Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Programa de Mestrado Profissional em Administração

Felipe Fator

Uso de empresas comparáveis na estimação do beta de empresas fechadas.

São Paulo
2014

Felipe Fator

Uso de empresas comparáveis na estimação do beta de empresas fechadas.

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Administração do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Administração.

Área de concentração: Estratégia
Orientador: Prof. Dr. Michael Viriato Araujo – Insper

São Paulo
2014

Fator, Felipe
USO DE EMPRESAS COMPARÁVEIS NA ESTIMAÇÃO DO BETA DE EMPRESAS FECHADAS / Felipe Fator; orientador: Michel Viriato Araujo – São Paulo: Insper, 2014.
37 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Administração. Área de concentração: Estratégia) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

1. Beta 2. Empresas Fechadas 3. Risco Sistemático

FOLHA DE APROVAÇÃO

Felipe Fator
Uso de empresas comparáveis na estimação do beta de empresas fechadas.

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Administração do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Administração.

Área de concentração: Estratégia

Aprovado em: Julho/2014

Banca Examinadora

Prof. Dr. Michael Viriato Araujo
Orientador

Instituição: Insper Assinatura: _____

Prof. Dr. Marco Lyrio

Instituição: Insper Assinatura: _____

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman

Instituição: Fundação Getúlio Vargas Assinatura: _____

DEDICATÓRIA

Ao meu Pai, João Batista Fator, pela inspiração,
À minha mãe Elcia, pela sustentação,
Ao meu irmão Pedro, pelos conselhos,
E em especial à minha filha, Giovana, pela paciência, compreensão e infinitos sorrisos.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos os professores do Mestrado do Insper, em especial meu orientador, Professor Michael Viriato Araujo, pela orientação e acompanhamento durante todo o período de elaboração desta dissertação.

Aos colegas de turma, pela descontração e determinação no decorrer desses 2 anos.

Por fim, a todos os meus familiares e amigos, pelo apoio e incentivo.

RESUMO

FATOR, Felipe. **Uso de empresas comparáveis na estimação do beta de empresas fechadas** 2014. 36f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2014.

O objetivo deste trabalho é testar a eficácia do modelo de análise da empresa comparável sob a ótica do mercado brasileiro analisando se as empresas brasileiras listadas em bolsa de valores podem servir como *proxy* para o cálculo dos betas de empresas fechadas. Assim, estende-se o trabalho de Bowman & Bush (2006) que analisou o modelo aplicando a empresas americanas. Os resultados obtidos evidenciam a importância do modelo. O modelo fornece uma estimativa razoável do beta quando as empresas comparáveis são semelhantes em tamanho para as empresas fechadas. Quando as empresas comparáveis são maiores do que as empresas fechadas há uma tendência de queda significativa na estimativa. Foi verificado também que aumentando a comparabilidade das empresas, pelo setor industrial, em troca da diminuição da amostra não resulta em melhora a estimativa de beta. Adicionando variáveis de controle à regressão é possível melhorar a estimação do beta, variáveis que se mostraram estatisticamente significantes são: tamanho, BTM e crescimento e principalmente o grau de alavancagem operacional.

Palavras-chave: Beta; Risco sistemático; Análise de Empresas comparáveis; Empresas Fechadas;

ABSTRACT

FATOR, Felipe. **Using Comparable Companies to Estimate the Betas of Unlisted Companies** 2014. 36f. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2014.

The objective of this paper is to test the effectiveness of the comparable company analysis (CCA) model from the perspective of the Brazilian market by analyzing whether the Brazilian public companies can serve as a proxy for estimating betas of private companies and extends the framework of Bowman & Bush (2006), who analyzed the model applying to U.S. companies. The results show the importance of the model, the CCA provides a reasonable estimate of beta when comparable firms which are similar in size to private companies. When comparable firms are larger than private companies there is a tendency of significant decrease in the estimate. It was also found that increasing the comparability, by the industrial sector, enhancing the comparability of companies does not improve the beta estimate. Adding control variables to the regression is possible to improve the estimation of beta, variables that were statistically significant are: size, BTM and growth and especially the degree of operating leverage.

Keywords : Beta; Systematic Risk; Comparable Company Analysis; Private Companies

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Separação das empresas comparáveis por setor econômico. 21
Tabela 2 - Separação das empresas comparáveis por indústria. 21
Tabela 3 - Análise descritiva das empresas comparáveis. 24
Tabela 4 - Análise dos erros da estimativa CCA. 25
Tabela 5 – Análise dos erros utilizando as maiores empresas como grupo de controle. . 26
Tabela 6 – Análise dos erros utilizando o beta médio do setor como estimativa. 26
Tabela 7 - Análise descritiva - método alternativo. 27
Tabela 8 - Correlação de Pearson. 27
Tabela 9 - Regressão OLS modelo composto. 28
Tabela 10 - Análise dos erros do modelo alternativo composto. 29
Tabela 11 - Regressão OLS modelo simples. 29
Tabela 12 - Análise dos erros do modelo alternativo simples. 30

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO **10**
2. REVISÃO DA LITERATURA **14**
2.1. Hipóteses **17**
3. METODOLOGIA **20**
4. RESULTADOS **23**
4.1. Análise descritiva empresas comparáveis **23**
4.2. Análise de erros da estimativa CCA **24**
4.3. Relação entre Beta e tamanho das empresas **25**
4.4. Análise de erros da estimativa *Full-information* **26**
4.5. Análise descritiva do método alternativo **27**
4.6. Correlação de Pearson **27**
4.7. Análise de erros do modelo alternativo simples e composto **28**
4.7.1. Análise de erros do modelo alternativo composto **28**
4.7.2. Análise de erros do modelo alternativo simples **29**
5. CONCLUSÃO **30**
6. LIMITAÇÕES E SUGESTÕES PARA FUTUROS TRABALHOS **31**
REFERÊNCIAS **32**

1. INTRODUÇÃO

Markowitz (1952) foi um dos primeiros acadêmicos a ponderar a relevância do risco na gestão de ativos e fez uma notória contribuição. Para ele, o risco é definido como sendo o desvio padrão dos rendimentos dos ativos, e o retorno esperado é a média desses mesmos rendimentos, ou seja, o risco estava na incerteza do resultado esperado e em sua variabilidade em torno do resultado mais provável. Saber o nível de risco a que um ativo está sujeito é um dos pontos cruciais em avaliação de ativos e talvez a mais difícil tarefa (NEKRASOV e SHROFF, 2009).

