

Retorno Esperado, Fundamentos da Firma e Risco Sistêmico Agregado

KARINA DA SILVA CARVALHO MIKOSZ

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO (UFPE)

CAROLINA MAGDA DA SILVA ROMA

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

MARCOS ROBERTO GOIS DE OLIVEIRA

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO (UFPE)

Agradecimento à órgão de fomento:

Agradecemos ao Laboratório de Finanças do CEFET-MG pela disponibilização dos dados.

Retorno Esperado, Fundamentos da Firma e Risco Sistemico Agregado

1 INTRODUÇÃO

Este artigo examina se um modelo contábil de avaliação é capaz de prever os retornos (custo de capital) no mercado de capitais brasileiro, além de testar se a sensibilidade a fatores de risco agregados (sistêmico), bem como de outros costumeiramente empregados na literatura a partir do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e do modelo de 3-fatores, é capaz de prever os retornos de ação.

Por sua vez, Ohlson (1995) que neste artigo também foi apresentado como Modelo de Ohlson (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)ⁱ 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 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. A principal contribuição dos autores foi à evidenciação da relação inversa entre os valores de risco e de retorno em toda a economia. O estudo também apresentou um retorno anormal de 1,18% por mês para o investidor.

De acordo com Evans, Njoroge e Yong (2017) a mensuração de Lyle, Callen e Elliott (2013) é relevante, uma vez que, se mostrou superior aos modelos convencionais baseadas em estimativas históricas, como é o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e os modelos de fatores de Fama e French. 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; NJOROGE; YONG, 2017).

Neste artigo 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 apresentem relações diferentes durante *booms* e recessões. Mais recentemente, Sharma (2011) investigou o comportamento de retornos anormais e competição no mercado de produtos,

encontrando durante as recessões uma diferença de retorno de 0.881% por mês para carteiras com maior possibilidade de substituição de produtos em relação aos com menor grau de competição baseado nessa dimensão em relação a períodos de 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 no artigo 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 Fama e French, bem como o risco idiossincrático agregado tomando como *proxy* a *Cross-Sectional Variance* – CSV.

Ressalta-se que a CSV não foi utilizada no modelo de Lyle, Callen e Elliot (2013), a inclusão no presente artigo ocorreu, pois é uma estimativa que fornece uma boa aproximação para a variância idiossincrática média de um dado universo de ações, além de possuir dois principais atributos: 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), e poder ser construída facilmente em qualquer frequência (GARCIA; MANTILLA-GARCÍA; MARTELLINI, 2014). Ademais, como verificam Fadzil, O’Hara e Ng (2017) é uma forma de obter co-movimentos de mercados acionários e mensuração do risco global.

Sob essa perspectiva, este artigo foi baseado nas seguintes indagações: um modelo contábil de avaliação aplicado em países desenvolvidos, pode ser utilizado em mercados emergentes, como o Brasil? Ou seja, em que circunstâncias este modelo é capaz de prever retornos esperados (custo de capital) no mercado de capitais brasileiro? Além disso, 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 escolhidos 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, entre eles (Fama e French, 1992, 1993, 2015a; Kothari, Shanken e Sloan, 1995; Ang et al. 2006 e 2009; Lyle, Callen e Elliott, 2013), no entanto no Brasil poucos estudos como (Leite e Sanvicente, 1990; Costa Jr. e Neves, 2000; Nagano, Merlo e Silva, 2003; Faria et al., 2011) foram realizados neste sentido. Desta forma, 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, oferecemos 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. Além disso é a 5ª do mundo após a fusão da BM&FBovespa e Cetip

(Centro de Custódia e de Liquidação Financeira de títulos), em 2017, dando origem a B3 (Brasil, Bolsa e Balcão).

