

Retorno esperado, fundamentos da firma e risco sistêmico agregado: uma análise para o mercado brasileiro a partir de um modelo contábil de avaliação

Karina da Silva Carvalho Mikosz¹
Marcos Roberto Gois de Oliveira Macedo¹

¹Universidade Federal de Pernambuco, Departamento de Ciências Administração, Caruaru, Brasil

Carolina Magda da Silva Roma²

²Universidade Federal do Rio Grande, Departamento de Administração, Rio Grande, Brasil

Recebimento:

03/04/2019

Aprovação:

06/11/2019

Editor responsável:

Prof. Dr. Javier Montoya Del Corte

Avaliado pelo sistema:

Double Blind Review

Resumo

Objetivo – O presente artigo examina a capacidade do modelo contábil de avaliação de Lyle, Callen e Elliott (2013) para a previsão de retornos (custo de capital) no mercado de capitais brasileiro.

Metodologia – Para o experimento, a capacidade do modelo de gerar retornos esperados (custo de capital), além de prever preços, foram utilizadas as regressões mensais de seção transversal de Fama-MacBeth (1973). A sensibilidade a diferentes fatores de risco, sobretudo a todo o risco econômico (sistemático), também foi testada a fim de prever retornos usando uma abordagem em dois estágios.

Resultados – Os resultados mostraram que, mesmo em condições diferentes, o modelo contábil avaliado apresenta desempenho insatisfatório com dados de países emergentes, durante o período analisado. Além disso, a sensibilidade do retorno aos fatores de risco empregados não foi determinante para as previsões. Os resultados, entretanto, mostraram consistência na previsão de preços, sendo uma evidência condizente com o trabalho aplicado no mercado americano.

Contribuições – Para o caso brasileiro, o modelo não foi bem-sucedido em capturar a dinâmica do retorno dos ativos, mostrando que o mercado de capitais em análise tem características próprias e requer uma metodologia que considere esse fato.

Palavras-chave – Modelo contábil; retorno esperado; fatores de risco.



**Revista Brasileira de Gestão
de Negócios**

DOI: 10.7819/rbgn.v22i2.4056

I Introdução

Este artigo 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. Especificamente, o trabalho de Lyle et al. (2013), doravante LCE, i) propõe a expansão do modelo de Feltham e Ohlson (1999) (FO), que já considerava a aversão ao risco, para incorporar as expectativas dinâmicas sobre o nível de risco sistêmico na economia; ii) evidencia teoricamente as descobertas empíricas de Ang, Hodrick, Xing e Zhang (2006) acerca de que ações com altas covariâncias negativas com as alterações no risco agregado da economia devem ter maiores retornos médios; e iii) expressa, através do modelo de avaliação contábil derivado, o custo de capital (retorno esperado) como função de uma combinação linear de variáveis contábeis e fundamentos da empresa, que são a relação *book-to-market*, preço-lucro, preço-lucro futuro, tamanho e *dividend yield*.

A construção teórica de LCE é baseada em uma contabilidade imparcial, em que, em termos de expectativa, a taxa de retorno do ativo converge para o custo de capital subjacente. Nesse sentido, utilizando regressões *cross-section*, os resultados dos autores apontam que o modelo proposto se mostrou superior aos convencionais baseados em estimativas históricas, como é o modelo de precificação de ativos financeiros (*Capital Asset Pricing Model*, CAPM) e o modelo de 3 fatores de Fama e French (1993), doravante FF, já que produziu erros de previsão menores em comparação com os referidos modelos. LCE argumentam que as estimativas geradas a partir do CAPM e FF podem não ser adequadas para o cálculo do retorno esperado, haja vista não incluírem informações sobre expectativas de risco ou estados futuros da economia. O estudo dos autores, contudo, foi testado empregando dados de firmas listadas no mercado americano, não havendo, portanto, até o momento estudos que verifiquem empiricamente quão bem o modelo captura as dinâmicas de ações de firmas brasileiras.

Neste artigo, propõe-se verificar a possibilidade de se usar o modelo de avaliação

contábil de LCE para prever custo de capital (retorno esperado) por meio de regressões *cross-section*. Em seguida, baseando-se nas evidências que os retornos dos ativos apresentam relações diferentes durante períodos de crescimento (*booms*) e recessão (*busts*), como o trabalho de Pastor e Veronesi (2009), que expandem suas análises para testar também o papel dos efeitos cíclicos nas previsões de retorno esperado; aqui, adicionalmente, investigou-se como momentos de crescimento e recessão afetam a capacidade do modelo em prever retornos no mercado acionário brasileiro.

Ademais, o estudo de Ang et al. (2006) mostra que empresas com coeficientes mais negativos acerca de mudanças no risco agregado, medido pelo *Volatility Index* (VIX), produzem elevados retornos futuros de ações, ou seja, demonstram que a sensibilidade do ativo ao risco em toda economia relaciona-se negativamente com os retornos, ao passo que LCE revelam teoricamente essa relação negativa. Assim, aqui também foram explorados os resultados de LCE sobre como a sensibilidade das firmas a diferentes fatores de risco podem ser úteis no processo de previsão dos retornos. O VIX, divulgado pela Chicago Board Options Exchange (CBOE), é empregado sob a justificativa de ser uma boa representação para o risco esperado de toda a economia (sistêmico), como já tinha sido reportado por Ang et al. (2006). No Brasil, não há um índice oficial com essas características, entretanto o trabalho de Astorino, Chaguez, Giovannetti e Silva (2015) propôs um cálculo para o “VIX BRASIL”, o IVol-BR, que foi considerado nesta pesquisa e possui dados diários disponíveis a partir de agosto de 2011. Outros fatores de risco empregados foram os betas do CAPM e do modelo de 3 fatores de FF, bem como o risco idiossincrático agregado, tomando como variável representativa a *Cross-Sectional Variance* (CSV).

De forma geral, em mercados desenvolvidos, como nos Estados Unidos (EUA), modelos de avaliação com base em variáveis fundamentalistas são extensivamente utilizados para previsão de retornos esperados (Ang et al., 2006; Ang, Hodrick, Xing & Zhang, 2009; Fama & French, 1993, 2015; Lyle et al., 2013).

Com isso, utilizar dados de uma economia diferente, como o Brasil, pode mitigar os vieses que acontecem em decorrência de *data snooping* (Lo & Mackinlay, 1990).