Em finanças, uma das medidas de risco mais utilizada é conhecida como coeficiente beta e representa o risco sistemático de um ativo (AMORIM; LIMA e MURCIA, 2012; BOWMAN e BUSH, 2006). O beta é considerado componente chave para o cálculo do modelo de precificação de ativos financeiros (CAPM – *Capital Asset Pricing*). O CAPM, criado e aperfeiçoado por Sharpe (1964); Lintner (1965) e Mossin (1966) e amplamente revisado por diversos outros autores como Hamada (1972), Black; Jensen e Scholes (1972), Scholes e Willians (1977), Fama e French (1992), Chan e Lakonishok (1992), Campbell e Vuolteenaho (2004) entre outros, estabelece que o retorno esperado de um ativo possui dois componentes: o primeiro uma taxa livre de risco e o segundo, é o prêmio de risco da carteira de mercado em relação ao ativo livre de risco compensado pelo risco sistemático. O modelo é descrito conforme a Equação 1:

$$E(R_i) = r_f + \beta_i \cdot \left(E(R_M) - r_f\right), \tag{1}$$

onde: $E(R_i)$ representa o retorno esperado do ativo *i*; r_f é a taxa livre de risco; β_i (beta) representa a medida de risco sistemático do ativo *i*; $E(R_M)$ representa o retorno esperado do mercado; e $\left(E(R_M) - r_f\right)$ representa o prêmio de risco de mercado.

O componente de risco sistemático ou beta (β_i) conforme observado na Equação 1, também pode ser definido como risco não diversificável, o qual capta aspecto do risco de investimento que afeta todo o mercado e que não pode ser eliminado por diversificação (SHARPE, 1964). O risco total é a soma entre o risco sistemático (não diversificável) e o risco não sistemático (diversificável). Considerando a premissa de que os investidores são racionais e trabalham buscando a melhor opção de investimento, eles diversificam seus investimentos com o objetivo de evitar riscos individuais, exigindo retorno apenas pelo risco sistemático (NAKAMURA e FILHO, 2006). Dessa forma, eliminam o risco diversificável e, portanto, o

único componente que sobra para a análise do risco total é o risco sistemático (PERLIN e CERETTA, 2004). Para o cálculo do risco sistemático de empresas de capital aberto com ações negociadas em bolsa de valores a maneira tradicional de estimá-lo, é uma regressão de seus retornos contra os retornos de uma carteira de mercado, este também é conhecido como beta histórico (BOWMAN e BUSH, 2006; CHUA; WU e CHANG, 2006). Este beta é calculado conforme a Equação 2:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{i,merc}}{\sigma^2{}_{i,merc}}, \tag{2}$$

onde: $\sigma_{i,merc}$ representa a covariância entre os ativos i e o retorno de mercado; $\sigma^2{}_{i,merc}$ representa a variância do retorno de mercado; e β_i representa o beta histórico.

Além da forma de cálculo do beta histórico, Damodaran (2012) cita três variações no cálculo do beta: beta não-alavancado, beta ascendente e beta contábil.

O beta não alavancado, ou desalavancado, originalmente proposto por Hamada (1972), verificou a influência da estrutura de capital das firmas no risco sistemático e é calculado com base no beta histórico multiplicado pelo endividamento e dividido pelo valor de mercado da empresa (AMORIM; LIMA e MURCIA, 2012).

O beta contábil utiliza informações financeiras e contábeis como *proxy* do risco sistemático, Damodaran (2012) sugere uma regressão das variações dos lucros da empresa contra variações nos lucros do mercado/setor, vários estudos podem ser citados (AMORIM; LIMA e MURCIA, 2012; BEAVER e MANEGOLD, 1975; FERNANDES et al., 2008; NEKRASOV e SHROFF, 2009; OLIVEIRA, 2013; TEIXEIRA e VALLE, 2008). Entretanto, dificuldades ainda se fazem presentes, estudos como Breen e Lerner (1973), Elgers (1980), Gonedes (1973), Lev (1974), St-Pierre e Bahri (2006) não encontraram relação significativa entre variáveis contábeis e o beta. Segundo Fernandes *et al*. (2008) o tema ainda carece de estudos mais aprofundados.

Por último, o beta ascendente, que divide o beta em seu componente de risco de setor / negócio e de alavancagem financeira, equipara cada linha de negócio de uma empresa fechada ao beta de uma empresa aberta equivalente, fornecendo assim uma forma alternativa de cálculo do beta sem a necessidade de se obter preços históricos das ações e sem a necessidade de regressões (BENEDA e COLSON, 2003).

O beta CCA (*Comparable Company Analysis* ou Análise de Companhias Comparáveis) proposto por Bowman e Bush (2006) também divide o beta em seu componente de risco por setor/ negócio, ou seja, utiliza empresas de setores semelhantes ou com linhas de negócios semelhantes para estimar o beta de uma empresa fechada, porém diferente do beta ascendente de Damodaran (1999) não pondera o beta, ou pela alavancagem operacional, ou pela receita ou participação no mercado, ao invés disso, o CCA divide o grupo de empresas comparáveis em quartis, em relação a receita, e utiliza a empresa mediana de cada quartil como empresa comparável.

Segundo Bowman e Bush (2006) o método alternativo Análise de Companhias Comparável (CCA - *Comparable Company Analysis*) é amplamente utilizado em finanças, porém existem poucos estudos acadêmicos empíricos. Bowman e Graves (2004) utilizaram empresas americanas como *proxy* para calcular o beta de empresas australianas e evidenciou que empresas americanas subestimam o beta das empresas australianas. Bowman e Bush (2006) foram além e utilizaram o modelo para 480 empresas americanas e constataram que o CCA fornece uma estimativa razoavelmente precisa quando as empresas comparáveis são semelhantes em tamanho (receita) com as empresas fechadas.