Diante do que foi explanado, este estudo contribui para a literatura de várias maneiras: I) testou-se a adequação de Lyle, Callen e Elliott (2013) para prever retornos esperados (custo de capital) para um mercado emergente, como o Brasil. Além da estimação a partir de uma abordagem *cross-sectional*, realizou-se uma análise com dados em painel, sendo esta uma diferença em relação ao modelo original. Embora pesquisas anteriores já tenham usado outros modelos de avaliação contábil no Brasil para determinação do retorno esperado, poucos estudos utilizam regressões *cross-section* para este fim; II) verificou-se como diferentes efeitos cíclicos *booms (busts)* afetam a previsão dos retornos dos ativos; e III) evidenciou-se a sensibilidade da firma a diferentes fatores de risco nas estimações de retorno esperado (custo de capital), sendo contribuições inéditas para o Brasil, já que, especificamente, não foram encontradas pesquisas com a utilização do modelo proposto pelos autores no país e, em geral, com os testes adicionais aqui empregados na análise condicional de períodos de recessão/expansão e incluindo o fator de risco específico da firma agregado, assim, espera-se que o trabalho possa fornecer evidências da utilidade do modelo proposto a partir de dados de um país emergente.

O restante do artigo é organizado como segue. Na seção 2 foram descritas as principais teorias acerca de modelos de avaliação que utilizam dados contábeis e fundamentos da firma, considerando um mundo neutro ao risco e com a incorporação da aversão ao risco. Na seção 3 são descritos os procedimentos metodológicos, os resultados e suas análises são incluídos na seção 4 e conclui-se na seção 5.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

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 Fama e French (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, função utilidade do decisor quadrática, 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 consideração 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) 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*.

LCE admitem que os lucros anormais e o vetor de “outras informações” 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 e os lucros anormais de longo prazo denotados por (x_L^a).

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 ganhos anormais variáveis estão incluídos na dinâmica (CALLEN, 2016).

LCE admitem que os lucros anormais (x_t^a) e o vetor de “outras informações” (v_t) seguem uma dinâmica linear autorregressiva, como segue:

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

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

Desta forma, os lucros anormais do próximo período (x_{t+1}^a) são uma média ponderada dos lucros anormais atuais e os lucros anormais de longo prazo denotados por (x_L^a). 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.

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

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

Conforme LCE o termo de erro e_{t+1} tem média zero e variância unitária, além de ser (positivamente) correlacionado com ϵ_{t+1} (Eq. 1). Pelo trabalho dos autores, $\sigma_{m,t}$ representa o nível de risco agregado sistemático na economia e umas das principais contribuições da pesquisa. 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 3 (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, (B_t que é o valor contábil do patrimônio, x_L^a que são os lucros anormais de longo prazo e x_t^a representando os lucros anormais atuais), “outras informações” (v_t) e um intercepto e um fator dinâmico de ajuste de risco agregado ($\lambda_1 \sigma_{m,t}$). 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 Fama e French (1993), 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:

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

$$\text{Notícias de taxas de desconto} = \lambda_1 \frac{\Delta\sigma_{m,t}}{S_t}.$$

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):

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

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/preço futuro, *book-to-market*, lucro/preço atual, o inverso de tamanho e *dividend yield*, onde tamanho e a relação *book-to-market* têm gerado vários estudos desde os resultados de Fama e French (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.

2.2 Risco Idiossincrático e a *Cross-Sectional Variance* (Csv)

Recentemente, Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) propuseram a estimação do risco idiossincrático a partir da *Cross-Sectional Variance* (CSV). Os autores apontam duas principais vantagens dessa metodologia, que são: independência de modelos e pode ser observável em qualquer frequência. Os principais resultados dos autores apontam que a nova medida CSV proposta prevê fortemente os retornos futuros no mercado de ações agregado na frequência diária. Usando um período de julho de 1963 a dezembro de 2006, os resultados apontam que no período total o risco idiossincrático importa tanto na frequência diária (novas evidências) como mensal, em especial usando o esquema igualmente ponderado. Observa-se que Roma (2017) utilizou a CSV desenvolvida por Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) para entender o comportamento e a capacidade da volatilidade idiossincrática a nível de mercado para prever retornos futuros no mercado brasileiro.

Neste sentido, em substituição ao VIX, que é uma *proxy* para as dinâmicas do risco sistemático em toda a economia do trabalho de LCE, utilizou-se o risco idiossincrático agregado, medido pela CSV, conforme Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) e Roma (2017), para previsão dos retornos de ações brasileiras. A argumentação teórica para tal substituição pode ser encontrada em Fadzil, O’Hara e Ng (2017), onde viu-se que em mercados menos desenvolvidos pode ser bastante difícil o cálculo do VIX, desta forma a CSV torna-se uma *proxy* eficiente para o risco sistemático.