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. Pesquisas anteriores demonstraram (La Porta, Lopes-de-Silanez, Shleifer & Vishny, 2000; La Porta, López-de-Silanes, Shleifer & Vishny, 2002) que a concentração é uma característica inerente aos ambientes com fraca proteção. Lopes e Alencar (2010) relatam que essa característica é um aspecto determinante do ambiente brasileiro quando comparado aos EUA e tem um efeito importante na relação entre *disclosure* e o custo de capital, por exemplo. Assim, este trabalho oferece uma validação empírica independente do modelo estudado, extrapolando a limitação regional utilizando uma amostra de firmas brasileiras.

Os principais resultados evidenciaram que o modelo LCE não apresenta boa adequação para previsão de retornos no mercado de capitais brasileiro, a partir da amostra e período pesquisado. Os testes de robustez pela estratificação da amostra com base em quatro diferentes características da firma (capitalização de mercado, quantidade de analistas que seguem a firma, esforço que o analista emprega para cobrir determinada empresa e acurácia da previsão dos analistas) demonstraram que os resultados se mantiveram.

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. Na seção 3, são descritos os procedimentos metodológicos; os resultados

e suas análises são incluídos nas seções 4 e 5, e conclui-se na seção 6.

2 Fundamentação teórica

2.1 Modelos de aversão ao risco

O modelo de Ohlson (1995), aqui denominado MO, e o de Feltham e Ohlson (1995) consistem basicamente em avaliar os preços dos ativos utilizando informações contábeis (patrimônio líquido e lucros anormais) e um vetor de outras informações relevantes, sendo utilizada uma dinâmica de informações lineares (DIL) para predição dos lucros anormais. No modelo assume-se que os investidores são neutros ao risco e as taxas de juros são não estocásticas e fixas. O MO faz um resgate ao *Residual Income Valuation* (RIV), que possui três variáveis como pilares de sustentação: i) utilização de lucros; ii) valor contábil do patrimônio líquido; e iii) a relação *clean surplus*, conhecida como lucro limpo. Edwards e Bell (1961) e Peasnell (1982) se referem ao RIV como um modelo de avaliação de empresas com base em dados contábeis, já Cupertino e Lustosa (2006) avaliam que a grande inovação do MO para o RIV está na ligação do modelo com a DIL.

Callen (2016) apresenta que algumas aplicações empíricas do MO substituem a taxa livre de risco por outras medidas alicerçadas no CAPM ou no modelo de 3 fatores de FF. O estudo de Morel (2003), contudo, já mostrava que os parâmetros estimados a partir do MO não são consistentes com os estimados a partir desses modelos, pois seus pressupostos são incompatíveis entre si. Portanto, seria incorreto medir o custo de capital do MO por uma taxa que não seja a livre de risco.

Nesse contexto, mas levando em consideração a aversão ao risco, outras abordagens foram surgindo, como a análise de Feltham e Ohlson (1999) (FO), 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. Recentemente, LCE estenderam teoricamente os trabalhos de Ohlson (1995) e FO para incorporar as expectativas dinâmicas

sobre o nível de risco sistêmico na economia e desenvolveram um modelo linear de avaliação contábil que determina o preço do ativo.

Para tanto, fizeram suposições na construção do modelo, admitindo que os lucros anormais (x_t^a) e o vetor de “outras informações” (v_t) seguem uma dinâmica linear autorregressiva. Especificamente, 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), como também o vetor de “outras informações” é função de seu comportamento no período anterior. LCE também adicionaram uma dinâmica linear para o fator de desconto estocástico, $m_{t,t+1}$, que possibilitou a incorporação do termo que representa o nível de risco agregado (sistêmico), $\sigma_{m,t}$, um dos pilares da análise. Formalmente, tem-se que:

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

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

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

Os autores 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 (sendo σ_x a volatilidade dos lucros anormais) e ambos são considerados como média zero. Em termos empíricos, LCE estabeleceram que ($\sigma_{m,t}$) segue um passeio aleatório. Conforme argumentam Callen (2016) e LCE, as formulações nas Equações 1 e 2 consistem basicamente na mesma dinâmica de Ohlson (1995); todavia,

este último foi idealizado em um mundo neutro ao risco, em que o custo de capital da empresa é igual à taxa livre de risco. Nesse caso, se o retorno sobre o patrimônio, porventura, é igual ao custo de capital da empresa, lucros anormais de longo prazo convergem para zero. Na metodologia de LCE, a qual admite a aversão ao risco, os autores definem o custo de capital sendo a taxa livre de risco mais um prêmio de risco; com isso, se o retorno sobre o patrimônio, ocasionalmente, dirige-se para o custo de capital, então lucros anormais vão fluir para um valor de equilíbrio de longo prazo acima de zero representado por x_L^a .

Portanto, pela equação 1 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). Por último, o termo de erro e_{t+1} , na Equação 3, possui média zero e variância unitária, além de ser considerado correlacionado positivamente com ϵ_{t+1} . Assim, os autores assumiram que esse fator deve ser igual ao inverso da taxa bruta sem risco (R_f^{-1}) (Eq. 3) e apresentar unicamente valores não negativos, ver Cochrane (2001). Na sequência LCE dividiram o artigo em três proposições.

Na primeira proposição com base na troca dos lucros anormais e nas dinâmicas do fator de desconto estocástico no modelo de FO, LCE produziram uma equação de avaliação, a partir: i) da função linear das variáveis contábeis, em que (B_t) é o valor contábil do patrimônio líquido, (x_L^a) e (x_t^a), já foram definidas previamente e representam os lucros anormais de longo prazo e os lucros anormais atuais; ii) de “outras informações” sobre lucros anormais (v_t); e iii) de um fator dinâmico de ajuste ao risco agregado ($\lambda_1 \sigma_{m,t}$). A Equação 4, resultante da primeira proposição, mensura o preço do ativo, como segue:

$$S_t = B_t + \alpha_1 x_L^a + \alpha_2 x_t^a + \alpha_3 v_t - \lambda_1 \sigma_{m,t}. \quad (4)$$

Com isso, a Equação 4 apresenta que os preços dos ativos estão positivamente relacionados com os fundamentos e inversamente associados ao risco de toda a economia, ou seja, segundo os

autores, quando aumenta o nível de incerteza, os valores de mercado vão ser menores em relação aos fundamentos das firmas.