O objetivo desse trabalho é verificar se as empresas brasileiras listadas em bolsa de valores podem servir como *proxy* para o cálculo do risco sistemático das empresas fechadas, estendendo assim, para o caso Brasileiro o modelo de análise da empresa comparável (CCA) utilizado e aperfeiçoado por Bowman e Bush (2006).

Como visto acima, o cálculo do beta pelo método tradicional, beta histórico, pode ser feito apenas para empresas de capital aberto e listadas em bolsa de valores, isso devido a necessidade das mesmas possuírem ações negociadas (BOWMAN e BUSH, 2006), porém quando necessitamos da medida do risco sistemático para empresas fechadas é necessária uma abordagem alternativa. Damodaran (2012, p.192) ressalta que em diversos momentos é necessária uma alternativa ao beta histórico: ao valorar uma empresa fechada para uma oferta pública de ações é necessário; estimar taxa de desconto quando não há períodos suficientes para efetuar uma regressão; valorar apenas uma divisão de uma empresa; e quando ao reestruturar a empresa, ela mudou sua característica de risco.

Este estudo almeja contribuir tanto para a literatura acadêmica quanto para a prática gerencial envolvendo avaliação de ativos, trata-se do primeiro trabalho acadêmico aplicando tal modelo no Brasil (até onde o autor tem conhecimento).

Uma das dificuldades do presente estudo decorre da impossibilidade de mensurar os betas históricos de empresas fechadas, pois as mesmas não possuem ações em bolsa de valores, assim não é possível utilizá-las. Para transpor esse obstáculo, foi utilizado o CCA para um grupo de empresas listadas na bolsa de valores e com informações públicas, dessa forma é possível confrontar o beta histórico com o beta CCA estimado.

Conforme constatado em publicação do IBGE, no cadastro central de empresas, até 31/12/2006 no Brasil existiam um total de 6.144.500 empresas fechadas, responsáveis por 41.388.183 empregos formais. Da mesma forma pode-se verificar no boletim estatístico do BM&FBovespa que há apenas 452 empresas listadas no mercado de bolsa brasileiro e que segundo o boletim do 16º Encontro Nacional de Relações com Investidores e Mercados de Capitais, as companhias abertas contribuíram com somente 16,4% do Produto Interno Bruto (PIB) em 2013. Nota-se assim a importância de um método alternativo para estimar o coeficiente beta do universo de empresas fechadas brasileiras, isso, devido ao fato em que somente dessas 452 empresas é possível calcular o coeficiente beta pelo método "tradicional" ante 6.144.500 fechadas.

Neste trabalho foi testado a efetividade do método CCA em um grupo de empresas abertas. Das 452 empresas listadas na Bovespa, após seleção das empresas que atende os requisitos de dados sobraram 135 empresas, as quais foram divididas em 6 setores econômicos e 4 indústrias. Quatro empresas de cada setor foram designadas como empresas comparáveis (Controle) e o restante foram definidas como *proxies* para as empresas fechadas (as empresas de teste) cujos betas deseja-se estimar.

Este trabalho está organizado da seguinte forma: na sequência será feita uma revisão da literatura, conceituando os principais trabalhos e contribuições. Em seguida, serão propostos o modelo teórico e as hipóteses. No tópico seguinte, será explicada a metodologia utilizada para coleta de dados, seguida dos resultados obtidos. Por fim, as principais conclusões serão apresentadas, juntamente com as limitações do estudo e as sugestões para futuros trabalhos.

2. REVISÃO DA LITERATURA

No início dos anos 60, Sharpe (1963), Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) conseguiram modelar matematicamente uma relação entre o excesso de retorno de um investimento e o excesso do retorno do mercado. A conclusão foi a Equação 1 e essa relação, definida como beta, pode ser observada conforme a Equação 3.

$$\frac{E(R_i) - r_f}{\left(E(R_M) - r_f\right)} = \beta_i, \tag{3}$$

onde: $E(R_i)$ representa o retorno esperado; r_f representa a taxa livre de risco; β_i (beta) representa a medida de risco do ativo i; $E(R_M)$ representa o retorno esperado do mercado; e $\left(E(R_M) - r_f\right)$ representa o prêmio de risco.

O resultado da relação acima, o beta, para uma empresa com ações negociadas em bolsa de valores já foi diversas vezes trabalhada pela literatura (DRAPER e PAUDYAL, 1995), pode-se verificar diferentes abordagens para aperfeiçoar o beta histórico, Fama (1965) examinou a distribuição dos retornos, Vasicek (1973) estudou reversão à média, Scholes e Williams (1977) analisaram retornos não-síncronos, Eubank e Zumwalt (1979) estudou o impacto de utilizar alternativos números de períodos, Chan e Lakonishok (1992) propôs modelos alternativos a regressão (OLS), porém não foi tratado destas questões uma vez que não é o proposito desta pesquisa.

Segundo Bowman e Bush (2006), trabalhos sobre a utilização de um modelo de estimação do beta através da abordagem de empresas comparáveis são escassos. Gordon e Halpern (1974) foi um dos pioneiros a contribuir, com base no trabalho de Hamada (1969), observou que não era possível mensurar o risco sistemático de uma divisão ou de uma empresa não listada em bolsa de valores e propôs um modelo que utiliza dados correlacionados ao risco sistemático em combinação com o beta de uma empresa similar (comparável) para estimar o beta de uma divisão.

