utilizaram a teoria do ciclo de vida da firma para estudos nas áreas de contabilidade e finanças. Dickinson (2011) informa que os estágios de ciclo de vida da firma são períodos distintos, resultantes de i) fatores internos, entre eles, as estratégias escolhidas, recursos financeiros e habilidades gerenciais; e ii) externos, como ambiente competitivo e fatores macroeconômicos.

Conforme Gort e Klepper (1982) o ciclo de vida de uma empresa pode ser dividido em cinco etapas, são elas:

1. Introdução: Quando uma inovação é realizada pela primeira vez;
2. Crescimento: Neste estágio há um vertiginoso aumento da produção;
3. Maturidade: Quando a produção atinge o ápice do crescimento;
4. Turbulência ou *shake-out*: Onde o nível de produção começa a declinar;
5. Declínio: Esta fase é caracterizada pela entrada líquida nula.

Dickinson (2011) apresenta e valida que os fluxos de caixa da firma podem captar o resultado financeiro dessas diferentes etapas do ciclo de vida, como uma *proxy* parcimoniosa.

A classificação favorece a diversos profissionais e pesquisadores, já que possibilita a melhor análise das taxas de crescimento e os períodos de previsão em modelos de avaliação; auxilia o entendimento de como os fundamentos econômicos afetam o nível e as propriedades de convergência da rentabilidade futura; na identificação de empresas que não foram encontrados potenciais fatores de risco e/ou erros na sua avaliação de mercado em decorrência de diferenças no estágio do ciclo de vida; e como uma variável de controle para características econômicas diversas que afetam o desempenho e estão relacionadas ao ciclo de vida de uma organização (DICKINSON, 2011).

Ressalta-se que as previsões sobre cada componente de fluxo de caixa individual (operacional, investimento ou financiamento) são derivadas da teoria econômica, que constitui a base para *proxy* do ciclo de vida (DICKINSON, 2011), conforme pode ser visualizado no Quadro 1.

Quadro 1: Teoria econômica sobre padrões de fluxo de caixa

Tipos de Fluxos de Caixa	Introdução	Crescimento	Maturidade	Turbulência	Declínio
Operações	As empresas entram no mercado com pouco conhecimento sobre potenciais receitas e custos (Jovanovic, 1982). <i>(-) Fluxo de Caixa</i>	As margens de lucro são maximizadas durante o período de maior investimento (Spence 1977, 1979, 1981). <i>(+) Fluxo de Caixa</i>	Eficiência maximizada através do aumento do conhecimento das operações (Spence, 1977, 1979, 1981; Wernerfelt, 1985). <i>(+) Fluxo de Caixa</i>	As taxas de crescimento decrescentes levam à queda dos preços (Wernerfelt, 1985). As rotinas das empresas estabelecidas impedem a flexibilidade competitiva (Hannan e Freeman, 1984). <i>(+/-) Fluxo de Caixa</i>	As taxas de crescimento decrescentes levam à queda dos preços (Wernerfelt, 1985). <i>(-) Fluxo de Caixa</i>
Investimentos	Otimismo gerencial impulsiona o investimento (Jovanovic, 1982). As empresas realizam grandes investimentos para impedir entrantes (Spence, 1977, 1979, 1981). <i>(-) Fluxo de Caixa</i>	As empresas realizam grandes investimentos para impedir entrantes (Spence 1977, 1979, 1981). <i>(-) Fluxo de Caixa</i>	A obsolescência aumenta em relação aos novos investimentos à medida que as empresas amadurecem (Jovanovic, 1982; Wernerfelt, 1985). <i>(-) Fluxo de Caixa</i>	Não encontrou teoria para referenciar. <i>(+/-) Fluxo de Caixa</i>	Liquidação de ativos para administração da dívida. <i>(+) Fluxo de Caixa</i>
Financiamentos	A teoria <i>Pecking-order</i> afirma que as empresas realizam primeiro dívidas bancárias, em seguida o patrimônio líquido (Myers, 1984; Diamond, 1991). Empresas em crescimento aumentam a dívida (Myers 1977; Jensen 1986; Barclay e Smith, 2005) <i>(+) Fluxo de Caixa</i>	A teoria <i>Pecking-order</i> afirma que as empresas realizam primeiro dívidas bancárias, em seguida o patrimônio líquido (Myers, 1984; Diamond, 1991). Empresas em crescimento aumentam a dívida (Myers 1977; Jensen 1986; Barclay e Smith, 2005) <i>(+) Fluxo de Caixa</i>	O foco muda de aquisição de financiamento para administração da dívida e distribuição de fundos em excesso para os acionistas, de modo que as empresas maduras diminuem a dívida (Myers, 1977; Jensen, 1986; Barclay e Smith, 2005). <i>(-) Fluxo de Caixa</i>	Não encontrou teoria para referenciar. <i>(+/-) Fluxo de Caixa</i>	Foco no reembolso da dívida e/ou renegociação da dívida. <i>(+/-) Fluxo de Caixa</i>

Fonte: Dickinson (2011, p. 1972).

De acordo com Dickinson (2011) a combinação de sinais positivos e negativos vai variando nos três tipos dos fluxos de caixa líquidos (operação, investimento e financiamento) fornecendo um mapeamento de ciclo de vida de uma empresa em um determinado período da demonstração financeira. Essas combinações resultam em oito padrões de fluxo de caixa, que definem o ciclo de vida da empresa: introdução, crescimento, maturidade, turbulência (*shake-out*) e declínio, a seguir:

Quadro 2: Classificação dos estágios de ciclo de vida

Fluxo de caixa	Nascimento	Crescimento	Maturidade	Turbulência			Declínio	
Operacional	-	+	+	+	-	+	-	-
Investimento	-	-	-	+	-	+	+	+
Financiamento	+	+	-	+	-	-	+	-
Padrões FC	1	2	3	4	5	6	7	8
Combinação dos Sinais								

Fonte: Dickinson (2011, p. 1974).

Ressalta-se que na literatura sobre ciclo de vida diversos trabalhos foram realizados utilizando outras variáveis como idade, crescimento de vendas, despesas de capital, pagamento de dividendos ou uma combinação delas para caracterizar o estágio do ciclo da empresa, como por exemplo, Anthony e Ramesh (1992) e Black (1998).

Todavia, Dickinson (2011) avalia que estes métodos têm desvantagens, já que formar carteiras classificadas em uma única variável ou em uma composição delas, pressupõe uma distribuição uniforme descritiva das observações das firmas nos estágios de ciclo de vida. A classificação de Dickinson (2011), a partir do padrão de fluxo de caixa que é o resultado orgânico das operações de uma empresa, tem maior relação com a teoria econômica, pois pode-se assumir uma distribuição normal.

Os principais resultados de Dickinson (2011) comprovaram que a *proxy* do padrão de fluxo de caixa é superior a outras proxies do ciclo de vida da literatura (incluindo a idade) e melhor explica a rentabilidade futura tanto nas taxas de retorno, quanto nos retornos dos ativos. O estágio do ciclo de vida da firma identificado pelos padrões de fluxo de caixa deve ser uma perspectiva pela qual os investidores ou outros agentes avaliam o valor de mercado (DICKINSON, 2011). Entretanto, o mercado não incorpora completamente as informações do ciclo de vida no preço dos ativos (Dickinson, 2011; Vorst e Yohn, 2018), assim empresas maduras alcançam excessos de retornos positivos no ano subsequente ao sinal da fase do ciclo de vida da firma.

Neste contexto, Dickinson, Kassa e Schaberl (2018) realizaram uma pesquisa onde propuseram que o ciclo de vida da firma impacta nos valores patrimoniais. Os autores averiguaram se os investidores confiavam mais nos dados contábeis ou nas previsões de lucros dos analistas em diferentes estágios do ciclo de vida de uma empresa. Em outras palavras, investigaram o *value relevance* das informações contábeis e das previsões de lucros dos analistas, a partir do estágio de ciclo de vida da firma. Para tanto, seguiram os trabalhos de Collins, Maydew e Weiss (1997) e Schaberl (2016) para decomposição do poder explicativo das regressões de retorno e preço e a *proxy* de Dickinson (2011) para identificação dos estágios do ciclo de vida.

3.3 Procedimentos Metodológicos

Com base no trabalho de LCE, adaptado ao mercado de capitais brasileiro e fazendo análises através de diferentes estágios do ciclo de vida, este capítulo está de acordo com os seguintes procedimentos metodológicos. A amostra foi formada pelo *cross-section* de empresas de capital aberto entre os anos de 2010 a 2016. Os dados necessários para cálculo das variáveis contábeis e fundamentalistas foram coletados na base de dados *Bloomberg* e para as estimações dos fatores usou-se a base da *Quantum*. Para a *proxy* do VIX, o IVol-BR foram utilizados os dados disponíveis no site do Núcleo de Pesquisa em Economia Financeira (NEFIN) da FEA/USP⁷, com informações disponíveis apenas a partir de 2011, sendo esta uma das limitações deste trabalho. Seguindo os critérios de seleção de LCE, as análises foram restritas as empresas com valores contábeis positivos, preço por ação superior a R\$ 5,00, em pelo menos 2 anos consecutivos, previsões de analistas para $t+1$ e $t+2$ e as relações *book-to-market* definidas entre 0,01 e 100. Em LCE que seguiu a metodologia de Nekrasov e Shroff (2009), foi necessário que a previsão do segundo ano dos analistas fosse positiva, bem como que os lucros esperados em crescimento estivesse entre 0 e 100%, contudo para aumentar os dados da amostra estes filtros foram flexibilizados.

O modelo de regressão empírica segue a (Eq. 01), contudo na forma da (Eq. 2):

$$R_{t+1} - 1 = \alpha + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} + \varepsilon_{t+1}. \quad (2)$$

Em que:

B_t = Valor Contábil;

⁷ Disponível em http://nefin.com.br/volatility_index.html.

x_t = Lucros antes de itens extraordinários;

$E_t[x_{t+1}]$ = Expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t + 1$ e $t + 2$, multiplicada pelas ações ordinárias em circulação;

D_t = Dividendos pagos aos acionistas ordinários;

S_t = É o preço das ações do último período ajustado para *stock splits* multiplicado pelo número de ações em circulação.

Esperava-se que os coeficientes para o inverso do tamanho, relação *book-to-market*, lucro-preço futuro e *dividend yield* (η_1 , η_2 , η_4 e η_5), respectivamente, fossem positivos e o coeficiente da relação lucro-preço corrente, η_3 , negativo, assim como ocorre em LCE. A regressões mensais de Fama e MacBeth (1973) foram utilizadas para calcular os coeficientes de cada uma das variáveis. Houve uma comparação entre o modelo proposto por LCE com os dados brasileiros e os modelos de referência, sendo eles: CAPM e os de 3-fatores de FF. Outro fator de risco que foi incorporado ao modelo de LCE para o Brasil em diferentes estágios de ciclo de vida das firmas foi a *Cross-Sectional Variance* (CSV). De acordo com Goyal e Santa-Clara (2003) e Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) a CSV pode ser uma *proxy* útil para o risco idiossincrático agregado, pois no mercado americano viu-se que a CSV dos retornos das ações é correlacionada com os retornos de mercado. Os autores descobriram que ações com alta sensibilidade à dispersão (CSV) oferecem baixos retornos esperados, concluíram também que uma carteira *spread* a custo zero que é *long* (*short*) em ações com betas de baixa (alta) dispersão produziu um retorno estatisticamente e economicamente significativo e encontraram que a dispersão está associada a um prêmio de risco significativamente negativo no *cross-section* de $-1,32\%$ ao ano.

A CSV foi construída usando como base Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014), com um dos seus esquemas que é a CSV ponderada em igualdade, a seguir denominada CSV_t^{EW} onde $w_{it}=1/N_t \forall i$ e t . Assumindo que r_t^{EW} representa o retorno do portfólio igualmente ponderado, é visto que:

$$CSV_t^{EW} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (r_{it} - r_t^{EW})^2, \quad (3)$$

em que N_t é o número de ações em um portfólio e $i = 1, 2, \dots, N_t$ e o retorno de cada ação é representado por r_{it} . Neste estudo também foi mensurado a CSV ponderado pelo valor utilizada por Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014). Para controlar as questões de

microestrutura com o uso de dados diários, assim como foi feito com o VIX (IVol-BR) e os fatores de risco, também se incluiu a variável independente defasada da CSV na regressão.

Ressalta-se que a análise prévia se concentrou em verificar se a equação baseada em fundamentos produz retornos esperados diferentes de acordo com o estágio de ciclo de vida das firmas. Na continuação, LCE se concentraram em verificar se o modelo possui desempenho satisfatório em prever valores das ações, assim como esta tese desenvolveu para o mercado de capitais brasileiro. Primeiro, explorou-se o poder explicativo do modelo em corte transversal, no intuito de superar o problema de que a variável primária de interesse, ou seja, o risco de toda a economia é transversalmente constante. Neste caso, estimou-se a sensibilidade ao risco em toda a economia, usando uma abordagem de regressão de duas passagens.