A segunda proposição oferece uma formulação sobre o comportamento dos retornos das ações e sua relação com os custos de capital, mostrando a dinâmica existente entre eles. Definindo-se que $R_{t+1} = \frac{S_{t+1} + D_{t+1}}{S_t}$ é o retorno

$$R_{t+1} = R_f + (R_f - 1)\lambda_1 \frac{\sigma_{m,t}}{S_t} + (1 + \alpha_2) \frac{\epsilon_{t+1}}{S_t} + \alpha_3 \frac{u_{t+1}}{S_t} - \lambda_1 \frac{\Delta\sigma_{m,t}}{S_t} \quad (5)$$

$$\mu_{t+1} = R_f + (R_f - 1)\lambda_1 \frac{\sigma_{m,t}}{S_t}. \quad (6)$$

A Equação 5 mostra que maiores valores de λ_1 aumentam os retornos esperados (custo de capital). Entretanto, as empresas com o maior custo de capital vão ter os preços de suas ações mais afetadas quando há uma mudança na expectativa de risco sistêmico. Conforme destacado pelos autores, o último termo da Equação 5 mostra que as empresas com os retornos esperados mais elevados vão sofrer as maiores desvalorizações de preços quando aumenta o risco sistêmico na economia, e vice-versa, salientam os autores. A Equação 6, descrita em termos de expectativa da Equação 5, demonstra que valores mais elevados λ_1 fazem que os retornos esperados (custo de capital) aumentem. Com os resultados encontrados, os autores consubstanciaram as evidências empíricas apresentadas em Ang et al. (2006), as quais demonstram uma relação negativa

do ativo ajustado para dividendo e $\Delta\sigma_{m,t}$ a variação no risco esperado sistêmico, o processo de geração de retorno e o custo de capital (retorno esperado), dado por μ_{t+1} , respectivamente, são representados por:

entre os retornos das ações e o risco sistêmico agregado, nesse caso o VIX, e que alterações nesse risco podem prever os retornos das ações.

A terceira proposição de LCE relaciona-se a uma das principais conclusões do trabalho, em que retornos esperados (custos de capital) podem ser expressos como uma função linear de variáveis contábeis e outros fundamentos da empresa, deflacionados pelo preço. Segundo os autores, em uma análise simultânea das Equações 4 e 6, tem-se que o termo de covariância ($\lambda_1\sigma_{m,t}$) está presente tanto na Equação 4 (preço dos ativos) quanto na Equação 6 (retornos esperados) e, com isso, torna-se possível substituir o preço observável e as variáveis contábeis pela variável não observável, $\lambda_1\sigma_{m,t}$, na mensuração de retornos esperados. Assim, o custo de capital (retorno esperado) é dado na Equação 7.

$$\mu_{t+1} = 1 + \eta_1 \frac{x_L^a}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t}, \quad (7)$$

em que, $\eta_1, \eta_2 \geq 0$; $\eta_3 \leq 0$; $\eta_4 > 0$; $\eta_5 \geq 0$. A proposição acima (Eq. 7) representa uma das principais conclusões teóricas de LCE, implicando 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). De forma similar, é possível retirar o termo referente aos dividendos por meio do lucro limpo (*clean*

surplus), assim o custo de capital poderá ser expresso unicamente como uma função linear das variáveis contábeis e do tamanho. 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.

Poucos estudos têm sido apresentados na literatura que abranjam o modelo de LCE. Nesse sentido, Lyle e Naughton (2015) ampliaram os resultados dos autores e apresentaram que os prêmios de risco de ações são racionalmente associados às características das firmas e aumentam tanto em *book-to-market* quanto em retorno sobre o patrimônio. Já Evans, Njoroge e Yong (2017) recentemente desenvolveram um modelo de avaliação *cross-section*, o qual incorpora duas grandes melhorias em relação a três outros existentes na literatura, entre eles LCE. A primeira inclui a reversão à média e outros determinantes relevantes adicionais de lucratividade. Já a segunda melhoria diz respeito ao uso da análise de desvio absoluto mínimo (DAM) em vez de mínimos quadrados ordinários. A nova metodologia se mostrou mais precisa, seja na previsão de lucratividade ou retornos futuros sobre o patrimônio líquido (ROE), em cada horizonte de previsão testada. Contudo, avaliaram que uma característica positiva de LCE é a de possuir fácil aplicação para gerar retornos esperados como uma combinação linear de variáveis contábeis e fundamentos das empresas, ou seja, é um modelo empiricamente implementável.

3 Metodologia

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, em que as informações de dezembro do ano anterior são utilizadas para as estimativas

do mês de abril a março do ano subsequente. A escolha desse período foi baseada em um *trade-off*, já que antes de 2005 eram poucas informações sobre previsão de lucros para uma análise *cross-sectional*; então, para se ter mais dados sobre essa variável escolheu-se esse período. Os dados contábeis e de retornos e as previsões dos analistas foram recolhidos a partir da base de dados da Bloomberg. Para as estimativas dos fatores usou-se a base da Quantum; já os dados para a representação do VIX, o IVol-BR, foram retirados do site do Núcleo de Pesquisa em Economia Financeira (NEFIN) da Faculdade de Economia e Administração (FEA) da Universidade de São Paulo (USP) (http://nefin.com.br/volatility_index.html, recuperado em 2 de janeiro, 2017), mas as informações só estão disponíveis a partir de 2011, assim as análises no Brasil sobre o VIX (IVol-BR) foram iniciadas neste ano.

Como em LCE, a amostra foi restrita para empresas com valor patrimonial (*book value*) positivo, preço por ação superior a R\$ 5,00ⁱ, e dados em pelo menos dois anos consecutivos. Os autores também seguiram a metodologia de Nekrasov e Shroff (2009), e dessa forma foi necessário que as empresas tivessem de um a dois anos seguintes com as previsões de analistas, sendo o segundo ano positivo; além disso, que as relações *book-to-market* fossem entre 0,01 e 100 e que os lucros esperados em crescimento fossem entre 0 e 100%. Esse último recorte, todavia, não foi considerado no presente artigo, pois LCE apontam que essa restrição não influenciou os resultados das estimativas e com isso a amostra foi aumentada. Para corrigir potenciais problemas com *outliers*, os dados foram *winsorizados* a 1% e 99%.