Fuller e Kerr (1981) constata em sua amostra que metade das empresas industriais dos Estados Unidos utilizavam uma única taxa de desconto para avaliar oportunidades de investimentos. Enfatiza que tal critério não é apropriado para um projeto se o risco sistemático difere do da empresa. Utilizou uma abordagem conhecida como *pure-play*, primeiramente identifica empresas listadas em bolsa, com negociações, que só possuem linhas de negócios

semelhantes (empresas comparáveis) a divisão a qual se quer estimar o beta. Uma vez que essa empresa *pure-play* é determinada, seu risco sistemático é utilizado como proxy para o risco da Divisão (CHUA; WU e CHANG, 2006). Basicamente, o *pure-play* resume-se em equiparar cada divisão de uma empresa multidivisional com uma única empresa, de apenas uma linha de negócios, ou seja, uma empresa multidivisional será um composto de diversas empresas de um único negócio, nada mais que um portfólio de projetos. É importante ressaltar que não existem combinações perfeitas de *pure-plays*, pois duas empresas ou divisões não possuirão as mesma características de produção ou mesmo de estrutura de capital (FULLER e KERR, 1981).

Boquist e Moore (1983) tendo conhecimento das dificuldades em identificar empresas comparáveis (*proxys*), como a modelagem *pure-play* determina, criou um modelo matemático para estimar o beta que utiliza o beta dos segmentos industriais as quais a empresa atua ponderado pela participação no faturamento ou lucro da empresa para cada segmento, modelo o qual se provou não eficaz.

Segundo Ehrhardt e Bhagwat (1991) a abordagem conhecida como *pure-play* tem dificuldades teóricas e empíricas, uma delas é que a abordagem está limitada na obtenção de empresas que atuam na mesma linha de negócios da divisão a ser avaliada.

Devido às limitações do modelo *pure-play*, Ehrhardt e Bhagwat (1991) propuseram um novo modelo de abordagem do coeficiente beta, conhecido como *full-information Approach*, modelo que tenta suprir algumas dificuldades do *pure-play*, uma delas é que essa abordagem utiliza todas as empresas da amostra e, assim, o aumento do tamanho da amostra aumenta também o poder de estimação. Dessa forma, afirma que o risco sistemático de um setor industrial pode ser utilizado por todas as empresas nele contido.

Ehrhardt e Bhagwat (1991) foram os primeiros a usar uma classificação setorial para agrupar empresas semelhantes, utilizaram o *SIC code*, códigos dos segmentos industriais providos pela *Standard and Poor`s* que agrupa empresas de acordo com a atividade principal. Boquist e Moore (1983); Fuller e Kerr (1981) mesmo adotando diversos critérios, como transparência, necessidade de informações públicas, entre outros, foi necessário uma classificação subjetiva para definir empresas semelhantes.

Kaplan e Peterson (1998) foram os primeiros a comparar ambos os métodos, *pure-play* e *full-information*, e observaram que o *full-information*, onde a amostra de empresas é ampla, substancialmente subestima o beta em relação ao modelo *pure-play*, isso devido ao fato de que os betas de empresas maiores tendem a ser menores do que os betas de empresas pequenas.

Damodaran (1999) em uma abordagem semelhante ao *pure-play*, propõe o beta ascendente que leva em questão três variáveis: o tipo de negócio, o grau de alavancagem operacional e a estrutura de capital. O autor enfatiza como vantagem em comparação ao beta histórico o fato de que na regressão o índice de mercado pode ser viesado por algumas ações e a própria empresa pode ter mudado de características durante o curso da regressão.

Chua; Wu e Chang (2006) demonstra que para ambos os métodos é necessário levar em consideração a estrutura de capital utilizada pela empresa, deste modo é possível aperfeiçoar os betas estimados, inclusive evidencia que o modelo *pure-play* possui melhor estimativas de Beta que o *full-information* e que se disponível, deve ser preferido.

Bowman e Graves (2004) estimou os coeficientes betas de 59 empresas australianas utilizando como empresas comparáveis uma amostra de empresas americanas. A modelagem *pure-play* reduziu o efeito da alavancagem financeira através do beta desalavancado proposto por Hamada (1972). Entretanto, ao utilizar empresas comparáveis de outro país, com economia e mercado diferente, o risco sistemático pode ter sido viesado, conforme cita o autor.

Bowman e Bush (2006) utilizando uma modelagem semelhante ao *full-information*, a qual nomeia CCA, na determinação da amostra de empresas comparáveis não se restringe a empresas de uma única linha de negócios, aumentando assim o tamanho da amostra de empresas comparáveis. Porém, apenas utiliza empresas de mesmo setor industrial, com no mínimo 8 empresas em cada setor, e levando em consideração o efeito do tamanho da empresa e o risco sistemático, utiliza como empresa comparável apenas uma empresa de cada quartil de cada setor, evidenciando o CCA como uma boa abordagem, porém a alavancagem operacional, pagamento de dividendos, política de estrutura de capital e principalmente tamanho afetam a relação entre a empresa de teste e o coeficiente beta de empresas comparáveis.

Estudos direcionados ao mercado brasileiro focam na relação entre o dados contábeis e o risco sistemático. Oda e Yoshinaga (2005), Fernandes Et Al. (2008), entre outros, encontraram variáveis contábeis com correlações positivas e significantes com os betas históricos, porém aplicando o modelo CCA no Brasil, até onde o autor tem conhecimento, não foi encontrado nenhum trabalho.

2.1. Hipóteses

Conforme estudado na Revisão de Literatura, estimar o coeficiente beta para uma empresa fechada é necessário em diferentes momentos, seja para valorar uma empresa fechada para uma oferta pública de ações, ou quando não há dados suficientes para uma regressão, entre outros (DAMODARAN, 2012), assim é necessário uma metodologia alternativa.

O beta contábil, mesmo com a ampla quantidade de estudos publicados, estes carecem de maior aprofundamento e concordância entre eles (FERNANDES et al., 2008). Por outro lado, segundo Bowman e Bush (2006) o método CCA semelhante ao beta ascendente proposto por Damodaran (1999), mesmo sendo uma metodologia muito utilizada, quando é necessário calcular o beta para empresas fechadas ainda há poucos estudos sobre o tema testando empiricamente a eficácia do modelo.