3 METODOLOGIA

3.1 Amostra e Dados

A amostra foi constituída por empresas de capital aberto e as análises principais envolvem o período de 2005 a 2016. Contudo, para a estimação dos betasⁱⁱ como fatores de risco e sensibilidade precisam-se de 5 anos de dados, então para parte da construção dos fatores o período de estimação inicia-se em dezembro de 1999, para mensurar os primeiros fatores em julho de 2000, daí então, a partir de dezembro de 2005 tem-se os valores contábeis que serão usados nas regressões e os betas também no período. Os dados contábeis, de retornos e as previsões dos analistas foram recolhidos a partir da Base de dados da Bloomberg, já os dados para a proxy do VIX, o IVOL-Br foram retirados do site do Núcleo de Pesquisa em Economia Financeira da FEA/USPⁱⁱⁱ.

Assim como em LCE, a amostra foi restrita para empresas com valores contábeis positivos, preço por ação superior a R\$ 5,00, e dados em pelo menos 2 anos consecutivos. Seguindo a metodologia de Nekrasov e Shroff (2009), 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%^{iv}.

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 forma que segue:

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

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 de 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 $E_t[x_{t+1}]^v$ 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 testar o modelo, foram estimadas as regressões com dados em painel, seguindo Petersen (2009), Thompson (2006) e Gil-Bazo e Ruiz-Verdúz (2009) agrupando os erros padrão por mês 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. Inicialmente regrediram-se os retornos com cada variável explicativa separadamente e depois com todas as variáveis explicativas simultaneamente. Logo após, também foram feitas as estimações a partir da regressão *cross-sectional* de Fama-MacBeth seguindo LCE para identificação da sensibilidade aos fatores de risco escolhidos.

Em seguida, foram incorporadas proxies de risco, dadas pelo beta do CAPM (β) e os betas dos 3-fatores de Fama-French (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, a estimação dos betas foi realizada usando janelas móveis de 5 anos, com atualizações a cada final do mês de abril.

Para avaliar o efeito cíclico que períodos de recessão (*busts*) e expansão (*booms*) possam ter sobre a análise, foi dividido o período de amostragem por meio dos efeitos cíclicos do mercado nos períodos de recessão e expansão, representado pelo retorno médio de 3 anos do índice Bovespa. Quando o retorno de 3 anos do mercado foi positivo (negativo), definiu-se o estado do mercado como "*boom*" (recessão), seguindo a metodologia de Sharma (2011).

Na continuação, LCE se concentraram em verificar a sensibilidade dos ativos aos fatores de risco, como visto a seguir. Primeiro, 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, mensurou-se a sensibilidade ao risco em toda a economia, usando *two-pass regression approach*.

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 a taxa de livre de risco nos coeficientes estimados no primeiro estágio, os quais são a "sensibilidade para o risco (sistêmico) agregado" e nos betas relativos ao modelo CAPM e 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 e foi reorganizada como segue:

$$R_{t+1} - R_f = (R_f - 1)\lambda_1 \frac{\sigma_{m,t}}{S_t} - \lambda_1 \frac{\Delta\sigma_{m,t}}{S_t} + e_{r,t+1}, \quad (11)$$

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

LCE reajustaram ainda a Eq. (11) na forma que segue:

$$R_{t+1} - R_f = \lambda_0 + \lambda_1 \left[(R_f - 1) \frac{\sigma_{m,t}}{S_t} - \frac{\Delta\sigma_{m,t}}{S_t} \right] + e_{r,t+1}. \quad (12)$$

Como o risco de toda a economia não é observável, usaram o contrato CBOE VIX como *proxy*. Assim, para estimar λ_1 , foi utilizado o seguinte modelo empírico:

$$R_{t+1} - R_f = \lambda_0 + \lambda_1 \left[(R_f - 1) \frac{VIX_t}{S_t} - \frac{\Delta VIX_t}{S_t} \right] + e_{r,t+1}. \quad (13)$$

Para essa finalidade, 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. A estimativa de λ_1 é a soma dos coeficientes sobre as variáveis independentes contemporâneas e defasadas, denotadas por $\hat{\lambda}_1$.

Em seguida, foi incorporada, $\hat{\lambda}_1$, como uma variável adicional na regressão *cross-section* na *second-pass*, para representar 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.