3.2 Modelo empírico

A primeira análise se baseou em verificar o ajuste do modelo de avaliação baseado em dados contábeis e fundamentos para a amostra de firmas brasileiras. O modelo segue a Equação 7, contudo na seguinte forma (Eq. 8):

$$R_{t+1} - 1 = \alpha + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} + \varepsilon_{t+1}, \quad (8)$$

em que t indica o ano fiscal mais recente, $R_{t+1} - 1$ é o excesso de retorno líquido de um mês à 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 $E_t[x_{t+1}]$ 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 variáveis contábeis, B_t , x_t e D_t , referem-se ao período fiscal mais recente e são atualizadas a cada mês de abril.

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 três anos do índice Bovespa, de modo a reduzir a influência dos erros na medição. Quando o retorno de três anos do mercado foi positivo (negativo), definiu-se o estado do mercado como crescimento (recessão), sendo esse o procedimento adotado por Sharma (2011) e anteriormente já utilizado por Cooper, Gutierrez e Hameed (2004)

para classificação do mercado em alta (baixa) – *up* (*down*) – nos EUA.

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. A partir do modelo desenvolvido, LCE também examinaram a mesma relação para sua amostra e viu-se 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)ⁱⁱ, que apresentaram piores desempenhos.

Especificamente, a partir da Equação 5 da Proposição 2, tem que os retornos das ações são relacionados com o nível e as mudanças do risco esperado em toda a economia; como esse 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 (sistêmico), foi utilizado o seguinte modelo empírico:

$$R_{t+1} - R_f = \lambda_0 + \lambda_1 \left[(R_f - 1) \frac{VIX_t}{S_t} - \frac{\Delta VIX_t}{S_t} \right] + e_{r,t+1}. \quad (9)$$

Em que a representação para o VIX, no Brasil, foi o IVol-BR e $e_{r,t+1}$ é um termo de erro médio zero que contém os choques de fluxo de caixa. Em virtude de a variável representando o risco de toda a economia ser transversalmente constante (Lyle et al., 2013), foi utilizada a abordagem de regressão em dois estágios (*two-pass regression*). No primeiro estágio, a Equação 9 foi estimada para cada ativo através de regressão em série temporal. Já no segundo estágio, foram realizadas as estimativas *cross-section*, na qual regressaram-se os retornos em excesso à taxa livre de risco sobre o coeficiente $\hat{\lambda}_1$ estimados no primeiro estágio, o qual representa um fator de risco capturando a sensibilidade do ativo ao risco

sistêmico agregado e depois de forma separada com os betas relativos ao CAPM e ao modelo de 3 fatores de FF.

Para a estimativa da Equação 9, o procedimento adotado por LCE foi seguido; assim sendo, a amostra foi restrita a ações com no mínimo 120 dias de negociação. Já para controlar as questões de microestrutura que surgem da utilização de dados diários, foi incluída a variável independente defasada na regressão; esse 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 $\hat{\lambda}_1$ (Lyle et al., 2013), que representa uma métrica de

sensibilidade ao risco da empresa. Como os dados para o IVol-BR estão disponíveis apenas a partir de agosto de 2011, utilizou-se um período de três anos para estimar as sensibilidades visando a um *trade-off* entre o período usado no primeiro e no segundo estágio. Para fins de comparação, também foram incluídas nas análises a sensibilidade ao fator de risco do CAPM e do modelo de 3 fatores de FF, tomando como base a mesma janela para a estimativa da série temporalⁱⁱⁱ.

3.3.1 *Risco idiossincrático e a Cross-Sectional Variance (CSV)*

Garcia, Mantilla-García e Martellini (2014) e Goyal e Santa-Clara (2003) apontaram que a CSV pode ser uma representação 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 et al. (2014), a CSV é um estimador consistente e assintoticamente eficiente para a volatilidade idiossincrática agregada, pois é altamente correlacionada com outras proxies que mensuram esse tipo de risco e possui duas principais vantagens dessa metodologia, que são: ter independência de modelos e poder ser observável em qualquer frequência.

$$CSV_t^{EW} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (r_{it} - r_t^{EW})^2, \quad (10)$$

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} . Também foi mensurada a CSV ponderada pelo valor utilizada por Garcia et al. (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.

No Brasil, o trabalho de Roma (2017) também aponta o mesmo comportamento da CSV, ou seja, que representa o risco idiossincrático agregado quando comparado 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 desse contexto, além do VIX, que representa o risco agregado sistêmico em toda a economia, aqui estenderam-se os testes para incluir 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), em que a ênfase dada está nas estimativas em nível de empresas como em LCE. A CSV neste estudo foi construída usando como base a formulação proposta por Garcia et al. (2014), com um de seus esquemas, que é a CSV ponderada em igualdade, a seguir denominada CSV_t^{EW} em que $w_{it} = 1/N_t \forall i$ e t . Com isso, assumindo que r_t^{EW} representa o retorno do portfólio igualmente ponderado, é visto que:

4 Resultados empíricos e discussão

A Tabela 1 fornece informações gerais sobre um resumo das estatísticas descritas das principais variáveis deste trabalho. Pode-se destacar um grande desvio padrão (45,229) em relação aos preços dos ativos, P_t , que tiveram um valor máximo de R\$ 364,962. O valor contábil do patrimônio, B_t , também mostrou bastante variação com máxima de R\$ 238,31 e mínima de 0,364.