Este estudo investiga a eficácia da abordagem CCA para estimar o beta de uma empresa fechada. O objetivo é testar se a abordagem CCA fornece estimativas razoáveis de beta. Portanto, a primeira hipótese é:

Hipótese 1: O beta CCA de uma empresa não é diferente do beta histórico, isto é $\boldsymbol{\beta_i = \beta_{CCA}}$, onde $\boldsymbol{\beta_i}$ é o beta histórico e $\boldsymbol{\beta_{CCA}}$ é o beta de empresas comparáveis.

Kaplan e Peterson (1998) afirmam que a dificuldade em estimar o beta de uma empresa ou indústria está no fato que a empresa muitas vezes opera em vários setores econômicos. Porém, segundo Damodaran (1999) o beta de dois ativos juntos é uma média ponderada dos betas de ativos individuais e consequentemente, o beta de uma empresa é uma média ponderada dos betas de todos os diferentes negócios em que se encontram e, portanto, empresas semelhantes possuem betas semelhantes.

Segundo Bowman e Bush (2006), é possível melhorar a estimativa do beta através de uma regressão múltipla. Assim como utilizado no modelo de Bowman e Bush (2006) foram utilizadas as mesmas variáveis preditivas para melhorar a estimativa do beta CCA, totalizando seis, são elas: tamanho; alavancagem operacional; crescimento das vendas; taxa de pagamento de dividendos; razão entre lucro e capitalização de mercado e a razão do valor contábil e mercado. O modelo foi testado com sucesso para empresas americanas, ou seja, o beta do modelo alternativo se aproximou mais do beta de mercado, também resultou em um beta com menor variância do que o beta CCA, mas não estatisticamente significante.

Constatado por Bowman e Graves (2004), o tamanho das empresas comparáveis pode diminuir o poder de estimação dos betas, ou seja, há uma subestimação sistemática do beta se as empresas comparáveis são maiores. Ibbotson; Kaplan e Peterson (1997) demonstram que ajustes positivos substanciais de beta são necessários para as pequenas empresas.

Desses argumentos, é proposta a segunda hipótese para o presente estudo:

Hipótese 2: O beta (CCA) não explica significativamente a variável dependente beta histórico.

O tamanho da empresa e o índice preço de mercado / valor contábil (*book-to-market ratio*) foram adicionados devido aos estudos de Fama e French (1992, 1993, 1995) que em seu modelo de três fatores analisou além da volatilidade do ativo em relação ao mercado, outros dois fatores de risco: tamanho da empresa e o índice preço de mercado / valor contábil (b*ook-to-market ratio*) chegando à conclusão que devem ser levados em consideração, isso para o mercado americano. Estudos brasileiros como Mussa et al. (2011) não encontraram significância estatística.

Receitas cíclicas é um dos principais determinantes do beta histórico, que se caracteriza como o período de expansão em contraste com o período de contração. A alavancagem operacional maximiza o efeito cíclico (BOWMAN e BUSH, 2006).

Segundo Damodaran (1999), o grau de alavancagem operacional é relativo ao custo estrutural da empresa, pois uma empresa com elevada alavancagem operacional também terá maior variação no lucro operacional (EBIT) do que uma empresa similar com baixa alavancagem operacional, ou seja, uma maior variação no resultado operacional irá gerar um beta maior. A variável em questão também auxiliou na explicação do risco sistemático em empresas brasileiras no estudo de Amorim; Lima e Murcia (2012).

Fama e French (1996) e Lakonishok; Shleifer e Vishny (1994) determina, dentre outros fatores, que o crescimento de vendas e múltiplos EP estão ligados ao retornos de ativos e são absorvidos no modelo de 3 fatores.

Dividendos podem servir como uma medida de conservadorismo segundo Rosenberg e Guy (1995). Thompson (1976), em seu modelo aferiu que existe correlação entre o beta histórico e variações nos lucros, dividendos e o múltiplo EP.

O modelo alternativo composto inclui todas as seis variáveis de controle na regressão.

$$\beta_i = a + b_1\beta cca_i + b_2 Tamanho_i + b_3 AO_i + b_4 Cresc_i + b_5 Div_i + b_6\, EP_i + b_7\, BTM_i + e_i,$$

onde: βcca, representa o beta CCA; $Tamanho$, é o log das vendas; AO, Alavancagem Operacional; $Cresc$, crescimento das vendas 2013 ante 2012; Div, taxa de pagamento de dividendos; EP razão entre lucro e capitalização de mercado; BTM, razão do valor contábil e mercado.

O modelo alternativo simples inclui apenas variáveis de fácil mensuração por parte de empresas fechadas não listadas em bolsa de valores.

$$\beta_i = a + b_1\, \beta cca_i + b_2\, Tamanho_i + b_3 AO_i + b_4 Cresc_i + b_5\, Div_i + e_i,$$

onde: βcca, representa o beta CCA; $Tamanho$, é o log das vendas; AO, Alavancagem Operacional; $Cresc$, crescimento das vendas 2013 ante 2012; Div, taxa de pagamento de dividendos.

3. METODOLOGIA

A amostra contou com 452 empresas com ações negociadas em bolsas. Foram então excluídas as empresas que possuíam dados ausentes, o terceiro passo foi eliminar as empresas do setor financeiro, por fim foram agrupadas as empresas por semelhanças/setor com no mínimo 8 empresas por setor. Para evitar uma análise/classificação subjetiva, neste estudo foi utilizado a classificação por setor da *Thomson Reuters Business Classification (TRBC)*, a TRBC classifica a atividade principal de negócios de mais de 72 mil empresas listadas de 130 países em uma hierarquia de cinco níveis, restando assim 135 empresas classificas em 6 setores econômicos e 4 setores industriais.

Segundo Bowman e Bush (2006), o beta histórico de uma empresa fechada nunca será conhecido e/ou calculado, pois a mesma não possui ações listadas em bolsa de valores tornando seu cálculo impraticável, e, portanto, não é possível aferir a utilidade do modelo CCA para estas empresas. Para transpor esse problema as empresas listadas na BM&FBOVESPA foram tratadas como se fossem empresas fechadas. Nesse contexto, foram utilizadas 135 empresas brasileiras listadas em bolsa de valores, foi então calculado o beta destas empresas tanto pelo modelo CCA quanto pelo modelo padrão, beta histórico, que é pela regressão de seus retornos contra os retornos de uma carteira de mercado.