Na primeira passagem, foi regressado o retorno do período posterior no VIX (e a mudança no VIX) usando dados de séries temporais no nível de empresa. O coeficiente de regressão mediu a sensibilidade dos retornos da empresa para o risco em toda a economia onde o VIX é a *proxy* empírica para o risco esperado em toda a economia (sistemático). Na segunda passagem da regressão em corte transversal, serão regressados os retornos excedentes nos coeficientes estimados de "sensibilidade para o risco agregado" das regressões de primeira passagem e nos betas dos 3-fatores de FF na mesma janela para a estimativa da série temporal. Este procedimento de estimativa de duas passagens é comum na literatura de preços de ativos.

O modelo de LCE relacionou os retornos das ações no nível e nas mudanças do risco esperado em toda a economia, como este tipo de risco não é observável, usaram o contrato CBOE VIX como *proxy*. Assim, para estimar λ_1 , que representa a sensibilidade dos retornos da empresa para o risco seguiram a equação 3:

$$R_{t+1} - R_f = \lambda_0 + \lambda_1 \left[(R_f - 1) \frac{VIX_t}{S_t} - \frac{\Delta VIX_t}{S_t} \right] + e_{r,t+1}, \quad (3)$$

$e_{r,t+1}$ = É o termo de erro com média zero que contém os choques de fluxo de caixa.

Como no Brasil não há uma estimativa de VIX oficial utilizou-se o IVol-BR do NEFIN. Para controlar as questões de microestrutura que surgem da utilização de dados diários, incluiu-se a variável independente defasada na regressão. A estimativa de λ_1 é a soma dos coeficientes sobre as variáveis independentes contemporâneas e defasadas, denotadas por $\hat{\lambda}_1$.

Em seguida, incorporou-se, $\hat{\lambda}_1$, como uma variável adicional na regressão em corte transversal de segunda passagem, para representar uma métrica de sensibilidade ao risco da

empresa. Uma abordagem similar de regressão de duas passagens é seguida para estimar cada um dos betas de mercado e os betas de 3-fatores de FF durante o mesmo período de tempo.

A fim de determinar se a sensibilidade ao risco em toda a economia é um fator de risco razoável para a amostra, LCE realizaram um teste de precificação de ativos e regrediram os retornos das ações sobre esse fator de risco estimado (deflacionado pelo preço). Além disso, compararam o fator de risco "sensibilidade ao risco em toda a economia" com o CAPM e com os 3-fatores de FF. Especificamente, regressaram separadamente os retornos mensais de ação em excesso sobre a sensibilidade ao fator de risco de toda a economia $\hat{\lambda}_1$ e sobre os betas do modelo de 3-fatores de FF para determinar quais variáveis predizem retorno de ações no *cross-section*.

Estimaram-se os preços pela (Eq. 4), onde as variáveis foram deflacionadas ambos os lados pelo valor contábil do patrimônio e a substituição do risco em toda a economia pelo VIX. Como segue:

$$\frac{S_t}{B_t} = \frac{y_1}{B_t} + y_2 + y_3 \frac{x_t}{B_t} + y_4 \frac{D_t}{B_t} + \frac{E_t[x_{t+1}]}{B_t} - \frac{\hat{\lambda}_1 VIX_t}{B_t} + w_{t+1}, \quad (4)$$

onde w_{t+1} é um termo de erro com média zero.

Para análise do ciclo de vida, esta tese seguiu a metodologia de Dickinson (2011) com o objetivo de investigar se as alterações que ocorrem com o passar do tempo na firma impactam a previsão de retornos e de preços, através de diferentes estágios de seu desenvolvimento.

Conforme o Quadro 1 os fluxos de caixa seguem padrões de acordo com suas atividades operacionais, de investimentos e financiamentos para cada ciclo (Introdução, Crescimento, Maturidade, Turbulência e Declínio). Dickinson (2011) argumenta que o fluxo de caixa captura diferenças na lucratividade, crescimento e risco de uma empresa, assim é possível usar o fluxo de caixa operacional (FCO), de investimento (FCI) e de financiamento (FCF) para agrupar empresas nos estágios do ciclo de vida informados. Portanto, seguindo este raciocínio este estudo utilizou a referida metodologia como segue: i) introdução, se FCO <0, FCI <0 e FCF >0; crescimento, se FCO >0, FCI <0 e FCF >0; maduro, se FCO >0, FCI <0 e FCF <0; declínio, se FCO <0, FCI >0 e FCF ≤ ou ≥0; e os demais anos da empresa são classificados no estágio de turbulência.

Contudo, como a série temporal não é longa, ocasionando poucas informações em alguns estágios do ciclo de vida das firmas, houve a junção de alguns deles para que a amostra fosse mais consistente. Assim, as análises foram feitas levando em consideração: i) amostra completa; ii) empresas em crescimento; iii) empresas maduras; iv) junção das empresas em

crescimento e maduras; e v) demais ciclos, com exceção das empresas em crescimento e maduras.

3.4 Análise e Discussão dos Resultados

Neste tópico são apresentados os principais resultados encontrados que tratam da associação entre os retornos esperados (custo de capital) e os preços das ações em diferentes estágios de ciclo de vida das firmas brasileiras.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	R_{t+1}	P_t	B_t	x_t	$E_t[x_{t+1}]$	$\frac{D_t}{S_t}$	Tam_t	bm_t
<i>Painel A: Ciclo de vida: Amostra completa</i>								
Média	0,9987	26,581	22,884	1,038	2,065	0,033	22,326	-0,578
DP	0,104	48,707	45,868	4,501	3,577	0,040	1,248	1,023
Máx.	1,288	411,650	274,474	23,761	26,906	0,247	25,589	1,630
Mín.	0,713	5,233	0,496	-26,052	-3,732	0,000	19,602	-3,116
<i>Painel B: Ciclo de Vida: empresas em crescimento</i>								
Média	1,0006	24,082	20,701	1,050	1,865	0,026	22,344	-0,575
DP	0,105	37,653	41,236	3,856	2,674	0,035	1,239	0,985
Máx.	1,288	411,650	274,474	16,678	26,906	0,247	25,589	1,630
Mín.	0,713	5,233	0,496	-26,052	-3,732	0,000	19,602	-3,116
<i>Painel C: Ciclo de Vida: empresas na maturidade</i>								
Média	1,0015	20,969	15,045	1,503	1,812	0,039	22,570	-0,728
DP	0,097	16,928	23,454	3,031	2,309	0,040	1,229	1,052
Máx.	1,288	151,177	274,474	23,761	26,906	0,247	25,589	1,630
Mín.	0,713	5,233	0,496	-26,052	-3,732	0,000	19,602	-3,116
<i>Painel D: Ciclo de Vida: empresas em crescimento e maturidade</i>								
Média	1,0011	22,395	17,635	1,295	1,836	0,033	22,467	-0,658
DP	0,101	28,407	32,935	3,441	2,483	0,038	1,239	1,025
Máx.	1,288	411,650	274,474	23,761	26,906	0,247	25,589	1,630
Mín.	0,713	5,233	0,496	-26,052	-3,732	0,000	19,602	-3,116
<i>Painel E: Ciclo de Vida: demais ciclos com exceção de crescimento e maturidade</i>								
Média	0,9870	47,429	49,026	-0,244	3,206	0,031	21,627	-0,177
DP	0,120	98,262	79,778	7,764	6,656	0,046	1,042	0,913
Máx.	1,288	411,650	274,474	23,761	26,906	0,247	24,875	1,630
Mín.	0,713	5,233	0,496	-26,052	-3,732	0,000	19,602	-3,116

A tabela 1 informa as estatísticas descritivas para 6.268 ações-mês de 2010 a 2016 para amostra completa e de acordo com os estágios de ciclo de vida das firmas. t indica o ano fiscal mais recente, R_{t+1} é o retorno mensal com dividendos “cum-dividend” (bruto), P_t é o preço por ação para o período t ; S_t é a quantidade da ação no final do ano fiscal mais recente multiplicada pelo preço no final do mês calendário t , B_t é o valor contábil do patrimônio líquido no final do ano fiscal t ; x_t é o lucro líquido para o ano fiscal t ; D_t são os dividendos pagos aos acionistas no ano fiscal t ; $E_t[x_{t+1}]$ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t ; Tam_t é o tamanho das firmas; e bm_t a relação book-to-market.

Com os resultados apresentados viu-se que as empresas maduras geram os maiores retornos, lucros e dividendos pagos e que exibem menores preços, valores contábeis do patrimônio líquido, lucros previstos pelos analistas e relação *book-to-market*. De acordo com Hasan et al. (2015) as firmas grandes e maduras são ricas, diversificadas e possuem maior força de mercado, enquanto as menores e mais jovens empresas são o oposto. Portanto as empresas maduras conseguem obter vantagem competitiva consistentemente e reduzem os riscos para os investidores. Neste contexto, deveriam apresentar retornos mais baixos e preços mais altos de suas ações, sendo que no Brasil este resultado não foi evidenciado, isso pode ter ocorrido devido as características distintas do mercado brasileiro em relação a economias mais desenvolvidas e a menor quantidade de dados disponíveis para análises.

As empresas com exceção das classificadas como em crescimento e maduras foram as que apresentaram menores retornos e por serem mais arriscadas deveriam oferecer resultado oposto, além disso são as com maiores preços, valores contábeis do patrimônio, lucros previstos pelos analistas e relação *book-to-market*. Estas empresas também exibem altas variações nos resultados, conforme pode ser visto pelos desvios-padrões. De forma geral as empresas maduras exibem menores desvios, já que normalmente estão consolidadas no mercado e tem maior constância nos resultados. Na tabela 1 também se verifica que todas as relações *book-to-market* são negativamente correlacionadas com os retornos esperados.

Tabela 2: Correlações

(continua)

	$R_{t+1} - 1$	S_t^{-1}	$\frac{B_t}{S_t}$	$\frac{x_t}{S_t}$	$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	$\frac{D_t}{S_t}$
<i>Painel B: Matriz de correlações: amostra completa</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,076***	-0,069***	0,031**	0,034***	0,016
S_t^{-1}		1	0,389***	-0,21***	0,006	0,021
B_t/S_t			1	-0,205***	0,035***	0,321***
x_t/S_t				1	0,445***	0,203***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,203***
D_t/S_t						1
<i>Painel B: Matriz de correlações: empresas em crescimento</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,019	-0,026	-0,017	0,056***	-0,012
S_t^{-1}		1	0,191***	-0,067***	-0,008	-0,071***
B_t/S_t			1	0,041**	0,218***	0,465***
x_t/S_t				1	0,409***	0,305***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,215***
D_t/S_t						1

Tabela 2: Correlações

(continuação)

<i>Painel C: Matriz de correlações: empresas na maturidade</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,036	-0,07***	0,024	0,013	0,02
S_t^{-1}		1	0,262***	-0,019	0,064***	0,088***
B_t/S_t			1	-0,077***	0,027	0,237***
x_t/S_t				1	0,581***	0,298***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,235***
D_t/S_t						1
<i>Painel D: Matriz de correlações: empresas em crescimento e maturidade</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,028**	-0,05***	0,005	0,032**	0,007
S_t^{-1}		1	0,234***	-0,043***	0,035**	0,016
B_t/S_t			1	-0,027	0,106***	0,317***
x_t/S_t				1	0,504***	0,306***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,222***
D_t/S_t						1
<i>Painel E: Matriz de correlações: demais ciclos com exceção de crescimento e maturidade</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,163***	-0,098***	0,07**	0,055	0,044
S_t^{-1}		1	0,647***	-0,406***	-0,102***	0,056
B_t/S_t			1	-0,485***	-0,157***	0,368***
x_t/S_t				1	0,399***	-0,005
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,172***
D_t/S_t						1

A tabela 2 fornece as correlações Pearson para as variáveis da amostra completa e entre os estágios de ciclo de vida das firmas. ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados da matriz de correlação da tabela 2 são similares ao que foi apresentado em LCE, pois há baixa correlação entre a variável dependente ($R_{t+1} - 1$) e as variáveis independentes do modelo tanto na amostra completa quanto nos modelos estimados a partir dos diferentes estágios do ciclo de vida das firmas.

Na amostra completa, que não leva em consideração os estágios de ciclo de vida, todas as variáveis com exceção de dividendos possuem correlação com a variável dependente. Sendo que o inverso do tamanho e o valor contábil do patrimônio são negativamente correlacionadas com a referida variável.

Altas correlações, conforme já se esperava, ocorreram entre os lucros e as previsões de lucros dos analistas. Entretanto a maior correlação de 0,647 foi para as variáveis inverso do tamanho e valor contábil do patrimônio. No geral, as correlações entre as estimativas de retornos e os estágios do ciclo de vida foram semelhantes ao que ocorreu em LCE, lembrando neste último estudo não houve a estratificação da amostra a partir dos ciclos de vida das firmas.