O modelo de LCE é baseado no risco agregado sistêmico, contudo há uma linha de pesquisa que tem investigado o poder preditivo do risco idiossincrático agregado em relação ao

retorno de mercado e retorno ao nível da firma. O trabalho de Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) nos EUA definiram formalmente a variância *cross-sectional* (CSV) como *proxy* para o risco idiossincrático e mostrou que a mesma é fortemente relacionada com outras variáveis comumente empregadas na literatura como *proxy* para esse tipo de risco. Roma (2017) mostrou que a CSV também tem alta relação com outras proxies de variância idiossincrática usando dados do mercado brasileiro.

Ainda, o trabalho de Verousis e Voukelatos (2018) testa se a dispersão *cross-sectional* é um fator de risco precificado. Verificaram que ativos com grande sensibilidade à dispersão auferem retornos esperados baixos. Além disso, 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. O prêmio de risco negativo no *cross-section* de -1,32% ao ano está associado a dispersão. Assim, nesse trabalho é incluído a sensibilidade ao fator de risco idiossincrático. A *priori* assumiram que N_t é o número de ações em um portfólio e $i = 1, 2, \dots, N_t$. O retorno de cada ação é representado por r_{it} , então o retorno sobre o portfólio $r_t^{(w_t)}$, conforme definido por Markowitz (1952), é dado:

$$r_t^{(w_t)} = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} r_{it}, \quad (14)$$

em que w_t é o peso de cada ação no portfólio.

A utilização de carteiras é mantida, conforme as restrições feitas por Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014). Assim, a medida *Cross-Sectional Variance*, $CSV_t^{(w_t)}$, proposta pelos autores usando uma ponderação w_t determinada é mensurada por:

$$CSV_t^{(w_t)} = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} (r_{it} - r_t^{(w_t)})^2. \quad (15)$$

Um dos dois esquemas de ponderação implementados por Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) é o CSV ponderado em igualdade, a seguir denominado CSV_t^{EW} onde $w_{it} = 1/N_t \forall i$ and t . Com isso, assumindo que r_t^{EW} representa o retorno do portfólio igualmente ponderado, é visto que:

$$CSV_t^{EW} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (r_{it} - r_t^{EW})^2. \quad (16)$$

O CSV ponderado pelo valor é o segundo esquema de ponderação utilizado pelos autores e é obtido com base na capitalização de mercado. A capitalização total de mercado (C_t) é alcançada resumindo a capitalização de mercado de cada ação i (c_{it}) no início do respectivo dia t e, portanto, $C_t = \sum_{i=1}^{N_t} c_{it}$. O CSV_t^{CW} é dado por:

$$CSV_t^{CW} = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it}^{CW} (r_{it} - r_t^{CW})^2, \quad (17)$$

em que $w_{it}^{CW} = c_{it}/C_t$ é o esquema de ponderação de capitalização de mercado; r_t^{CW} é o retorno do portfólio ponderado de capitalização de mercado.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

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	0,004	29,845	24,720	1,088	2,500	0,052	22,306	-0,456
DP	0,107	97,004	47,792	10,379	4,726	0,080	1,209	1,078
Máx.	1,966	2232,0	537,795	33,400	62,243	1,207	26,415	2,911
Min.	-0,670	5,002	0,142	-376,72	-34,505	0,000	18,506	-4,502
	$R_{t+1} - 1$	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>								
$R_{t+1} - 1$		-0,012	-0,027***	0,035***	0,046	0,006		
S_t^{-1}	-0,002		0,198	-0,179	0,079	0,009		
$\frac{B_t}{S_t}$	-0,020**	0,235***		-0,117	0,178	0,361		
$\frac{x_t}{S_t}$	0,017*	0,052	0,273***		0,302	0,166		
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	0,018*	0,128***	0,400***	0,641***		0,256		
$\frac{D_t}{S_t}$	0,025**	-0,082***	0,305***	0,494***	0,444***			

Painel A informa as estatísticas descritivas para 11.015 ações-mês (172 firmas) de 2005 a 2016. t indica o ano fiscal mais recente, R_{t+1} é o retorno líquido de um mês a frente, P_t é o preço por ação para o ano fiscal 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 de 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 . As regressões incluem *dummies* para mês. Painel B fornece as correlações *Pearson* (o triângulo superior) e *Spearman* (o triângulo inferior) para as variáveis usadas nas análises. ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

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 de (0,641) 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 abordou 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.