Segundo Minardi et al. (2007), a equação resultante dessa regressão será:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \cdot \left(r_{m,t} - r_{f,t}\right) + \mathrm{e}_i \,, \tag{4}$$

onde: $\boldsymbol{\alpha_i}$ representa a constante estimada da regressão; β_i representa a estimativa de risco sistemático beta histórico.

Similar ao proposto por Damodaran (1999), com o cálculo do beta ascendente para o cálculo do coeficiente beta pelo modelo CCA, segundo Bowman e Bush (2006) esse cálculo possui 5 etapas, são elas:

1- Identificar um conjunto de empresas comparáveis
2- Obter beta alavancado das empresas.
3- Desalavancar o coeficiente beta segundo Hamada (1972).
4- Calcular a média do beta desalavancado.
5- Alavancar o beta médio para obter uma estimativa do beta para uma empresa fechada.

Dentre as empresas abertas brasileiras e com ações negociadas em bolsa de valores a primeira etapa foi agrupá-las em um conjunto de empresas comparáveis, para isso foi utilizado a base de dados da Thomson Reuters com base no ano de 2013.

Foram separados dois grupos, o primeiro inclui todas as empresas por setor econômico e o segundo, descendo um nível e aumentando as semelhanças, agrupou-se essas mesmas empresas por indústrias, a fim de verificar se o aumento de semelhanças entre elas provê melhor estimação do beta. Em ambos os casos respeitou-se o mínimo de 8 empresas por grupo. Também foram excluídas todas as empresas com valores ausentes e todas as instituições financeiras.

O próximo passo foi definir o grupo de empresas comparáveis e o grupo de empresas testes, as quais foi estimado o beta histórico, para cada setor econômico ou industrial foi definido um total de quatro empresas comparáveis. Primeiramente foi dividido a amostra em quartis de acordo com seu tamanho, aqui representado pela receita do ano fiscal de 2013, em cada quartil foi identificado uma empresa mediana, as empresas restantes foram utilizadas como testes, segue essa classificação conforme podemos observar nas Tabelas 1 e 2.

Tabela 1 - Separação das empresas comparáveis por setor econômico.

Empresas por Setor Econômico			
Separação por Setor Econômico TRBC	**Total**	**Controle (CCA)**	**Teste**
Materiais Básicos	17	4	13
Consumo Cíclico	39	4	35
Consumo não Cíclico	18	4	14
Construção e empreendimentos imobiliários	23	4	19
Industriais	22	4	18
Utilidades	15	4	11
Total Empresas	134	24	110

Tabela 2 - Separação das empresas comparáveis por indústria.

Empresas por Indústria			
Separação por Indústria TRBC	**Total**	**Controle (CCA)**	**Teste**
Empresa de eletricidade, gás e agua	12	4	8
Indústria de alimentos	8	4	4
Construção	12	4	8
Imobiliária e locadora de outros bens	9	4	5
Total Empresas	41	16	25

Separação das empresas em grupo de teste e grupo de controle.

A segunda etapa foi calcular o beta histórico de cada empresa, para tanto foi calculado uma regressão dos retornos em excesso da ação em relação aos retornos em excesso de um índice de mercado, índice este definido o Ibovespa, como observado em Minardi et al. (2007) é o mais utilizado e é ponderado pela negociabilidade das várias ações da carteira.

Segundo Damodaran (2012), para a regressão do beta em períodos longos, como 60 meses, as empresas podem mudar de características estratégicas e financeiras, abandonam linhas de negócios, investem em outras e adquirem outras empresas. Dessa forma, e com objetivo de aproveitar ao máximo a amostra de empresas foi definido para o cálculo do beta um período de 24 meses com observações mensais, mesmo índice utilizado pela base da Thomson Reuters.

Em virtude do objetivo deste estudo de testar a utilidade e eficácia do modelo CCA de estimação de beta não foi aplicado nenhum ajuste, exemplo o ajuste de sincronização de dados proposto por Scholes e Williams (1977) para minimizar o efeito de falta de liquidez.

A terceira etapa foi desalavancar o beta, de acordo com Hamada (1972), a estrutura de capital conta consideravelmente para o risco sistemático de uma empresa. Assim, para eliminar essa componente é calculado o beta do ativo das empresas, pois cada empresa possui sua própria estrutura de capital. O modelo de Hamada (1972) segue representado abaixo pela Equação 5.

$$\beta_e = \beta_a \cdot [1 + (1 - T) \cdot \left(\frac{D}{E}\right)] , \tag{5}$$

onde: β_e representa o beta alavancado; β_a representa o beta desalavancado (dos ativos); T corresponde a alíquota de imposto de renda pessoa jurídica; D representa a Dívida; e E corresponde ao Patrimônio Líquido.

Depois de eliminar a componente referente ao risco da estrutura de capital, na quarta etapa é calculada uma média aritmética simples dos betas desalavancados das 4 empresas definidas como “comparáveis”. Essa média é a estimativa do coeficiente beta desalavancado de uma empresa fechada a qual deseja-se estimar o beta.

A quinta e última etapa foi novamente utilizar a Equação 5, só que dessa vez para alavancar o coeficiente beta de acordo com a estrutura de capital da empresa fechada a qual deseja-se estimar o beta, ou seja, é adicionado a componente de risco relativo a estrutura de capital.

4. RESULTADOS

Na sequência deste trabalho são detalhados os principais resultados obtidos, incluindo a análise descritiva, as análises de erros entre o modelo CCA e o alternativo utilizando OLS.