Tabela 3: Regressões *cross-section* e os estágios de ciclo de vida da firma

Modelo de regressão: $R_{t+1} - 1 = \text{Intercepto} + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t}$					
	Amostra completa	Crescimento	Maturidade	Crescimento /Maturidade	Exceção crescimento /maturidade
Intercepto	-0,039 (-1,247)	0,025 (0,529)	-0,044 (-1,061)	-0,018 (-0,597)	-0,179 (-1,254)
S_t^{-1}	-0,001 (-1,123)	0,002 (0,762)	-0,002 (-1,079)	-0,001 (-0,403)	-0,008 (-1,276)
B_t/S_t	-0,009 (-2,721)***	-0,013 (-2,468)***	-0,007 (-1,515)	-0,009 (-2,392)***	-0,014 (-1,747)*
x_t/S_t	0,022 (0,872)	0,025 (0,447)	0,022 (0,473)	0,019 (0,571)	0,076 (1,365)
$E_t[x_{t+1}]/S_t$	0,013 (0,413)	0,127 (1,943)*	-0,068 (-1,176)	0,035 (0,892)	-0,114 (-1,432)
D_t/S_t	0,052 (0,994)	-0,083 (-0,750)	0,120 (1,736)*	0,042 (0,768)	0,621 (3,098)***
R^2 ajustado	0,110	0,137	0,160	0,134	0,164

Esta tabela relata os coeficientes médios e as estatísticas t das regressões *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) do excesso de retorno das ações em um mês a frente de acordo com os estágios do ciclo de vida das firmas. ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Analisa-se por meio dos resultados da tabela 3 que o modelo de LCE não é adequado para o prever retornos esperados no mercado brasileiro, mesmo quando a amostra é dividida em diferentes estágios do ciclo de vida das firmas. Confirma-se também a pouca previsibilidade das estimações pelos baixos R^2 ajustados. Contudo na amostra completa com dados do Brasil percebe-se que o valor contábil do patrimônio (B_t/S_t) foi altamente significativo, possuindo uma relação negativa com os retornos esperados. De forma geral o B_t/S_t foi significativo e relacionado negativamente com empresas agrupadas no ciclo de vida crescimento e para os ciclos de crescimento e maturidade analisados conjuntamente.

Para os ciclos com exceção de crescimento e maturidade, ou seja, todos os outros ciclos esta variável foi marginalmente significativa, neste mesmo grupo de empresas a variável dividendos foi altamente significativa. A variável dividendos foi marginalmente significativa nas empresas maduras e os lucros previstos pelos analistas marginalmente significativos nas firmas em crescimento.

Tabela 4: Regressões de retorno *cross-section* e estimativas de fatores de risco em diferentes estágios do ciclo de vida da firma

(continua)

<i>Painel A: Estimativas de fatores de risco: amostra completa</i>				
$\hat{\lambda}/S_t$	-60,355 (-1,620)			
β		0,000 (0,007)		
β_m			0,005 (0,216)**	
β_s			-0,024 (-2,274)**	
β_h			-0,004 (-0,199)	
CSV^{EW}				0,003 (0,426)
R^2 ajustado	0,014	0,075	0,122	0,008
<i>Painel B: Estimativas de fatores de risco: empresas em crescimento</i>				
$\hat{\lambda}/S_t$	-29,953 (-0,410)			
β		0,021 (0,791)		
β_m			0,029 (0,794)	
β_s			0,003 (0,200)	
β_h			0,008 (0,257)	
CSV^{EW}				0,005 (0,275)
R^2 ajustado	0,018	0,072	0,108	0,020
<i>Painel C: Estimativas de fatores de risco: empresas na maturidade</i>				
$\hat{\lambda}/S_t$	-50,924 (-0,880)			
β		-0,033 (-0,964)		
β_m			-0,027 (-0,886)	
β_s			-0,019 (-1,007)	
β_h			-0,011 (-0,352)	
CSV^{EW}				-0,003 (-0,331)
R^2 ajustado	0,031	0,123	0,204	0,021

Tabela 4: Regressões de retorno *cross-section* e estimativas de fatores de risco em diferentes estágios do ciclo de vida da firma

(continuação)				
<i>Painel D: Estimativas de fatores de risco: empresas em crescimento e maturidade</i>				
$\hat{\lambda}/S_t$	-52,665 (-1,198)			
β		-0,011 (-0,383)		
β_m			-0,014 (-0,555)	
β_s			-0,017 (-1,214)	
β_h			-0,003 (-0,135)	
CSV^{EW}				-0,001 (-0,119)
R^2 ajustado	0,015	0,098	0,154	0,009
<i>Painel E: Estimativas de fatores de risco: demais ciclos com exceção de crescimento e maturidade</i>				
$\hat{\lambda}/S_t$	19,360 (0,287)			
β		0,083 (2,480)***		
β_m			0,147 (3,316)***	
β_s			-0,079 (-2,871)***	
β_h			0,025 (0,800)	
CSV^{EW}				0,040 (1,843)*
R^2 ajustado	0,063	0,037	0,128	0,074

A tabela apresenta os coeficientes médios e as estatísticas t da regressão *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) do retorno excedente um mês a frente sobre os fatores de risco estimados, são eles: $(\hat{\lambda}/S_t)$ é a sensibilidade específica da empresa para o risco agregado, (β) é o beta do CAPM e $(\beta_m, \beta_s, \beta_h)$ são os betas do modelo de 3-fatores de FF, para a amostra completa e para os ciclos de vida das firmas.

A tabela 4 mostrou que a sensibilidade ao risco em toda a economia, $\hat{\lambda}/S_t$, não obteve significância estatística diferente do que ocorreu em LCE, ou seja, este fator de risco não poderia ser usado para a precificação do risco no país em análise, mesmo quando as empresas são classificadas a partir de diferentes estágios do ciclo de vida das firmas. Em LCE os betas do CAPM e de 3-fatores foram marginalmente significantes, no Brasil os resultados apresentam evidências semelhantes. Para os ciclos com exceção das firmas em crescimento e maduras a *Cross-Sectional Variance* (CSV) apresentou significância marginal, ou seja, pode ser um fator de risco importante para empresas classificadas nestes ciclos.

Tabela 5: Regressões *cross-section* de valor de mercado (*Market-to-book*)

Modelo de Regressão: $\frac{S_t}{B_t} = \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 \frac{x_t}{B_t} + \gamma_4 \frac{D_t}{B_t} + \gamma_5 \frac{E_t[x_{t+1}]}{B_t} - \hat{\lambda}_1 \frac{VIX_t}{B_t}$					
	Amostra completa	Crescimento	Maturidade	Crescimento /Maturidade	Exceção crescimento /maturidade
Intercepto	4,935 (9,519)***	3,672 (2,976)***	6,257 (9,729)***	5,369 (7,583)***	-7,390 (-2,023)**
S_t^{-1}	0,195 (9,759)***	0,147 (2,855)***	0,248 (9,779)***	0,212 (7,654)***	-0,357 (-2,234)**
x_t/B_t	0,794 (2,649)***	0,732 (0,862)	0,246 (0,356)	0,490 (1,238)	-2,305 (-2,184)**
$E_t[x_{t+1}]/B_t$	3,542 (7,226)***	3,257 (6,305)***	3,817 (4,472)***	3,255 (6,543)***	10,265 (6,089)***
D_t/B_t	11,317 (18,143)***	16,598 (10,463)***	11,095 (13,833)***	12,320 (18,421)***	-1,333 (-3,333)***
R^2 ajustado	0,794	0,691	0,821	0,802	0,732

A tabela apresenta os coeficientes e as estatísticas t das regressões *cross-section* de Fama e MacBeth (1973), onde a razão preço pelo valor patrimonial foi a variável dependente. S_t é o preço ajustado por ação multiplicado por ações em circulação, B_t é o valor contábil do patrimônio, x_t são os lucros atuais e D_t dividendo por ação. $E_t[x_{t+1}]$ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t . $\hat{\lambda}_1$ é a sensibilidade específica da empresa para o risco agregado. As variáveis foram analisadas de forma conjunta e de acordo com os ciclos de vida das firmas. As estatísticas t são calculadas a partir dos erros de Fama e MacBeth (1973). ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Nota-se com a tabela 5 que o modelo de LCE mostrou-se relevante para previsão de preços no mercado de capitais brasileiro em diferentes estágios do ciclo de vida das firmas. Com base na hipótese de *prices lead earnings* a informação contida nos preços é mais completa em relação aos lucros contábeis atuais e passados, para previsão de lucros (BEAVER; LAMBERT; MORSE, 1980, KOTHARI; ZIMMERMAN, 1995, KOTHARI (2001). De acordo com o R^2 ajustado da tabela 5 o modelo de LCE prevê melhor os preços das empresas maduras $R^2 = 0,821$, contudo com exceção da variável lucros, que não apresentou significância, todas as variáveis são significantes a 1%. Já o menor $R^2 = 0,691$, foi para empresas em crescimento, que também não exibiu significância para os lucros. De forma geral, os lucros só foram significantes a um nível de 5% para os estágios com exceção das empresas em crescimento e maduras. Ressalta-se que para as firmas nestes estágios o intercepto, o inverso do tamanho, os lucros e dividendos são negativamente relacionados com os preços, apenas os lucros previstos pelos analistas têm correlação positiva com os preços.

Percebe-se também que o modelo de LCE tem boa adequação para prever preços das empresas em crescimento e maduras conjuntamente ($R^2 = 0,802$), entretanto a variável representativa dos lucros não exibiu significância estatística. O terceiro maior R^2 (0,794) foi

para as estimações com a amostra completa e todas as variáveis foram significativas, mostrando assim que a mensuração de LCE para previsão de preços no Brasil é relevante. Entre os coeficientes calculados o relativo aos dividendos possui os maiores valores nos diferentes ciclos de vida das firmas, assim pode-se entender que é a variável com maior peso na previsão de preços no país. Conclui-se que os diferentes estágios do ciclo de vida das firmas afetam o poder preditivo do modelo ora estudado.

3.5 Conclusões

No presente trabalho, analisou-se a influência dos diferentes estágios do ciclo de vida das firmas, conforme metodologia de Dickinson (2011), para previsão de retornos e preços do modelo de LCE. Os resultados indicaram que o modelo proposto por LCE não tem capacidade preditiva para previsão de retornos usando dados brasileiros, mesmo quando a amostra é dividida com base em diferentes estágios de ciclo de vida das firmas. LCE não utilizaram a presente estratificação e os seus achados no mercado americano são contrastantes com o que ocorreu no mercado brasileiro em relação aos retornos.

Já para as estimações de preços visualiza-se que o modelo de LCE possui boa adequação e as variáveis de forma geral são significantes para explicação da variável dependente (S_t/B_t). Percebe-se que o modelo de LCE prevê melhor os preços das empresas maduras, como pode ser visto pelo R^2 ajustado de 0,821 e para as empresas em crescimento reportou-se o menor $R^2 = 0,691$. Com base no que foi analisado, os ciclos de vida das firmas afetam as estimações do modelo de LCE no Brasil de diferentes formas.

Como sugestões para trabalhos futuros recomenda-se a utilização de outras *proxies* para os ciclos de vida das firmas e para cálculo do retorno e preço esperados. Bem como, é importante entender por que o modelo de LCE é eficaz para prever preços, mas não é para previsão de retornos no mercado brasileiro.

4 A COMPETIÇÃO NO MERCADO DE PRODUTOS E AS PREVISÕES DE RETORNO E PREÇO DE AÇÕES: UM ESTUDO MULTIDIMENSIONAL

4.1 Introdução

Levando em consideração que a estrutura de mercado de produtos é relevante para a tomada de decisão, este capítulo analisou a associação de características da competitividade e os retornos esperados dos ativos no mercado de capitais brasileiro. Neste contexto, Sharma (2011) realizou uma investigação multidimensional da competição e sua influência no retorno das ações por meio do grau de substituíbilidade de produtos das empresas, o tamanho do mercado, bem como da concentração da indústria expandindo o trabalho de Hou e Robinson (2006). Acerca da ligação econômica entre o mercado de produtos e os preços de ativos, conforme observam Hou e Robinson (2006), ainda é um tema pouco explorado, portanto analisaram esta ligação, sob a ótica da concentração da indústria, que é uma das características do mercado de produtos, nos retornos médios das ações.

Para as análises tomaram como base os trabalhos seminais de Schumpeter (1942) e Bain (1954) sobre Organização Industrial (OI) e conectaram o nível de concentração da indústria aos retornos das ações através dos riscos de inovação e *distress*. Hou e Robinson (2006) concluíram que nas indústrias mais competitivas (menor concentração) estes riscos são maiores, portanto também devem gerar retornos esperados mais altos. Estes resultados foram mantidos após os testes de controle de variáveis que usualmente afetam o *cross-section* dos retornos médios como tamanho, *book-to-market* e o fator momento.

Todavia, Sharma (2011) avalia que a competição no mercado de produtos não pode ser capturada de forma unidimensional apenas pela concentração da indústria e analisou outras dimensões que podem ter poder explicativo para o retorno das ações. As outras dimensões inseridas foram a substituíbilidade de produto e o tamanho do mercado. Os principais resultados de Sharma (2011) apontaram que: i) as empresas com alta substituíbilidade de produto possuem um retorno ajustado ao risco maior do que as empresas com menor substituíbilidade do produto; ii) empresas em setores com tamanhos de mercado maiores obtêm retornos ajustados ao risco maiores do que empresas de setores relativamente menores; iii) evidências fracas sugeriram que indústrias competitivas são mais arriscadas durante uma recessão e ganham retornos anormais maiores em relação a um período de expansão; e iv)

mostrou que tanto a substituíbilidade do produto quanto o tamanho do mercado têm poder explicativo para o retorno das ações, além da concentração da indústria. Assim, os resultados destacaram a estrutura multidimensional da competição no mercado de produtos.