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	\overline{bm}_t
Painel A – Estatísticas descritivas específicas das empresas								
Média	1,005	26,234	20,700	1,694	2,610	0,044	22,293	-0,594
DP	0,097	45,229	36,145	2,996	4,604	0,057	1,169	1,047
Máx.	1,269	364,962	238,311	18,682	33,501	0,316	25,579	1,591
Min.	0,739	5,253	0,364	-8,430	0,187	0,000	19,729	-3,590
	$R_{t+1} - 1$	S_t^{-1}	$\frac{B_t}{S_t}$	$\frac{x_t}{S_t}$	$\frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t}$	$\frac{D_t}{S_t}$		
Painel B – Matriz de correlações								
$R_{t+1} - 1$		0,013	0,005	0,027***	0,014	0,023**		
S_t^{-1}	0,009		0,161***	0,054***	0,187***	-0,002		
B_t/S_t	-0,014	0,22***		0,247***	0,459***	0,342***		
	0,016	0,044***	0,4***		0,537***	0,432***		
x_t/B_t	0,006	0,16***	0,525***	0,656***		0,393***		
	0,023**	-0,113***	0,302***	0,543***	0,449***			

Nota. 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 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. Entre as variáveis, de forma geral, a maior correlação Spearman (0,656) foi entre a relação lucro líquido/quantidade de ações com a expectativa de lucros futuros/quantidade de ações, sendo algo que se esperava, pois LCE apresentaram a mesma tendência e as duas variáveis tratam de lucros. No Brasil, Costa e Neves (2000) abordaram acerca da influência de variáveis fundamentalistas no retorno das

ações e apresentaram correlação entre elas. Já em Bastos, Nakamura, David e Rotta (2009), que trataram 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 também que os achados ofereceram baixo poder de explicação das variáveis independentes sobre o retorno ajustado ao mercado, como será visto de forma similar a seguir.

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

Tabela 2
Regressões *cross-section* de retorno e efeitos cíclicos

Modelo de regressão: $R_{t+1} - 1 = \text{Intercepto} + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t}$

						Modelo completo	Expansão (boom)	Recessão (busts)
Intercepto	0,003 (0,134)	-0,002 (-0,413)	-0,004 (-0,871)	-0,001 (-0,201)	-0,003 (-0,549)	0,020 (0,763)	0,073** (2,255)	-0,100*** (-2,37)
S_t^{-1}	0,000 (0,252)					0,001 (0,843)	0,003** (2,258)	-0,004** (-2,303)
B_t/S_t		-0,001 (-0,568)				-0,002 (-1,045)	-0,003 (-1,092)	-0,001 (-0,247)
x_t/B_t			0,017 (0,966)			0,021 (1,053)	0,014 (0,562)	0,038 (1,063)
$E_t[x_{t+1}]/B_t$				-0,023 (-0,974)		-0,018 (-0,559)	0,003 (0,078)	-0,068 (-1,143)
D_t/B_t					0,016 (0,575)	0,005 (0,166)	0,022 (0,562)	-0,033 (-0,696)
$R^2_{ajust.}$	0,013	0,024	0,019	0,015	0,017	0,073	0,062	0,100

Nota. Esta tabela mostra 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 à 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 coluna do modelo completo encontra-se a regressão com todas as variáveis juntas. 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. No trabalho dos autores, o custo de capital (retornos esperados) é expresso apenas como uma função linear dessas variáveis, bem como dos dividendos pagos que não obteve significância. Como pode ser encontrado em Subrahmanyam (2010), essas variáveis são extensivamente utilizadas como importantes para previsão de retornos, principalmente a relação *book-to-market* e o tamanho, desde o estudo seminal de Fama e French (1992). LCE concluíram que seus resultados foram relevantes para mostrar que variáveis contábeis são fundamentais na precificação de ativos e na mensuração do custo de capital. Entretanto, apesar de LCE fornecerem uma boa base teórica, a qual evidencia os fundamentos específicos das firmas que podem ser usados para determinar os custos de capital e como esses fundamentos podem ser combinados como determinantes dos retornos esperados, no presente artigo não foi possível relacioná-los para estimativas no Brasil.

Alguns estudos no Brasil tratam sobre a influência de variáveis fundamentalistas no retorno das ações, como as que são encontradas na Tabela 2. Leite e Sanvicente (1990) evidenciaram 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, Costa e Neves (2000) analisaram variáveis como índice preço/lucro, valor de mercado e valor patrimonial da ação/preço e o beta e o retorno de carteiras e encontram 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 de as 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.

Nagano, Merlo e Silva (2003), entretanto, 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, 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.

Nas últimas duas colunas da Tabela 2 relacionaram-se os retornos esperados (custo de capital) aos efeitos cíclicos dos períodos de expansão (*booms*) e recessão (*busts*). Hoberg e Phillips (2010) analisaram que nas firmas competitivas há retornos anormais menores após uma maior avaliação do mercado de ações no nível da indústria. Já nas mais concentradas isso ocorre de forma fraca e em muitos casos a relação é insignificante. A base teórica, para dar validade a esses resultados, vem do fato de que durante períodos de expansão e recessão há mudanças de riscos. Em Sharma (2011), por exemplo, portfólios de firmas que possuem produtos bastante

substituíveis possuem retornos 0,881% maiores por mês durante a recessão do que em épocas de expansão. No presente trabalho percebeu-se que não há significativas alterações dos resultados quando se testou o efeito dos períodos de recessão e expansão nos dados. Entretanto, visualiza-se que o intercepto e o inverso do tamanho apresentaram significância estatística nos períodos analisados, sendo que em *booms* a relação é positiva e em *busts* é negativa para previsão de retornos.

Na Tabela 3 regrediram-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, ($\beta_m, \beta_n, \beta_s$) ao modelo contábil para verificar se essas variáveis de covariância alteram o poder explicativo dos fundamentos da empresa em relação às previsões de retornos das ações. Para tanto, as estimativas dos betas foram realizadas usando janelas de cinco anos, atualizadas em abril de cada ano.

Tabela 3

Regressões de retorno *cross-section* com fatores de risco de covariância

Modelo de regressão: $R_{t+1} - 1 = \text{Intercepto} + \frac{\eta_1}{S_t} + \eta_2 \frac{B_t}{S_t} + \eta_3 \frac{x_t}{S_t} + \eta_4 \frac{E_t[x_{t+1}]}{S_t} + \eta_5 \frac{D_t}{S_t} + \sum_i \beta_i$

	Modelo completo	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 3	Regressão 4
Intercepto	0,020 (0,763)	0,003 (0,591)	0,002 (0,454)	0,080** (2,188)	0,050 (0,960)
S_t^{-1}	0,001 (0,843)			0,003** (2,197)	0,002 (0,958)
B_t/S_t	-0,002 (-1,045)			-0,004 (-1,549)	-0,004 (-1,277)
x_t/B_t	0,021 (1,053)			0,026 (0,964)	0,015 (0,527)
$E_t[x_{t+1}]/B_t$	-0,018 (-0,559)			0,008 (0,212)	0,025 (0,637)
D_t/B_t	0,005 (0,166)			-0,048 (-1,441)	-0,057 (-1,493)
β		-0,006 (-1,168)		-0,005 (-0,913)	
β_m			-0,006 (-1,194)		-0,006 (-0,965)
β_s			0,005 (1,203)		0,004 (0,740)
β_h			0,000 (0,021)		0,000 (0,005)
R^2 ajust.	0,073	0,049	0,098	0,135	0,176