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

Tabela 2: Regressões de retorno em painel e regressões cross-section

Modelo de regressão: $R_{t+1} - 1 = \text{Intercepto} + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t}$							
						1	2
Intercepto	-0,0129 (-0,439)	-0,0030* (-1,798)	0,0071*** (-4,124)	-0,011*** (-3,744)	-0,0051*** (-4,118)	-0,0078 (-0,279)	0,0054 0,1824
S_t^{-1}	-0,0003 (-0,246)					0,0001 (0,072)	0,0005 0,3826
$\frac{B_t}{S_t}$		-0,0029 (-1,583)				-0,0032* (-1,793)	-0,0020 -0,9794
$\frac{x_t}{S_t}$			0,0101 (0,816)			0,0045 (0,370)	0,0086 0,4580
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$				0,0409* (1,898)		0,0477** 2,015	0,0261 0,9600
$\frac{D_t}{S_t}$					-0,0099	-0,0063	-0,0042
$adj. R^2$	0,2338	0,2348	0,2343	0,2346	0,2338	0,2358	0,1020

Esta tabela relata os coeficientes médios e as estatísticas t das regressões com dados em painel do excesso de retorno das ações em um mês a frente. As colunas 1 e 2 representam, respectivamente, o modelo completo com dados em painel e as regressões *cross-section* de Fama e MacBeth (1973), ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Seguindo da esquerda para a direita na tabela 2, a variável fundamentalista mais importante para determinar os retornos esperados para o Brasil é a relação da expectativa de lucros futuros/valor de mercado. Ressalta-se que o índice *book-to-market* foi marginalmente significativo e apresentou coeficiente negativo, sendo assim quanto maior o índice *book-to-market* menor a rentabilidade. 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. Nas últimas colunas da tabela (1 e 2) encontra-se o modelo completo com todas as variáveis juntas na mesma regressão, sendo a primeira com dados em painel que foi uma proposição deste estudo e com Fama-MacBeth, que foi a metodologia utilizada por LCE. Todavia, como não apresentou significância estatística (coluna 2) as regressões com dados em painel (coluna 1) foram testadas e apresentaram melhor adequação para o caso brasileiro.

Há poucos estudos no Brasil que tratam sobre influência de variáveis fundamentalistas no retorno das ações. Em Leite e Sanvicente (1990) evidenciou-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. Já o trabalho de Costa Jr. e Neves (2000) analisou 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) avaliou 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 achou estimações diferentes das já realizadas no Brasil, pois apenas foi verificada significância na expectativa de lucros futuros/valor de mercado e o retorno. Houve também significância marginal negativa na relação *Book-to-Market* e rentabilidade, sendo um resultado diferente dos que já foram encontrados no país. Ressalta-se que as estimações foram desenvolvidas no nível de empresas.

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

	Retorno esperado % Expansão (<i>boom</i>)	Retorno esperado % Recessão (<i>busts</i>)
Intercepto	0,0548 (1,565)	-0,1077** (-2,741)
S_t^{-1}	0,0028* (1,823)	-0,0046** (-2,618)
$\frac{B_t}{S_t}$	-0,0025 (-1,255)	-0,0032 (-0,961)
$\frac{x_t}{S_t}$	-0,0142 (-0,781)	0,0103 (0,599)
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	0,0451 (1,241)	0,0546* (1,742)
$\frac{D_t}{S_t}$	0,0064 (0,203)	(-0,0110) (-0,342)
<i>adj. R</i> ²	0,2746	0,1662

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 a regressão com todas as variáveis (modelo completo) em momentos de expansão apresenta retornos marginalmente significativos para o inverso ao valor de mercado. Já em momentos de recessão há significância estatística de 5% para o intercepto e para o inverso do valor de mercado, além disso apresenta um resultado marginalmente significativo para a expectativa de lucros futuros/valor de mercado. Nota-se que as expectativas de lucro que é uma variável significativa na tabela 2, está relacionada a períodos de recessão como pode ser visualizado com a quebra da análise.