Neste contexto, quando se analisa a competição no mercado de produtos, a partir de sua influência no preço (retorno) dos ativos, tacitamente aceita-se que as estruturas de mercado são importantes neste processo. Com isso, os estudos relativos - a OI - devem ser levados em consideração para embasar as análises. De acordo com Fontenele (1995) a OI dedica-se ao estudo do funcionamento dos mercados, objetivando compreender as formas de concorrência e os possíveis efeitos para a sociedade. Almeida e Dalmácio (2015) avaliam que a literatura sobre OI sustenta a premissa subjacente de que a competição no mercado de produtos aumenta o fluxo de informações para o mercado.

A competição no mercado de produtos é um tema que tem sido inserido em diversas linhas de pesquisa, sendo uma variável influente para: i) mensurar a volatilidade idiossincrática dos retornos acionários das empresas, onde viu-se que empresas com alto poder de mercado, ou estabelecidas em indústrias concentradas, têm menor volatilidade idiossincrática (GASPAR; MASSA, 2006); ii) verificar a ocorrência de *insider trading* no mercado, empresas em setores altamente concentrados repassam os choques aos clientes, isolando assim seus lucros (PERESS, 2010), iii) explicar o retorno das ações, as pesquisas mostraram que empresas em setores mais concentrados obtêm retornos mais baixos (HOU; ROBINSON, 2006) e que além da concentração, substituíbilidade do produto e tamanho do mercado influenciam os retornos de ações (SHARMA, 2011); iv) aumentar a precisão das previsões dos analistas, descobriu-se que a competição na indústria combinada com uma maior comparabilidade das informações das empresas aumenta a qualidade das previsões dos analistas (ALI et al., 2012; LI, 2010) e que os analistas que cobrem empresas em setores mais competitivos com forte governança corporativa são os mais precisos (ALMEIDA; DALMÁCIO, 2015); v) melhorar o conservadorismo condicional, através de uma alta concorrência no mercado de produtos (DHALIWAL et al., 2014), entre outros. Contudo, ainda há um *gap* na literatura para entender como diferentes dimensões da competição influenciam na relação entre previsão de retornos/preços.

Neste sentido, Lyle, Callen e Elliott (2013), doravante LCE, avançam ao propor um modelo expresso unicamente como uma combinação linear de variáveis contábeis e fundamentos da empresa, incluindo a relação *book-to-market*, preço-lucro, preço-lucro futuro, tamanho e *dividend yield*. No presente capítulo LCE foi utilizado para verificar se as três multidimensões reportadas por Sharma (2011), a saber: grau de substituíbilidade de produtos

das empresas, o tamanho do mercado e concentração da indústria são relevantes para previsão de retornos/preços no mercado de capitais brasileiros. A ligação entre o modelo de LCE e as multidimensões da competitividade no mercado de produtos é considerada inédita.

Logo, este trabalho objetiva verificar se as previsões de retornos (preços) do modelo de LCE são influenciadas pelas características da indústria (multidimensões da competitividade) no mercado de capitais brasileiro. As principais contribuições do presente estudo se concentram em: i) utilizar o modelo de avaliação de Lyle, Callen e Elliott (2013), o qual incorpora o risco agregado e gera retornos esperados dinâmicos variáveis no tempo (taxas de desconto) utilizando-o em conjunto com as multidimensões da competitividade no mercado brasileiro; e ii) auxiliar investidores e agentes do mercado no sentido de aumentar as informações sobre as multidimensões da competição do mercado de produtos no Brasil e sua influência nos retornos (preços) dos ativos brasileiros. Portanto, a utilização de variáveis diferentes das que foram utilizadas por Hou e Robinson (2006) e Sharma (2011) (tamanho, *book-to-market* e o fator momento), trouxe novas evidências para competição no mercado de produtos e a previsão de retornos dos ativos.

Utilizar dados de uma economia emergente como a do Brasil pode suavizar os vieses que acontecem em decorrência de *data snooping* (LO; MACKINLAY, 1990). Portanto, este estudo oferece uma validação empírica, que extrapola possíveis limitações regionais utilizando uma amostra de firmas brasileiras. No curto prazo, problemas que podem reduzir a eficiência do mercado são mais pronunciados em países como o Brasil (LOPES; ALENCAR, 2010). Além disso, constata-se que a quantidade de dados disponíveis para composição da amostra é bem menor que em países desenvolvidos como os Estados Unidos (EUA), por exemplo, Fama e French (1992) utilizam mais de 2000 ativos por ano para composição de sua amostra. No Brasil a quantidade de ativos total da bolsa de valores é muito menor em torno de 600 e o Índice BOVESPA (IBOVESPA) conta em média com apenas 60 ativos em sua composição. Diante de tantas diferenças entre economias desenvolvidas e emergentes, torna-se relevante estudar um país com as especificações do Brasil, que possui grande importância para economia mundial.

A estrutura do trabalho é organizada como segue. A seção 4.2 trata das principais teorias acerca da competição no mercado de produtos e modelos contábeis de avaliação de ativos. A seção 4.3 trata dos procedimentos metodológicos adotados, a 4.4 sobre as principais análises dos resultados e a 4.5 conclui o capítulo.

4.2 Referencial Teórico

4.2.1 Estrutura de Mercado e Retorno de Ações

Hou e Robinson (2006) reportaram que apesar de ser bem explorado na literatura, que a estrutura de mercado afeta o comportamento de uma empresa em equilíbrio, ainda não haviam estudos considerando em OI que fizessem uma ligação direta entre a estrutura de mercado e retornos esperados das ações. Assim, apresentaram um possível mecanismo, por meio do qual a OI afeta os retornos das ações. Os autores deixam evidente em suas análises que não tinham intenções de discutir se determinados fatores de precificação de ativos existentes capturam ou não os riscos associados à estrutura de mercado. Hou e Robinson (2006) objetivaram fechar um *gap* na literatura sobre OI e sua relação com a precificação de ativos, a partir de previsões testáveis para retornos.

A ideia de destruição criativa (SCHUMPETER, 1942) é um tema importante quando se deseja relacionar estrutura de mercado e retornos das ações. A ideia apresenta que o processo de inovação ocorre em pequenas empresas em detrimento das organizações estabelecidas e que esses pequenos concorrentes conseguem derrubar o *status quo* existente, introduzindo novos paradigmas tecnológicos. Em outras palavras, a inovação e o progresso tecnológico chacoalham empresas consolidadas para que saiam da zona de conforto. O trabalho de Knott e Posen (2003) corroborou empiricamente afirmando que quanto maior o grau de competição em uma indústria maior será a inovação. Seguindo este raciocínio, Hou e Robinson (2006) postularam que indústrias mais concentradas possuem retornos médios menores, porque realizam menos atividades inovadoras arriscadas, com isso uma das hipóteses do estudo relacionou a destruição criativa (relação entre a estrutura de mercado e inovação) e os retornos das ações.

Outra forma de vincular a estrutura do mercado aos retornos das ações, em Hou e Robinson (2006), pode ser feita pelo paradigma Estrutura-Condução-Desempenho (E/C/D), que é um tema bastante conhecido na literatura de OI. Bain (1954) ligou as características exógenas da produção de uma indústria ao comportamento de preços de uma firma, para determinação do seu desempenho. Assim, a intuição primordial da abordagem E/C/D é que as diferenças observadas nas estruturas dos mercados levam a diferentes condutas e desempenhos das firmas (CUBBIN, 1988). Além disso, este paradigma sugere que as barreiras à entrada de novos concorrentes afetam os retornos esperados, isso ocorre quando as

diferenças no número de concorrentes em uma indústria ou nos preços observados, alteram as características de risco das firmas.

A hipótese de Hou e Robinson (2006), relacionada as barreiras à entrada, que está balizada na premissa de que as empresas em indústrias altamente concentradas obtêm retornos mais baixos, pois possuem menos exposição a choques de demanda agregados e não-diversificáveis (menor risco *distress*). A utilização da concentração da indústria como uma medida a barreiras à entrada foi utilizada, uma vez que, as medidas diretas são menos atraentes ou incompletas (HOU; ROBINSON, 2006).

A concentração, normalmente, é considerada uma característica bastante relevante da estrutura de mercado e um dos principais assuntos nos estudos de OI (SHY, 1995). Isso ocorre pelo importante papel que desempenha na definição de poder de mercado e comportamento dos negócios (CURRY; GEORGE, 1983). Diversos trabalhos utilizam o Índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) de Hirschman (1945) e Herfindahl (1950) como *proxy* para estimar a concentração no mercado de produtos (HOU; HOBINSON, 2006, GASPAR; MASSA, 2006, SHARMA, 2011, ALMEIDA; DALMÁCIO, 2015). O IHH, mesmo com críticas, é amplamente utilizado como um dos meios para identificar o nível de concentração em um setor, onde um aumento no IHH cresce a probabilidade de exercício do poder de mercado por parte das empresas. Davies, Dixon e Geroski (1989) afirmam que o IHH talvez seja a melhor opção entre os índices de concentração, pelo fato de concomitantemente refletir o número de competidores de um mercado e a desigualdade de participação entre eles. Todavia, conforme Sharma (2011) a concentração não é a única dimensão para capturar a competição no mercado de produtos. Além da concentração outras dimensões podem ser utilizadas e que também impactam nos retornos, desta forma a abordagem de Sharma (2011) é multidimensional. Em seu estudo além da concentração da indústria, foram pesquisadas outras duas proxies para capturar a competitividade no mercado de produtos, sendo elas: a substituíbilidade do produto e o tamanho do mercado objetivando verificar se elas possuíam poder explicativo em relação aos retornos das ações.

Os principais resultados mostraram que: i) quando os produtos de uma empresa são facilmente substituíveis pelos produtos dos concorrentes, verifica-se que ela possui um poder menor de precificação nos mercados de produtos. Desta forma, os fluxos de caixa para essa empresa serão mais voláteis do que aqueles para empresas cujos produtos não são substituíveis. Portanto, pode-se concluir que os acionistas de empresas com maior substituíbilidade do produto vão exigir retornos mais altos; e ii) quando o tamanho do mercado de uma indústria aumenta, inicialmente mais empresas entrarão no setor, atraídas

pela perspectiva de lucros elevado, ocasionando um aumento na competição de preços. Com o tempo, a quantidade de novos entrantes na indústria será menor do que a taxa de crescimento da indústria. Isso acontece quando firmas existentes fazem investimentos estratégicos em melhoria de qualidade e redução de custos, reduzindo também os ganhos de lucro e, portanto, os incentivos para novas empresas entrarem no setor. Foi visto que as empresas de uma indústria com um tamanho maior de mercado enfrentam uma concorrência maior do que as empresas pertencentes a uma indústria com um tamanho de mercado menor. A grande competição faz aumentar o risco *distress* e de inovação em consonância com os argumentos de Hou e Robinson (2006) sobre empresas em setores menos concentrados (SHARMA, 2011).

4.2.2 O Modelo de Lyle; Callen; Elliott (2013)

O Modelo de Ohlson (1995) (MO) é ambientado em um mundo neutro ao risco, onde o custo de capital da empresa é igual à taxa livre de risco. Por outro lado, em um mundo avesso ao risco, o custo do capital é a taxa livre de risco acrescido de um prêmio de risco. Tentando superar a lacuna referente ao risco, Feltham e Ohlson (1999) ampliaram o modelo *Residual Income Valuation* (RIV), que é base para o modelo de Ohlson (1995), e incluíram uma dinâmica de aversão ao risco, baseando-se em apenas duas hipóteses: não arbitragem nos mercados financeiros e contabilidade de lucro limpo. Entretanto, o artigo não demonstrou como obter o conjunto de informações necessário para operacionalizá-lo empiricamente.

Neste capítulo, a abordagem utilizada seguiu o trabalho de Lyle, Callen e Elliott (2013), doravante LCE. Esta metodologia estendeu os trabalhos Ohlson (1995), Feltham e Ohlson (1999) inserindo as expectativas dinâmicas sobre o nível de risco sistemático na economia, para calcular os retornos esperados variáveis no tempo. A principal contribuição de LCE foi fornecer uma equação para o retorno esperado expressa unicamente como uma combinação linear de variáveis contábeis e fundamentos da empresa, como: o índice *book-to-market*, a relação do preço-lucro, preço-lucro futuros, tamanho e o *dividend yield*, como visto na equação 1.

$$\mu_{t+1} = 1 + \eta_1 \frac{x_L^g}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} \quad (1)$$

Em que, $\eta_1, \eta_2, \eta_5 \geq 0$; $\eta_3 \leq 0$; $\eta_4 > 0$. A Eq. 1 representa uma das principais conclusões teóricas de LCE, implicando em considerações relevantes para medir o custo de capital (retorno esperado) (μ_{t+1}), a partir de uma função linear não-negativa da relação lucros

anormais futuros (x_t^a), patrimônio líquido (B_t), lucro atual (x_t), expectativas de lucros $E_t[x_{t+1}]$ e dividendos (D_t), sendo que todas as variáveis estão em função do preço atual (S_t).

Pela equação estimada (Eq. 1) quatro implicações podem ser analisadas: i) o retorno esperado (custo de capital) da empresa pode ser expresso como uma função linear de fundamentos e dados contábeis das empresas; ii) não é necessária a estimação de betas ou outros termos de covariância no lado direito da equação, ou seja, apenas os fundamentos e dados contábeis determinam os retornos esperados (custos de capital); iii) as variáveis contábeis desempenham um papel essencial na precificação de ativos e mensuração dos retornos esperados (custos de capital); e iv) LCE forneceram orientação teórica para quais fundamentos específicos devem ser usados na determinação dos retornos esperados (custos de capital) e mostraram também como estes fundamentos precisam ser combinados.