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

Em sua primeira coluna (modelo completo), Tabela 3, podem ser visualizados os resultados que já foram apresentados na Tabela 2 do modelo com todas as variáveis propostas por LCE incluídas. Nas Regressões 1 e 2 estimou-se apenas o intercepto e os betas específicos da firma (CAPM e de 3 fatores), respectivamente, sendo que não houve significância estatística nessas análises. Na Regressão 3, com as variáveis originárias da proposição de LCE e o beta do CAPM β , o intercepto e o inverso do tamanho se tornaram significativos a um nível de 5%. Já na Regressão 4, com a inclusão dos betas do modelo de 3 fatores, os resultados preliminares permanecem inalterados. O objetivo desta tabela era identificar se fundamentos das firmas estavam relacionados significativamente com o retorno das ações, como encontrado em LCE, e que os betas dos modelos de referência não estavam. Além disso, LCE atestou que seu modelo de avaliação possuía erros significativamente menores de previsão, quando comparado com o CAPM e o de 3 fatores, por exemplo. Em uma análise de regressões *cross-section* para o Brasil, nem CAPM nem o modelo de 3 fatores de FF apresentam adequação para prever retornos esperados (custo de capital), e também não houve melhorias nas estimativas quando os referidos betas e fatores foram incluídos no modelo ora analisado.

Outros indícios para que os resultados deste estudo se apresentem como foram informados podem ser encontrados em Lopes e Alencar (2010), que 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, essa 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.

A Tabela 4 apresenta os resultados relacionados à sensibilidade do retorno esperado ao risco em toda a economia (IVol-BR) deflacionado pelo preço e aos outros fatores de risco empregados.

Tabela 4
Regressões de retorno *cross-section* e estimativas de fatores de risco

	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 3	Regressão 4
$\hat{\lambda}/S_t$	3,412 (0,069)			
β		0,017 (0,566)		
β_m			0,017 (0,657)	
β_s			-0,005 (-0,335)	
β_h			0,010 (0,508)	
CSV^{EW}				0,004 (0,323)
$R^2_{ajustado}$	0,032	0,054	0,100	0,025

Nota. Esta tabela apresenta os coeficientes médios e as estatísticas *t* da regressão *cross-section* de Fama e MacBeth (1973) do retorno excedente um mês à frente sobre os fatores de risco estimados. Adicionalmente, foi mensurada a CSV^{CW} , todavia os resultados foram similares e para conservar espaço os dados não foram apresentados na Tabela 4.

A Tabela 4, Regressão 1, mostrou que a sensibilidade ao risco em toda a economia, $\hat{\lambda}/S_t$, não obteve significância estatística, ou seja, o fator de risco de LCE não poderia ser usado para a precificação do risco no país em análise. Em LCE, esse fator teve um nível bastante alto de significância estatística quando comparado com o beta do CAPM, já os coeficientes dos betas no modelo de 3 fatores foram insignificantes.

Com relação aos betas de CAPM (marginalmente significativo em LCE) (Regressão 2) e de 3 fatores (Regressão 3), contudo, os resultados no Brasil apresentam evidências semelhantes, pois também não apresentaram significância. Em LCE verificou-se que a sensibilidade ao risco em toda a economia está associada aos retornos de capital, como no estudo de Ang et al. (2006), todavia no presente artigo não se pode encontrar essa relação pelas características específicas informadas sobre o Brasil e seu mercado.

Além do que foi proposto por LCE, relacionado aos dados dessa Tabela, foi mensurado o fator de risco representativo do risco idiossincrático agregado a *Cross-Sectional Variance (CSV^{EW})*, Regressão 4, entretanto assim como os outros fatores não se visualizou significância estatística para a variável, sendo

um resultado diferente, por exemplo, do que foi visto em Verousis e Voukelatos (2018), em que a CSV dos retornos das ações foi considerada uma variável precificada robusta para prever os retornos de ativos em nível da empresa.

4.1 Previsão dos preços das ações

As análises anteriores se concentraram na estimativa 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 foram estimadas regressões *cross-section* em que a variável dependente é a relação entre o preço e o valor contábil do patrimônio (*market-to-book*), conforme a proposição 1 de LCE, Equação 4, em que 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 5.

Tabela 5

Regressões *cross-section* de *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	23,050*** (33,812)	1,031*** (9,899)	0,367*** (5,056)	0,997*** (34,997)	5,458*** (8,513)
S_t^{-1}	0,929*** (31,504)				0,223*** (8,768)
x_t/B_t		10,331*** (29,862)			1,981*** (6,261)
$E_t[x_{t+1}]/B_t$			9,950*** (37,206)		5,269*** (10,320)
D_t/B_t				13,961*** (70,869)	5,516*** (9,761)
R^2 ajustado	0,160	0,558	0,679	0,656	0,766

Nota. Esta tabela apresenta os coeficientes e as estatísticas *t* das regressões *cross-section*, em que 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 é dividendo por ação. $E_t[x_{t+1}]$ é a expectativa de lucros futuros, 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 de Fama e MacBeth (1973). ***, ** e * representam as significâncias a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Grande parte dos resultados exibidos nas Tabelas 2, 3 e 4 foi consistente em demonstrar que o modelo de LCE não apresentou significância estatística para prever retornos esperados no mercado brasileiro; o modelo, no entanto, foi satisfatório para previsão de preços, como pode ser visto na Tabela 5. LCE objetivavam entender se seu modelo de avaliação baseado em dados contábeis podia estimar valores intrínsecos específicos das firmas. Neste artigo, todos os coeficientes apresentaram significância estatística em um nível de 1% e na direção que foi reportada por LCE. Nesse caso, houve consistência do modelo de LCE para prever preços no mercado brasileiro. Beaver, Lambert e Morse (1980), Kothari (2001) e Kothari e Zimmerman (1995) 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. Essas variações, todavia, não foram significativas neste estudo –, apenas os valores absolutos se mostraram robustos no Brasil.