Tabela 4: Regressões de retorno Cross-sectional 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	0,05735*	0,0818**
	(1,845)	(2,217)
S_t^{-1}	-0,0004	0,0007
	(-0,307)	(0,450)
$\frac{B_t}{S_t}$	-0,0017	-0,0030
	(-0,862)	-1,433
$\frac{x_t}{S_t}$	-0,0224	-0,0231
	(-1,211)	-1,233
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	0,0587**	0,0582**
	(2,407)	2,375
$\frac{D_t}{S_t}$	-0,0194	-0,0201
	(-0,862)	-0,912
β	-0,0085*	
	(-1,694)	
β_m		-0,0055
		-0,982
β_s		0,0002
		0,035
β_h		0,0155
		1,632
$adj. R^2$	0,2285	0,2297

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

Na tabela 4 pode ser visualizado que a inclusão dos betas específicos da firma (CAPM e modelo de 3-fatores) os resultados preliminares permanecem quase inalterados. Com a entrada do β do CAPM a relação *book-to-market* que antes era marginalmente significativa deixa de ter qualquer significância e o β passa a ser marginalmente significativo, ou seja, seria uma variável que estaria relacionada com a previsão de retornos no Brasil, já com a inclusão dos betas dos 3-fatores o intercepto passa a ter significância (5%), juntamente com a expectativa de lucros que já possuía significância sem a inclusão dos betas.

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

$\frac{\hat{\lambda}}{S_t}$	21,0615		
	(0,5946)		
β		0,0370	
		0,5317	
β_m			0,0388
			0,5848

β_s				-0,0053
				-0,1787
β_h				0,0449
				0,9468
CSV^{EW}				-0,0087
				-0,9870
$adj. R^2$	0,0182	0,0214	0,0343	0,0047

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.

Assim como em Ang et al. (2006) a sensibilidade ao risco em toda a economia está associada aos retornos de capital no estudo de LCE, onde realizaram um teste de precificação de ativos e regrediram os retornos das ações sobre o fator de risco estimado (deflacionado por preço). Além disso, realizaram uma comparação entre a sensibilidade do seu fator de risco estimado e o CAPM e o modelo de 3-fatores de Fama-French. A Tabela 5 mostra a sensibilidade ao risco em toda a economia $\hat{\lambda}$ deflacionada por preço com dados brasileiros, percebe-se que não há significância estatística como ocorre 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.

5 CONCLUSÃO

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, seguiu-se três abordagens no trabalho: I) investigação do modelo tal como proposto; II) condicional a períodos de recessão e expansão; II) analisando a relação entre retornos esperados e sensibilidade a fatores de risco. 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. As regressões foram mensuradas a partir de dados em painel e relações *cross-section*. Os resultados mostraram que o modelo proposto por Lyle, Callen e Elliot (2013) não tem capacidade preditiva usando dados brasileiros, sendo um resultado contrastante com o que ocorre nos EUA.

Como sugestões para trabalhos futuros sugere-se a investigação da utilidade do modelo a partir de diferentes subgrupos de empresas visando entender quais características 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 *tradeoff* que surge ao se utilizar previsões dos analistas os quais reduzem o tamanho da amostra.

REFERÊNCIAS

Aguerrevere, F. (2009). Real options, product market competition and asset returns. *The Journal of Finance*, 64(2): 957–983.

Ang, A.; Hodrick, R. J.; Xing, Y.; Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1): 1–23.

_____; _____. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 61(1): 259–299.

Astorino, E.; Chaguez, F.; Giovannetti, B; Silva, M. E. (2015). *Variance Premium and Implied Volatility in a Low-Liquidity Option Market*. Working Papers, Department of Economics, University of São Paulo (FEA-USP).

Bastos, D. D; Nakamura, W. T.; David, M.; Rotta, U. A. S. (2009). A Relação entre o Retorno das Ações e as Métricas de Desempenho: Evidências Empíricas para as Companhias Abertas no Brasil. *Revista de Gestão USP*, 16(3): 65–79.

Callen, J. L. (2016). Accounting Valuation and Cost of Equity Capital Dynamics. *Abacus*, 52(1): 5–25.

_____; Morel, M. (2005). The Valuation Relevance of R&D Expenditures: time series evidence. *Int. Rev. Financial Anal*, 14(3): 304–325.