Ademais, a mensuração de LCE pode ser considerada superior aos modelos convencionais, que se fundamentam em estimativas históricas como o modelo de 3-fatores de Fama e French (1993) (FF) ou o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) (LYLE; CALLEN; ELLIOTT, 2013). Conforme avaliam Evans, Njoroge e Yong (2017) pode ser implementado na prática, permitindo uma comparação direta entre os retornos esperados implícitos previstos através de modelos e por previsões de analistas. Finalmente, a metodologia de LCE é fácil de aplicar, porque gera retornos esperados apenas como uma combinação linear de variáveis contábeis observáveis e fundamentos da firma.

4.3 Procedimentos Metodológicos

4.3.1 Amostra e Dados

As análises envolvem o período fiscal anual considerando o intervalo de 2009 a 2016, para uma amostra constituída por empresas de capital aberto. As informações de dezembro do ano anterior são utilizadas para as estimações relativas ao mês de abril do ano subsequente. A base da *Bloomberg* foi escolhida para coleta de dados contábeis, de retornos e as previsões dos analistas, já para as estimações dos fatores utilizou-se a base da *Quantum*. Como *proxy* do VIX no mercado brasileiro, o IVol-BR foi considerado e os dados colhidos do site do Núcleo de Pesquisa em Economia Financeira da FEA/USP⁸, que só estão disponíveis a partir de 2011,

⁸ Disponível em http://nefin.com.br/volatility_index.html.

portanto as análises no Brasil relacionadas ao VIX (IVol-BR) foram iniciadas neste ano, sendo esta uma das limitações neste trabalho.

Alguns filtros empregados neste estudo seguem as orientações de LCE, as análises foram restritas as empresas com valores contábeis positivos, preço por ação superior a R\$ 5,00, em pelo menos 2 anos consecutivos, previsões de analistas para $t+1$ e $t+2$ e as relações *book-to-market* definidas entre 0,01 e 100. Em LCE que seguiu também a metodologia de Nekrasov e Shroff (2009), foi necessário que a previsão do segundo ano dos analistas fosse positiva, bem como que os lucros esperados em crescimento estivesse entre 0 e 100%, contudo para aumentar os dados da amostra estes filtros foram flexibilizados.

4.3.2 Modelo Empírico

O modelo de regressão empírica aplicado neste estudo segue a Eq. 1, contudo na seguinte forma:

$$R_{t+1} - 1 = \alpha + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} + \varepsilon_{t+1}, \quad (2)$$

em que t indica o ano fiscal mais recente, $R_{t+1} - 1$ é o excesso de retorno líquido de um mês a frente, S_t é a quantidade da ação no final do ano fiscal mais recente multiplicada pelo preço no final do mês calendário t , B_t é o valor contábil do patrimônio líquido no final do ano fiscal t ; x_t é o lucro líquido para o ano fiscal t ; D_t são os dividendos pagos aos acionistas no ano fiscal t ; e $E_t[x_{t+1}]$ ⁹ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t . Desta forma, as variáveis contábeis, B_t , x_t e D_t referem-se ao período fiscal mais recente e são atualizadas a cada mês de abril.

Com base em suas proposições LCE esperavam que os coeficientes (η_1 , η_2 , η_4 e η_5), respectivamente, inverso do tamanho, relação *book-to-market*, lucro-preço futuro e *dividend yield* fossem positivos e o coeficiente da relação lucro-preço corrente, η_3 , negativo.

⁹ Em detalhes, $E_t[x_{t+1}] = Qnt_t x \{w_d x E_t[x_{t+1}] + (1 - w_d) x E_t[x_{t+2}]\}$, em que Qnt_t é a quantidade de ações em circulação no mês t ; w_d é a diferença da data de encerramento do próximo ano fiscal e a data corrente dividida por 365; e $E_t[x_{t+1}]$ e $E_t[x_{t+2}]$ representa previsão consensual de lucros de um e dois anos à frente, respectivamente.

4.3.3 A Sensibilidade a Fatores de Risco Agregado e a Previsão de Retorno de Ações

A sensibilidade ao risco em toda a economia foi estimada por meio de uma abordagem *two-pass regression*. Na *first-pass*, regrediu-se o retorno do próximo período no VIX (e a mudança no VIX), no caso brasileiro o IVol-BR, através de dados de séries temporais no nível de empresa. O coeficiente de regressão mede a sensibilidade dos retornos da empresa para o risco esperado em toda a economia (sistemático) onde o VIX é a sua *proxy* empírica. Ang et al. (2006) corroboraram que a sensibilidade ao risco em toda a economia está associada aos retornos das ações. Na *second pass*, foram regredidos os retornos em excesso levando em consideração a taxa livre de risco e os coeficientes estimados na *first-pass*, são eles: a "sensibilidade para o risco (sistêmico) agregado" e depois de forma separada com os betas relativos ao modelo CAPM e 3-fatores de FF (mesma janela para a estimativa da série temporal). Como os dados para o VIX estão disponíveis apenas a partir de agosto de 2011, utilizou-se um período de 3 anos para estimar as sensibilidades visando um *trade off* entre o período usado no *first e second pass*. No trabalho de LCE examinou-se a mesma relação para sua amostra e foi visto que a sensibilidade ao risco em toda a economia deflacionada pelo preço é bastante significativa para determinação dos retornos esperados, mesmo quando comparada com o CAPM e com os fatores de risco de FF (1993) que apresentaram piores desempenhos. Seguem os detalhes deste procedimento de estimativa.

A equação 2, em LCE, relaciona os retornos das ações no nível e nas mudanças do risco esperado em toda a economia, como este tipo de risco não é observável, usaram o contrato CBOE VIX como *proxy*. Desse modo, para estimar λ_1 , representativo da sensibilidade dos retornos da empresa para o risco esperado em toda a economia (sistemático) foi utilizado o seguinte modelo empírico:

$$R_{t+1} - R_f = \lambda_0 + \lambda_1 \left[(R_f - 1) \frac{VIX_t}{S_t} - \frac{\Delta VIX_t}{S_t} \right] + e_{r,t+1}. \quad (2)$$

Para o Brasil a *proxy* para o VIX, como já informado foi o IVol-BR e $e_{r,t+1}$ é um termo de erro médio zero que contém os choques de fluxo de caixa. Por conseguinte, para a estimação da Eq. 2, adotou-se o procedimento de LCE, assim a amostra foi restrita a ações com no mínimo 120 dias de negociação diária e para controlar as questões de microestrutura que surgem da utilização de dados diários, foi incluída a variável independente defasada na regressão, este procedimento também foi realizado para os fatores estimados.

O termo λ_1 é a soma dos coeficientes sobre as variáveis independentes contemporâneas e defasadas, denotadas por $\hat{\lambda}_1$, que representa uma métrica de sensibilidade

ao risco da empresa. Para estimar cada um dos betas de mercado e os betas de 3-fatores de FF durante o mesmo período utilizou-se uma abordagem similar de regressão *two-pass*.

4.3.4 Características da Competição no Mercado de Produto

A concentração da indústria foi calculada usando o índice Herfindahl-Hirschman (IHH), de forma condizente com diversos estudos (HOU; ROBINSON, 2006, GASPAR; MASSA, 2006; e SHARMA, 2011) relacionados com a literatura da OI. O IHH é definido da seguinte forma:

$$HH_j = \sum_{i=1}^I S_{ij}^2, \quad (3)$$

onde S_{ij} é a participação de mercado da empresa i na indústria j , e I é o número de empresas na indústria j . A classificação dos setores foi definida com base no Econômica, e os dados colhidos na base da *Bloomberg*. Após, estimou-se a média dos valores nos últimos 3 anos, com intuito de mitigar a influência dos erros de dados na medição do IHH.

A segunda medida para competição no mercado de produtos remete ao grau substituíbilidade. Gaspar e Massa (2006), Peress (2010) e Sharma (2011) utilizaram o Índice de Lerner (LERNER, 1934) (IL) como *proxy* para substituíbilidade de produtos. Esta medida também é conhecida como margem preço-custo dimensionada por vendas e calculada como segue:

$$IL = \frac{Vendas - CMV - SG\&A}{Vendas}, \quad (4)$$

onde CMV é o custo das mercadorias vendidas e SG & A representa vendas, despesas gerais e administrativas. Outros estudos na literatura da OI utilizaram o IL para medir a substituíbilidade do produto, como por exemplo Sharma (2011). Espera-se que uma maior (menor) competição devido à maior (menor) substituíbilidade do produto levará a um IL mais baixo (mais alto) (SHARMA, 2011). Contudo Gaspar e Massa (2006), Peress (2010) e Sharma (2011) calcularam uma medida modificada do IL, o Índice Lerner ajustado pelo valor da indústria (IL_{IA}), estimado como a diferença entre o IL e o IL ponderado pelas vendas de todas as empresas do setor. Este cálculo também foi seguido no presente trabalho, como segue:

$$IL_{IA} = IL_i - \sum_{i=1}^N \omega_i IL_i, \quad (5)$$

onde LI_i é o Índice de Lerner (Eq. 4) para a empresa i , ω_i é a proporção de vendas da empresa i em relação às vendas totais da indústria e N é o número total de empresas que compartilham o mesmo setor (ou seja, todo o universo de empresas em um setor disponível no banco de dados do Economática). Análogo ao cálculo para o IHH foi feita a média dos valores do índice de Lerner ajustado nos últimos 3 anos, de modo a reduzir a influência dos erros de dados.

A terceira medida representativa da competição no mercado de produtos foi baseada no tamanho do mercado de uma indústria. Segundo Raith (2003) à medida que o tamanho do mercado aumenta, novas empresas, atraídas pelas perspectivas de maior lucratividade, entrarão no mercado; ao mesmo tempo, no entanto, a oferta de produtos aumenta, levando ao aumento da concorrência. Para representar o tamanho do mercado, calculou-se a média dos últimos 3 anos de vendas agregadas de todas as empresas com o mesmo código a partir da classificação de setores do Economática. Utilizou-se a equação 6 conforme Karuna (2007) e Sharma (2011):

$$SS_j = \sum_{i=1}^I vendas_{ij}, \quad (6)$$

onde $vendas_{ij}$ são as vendas da empresa i na indústria j , e I é o número de empresas na indústria j .

A seleção dos ativos com alto/baixo IHH, IL e *Market Share* foi com base na mediana. Assim, em cada ano essas variáveis foram calculadas em dezembro, cujas informações se repetem entre abril do ano seguinte a março de $t+2$.

4.4 Análise e Discussão dos Resultados

Neste tópico são apresentados e discutidos os principais resultados deste capítulo, que abordou a associação entre um modelo desenvolvido a partir de dados fundamentalistas e contábeis para a previsão de retornos esperados e as características da competição no mercado de produtos.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	R_{t+1}	P_t	B_t	x_t	$E_t[x_{t+1}]$	$\frac{D_t}{S_t}$	Tam_t	bm_t
<i>Painel A: Amostra completa</i>								
Média	1,0046	23,577	20,486	1,153	2,194	0,033	22,313	-0,609
DP	0,103	34,020	39,776	3,644	4,067	0,040	1,268	1,018
Máx.	1,300	275,024	256,291	18,358	31,152	0,227	25,647	1,564
Min.	0,723	5,172	0,357	-18,949	-1,511	0,000	19,593	-3,170
<i>Painel B: Alto IHH</i>								
Média	1,0045	21,887	18,296	0,981	1,714	0,034	22,542	-0,634
DP	0,104	28,584	34,544	3,013	2,549	0,040	1,355	1,066
Máx.	1,300	275,024	256,291	16,678	31,152	0,227	25,647	1,564
Min.	0,723	5,172	0,357	-18,949	-1,511	0,000	19,593	-3,170
<i>Painel C: Baixo IHH</i>								
Média	1,0049	26,314	24,032	1,431	2,972	0,032	21,941	-0,568
DP	0,101	41,194	46,821	4,468	5,643	0,040	1,006	0,934
Máx.	1,300	275,024	256,291	18,358	31,152	0,227	25,647	1,564
Min.	0,723	5,172	0,357	-18,949	-1,511	0,000	19,593	-3,170
<i>Painel D: Alto IL</i>								
Média	1,0059	20,292	14,170	1,560	1,969	0,037	22,432	-0,835
DP	0,093	19,991	24,527	2,627	2,848	0,043	1,200	1,008
Máx.	1,300	275,024	188,001	18,358	31,152	0,227	25,647	1,564
Min.	0,723	5,172	0,357	-18,949	-1,511	0,000	19,593	-3,170
<i>Painel E: Baixo IL</i>								
Média	1,0032	27,156	27,367	0,708	2,440	0,028	22,182	-0,363
DP	0,112	44,257	50,597	4,456	5,061	0,036	1,325	0,972
Máx.	1,300	275,024	256,291	18,358	31,152	0,227	25,647	1,564
Min.	0,723	5,172	0,357	-18,949	-1,511	0,000	19,593	-3,170
<i>Painel E: Alto market share</i>								
Média	1,0053	21,397	18,663	1,165	1,970	0,033	22,520	-0,590
DP	0,102	25,603	36,617	3,432	3,121	0,043	1,296	0,928
Máx.	1,300	275,024	256,291	18,358	31,152	0,227	25,647	1,564
Min.	0,723	5,172	0,580	-18,949	-1,511	0,000	19,593	-3,170
<i>Painel E: Baixo market share</i>								
Média	1,0039	26,037	22,542	1,139	2,447	0,032	22,079	-0,631
DP	0,104	41,382	42,974	3,870	4,909	0,036	1,192	1,112
Máx.	1,300	275,024	256,291	18,358	31,152	0,227	25,616	1,564
Min.	0,723	5,172	0,357	-18,949	-1,511	0,000	19,593	-3,170

A tabela 1 informa as estatísticas descritivas para 7.370 ações-mês de 2009 a 2016 para amostra completa e de acordo com as diferentes características da competição no mercado de produtos. t indica o ano fiscal mais recente, R_{t+1} é o retorno mensal com dividendos “cum-dividend” (bruto), P_t é o preço por ação para o período t ; S_t é a quantidade da ação no final do ano fiscal mais recente multiplicada pelo preço no final do mês calendário t , B_t é o valor contábil do patrimônio líquido no final do ano fiscal t ; x_t é o lucro líquido para o ano fiscal t ; D_t são os dividendos pagos aos acionistas no ano fiscal t ; $E_t[x_{t+1}]$ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t ; e Tam_t é o tamanho das firmas; e bm_t a relação book-to-market.