5 Análise de sensibilidade

Os resultados apresentados podem ser críticos, já que o modelo contábil analisado apresentou boa performance no mercado americano, ao passo 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 estimativas das regressões recursivas de Fama e MacBeth (1973), ao passo 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 Gil-Bazo e Ruiz-Verdúz (2009), Petersen (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.

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 (do inglês, *effort* – EFF); iv) a acurácia da previsão dos analistas (do inglês *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 desses analistas, que seguem as firmas, influencia as estimativas. A terceira relaciona-se ao esforço que os analistas dispõem 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 uma baliza em sua capacidade de cobertura, portanto seus esforços são gastos até este limite (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. 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 ação. Trabalhos como os de Almeida e Dalmácio (2015), Byard et al. (2006) e Duru e Reeb (2002) utilizaram a AFA em suas análises. As quatro características foram mensuradas dividindo as empresas da amostra com base na mediana dos valores. Na Tabela

6 são apresentados os resultados desses testes de robustez, em que $VM > Med$ e $VM < Med$ referem-se ao maior e menor valor de mercado em relação à 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 à mediana.

Tabela 6

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.	0,027 (0,492)	-0,145* (-1,762)	-0,035 (-0,739)	-0,064 (-1,285)	-0,110*** (-2,516)	0,001 (0,021)	-0,011 (-0,276)	-0,036 (-0,764)
S_t^{-1}	0,001 (0,398)	-0,006 (-1,712)	-0,002 (-0,850)	-0,003 (-1,330)	-0,005*** (-2,529)	0,000 (-0,002)	-0,001 (-0,321)	-0,001 (-0,712)
B_t/S_t	-0,005 (-1,093)	-0,002 (-0,636)	-0,004 (-1,015)	-0,006 (-1,584)	0,000 (0,006)	-0,006 (-1,275)	-0,009 (-1,480)	-0,001 (-0,245)
x_t/B_t	0,072 (1,397)	-0,001 (-0,036)	0,048 (1,367)	0,008 (0,223)	-0,014 (-0,367)	0,039 (1,002)	-0,024 (-0,251)	0,032 (0,929)
$\frac{E_t[x_{t+1}]}{B_t}$	-0,142 (-1,790)	0,002 (0,052)	-0,118 (-1,847)	-0,032 (-0,683)	0,016 (0,280)	-0,109 (-1,550)	-0,013 (-0,171)	-0,080 (-1,426)
D_t/B_t	-0,008 (-0,129)	0,003 (0,073)	-0,031 (-0,625)	0,001 (0,013)	-0,047 (-1,055)	0,093 (1,109)	0,042 (0,569)	0,028 (0,534)
R^2 ajust.	0,159	0,079	0,105	0,097	0,087	0,165	0,098	0,130

Nota. Esta 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.

Verificou-se que essas características não influenciaram os resultados, que se mantiveram praticamente inalterados, ou seja, o modelo em questão não apresentou boa adequação para previsão dos retornos (custo de capital) no mercado brasileiro. A única exceção ocorreu com a característica representativa do esforço do analista, em que o modelo com maior EFF apresentou significância estatística para o intercepto e inverso do tamanho.

6 Considerações finais

Neste artigo buscou-se investigar o desempenho do modelo contábil de avaliação de LCE a partir de dados de um país emergente, como é o caso brasileiro, incorporando expectativas dinâmicas sobre o nível de risco sistêmico da

economia e examinando sua capacidade para previsão de retornos (custo de capital), por meio de variáveis contábeis e fundamentos da firma.

Os resultados mostraram que o modelo proposto por LCE para o período analisado não apresentou bom desempenho para fazer previsões de retornos usando dados brasileiros, sendo um resultado contrastante com o que ocorre nos EUA, porém obteve coerência para prever preços. Em relação às análises adicionais sobre como momentos de crescimento e recessão poderiam afetar a capacidade do modelo em prever retornos no mercado em questão, os resultados não exibiram significativas alterações, com exceção do intercepto e o inverso do tamanho, em que em *booms* a relação é positiva e em *busts* é negativa para previsão de retornos.

Análises de sensibilidade também foram empregadas no intuito de verificar se haveria alterações nas estimativas, mas não foi possível visualizá-las. Nessas análises foram levadas em consideração quatro características, capitalização de mercado da firma, quantidade de analistas que seguem a empresa, nível de esforço que esses analistas despendem para seguir as firmas e o grau de acurácia das previsões também não apresentaram mudanças nos resultados. Em suma, o uso das variáveis contábeis e fundamentalistas em conjunto, propostas no modelo de LCE, proporcionou pouca adequação para previsão do retorno no próximo período, ilustrando com isso que modelos que são bons para países desenvolvidos não necessariamente o são para países como o Brasil.

Como sugestões para trabalhos futuros recomenda-se utilizar outras metodologias que possam capturar melhor a dinâmica proposta por LCE, além da investigação da utilidade do modelo a partir de diferentes subgrupos de empresas, visando entender quais características, além das citadas na análise de sensibilidade, 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 estimativa 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.

Notas

- i Alguns filtros iniciais do modelo foram modificados no intuito de verificar se haveria também alterações nos resultados; como o preço mínimo das ações foi reduzido de R\$ 5,00 (LCE) para R\$ 2,00, não existiram mudanças significativas nos resultados;
- ii 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, esse modelo também foi utilizado neste artigo diferentemente de LCE que fez uso apenas do CAPM e do modelo de 3 fatores, no entanto as estimativas continuaram sem significância estatística para o mercado brasileiro;
- iii Foram testadas também diferentes janelas móveis para cálculos dos betas do CAPM e dos fatores de FF (1993, 2015), mesmo assim os resultados permaneceram praticamente inalterados.