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

Costa Jr., N. C. A.; Neves, M. B. E. (2000). Variáveis Fundamentalistas e os Retornos das Ações. *RBE*, 54(1): 123–137.

Cupertino, C. M.; Lustosa, P. R. B. (2004). The Ohlson Model of Evaluation of Companies: Tutorial for Use. *Brazilian Business Review*, 1(1): 1–16.

Evans, M. E.; Njoroge, K.; Yong, K. O. (2017). An Examination of the Statistical Significance and Economic Relevance of Profitability and Earnings Forecasts from Models and Analysts. *Contemporary Accounting Research*, 34(3): 1453–1488.

Fadzil, F. J. Md.; O’Hara, J. G.; Ng, W. L. (2017). Cross-sectional volatility index as a proxy for the VIX in an Asian Market. *Cogent Economics & Finance*, 5: 1–15.

Fama, E.; French, K. (2015a). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1): 1–22.

_____; _____. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3–56.

_____; _____. (1992). The cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, 47(2): 427–465.

_____; Macbeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607–636.

Faria, L. E. C. T.; Ness Jr., W. L.; Klotzle, M. C.; Pinto, A. C. F. (2011). Análise da utilização de um modelo de quatro fatores como ferramenta auxiliar para gestão de carteiras baseadas no IBrX. *Brazilian Business Review BBR*, 8(4): 70–93.

Feltham, G.; Ohlson, J. A. (1999). Residual earnings valuation with risk and stochastic interest rates. *The Accounting Review*, 74(2): 165–183.

_____; _____. (1995). Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research*, 11(2): 689–731.

Garcia, R.; Mantilla-García, D.; Martellini, D. (2014). A model-free measure of aggregate idiosyncratic volatility and the prediction of market returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49(5–6): 1133–1165.

Gil-Bazo, J.; Ruiz-Verdu, P. (2009). The Relation between Price and Performance in the Mutual Fund Industry. *The Journal of Finance*, 64(5): 2153–2183.

Guimarães Júnior, F. R. F.; Carmona, C. U. M.; Guimarães, L. G. A. (2015). Carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam bom desempenho de mercado? *Gestão & Regionalidade*, 31(91): 87–104.

Kothari, S. P.; Shanken, J.; Sloan, R. G. (1995). Another look at the cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 50(1): 185–224.

- Lyle, M. R.; Callen, J. L.; Elliott, R. J. (2013). Dynamic risk, accounting-based valuation and firm fundamentals. *Rev. Account. Stud.*, 18(4): 899–929.
- Lo, A.; MacKinlay, A. (1990). Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. *Review of Financial Studies*, 3(3): 431–467.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1): 77–91.
- Mastella, M. (2015). *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.
- Morel, M. (2003). Endogenous Parameter Time Series Estimation of the Ohlson Model: Linear and Nonlinear Analyses. *Journal of Business Finance & Accounting JBFA*, 30(9–10): 1341–1362.
- Nagano, M. S; Merlo, E. M; Silva, M. C. (2003). As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno de ações no Brasil. *Rev. FAE*, 6(2): 13-28.
- Nekrasov, A.; Shroff, P. (2009). Fundamentals-based risk measurement in valuation. *The Accounting Review*, 84(6): 1983–2011.
- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2): 661–687.
- Pastor, L; Veronesi, P. (2009). Technological revolutions and stock prices. *The American Economic Review*, 99(4): 1451–1483.
- Leite, H.; Sanvicente, A. Z. (1990). Valor patrimonial: usos, abusos e conteúdo informacional. *Revista de Administração de Empresas*, 30(3): 17–31.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22(1): 435–480.
- Roma, C. M. S. (2017). *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.
- Sharma, V. (2011). Stock returns and product market competition: beyond industry concentration. *Rev. Quant. Finan. Acc.*, 37(3): 283–299.
- Thompson, S. B. (2006). *Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time*, Working paper, Harvard University.
- Verousis, T.; Voukelatos, N. (2018). Cross-sectional dispersion and expected returns. *Quantitative Finance*, 18(5): 813-826.
- Vuolteenaho, T. (2002). What drives firm-level stock returns? *Journal of Finance*, 57(1): 233–264.

ⁱ 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.

ⁱⁱ Os fatores foram calculados seguindo o procedimento de Fama e French (1993).

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

^{iv} No presente artigo 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.

^v 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.