Os resultados mostram que o retorno médio mais baixo (mais alto) ocorre nas empresas classificadas com baixo (alto) Índice de Lerner, em outras palavras as firmas com alto (baixo) nível de substituíbilidade de produtos possuem menores (maiores) retornos. Os

resultados no Brasil são opostos ao que foi encontrado por Sharma (2011), onde constatou-se que empresas com alta substituíbilidade (baixo IL) do produto devem oferecer retornos mais altos para o risco adicional assumido pelos investidores das empresas. No caso das empresas com baixa substituíbilidade (alto IL) por serem mais concentradas deveriam oferecer menores retornos por proporcionarem menor risco. Todavia, os achados brasileiros corroboram com os atributos presentes no próprio mercado já que é bastante concentrado (LOPES, 2002), o que pode fazer com que não haja tanta diferença entre as características da competição no mercado de produtos e os retornos esperados.

O segundo maior retorno acontece para empresas classificadas com alta participação de mercado, uma vez que como uma maior concorrência intensifica o risco de inovação e de *distress* das empresas, aquelas pertencentes a setores com maior *market share* devem oferecer retornos mais altos. Ainda sobre empresas com alto IL (baixo IL) viu-se que em média possuem maiores (menores) dividendos e lucros, resultados estes que também são condizentes com Sharma (2011) e outros estudos que relacionam a associação entre concentração e lucratividade, entre eles Tu e Chen (2000). Empresas em setores altamente concentrados (alto IHH) possuem os segundos maiores dividendos, estando em consonância com a literatura que está sendo analisada sobre a competição no mercado de produtos.

Já em relação ao comportamento dos preços e valor contábil do patrimônio percebe-se que firmas com baixo IL (alto IL) apresentam maiores (menores) preços e valores contábeis do patrimônio. Sendo um resultado inverso ao que foi apresentado para os retornos e dividendos. Em conformidade com a literatura pesquisada empresas maiores (menores) estão em setores mais (menos) concentrados com base no IHH. Foi visto também que empresas com maiores (menores) lucros previstos pelos analistas são respectivamente de firmas classificadas com baixo (alto) IHH. Sendo estes resultados são consistentes com Ali et al. (2010), pois verificaram que as previsões de lucros dos analistas são maiores em indústrias competitivas.

Tabela 2: Correlações

(continua)

	$R_{t+1} - 1$	S_t^{-1}	B_t/S_t	x_t/S_t	$E_t[x_{t+1}]/S_t$	D_t/S_t
<i>Painel A: Matriz de correlações: amostra completa</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,036***	-0,052***	0,028**	0,038***	0,035***
S_t^{-1}		1	0,331***	-0,132***	0,058***	0,051***
B_t/S_t			1	-0,136***	0,097***	0,312***
x_t/S_t				1	0,423***	0,26***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,253***
D_t/S_t						1
<i>Painel B: Matriz de correlações: alto IHH</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,03**	-0,059***	-0,003	-0,005	0,037**
S_t^{-1}		1	0,273***	-0,145***	0,045***	0,032**
B_t/S_t			1	-0,158***	0,029	0,365***
x_t/S_t				1	0,479***	0,317***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,276***
D_t/S_t						1
<i>Painel C: Matriz de correlações: baixo IHH</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,048**	-0,04**	0,079***	0,093***	0,031
S_t^{-1}		1	0,442***	-0,133***	0,03	0,089***
B_t/S_t			1	-0,097***	0,197***	0,222***
x_t/S_t				1	0,353***	0,172***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,257***
D_t/S_t						1
<i>Painel D: Matriz de correlações: alto IL</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,006	-0,031	0,023	0,047***	-0,006
S_t^{-1}		1	0,26***	0,066***	0,092***	0,017
B_t/S_t			1	0,346***	0,31***	0,343***
x_t/S_t				1	0,491***	0,348***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,26***
D_t/S_t						1
<i>Painel E: Matriz de correlações: baixo IL</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,051***	-0,062***	0,027	0,029	0,077***
S_t^{-1}		1	0,33***	-0,164***	0,053***	0,118***
B_t/S_t			1	-0,262***	-0,017	0,378***
x_t/S_t				1	0,405***	0,197***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,239***
D_t/S_t						1
<i>Painel F: Matriz de correlações: alto market share</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	-0,067***	-0,013	0,044***	0,041***	0,044***
S_t^{-1}		1	0,31***	-0,243***	-0,031	0,051***
B_t/S_t			1	-0,147***	0,131***	0,301***
x_t/S_t				1	0,444***	0,373***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,353***
D_t/S_t						1

Tabela 2: Correlações

(continuação)

<i>Painel G: Matriz de correlações: baixo market share</i>						
$R_{t+1} - 1$	1	0,001	-0,087***	0,011	0,034**	0,023
S_t^{-1}		1	0,352***	-0,006	0,159***	0,054***
B_t/S_t			1	-0,125***	0,066***	0,336***
x_t/S_t				1	0,402***	0,121***
$E_t[x_{t+1}]/S_t$					1	0,122***
D_t/S_t						1

A tabela 2 fornece as correlações Pearson para a variáveis da amostra completa e quando analisadas pelas classificações das características da competição no mercado de produtos. ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Com a tabela 2 que apresenta as matrizes de correlação entre as variáveis verifica-se que, de forma similar ao que ocorreu nos resultados de LCE, há baixa correlação entre a variável dependente ($R_{t+1} - 1$) e as variáveis independentes do modelo tanto na amostra completa quanto nos modelos estimados a partir de empresas classificadas nas multidimensões da competição.

As variáveis independentes que menos tiveram correlação com a dependente foram as integrantes do modelo com as empresas de alto IL (baixa substituíbilidade), já que apenas a previsão de lucros dos analistas possuía correlação significativa com os retornos. Ainda sobre as previsões de lucro, conforme as intuições iniciais, as mais altas correlações foram reportadas entre os lucros atuais e as previsões de lucros dos analistas, sendo a maior no modelo com alto IL (0,491).

As correlações entre o inverso do tamanho e o patrimônio também foram elevadas sendo a maior (0,442) entre as variáveis pertencentes ao modelo pelas empresas com baixo IHH (menor concentração). Em todos as análises a correlação entre B_t/S_t e os retornos apresentou sinal negativo e significativo, com exceção do painel D e do painel F que mesmo com o sinal negativo não há significância entre as variáveis.

Tabela 3: Regressões *cross-section* e as multidimensões da competição no mercado de produtos

Modelo de regressão: $R_{t+1} - 1 = \text{Intercepto} + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t}$							
	Amostra completa	Alto IHH	Baixo IHH	Alto IL	Baixo IL	Alto MS	Baixo MS
Intercepto	0,025 (0,796)	0,050 (1,408)	0,005 (0,100)	0,017 (0,452)	0,056 (1,249)	0,012 (0,313)	0,015 (0,366)
S_t^{-1}	0,001 (0,714)	0,002 (1,316)	0,000 (0,067)	0,001 (0,398)	0,002 (1,173)	0,000 (0,248)	0,001 (0,458)
B_t/S_t	-0,005 (-1,654)*	-0,006 (-1,483)	-0,011 (-2,198)**	-0,003 (-0,767)	-0,009 (-2,151)**	-0,002 (-0,423)	-0,008 (-1,666)*
x_t/S_t	0,012 (0,546)	-0,023 (-0,718)	0,003 (0,079)	-0,023 (-0,535)	0,061 (1,961)*	0,049 (1,474)	0,022 (0,759)
$E_t[x_{t+1}]/S_t$	-0,019 (-0,622)	-0,013 (-0,264)	0,034 (0,563)	0,044 (0,983)	-0,083 (-1,595)	-0,017 (-0,429)	-0,006 (-0,121)
D_t/S_t	0,055 (1,182)	0,140 (2,078)**	0,012 (0,144)	-0,029 (-0,551)	0,183 (1,989)**	-0,030 (-0,555)	0,242 (2,854)***
$R^2 \text{ajust.}$	0,115	0,166	0,096	0,116	0,146	0,129	0,146

Esta tabela relata os coeficientes médios e as estatísticas *t* das regressões *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) do excesso de retorno das ações em um mês a frente para diferentes características da competição no mercado de produtos. ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

É possível visualizar por meio dos resultados da tabela 3 que o modelo de LCE não é adequado para o prever retornos esperados no mercado brasileiro, mesmo quando a amostra é dividida em diferentes características da competição no mercado de produtos. Confirma-se também a pouca previsibilidade das estimações pelos baixos R^2 ajustados. Contudo na amostra completa com dados do Brasil percebe-se que o valor contábil do patrimônio (B_t/S_t) foi marginalmente significativo, possuindo uma relação negativa com os retornos esperados. De forma geral o B_t/S_t foi significativo e relacionado negativamente com empresas classificadas com baixo IHH (setores menos concentrados), com baixo IL (maior substituíbilidade) e com baixo *market share*, sendo características análogas e representativas de setores com maior competição no mercado de produtos. Já a variável “dividendos” foi altamente significativa para previsão de retornos em empresas com baixa participação de mercado. O modelo de LCE possuiu maior ajuste entre as empresas com baixo IL, pois (B_t/S_t) e (D_t/S_t) foram significativas e os lucros atuais (x_t/S_t) marginalmente significativos nas previsões de retorno, porém o R^2 ajustado foi de apenas 14,6%.

Tabela 4: Regressões de retorno *cross-section* e estimativas de fatores de risco em diferentes características da competição no mercado de produtos

(continua)

<i>Painel A: Estimativas de fatores de risco: amostra completa</i>			
$\hat{\lambda}/S_t$	-62,104 (-1,631)		
β		0,000 (-0,012)	
β_m			0,006 (0,262)
β_s			-0,025 (-2,367)
β_h			-0,005 (-0,253)
$R^2_{ajust.}$	0,016	0,070	0,116

Tabela 4: Regressões de retorno *cross-section* e estimativas de fatores de risco em diferentes características da competição no mercado de produtos

(continuação)

<i>Painel B: Estimativas de fatores de risco</i>						
	<i>Alto IHH</i>			<i>Baixo IHH</i>		
$\hat{\lambda}/S_t$	-54,709			-11,594		
	(-1,270)			(-0,173)		
β		0,005			-0,020	
		(0,168)			(-0,963)	
β_m			-0,010			0,016
			(-0,346)			(0,838)
β_s			-0,017			-0,051
			(-1,487)			(-1,917)
β_h			0,009			-0,020
			(0,389)			(-0,497)
$R^2_{ajust.}$	0,027	0,134	0,173	0,046	0,029	0,081
<i>Painel C: Estimativas de fatores de risco</i>						
	<i>Alto IL</i>			<i>Baixo IL</i>		
$\hat{\lambda}/S_t$	-54,299			-45,834		
	(-0,961)			(-1,135)		
β		0,012			-0,001	
		(0,445)			(-0,036)	
β_m			0,012			0,002
			(0,382)			(0,119)
β_s			-0,015			-0,021
			(-0,530)			(-1,510)
β_h			0,001			0,002
			(0,026)			(0,102)
$R^2_{ajust.}$	0,010	0,063	0,120	0,015	0,070	0,103
<i>Painel D: Estimativas de fatores de risco</i>						
	<i>Alto Market Share</i>			<i>Baixo Market Share</i>		
$\hat{\lambda}/S_t$	-69,669			-58,931		
	(-1,286)			(-0,743)		
β		0,014			-0,017	
		(0,544)			(-0,723)	
β_m			0,005			0,009
			(0,183)			(0,290)
β_s			-0,020			-0,027
			(-1,732)*			(-1,077)
β_h			0,004			-0,034
			(0,186)			(-0,809)
$R^2_{ajust.}$	0,027	0,064	0,110	0,045	0,078	0,203

A tabela apresenta os coeficientes médios e as estatísticas t da regressão *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) do retorno excedente um mês a frente sobre os fatores de risco estimados, são eles: ($\hat{\lambda}/S_t$) é a sensibilidade específica da empresa para o risco agregado, (β) é o beta do CAPM e (β_m , β_s , β_h) são os betas do modelo de 3-fatores de FF, para a amostra completa e para diferentes características da competição no mercado de produtos.