4.1. Análise descritiva empresas comparáveis

Antes da operacionalização da técnica foi realizada uma análise descritiva, com o objetivo de conhecer melhor os dados que serão avaliados. Com relação às principais características das empresas selecionadas, observou-se que a média da receita é próximos aos R$ 5,7 bilhões anuais e a mediana próximo a R$ 1,8 bilhões. Este resultado já era esperado e mostra que por utilizar empresas listadas em bolsa de valores, há empresas claramente discrepantes em tamanhos (receita) e que serão geralmente maiores em relação às empresas fechadas conforme também observado por Bowman e Bush (2006); Bowman e Graves (2004).

Observa-se ainda que a média da receita do grupo das empresas comparáveis é semelhante a média do grupo de testes, R$5,6 e 5,7 Bilhões respectivamente, estatística que justifica que a seleção das empresas comparáveis através das medianas dos quartis foi acertada.

A média dos betas do grupo das empresas CCA, tanto o alavancado quanto o desalavancado é pouco superior ao grupo teste e ao grupo geral, fato que novamente justifica a separação das empresas comparáveis por quartis, isso devido a relação inversamente proporcional entre o beta e o tamanho das empresas (IBBOTSON; KAPLAN e PETERSON, 1997).

Tabela 3 - Análise descritiva das empresas comparáveis.

TODAS AS AMOSTRAS									
	Beta ALAV.	***BetaDESAL.***		***TOTAL DEBT***		***TOTAL Equity***		***Receita|2013|***	
Média	0,7288	0,4529	R$	3.232.447.910	R$	4.056.834.881	R$	5.703.376.552	
Mediana	0,6359	0,3704	R$	1.162.311.000	R$	1.376.554.500	R$	1.888.529.000	
Desvio padrão	0,5379	0,3448	R$	7.417.375.264	R$	13.742.941.287	R$	13.381.376.635	
Mínimo	0,0011	0,0004	R$	-	R$	5.086.955.000	R$	60.000	
Máximo	2,9300	1,7167	R$	68.977.014.000	R$	148.345.807.000	R$	101.489.747.000	
Contagem	134	134		134		134		134	

Empresas CCA									
	Beta ALAV.	***BetaDESAL.***		***TOTAL DEBT***		***TOTAL Equity***		***Receita|2013|***	
Média	0,8609	0,4805	R$	2.856.577.292	R$	3.808.499.000	R$	5.670.538.292	
Mediana	0,7830	0,4442	R$	917.080.500	R$	1.628.507.000	R$	2.105.461.000	
Desvio padrão	0,5804	0,2971	R$	4.153.223.305	R$	6.869.538.341	R$	9.764.477.136	
Mínimo	0,0720	0,0294	R$	2.570.000	R$	248.916.000	R$	12.441.000	
Máximo	2,9300	1,1064	R$	16.706.775.000	R$	30.339.079.000	R$	39.863.037.000	
Contagem	24	24		24		24		24	

Empresas Testes									
	Beta ALAV.	***BetaDESAL.***		***TOTAL DEBT***		***TOTAL Equity***		***Receita|2013|***	
Média	0,6999	0,4469	R$	3.314.456.045	R$	4.111.017.255	R$	5.710.541.264	
Mediana	0,6298	0,3532	R$	1.295.036.500	R$	1.358.438.000	R$	1.888.529.000	
Desvio padrão	0,5265	0,3552	R$	7.965.785.827	R$	14.848.567.733	R$	14.084.339.069	
Mínimo	0,0011	0,0004	R$	-	R$	5.086.955.000	R$	60.000	
Máximo	2,5714	1,7167	R$	68.977.014.000	R$	148.345.807.000	R$	101.489.747.000	
Contagem	110	110		110		110		110	

Separação das empresas em grupo de teste e grupo de controle.

4.2. Análise de erros da estimativa CCA

Na tabela 4 é possível analisar os resultados após a estimação dos betas. A tabela de análise de erros é definida como de acordo com a Equação 6:

$$E(\beta_i) - \beta_i = \epsilon_i, \tag{6}$$

onde: $E(\beta_i)$ representa o beta CCA; β_i representa o beta histórico; ϵ_i representa o erro de estimação.

Para o setor econômico, a média do erro de estimação foi de 0,18 com desvio padrão de 0,78, o maior erro foi 4,7.

O modelo de estimação de beta conhecido como *pure-play* determina que quanto mais semelhantes as empresas maior o poder de estimação de betas (BOQUIST e MOORE, 1983; CRUM e BI, 1988; FULLER e KERR, 1981). Porém, segundo Bowman e Bush (2006); Chua; Wu; Chang (2006); Ehrhardt e Bhagwat (1991); Kaplan e Peterson(1998) por diminuir o tamanho da amostra de empresas em busca de pares perfeitos diminui também o poder de estimação do beta.

Com o objetivo de verificar se aumentando as semelhanças entre as empresas o poder de estimação melhoraria, foi feita a estimação pela indústria. A amostra foi reduzida de 110 empresas para 25 e tanto a média quanto o desvio padrão dos erros aumentaram 0,33 e 0,88 respectivamente, porém o erro máximo diminuiu para 3,11. Através da análise de erros não é possível negar a hipótese 1, porém é possível considerar o CCA um estimador adequado do beta histórico, afirmando com base nos resultados que existe uma relação entre o beta CCA e beta histórico.

Tabela 4 - Análise dos erros da estimativa CCA.

	Erro CCA Setor Econômico	***Erro CCA Indústria***
Média	0,1800	0,3262
Erro padrão	0,0745	0,1771
Mediana	0,1694	-0,0269
Desvio padrão	0,7810	0,8854
Curtose	11,9747	2,8975
Assimetria	2,0906	1,5148
Mínimo	-2,0690	-0,6869
Máximo	4,7537	3,1136
Contagem	110	25

Erros conforme Equação 6: $E(\beta i)- \beta i= \epsilon i$.