Referências

- Almeida, J. E. F., & Dalmácio, F. Z. (2015). The effects of corporate governance and product market competition on analysts' forecasts: Evidence from the Brazilian capital market. *The International Journal of Accounting*, 50(3), 316–339.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 61(1), 259–299.
- 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.
- Astorino, E. S., Chague, F., Giovannetti, B., & Silva, M. E. (2015). *Variance premium and implied volatility in a low-liquidity option market* (Working paper). Recuperado de <https://ideas.repec.org/p/spa/wpaper/2015wpecon8.html>
- Barth, M. E., Kasnik, R., & McNichols, M. F. (2001). Analyst coverage and intangible assets. *Journal of Accounting Research*, 39(1), 1–34.
- 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.
- Beaver, W., Lambert, R., & Morse, D. (1980). The information content of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, 2(1), 3–28.
- Byard, D., Li, Y., & Weintrop, J. (2006). Corporate governance and the quality of financial analysts' information. *Journal of Accounting and Economics*, 25(5), 609–625.
- Callen, J. L. (2016). Accounting valuation and cost of equity capital dynamics. *Abacus*, 52(1), 5–25.
- Cochrane, J. (2001). *Asset pricing*. Princeton: Princeton University Press.

- Cooper, M. J., Gutierrez, R., Jr., & Hameed, A. (2004). Market states and momentum. *The Journal of Finance*, 59(3), 1345–1365.
- Costa, N. C. A., Jr., & Neves, M. B. E. (2000). Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. *Revista Brasileira de Economia*, 54(1), 123–137.
- Cupertino, C. M., & Lustosa, P. R. B. (2006). O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: Tutorial para utilização. *Contabilidade Vista & Revista*, 17(1), 47–68.
- Duru, A., & Reeb, D. M. (2002). International diversification and analysts' forecast accuracy and bias. *The Accounting Review*, 77(2), 415–433.
- Edwards, E., & Bell, P. (1961). *The theory and measurement of business income*. Berkley: University of California Press.
- 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.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427–465.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1–22.
- Fama, E. F., & Macbeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636.
- Feltham, G. A., & Ohlson, J. A. (1995). Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 689–731.
- Feltham, G. A., & Ohlson, J. A. (1999). Residual earnings valuation with risk and stochastic interest rates. *The Accounting Review*, 74(2), 165–183.
- Garcia, R., Mantilla-García, D., & Martellini, L. (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.
- Goyal, A., & Santa-Clara, P. (2003). Idiosyncratic risk matters! *The Journal of Finance*, 58(3), 975–1008.
- Guimarães, F. R. F., Jr., 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.
- Hoberg, G., & Phillips, G. (2010). Real and financial industry booms and busts. *The Journal of Finance*, 65(1), 45–86.
- Instrução CVM n. 483, de 12 de julho de 2010*. Dispõe sobre a atividade de analista de valores mobiliários; revoga as instruções 388/03; 412/04; 430/06. Recuperado de <http://www.cvm.gov.br/legislacao/instrucoes/inst483.html>
- Kothari, S. P. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 105–231.
- Kothari, S. P., & Zimmerman, J. (1995). Price and return models. *Journal of Accounting and Economics*, 20(2), 155–192.
- Leite, H., & Sanvicente, A. Z. (1990). Valor patrimonial: Usos, abusos e conteúdo informacional. *Revista de Administração de Empresas*, 30(3): 17–31.
- Lyle, M. R., Callen, J. L., & Elliott, R. J. (2013). Dynamic risk, accounting-based valuation and firm fundamentals. *Review of Accounting Studies*, 18(4), 899–929.

- Lyle, M. R., & Naughton, J. P. (2015). *Firm fundamentals and variance risk premiums*. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2696183
- La Porta, R., Lopes-de-Silanez, F., Shleifer, A. & Vishny, R. (2000). Agency problems and dividend policies around the world. *The Journal of Finance*, 55(1), 1–33.
- La Porta, R., Lopes-de-Silanez, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2002). Investor protection and corporate valuation. *The Journal of Finance*, 57(3), 1147–1170.
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1990). Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. *Review of Financial Studies*, 3(3), 431–467.
- Lopes, A. B. (2002). *The value relevance of brazilian accounting numbers: An empirical investigation* (Working Paper n. 1). Recuperado de https://papers.ssrn.com/soL3/papers.cfm?abstract_id=311459
- Lopes, A. B., & Alencar, R. C. (2010). Disclosure and cost of equity capital in emerging markets: The Brazilian case. *The International Journal of Accounting*, 45(4), 443–464.
- Morel, M. (2003). Endogenous parameter time series estimation of the Ohlson Model: Linear and nonlinear analyses. *Journal of Business Finance & Accounting*, 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. *Revista da 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.
- Peasnell, K. V. (1982). Some formal connections between economic values and yields and accounting numbers. *Journal of Business Finance & Accounting*, 9(3), 361–381.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480.
- Roma, C. M. S. (2017). *Idiosyncratic volatility: An analysis of aggregate and individual effects* (Tese de Doutorado). Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração, Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, MG, Brasil.
- Sharma, V. (2011). Stock returns and product market competition: beyond industry concentration. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 37(3), 283–299.
- Subrahmanyam, A. (2010). The cross-section of expected stock returns: What have we learned from the past twenty-five years of research? *European Financial Management*, 16(1), 27–42.
- Thompson, S. B. (2006). *Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time* (Working paper). Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=914002
- Verousis, T., & Voukelatos, N. (2018). Cross-sectional dispersion and expected returns. *Quantitative Finance*, 18(5), 813–826.

Autores:

1. Karina da Silva Carvalho Mikosz, Doutorado, Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco, Brasil. E-mail: karina.carvalhoadm@gmail.com.

ORCID

 0000-0001-9017-9304

2. Carolina Magda da Silva Roma, Doutorado, Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, Brasil. E-mail: carolina.magda.adm@gmail.com.

ORCID

 0000-0003-1156-7558

3. Marcos Roberto Gois de Oliveira Macedo, Doutorado, Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco, Brasil. E-mail: mrgois@hotmail.com.

ORCID

 0000-0002-1405-0311

Contribuição dos autores

Contribuição	Karina Mikosz	Carolina Roma	Marcos Macedo
1. Definição do problema de pesquisa	√	√	√
2. Desenvolvimento das hipóteses ou questões de pesquisa (trabalhos empíricos)	√	√	√
3. Desenvolvimento das proposições teóricas (ensaios teóricos)	√	√	√
4. Fundamentação teórica/Revisão de Literatura	√	√	√
5. Definição dos procedimentos metodológicos	√	√	
6. Coleta de Dados	√	√	
7. Análise Estatística	√	√	
8. Análise e interpretação dos dados	√	√	
9. Revisão crítica do manuscrito	√	√	√
10. Redação do manuscrito	√	√	√
11. Outras			