A tabela 4 mostrou que a sensibilidade ao risco em toda a economia, $\hat{\lambda}/S_t$, não obteve significância estatística diferente do que ocorreu em LCE, ou seja, este fator de risco não poderia ser usado para a precificação do risco no país em análise, mesmo quando as empresas são classificadas a partir de diferentes características da competição no mercado

de produtos. Em LCE os betas do CAPM e de 3-fatores foram marginalmente significantes, no Brasil os resultados apresentam evidências semelhantes. O único modelo estimado que apresentou um fator marginalmente significativo (*Small minus Big* - β_s) foi o de empresas com alto *market share*, sendo este fator representativo do efeito tamanho.

Tabela 5: Regressões *cross-section* de valor de mercado (*Market-to-book*)

Modelo de Regressão: $\frac{S_t}{B_t} = \frac{\gamma_1}{B_t} + \gamma_2 + \gamma_3 \frac{x_t}{B_t} + \gamma_4 \frac{D_t}{B_t} + \gamma_5 \frac{E_t[x_{t+1}]}{B_t} - \hat{\lambda}_1 \frac{VIX_t}{B_t}$							
	Amostra completa	Alto IHH	Baixo IHH	Alto IL	Baixo IL	Alto MS	Baixo MS
Intercepto	5,019 (9,700)***	7,667 (13,090)	4,802 (7,108)***	0,845 (0,754)	5,645 (22,899)***	7,262 (11,306)***	-1,735 (-3,393)***
S_t^{-1}	0,197 (9,915)***	0,298 (13,862)***	0,209 (7,202)***	0,023 (0,513)	0,227 (21,983)***	0,284 (11,446)***	-0,070 (-3,178)***
x_t/B_t	0,648 (2,018)**	1,751 (2,889)***	1,396 (2,647)***	3,225 (4,418)***	0,223 (0,688)	-0,118 (-0,446)	4,330 (6,270)***
$E_t[x_{t+1}]/B_t$	3,502 (7,328)***	3,435 (6,077)***	4,022 (7,757)***	3,904 (4,360)***	4,959 (6,954)***	3,299 (7,159)***	5,323 (5,623)***
D_t/B_t	11,309 (17,552)***	9,386 (13,443)***	10,083 (11,621)***	9,382 (7,527)***	9,993 (10,320)***	11,592 (17,618)***	10,649 (9,242)***
R^2 ajust.	0,795	0,693	0,868	0,809	0,703	0,827	0,759

A tabela apresenta os coeficientes e as estatísticas t das regressões *cross-section* de Fama e MacBeth (1973), onde a razão preço pelo valor patrimonial foi a variável dependente. S_t é o preço ajustado por ação multiplicado por ações em circulação, B_t é o valor contábil do patrimônio, x_t são os lucros atuais e D_t dividido por ação. $E_t[x_{t+1}]$ é a expectativa de lucros futuros, que é medida pela média ponderada das previsões de lucro de consenso dos analistas para $t+1$ e $t+2$, multiplicada pela quantidade de ações em circulação no mês t . $\hat{\lambda}_1$ é a sensibilidade específica da empresa para o risco agregado. As variáveis foram analisadas de forma conjunta e a partir das multidimensões da competição no mercado de produtos. As estatísticas t são calculadas a partir dos erros de Fama e MacBeth (1973). ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 5 é possível verificar que o modelo de LCE foi efetivo para previsão de preços no mercado de capitais brasileiro. Beaver, Lambert e Morse (1980), Kothari e Zimmerman (1995) e Kothari (2001) e seguindo a hipótese de *prices lead earnings* a informação contida nos preços é mais completa em relação aos lucros contábeis atuais e passados, para previsão de lucros. De acordo com o R^2 ajustado (tabela 5) o modelo com melhor ajuste foi composto por empresas com baixo IHH (menor concentração) $R^2 = 0,868$, além disso todas as variáveis apresentaram significância estatística a 1%. Já o modelo com menor adequação $R^2 = 0,693$, foi exatamente o de firmas com alto IHH (maior concentração), que neste caso o intercepto não foi significativo. Com estes resultados é possível que o nível de concentração das empresas afete a eficácia do modelo de LCE para previsão de preços a partir de diferentes perspectivas.

Viu-se também que empresas com alto *market share* possuem boa adequação ($R^2 = 0,827$) para que seus preços sejam previstos por LCE, no entanto a variável representativa dos lucros não exibiu significância estatística. Já o terceiro maior R^2 (0,809) foi para as estimações com alto IL (baixa substituibilidade) e nem todas as variáveis foram significativas, o intercepto e o inverso do tamanho não apresentaram significância. Pelas análises verifica-se que nos casos de empresas com baixo IHH, baixo *market share* e amostra completa todas as variáveis do modelo de LCE apresentaram alta significância estatística para previsão de preços, portanto as multidimensões da competição no mercado de produtos afetam o poder preditivo do modelo ora estudado.

4.5 Conclusões

Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1999) são as bases teóricas e empíricas para a metodologia de LCE, que ampliou os referidos modelos inserindo o risco agregado (sistemático) da economia. No presente trabalho, buscou-se investigar o desempenho da metodologia de LCE com ativos brasileiros agrupados de acordo com as multidimensões da competição do mercado de produtos de Sharma (2011). Para tanto, seguiram-se três abordagens no trabalho: i) investigação do modelo para previsão de retornos esperados; ii) análise da influência das estimativas de fatores de risco nos retornos; e iii) verificando a eficácia do modelo para previsão de preços, sendo as três abordagens condicionais as multidimensões da competição.

Os resultados indicaram que o modelo proposto por LCE não tem capacidade preditiva para previsão de retorno usando dados brasileiros, sendo um resultado contrastante com o que ocorre nos EUA. Todavia, para previsão de preços houve conexão com o trabalho de LCE. Viu-se que o modelo estimado por meio de ativos agrupados com baixo IHH possui o maior R^2 ajustado, portanto infere-se que o modelo de LCE tem maior poder explicativo para precificação de ativos em setores menos concentrados. Com isso, as estimações puderam captar que as multidimensões da competição impactam de forma diferente as mensurações no modelo de LCE no mercado brasileiro.

Como sugestões para trabalhos futuros recomenda-se a investigação da utilidade do modelo através de outras características da competição do mercado de produtos. Além disso, é importante pesquisar o motivo pelo qual o modelo de LCE é eficaz para prever preços, mas não para previsão de retornos no mercado brasileiro.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS DA TESE

O trabalho de LCE é uma ampliação do modelo de avaliação contábil de Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1999) com a inserção do risco agregado (sistemático) da economia. Os testes neste estudo foram restritos as análises de previsão de retorno de LCE, todavia ao final das análises testou-se a capacidade do modelo em prever preços. No segundo capítulo os resultados mostraram que o modelo proposto por LCE não tem capacidade preditiva quando utilizados dados brasileiros, sendo um resultado contrastante com o que ocorre nos EUA. No entanto, mostrou coerência com o trabalho de LCE para prever preços. As análises de sensibilidade foram empregadas no intuito de verificar se haveria alterações nas estimações, mas não foi possível visualizá-las. Os testes de robustez que foram realizados levaram em consideração quatro características, a) capitalização do mercado da firma; b) quantidade de analistas que seguem as empresas; c) nível de esforço que estes analistas dispõem para seguir as firmas e d) o grau de acurácia das previsões; destaca-se que em nenhum destes testes houve mudanças nos resultados.

No terceiro capítulo analisou-se a influência dos diferentes estágios do ciclo de vida das firmas, conforme metodologia de Dickinson (2011), para previsão de retornos e preços do modelo de LCE. Os resultados indicaram que o modelo proposto por LCE não tem capacidade preditiva para previsão de retornos usando dados brasileiros, mesmo quando a amostra é dividida com base em diferentes estágios de ciclo de vida das firmas. LCE não utilizaram a presente estratificação e os seus achados no mercado americano são contrastantes com o que ocorre no mercado brasileiro em relação aos retornos. Já para as estimações de preços, conforme visualizadas no segundo capítulo, o modelo de LCE possui boa adequação e as variáveis de forma geral são significantes para a explicação dos preços.

No quarto capítulo, buscou-se investigar o desempenho da metodologia de LCE com ativos brasileiros agrupados de acordo com as multidimensões da competição do mercado de produtos de Sharma (2011). Conforme já havia sido analisado no decorrer do trabalho, continuou-se constatando que o modelo proposto por LCE não consegue prever retorno dos ativos brasileiros, mesmo quando analisado sob a ótica das multidimensões da competição no mercado de produtos. Já para previsão de preços o modelo mostrou-se válido, especialmente para prever preços de ativos em setores menos concentrados (baixo IHH).

Como sugestões para trabalhos futuros recomenda-se a investigação da utilidade do modelo a partir de diferentes subgrupos de empresas visando entender quais características, além das que já foram realizadas na análise de sensibilidade do segundo capítulo (valor de mercado, quantidade de analistas, esforço dos analistas e acurácia), estão subjacentes a essas firmas que reduzem o desempenho das variáveis empregadas para prever excesso de retornos, como também, o uso de outras metodologias para a estimação dos lucros esperados para o próximo período diante do *trade-off* que surge ao se utilizar previsões dos analistas as quais reduzem o tamanho da amostra. Sugere-se também a utilização de outras *proxies* para os ciclos de vida das firmas e para cálculo do retorno e preço esperados e a investigação da utilidade do modelo através de outras características da competição do mercado de produtos. Por fim, é importante pesquisar o motivo pelo qual o modelo de LCE se mostra eficaz para prever preços, mas não é para previsão de retornos no mercado brasileiro.

REFERÊNCIAS

ADIZES, I. **Managing corporate lifecycles**: an updated and expanded look at the corporate lifecycles. 1.ed., Paramus, NJ: Prentice Hall Press, 1999.

AGUERREVERE, F. Real options, product market competition and asset returns. **The Journal of Finance**, v. 64, n. 2, p. 957–983, 2009.

ALI, A.; LIU, M. H.; XU, D.; YAO, T. **Corporate disclosure, analyst forecast dispersion, and stock returns**, 2012. Disponível em: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=556704>. Acesso em: 2 de janeiro de 2018.

ALMEIDA, J. E. F.; DALMÁCIO, F. Z. The effects of corporate governance and product market competition on analysts' forecasts: evidence from the Brazilian Capital market, **The International Journal of Accounting**, v. 50, n. 3, p. 316–339, 2015.

ANG, A.; HODRICK, R. J.; XING, Y.; ZHANG, X. High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. **Journal of Financial Economics**, v. 91, n. 1, p. 1-23, 2009.

_____; _____. The cross-section of volatility and expected returns. **Journal of Finance**, v. 61, n. 1, p. 259-299, 2006.

_____; LIU, J. A general affine earnings valuation model. **Review of Accounting Studies**, v. 6, n. 4, p. 397-425, 2001.

ANTHONY, J.; K. RAMESH. Association between accounting performance measures and stock prices. **Journal of Accounting and Economics**, v. 15, n. 2-3, p. 203–227, 1992.

ASTORINO, E.; CHAGUEZ, F.; GIOVANNETTI, B; SILVA, M. E. **Variance premium and implied volatility in a low-liquidity option market**. Working Paper, Department of Economics, University of São Paulo (FEA-USP), 2015.

BAIN, J. Economies of scale, concentration and the condition of entry in twenty manufacturing industries, **American Economic Review**, v. 44, n. 1, p. 15–39, 1954.

BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R.; LANG, M. H. International accounting standards and accounting quality. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 3, p. 467-498, 2008.

_____; KASNIK, R.; MCNICHOLS, M. F. Analyst coverage and intangible assets. **Journal of Accounting Research**, v. 39, n. 1, p. 1-34, 2001.

BASTOS, D. D.; NAKAMURA, W. T.; DAVID, M.; ROTTA, U. A. S. A relação entre o retorno das ações e as métricas de desempenho: evidências empíricas para as companhias abertas no Brasil. **Revista de Gestão USP**, v. 16, n. 3, p. 65–79, 2009.

BEAVER, W. H.; LAMBERT, R.; MORSE, D. The information content of security prices. **Journal of Accounting and Economics**, v. 2, n. 1, p. 3-28, 1980.

BLACK, E. Life-cycle impacts on the incremental value-relevance of earnings and cash flow measures. **Journal of Financial Statement Analysis**, v. 4, n. 1, p. 40-56, 1998.

BURGSTAHLER, D.; DICHEV, I. Earnings, adaptation, and equity value. **The Accounting Review**, v. 72, n. 2, p. 187–215, 1997.

BYARD, D.; LI, Y.; WEINTROP, J. Corporate governance and the quality of financial analysts' information. **Journal of Accounting and Economics**, v. 25, n. 5, p. 609–625, 2006.

CALLEN, J. L. Accounting valuation and cost of equity capital dynamics. **Abacus**, v. 52, n. 1, p. 5–25, 2016.

_____; MOREL, M. The valuation relevance of R&D expenditures: time series evidence. **Int. Rev. Financial Anal.**, v. 14, n. 3, p. 304–325, 2005.

_____; SEGAL, D. Empirical tests of the Feltham–Ohlson (1995) Model. **Review of Accounting Studies**, v. 10, n. 4, p. 409–429, 2005.

CAVES, R. Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. **Journal of Economic Literature**, v. 36, n. 4, p. 1947–82, 1998.

CHONG, A.; LOPEZ-DE-SILANES, F. **Investor protection and corporate governance: Firm evidence across Latin America**. CITY: Stanford University Press and International Development Bank, 2007.

CLARKSON, P.; HANNA, J. D.; RICHARDSON, G. D.; THOMPSON, R. The impact of IFRS adoption on the value relevance of book value and earnings. **Journal of Contemporary Accounting and Economics**, v. 7, n. 1, p. 1–17, 2011.

COLLINS, D.; MAYDEW, E.; WEISS, I. Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, p. 39–67, 1997.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. **Instrução CVM nº 483**, 2010. Disponível em: <http://www.cvm.gov.br/legislacao/instrucoes/inst483.html>. Acesso em: 10 de julho de 2018.

COOPER, M.; GUTIERREZ, R. JR.; HAMEED, A. Market states and momentum. **Journal Finance**, v. 59, n. 3, p. 1345–1365, 2004.

COSTA JR., N. C. A.; NEVES, M. B. E. Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. **RBE**, v. 54, n. 1, p. 123–137, 2000.

CUBBIN, J. S. **Market structure and performance: the empirical research**. New York: Harwood, 1988.

CUPERTINO, C. M.; LUSTOSA, P. R. B. The Ohlson Model of evaluation of companies: tutorial for use. **Brazilian Business Review**, v. 1, n. 1, p. 1–16, 2004.

CURRY, B.; GEORGE, K. D. Industrial concentration: a survey. **The Journal of Industrial Economics**, v. 31, n. 3, p. 203-255, 1983.

DASKE, H.; HAIL, L.; LEUZ, C.; VERDI, R. Mandatory IFRS reporting around the world: early evidence on the economic consequences. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 5, p. 1085–1142, 2008.

DAVIES, S.; DIXON, B. L. H.; GEROSKI, P. **Economics of industrial organization**. London: Longman, 1989.

DEANGELO, H.; DEANGELO, L.; STULZ, R. M. Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the lifecycle theory. **Journal of Financial Economics**, v. 81, n. 2, p. 227-254, 2006.

DHALIWAL, D.; HUANG, S.; KHURANA, I. K.; PEREIRA, R. (2014). Product market competition and conditional conservatism. **Review of Accounting Studies**, v. 19, n. 4, p. 1309–1345, 2014.

DICKINSON, V. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. **The Accounting Review**, v. 86, n. 6, p. 1969–1994, 2011.

_____; KASSA, H.; SCHABERL, P. D. What information matters to investors at different stages of a firm's life cycle? **Advances in Accounting**, v. 42, p. 22-33, 2018.

DURNEV, A.; KIM, E. H. To steal or not to steal: firm attributes, legal environment, and valuation. **Journal of Finance**, v. 60, n. 3, p. 1461–1493, 2005.

DURU, A.; REEB, D. International diversification and analysts' forecast accuracy and bias. **The Accounting Review**, v. 77, n. 2, p. 415–433, 2002.

EDWARDS, E.; BELL, P. **The theory and measurement of business income**. Berkley: University of California Press, 1961.

EVANS, M. E.; NJOROGE, K.; YONG, K. O. An examination of the statistical significance and economic relevance of profitability and earnings forecasts from models and analysts. **Contemporary Accounting Research**, v. 34, n. 3, p. 1453–1488, 2017.

FADZIL, F. J. MD.; O'HARA, J. G.; Ng, W. L. Cross-sectional volatility index as a *proxy* for the VIX in an Asian Market. **Cogent Economics & Finance**, v. 5, p. 1–15, 2017.

FAMA, E.; FRENCH, K. A five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 116, n. 1, p. 1–22, 2015.

_____; _____. Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay? **Journal of Financial Economics**, v. 60, n. 1, p. 3-43, 2001.

_____; _____. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

_____; _____. The cross-section of expected returns. **Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

_____; MACBETH, J. D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607–636, 1973.

FELTHAM, G.; OHLSON, J. A. Residual earnings valuation with risk and stochastic interest rates. **The Accounting Review**, v. 74, n. 2, p. 165-183, 1999.

_____;_____. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 689-731, 1995.

FONTENELE, A. M. C. **Progresso e método na história das teorias da organização industrial**. São Paulo, 1995. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – FEA/USP, 1995.

GARCIA, R.; MANTILLA-GARCÍA, D.; MARTELLINI, D. A model-free measure of aggregate idiosyncratic volatility and the prediction of market returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 49, n. 5-6, p. 1133-1165, 2014.

GASPAR, J; MASSA, M. Idiosyncratic volatility and product market competition. **The Journal of Business**, v. 79, n. 6, p. 3125–3152, 2006.

GIL-BAZO, J.; RUIZ-VERDU, P. The relation between price and performance in the mutual fund industry. **The Journal of Finance**, v. 64, n. 5, p. 2153–2183, 2009.

GODE, D.; OHLSON, J. Accounting-based valuation with changing interest rates. **Review of Accounting Studies**, v. 9, n. 4, p. 419-441, 2004.

GORT, M.; KLEPPER, S. Time paths in the diffusion of product innovations. **The Economic Journal**, v. 92, n. 367, p. 630-653, 1982.

GOYAL, A.; SANTA-CLARA, P. Idiosyncratic risk matters! **Journal of Finance**, v. 58, n. 3, p. 975-1008, 2003.

GUIMARÃES JR., F. R. F.; CARMONA, C. U. M.; GUIMARÃES, L. G. A. Carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam bom desempenho de mercado? **Gestão & Regionalidade**, v. 31, n. 91, p. 87–104, 2015.

HAND, J. R. M.; LANDSMAN W. R. *Testing the Ohlson Model: v or not v, that is the question*. Working Paper, University of North Carolina at Chapel Hill, 1998.

Hasan, M. M.; Cheung, A. W-K. (2018). Organization capital and firm life cycle. **Journal of Corporate Finance**, v. 48, p. 556-578.

_____; HOSSAIN, M.; CHEUNG, A. W-K; HABIB, A. Corporate life cycle and cost of equity capital. **Journal of Contemporary Accounting & Economics**, v. 11, n. 1, p. 46-60, 2015.

HERFINDAHL, O. C. **Concentration in the U.S. steel industry**. PhD diss. Columbia University, 1950.

HIRSCHMAN, A. O. **National power and the structure of foreign trade**. Berkeley: University of California Press, 1945.

HORTON, J.; SERAFEIM, G.; SERAFEIM, I. Does mandatory IFRS adoption improve the information environment? **Contemporary Accounting Research**, v. 30, n. 1, p. 388–423, 2012.

HOU, K.; ROBINSON, D. T. Industry concentration and average stock returns. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 4, p. 1927–1956, 2006.

JOVANOVIC, B.; G. MACDONALD. The life cycle of a competitive industry. **Journal of Political Economy**, v. 102, n. 2, p. 322–347, 1994.

KARUNA, C. Industry product market competition and managerial incentives. **Journal of Accounting and Economics**, v. 43, n. 2-3, p. 275–297, 2007.

KNOTT, A. M.; POSEN, H. **Does competition increase innovation?** New evidence from old industries. Working paper, Mack Center for Technological Innovation, 2003.

KOTHARI, S. P. Capital markets research in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1-3, p. 105–231, 2001.

_____; SHANKEN, J.; SLOAN, R. G. Another look at the cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 1, p. 185-224, 1995.

_____; ZIMMERMAN, J. (1995). Price and Return Models. **Journal of Accounting and Economics**, v. 20, n. 2, p. 155-192.

LA PORTA, R.; LOPES-DE-SILANEZ, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Investor protection and corporate valuation. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 3, p. 1147–1170, 2002.

_____; _____. Agency problems and dividend policies around the world. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 1, p. 1–33, 2000.

LEE, S-C.; LIN, C-T.; YU, M-T. A fractional cointegration approach to testing the Ohlson accounting based valuation model. **Rev. Quant. Finan. Account**, v. 41, n. 3, p. 535-547, 2012.

LEITE, H.; SANVICENTE, A. Z. Valor patrimonial: usos, abusos e conteúdo informacional. **Revista de Administração de Empresas**, v. 30, n. 3, p. 17–31, 1990.

LERNER, A. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. **The Review of Economic Studies**, v. 1, n. 3, p. 157–175, 1934.

LI, X. The impacts of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclosures. **Review of Accounting Studies**, v. 15, n. 3, p. 663–711, 2010.

LO, A.; MACKINLAY, A. Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. **Review of Financial Studies**, v. 3, n. 3, p. 431–467, 1990.

LOPES, A. B.; ALENCAR, R. C. Disclosure and cost of equity capital in emerging markets: The Brazilian case. **The International Journal of Accounting**, v. 45, n. 4, p. 443–464, 2010.

_____; WALKER, M. **The relation between firm-level corporate governance arrangements, crosslisting and the informativeness of accounting reports: the Brazilian case.** Working paper, University of Manchester, 2008.

_____. **The value relevance of Brazilian Accounting Numbers: an empirical investigation.** Working paper, University of Sao Paulo, 2002.

LYLE, M. R.; CALLEN, J. L.; ELLIOTT, R. J. Dynamic risk, accounting-based valuation and firm fundamentals. **Rev. Account. Stud.**, v. 18, n. 4, p. 899–929, 2013.

MASTELLA, M. **O conteúdo informacional da volatilidade implícita no Brasil.** 2015. 126 p. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS, 2015.

MILLER, D., FRIESEN, P. A longitudinal study of the corporate life cycle. **Management Science**, v. 30, n. 10, p. 1161-1183, 1984.

MOREL, M. Endogenous parameter time series estimation of the Ohlson Model: linear and nonlinear analyses. **Journal of Business Finance & Accounting JBFA**, v. 30, n. 9–10, p. 1341–1362, 2003.

NAGANO, M. S.; MERLO, E. M.; SILVA, M. C. As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno de ações no Brasil. **Rev. FAE**, v. 6, n. 2, p. 13-28, 2003.

NEKRASOV, A.; SHROFF, P. Fundamentals-based risk measurement in valuation. **The Accounting Review**, v. 84, n. 6, p. 1983–2011, 2009.

OHLSON, J. A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661–687, 1995.

PASTOR, L.; VERONESI, P. Technological revolutions and stock prices. **The American Economic Review**, v. 99, n. 4, p. 1451–1483, 2009.

_____; _____. Stock valuation and learning about profitability. **The Journal of Finance**, v. 58, n. 5, p. 1749–1790, 2003.

PEASNELL, K. V. Some formal connections between economic values and yields and accounting numbers. **Journal of Business Finance & Accounting**, Oxford, v. 9, n. 3, p. 361-381, 1982.

_____. On capital budgeting and income measurement. **Abacus**, v. 17, n. 1, p. 52-67, 1981.

PERESS, J. Product market competition, insider trading and stock market efficiency. **The Journal of Finance**, v. 65, n. 1, p. 1–43, 2010.

PETERSEN, M. A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. **Review of Financial Studies**, v. 22, n. 1, p. 435–480, 2009.

PRATHER-KINSEY, J.; JERMAKOWICZ, E. K.; VONGPHANITH, T. **Capital market consequences of European Firms' mandatory adoption of IFRS**. Working paper, American Accounting Association, Anaheim, California, 2008.

PREINREICH, G. Annual survey of economic theory: the theory of depreciation. **Econometrica**, v. 6, n. 3, p. 219-231, 1938.

RAITH, M. Competition, risk, and managerial incentives. **American Economic Review**, v. 93, p. 1425–1436, 2003.

ROMA, C. M. S. **Idiosyncratic volatility**: an analysis of aggregate and individual effects. 144p. Tese (Doutorado) – Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, 2017.

SCHABERL, P. Beyond accounting and back: an empirical examination of the relative relevance of earnings and “other” information. **Advances in Accounting**, v. 35, p. 98–113, 2016.

SHARMA, V. Stock returns and product market competition: beyond industry concentration. **Rev. Quant. Finan. Acc.**, v. 37, n. 3, p. 283–299, 2011.

SCHUMPETER, J. A. **Capitalism, Socialism, and Democracy**, 36, Harper & Row, New York, 132-145, 1942.

SHY, O. **Industrial Organization**: theory and applications. MIT Press, Cambridge, 1995.

THOMPSON, S. B. **Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time**. Working paper, Harvard University, 2006.

TU, A.; CHEN, S. Bank market structure and performance in Taiwan before and after the 1991 liberalization. **Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies**, v. 3, n. 4, p. 475–490, 2000.

VEROUSIS, T.; VOUKELATOS, N. Cross-sectional dispersion and expected returns. **Journal Quantitative Finance**, v. 18, n. 5, p. 813-826, 2018.

VORST, P.; YOHN, T. Life cycle models and forecasting profitability and growth. **The Accounting Review** (in press), 2018.

VUOLTEENAHO, T. What drives firm-level stock returns? **The Journal of Finance**, v. 57, n. 1, p. 233–264, 2002.