4.3. Relação entre Beta e tamanho das empresas

Na literatura há uma conhecida relação entre o beta e o tamanho das empresas, no estudo mais atual Ibbotson; Kaplan e Peterson (1997) demonstra que ajustes positivos substanciais de beta são necessários para as pequenas empresas e conclui em seu trabalho que as estimações tradicionais de beta possuem um viés negativo para as pequenas empresas. Para verificar isso, foi selecionado um novo grupo de empresas comparáveis, não mais sendo como a empresa mediana de cada quartil, e sim definidas como as 4 empresas com maiores receitas de cada grupo e, novamente foi estimado o beta CCA de cada empresa teste. Foram medidos os erros,

conforme Tabela 5, e como resultado o desvio padrão dos erros aumentou para 1,11, assim como o erro máximo, de 4,75 para 7,25.

Tabela 5 – Análise dos erros utilizando as maiores empresas como grupo de controle.

	Erro Utilizando as Maiores empresas como grupo de controle
Média	0,1847
Erro padrão	0,1059
Mediana	0,0904
Desvio padrão	1,1112
Curtose	21,2269
Assimetria	3,7136
Mínimo	-2,2874
Máximo	7,2493
Contagem	110

Erros conforme Equação 6: $E(\beta i)- \beta i= \epsilon i$.

4.4. Análise de erros da estimativa *Full-information*

Conforme proposto no modelo *full-information*, o risco sistemático de um setor da indústria pode ser aplicado a todas as empresas e divisões que operam dentro desse setor (KAPLAN e PETERSON, 1998). Dessa forma, para verificar isso foi selecionado um novo grupo de empresas comparáveis, não mais sendo como a empresa mediana de cada quartil, e sim definidas como a média de todas as empresas de cada grupo.

Novamente foi estimado o beta de cada empresa teste e foram medidos os erros, conforme pode-se observar na Tabela 6, o desvio padrão dos erros diminuiu de 0,78 para 0,72, assim como o erro máximo e a média, 3,9 e 0,11 respectivamente. Porém ao aumentar as semelhanças das empresas, analisando a indústria, o desvio padrão dos erros aumentou, de 0,78 para 0,87, já o erro máximo e a média diminuíram, 3,1 e 0,26 respectivamente.

Tabela 6 – Análise dos erros utilizando o beta médio do setor como estimativa.

	Erro Setor Econômico	*Erro Indústria*
Média	0,1117	0,2619
Erro padrão	0,0686	0,1733
Mediana	0,1365	0,0926
Desvio padrão	0,7196	0,8666
Curtose	7,6410	3,8833
Assimetria	1,2159	1,6032
Mínimo	-1,9721	-1,1297
Máximo	3,9409	3,0593
Contagem	110	25

Erros conforme Equação 6: $E(\beta i)- \beta i= \epsilon i$.

4.5. Análise descritiva do método alternativo

Novamente, foi realizada uma análise descritiva com o objetivo de conhecer melhor os dados que foram avaliados. No modelo alternativo foram excluídas as empresas com prejuízo, ou seja, lucro negativo, isso segundo Bowman e Bush (2006) afeta os dividendos, o múltiplo preço/lucro e indica algum problema financeiro, para amenizar o efeito do tamanho das empresas foi utilizado o log da receita.

Tabela 7 - Análise descritiva - método alternativo.

	Beta Alav.	*Beta CCA*	*LogReceita*	*AlaOpe*	*Crescimento Anual das Receitas*	*Div*	*EP*	*BTM*
Média	0,6459	0,8277	6,2985	3,0603	8,5182%	21,3990	0,1326	785,3077
Mediana	0,5710	0,7599	6,3947	1,9161	8,0583%	5,1784	0,0620	555,3667
Desvio padrão	0,4704	0,4283	0,7096	6,0484	19,0288%	66,5383	0,3087	1528,6943
Mínimo	0,0011	0,2763	4,0434	-11,9452	-47,2942%	-22,8895	0,0017	-5176,3732
Máximo	2,1818	3,2727	8,0064	44,3891	67,3168%	491,0181	2,5414	12593,6375
Contagem	85	85	85	85	85	85	85	85

Crescimento Anual 2013/2012

4.6. Correlação de Pearson

A Tabela 8 mostra as correlações entre as variáveis do modelo alternativo, por se tratar de variáveis financeiras algumas possuem altas correlações, nota-se a correlação negativa de -0,16 entre o beta e o crescimento, o que faz sentido devido ao viés negativo entre beta e empresas pequenas e risco. Segundo Damodaran (2012), isso ocorre devido ao fato que é muito mais fácil uma empresa pequena dobrar de tamanho ao invés de uma grande já consolidada apresentar tal crescimento.

Tabela 8 - Correlação de Pearson.

	Beta Alav.	*Beta CCA*	*LogReceita*	*AlaOpe*	*Crescimento Anual das Receitas*	*Div*	*EP*	*BTM*
Beta Alav.	1							
Beta CCA	0,3723	1						
LogReceita	0,1168	0,1403	1					
AlaOpe	0,1734	0,0042	-0,1808	1				
Crescimento	-0,1628	0,0595	0,2071	-0,0074	1			
Div	0,0341	0,0285	0,2529	-0,0252	0,0238	1		
EP	0,1891	-0,0928	-0,3881	-0,0370	-0,4169	-0,1013	1	
BTM	0,3261	-0,0369	-0,2576	0,0103	-0,2866	0,0366	0,7544	1

Receita é obtida através da receita fiscal do ano 2013

4.7. Análise de erros do modelo alternativo simples e composto

A Tabela 9 e a Tabela 11 mostram o resultado das regressões dos dois modelos alternativos, modelo composto e o modelo simples, o resultado de ambos os modelos mostram que eles são estatisticamente significantes, (*p-value* = 0,001), o modelo composto com R^2 ajustado de 27,5% e o modelo simples com R^2 ajustado de 17,2%.

4.7.1. Análise de erros do modelo alternativo composto

Analisando os coeficientes da regressão do modelo composto, na Tabela 9, o beta CCA é positivo e significante, isso significa que ele é subestimado pelo modelo CCA, a mesma relação pode também ser observado no estudo de Bowman e Bush (2006) e Bowman e Graves (2004). O tamanho é positivo e significante fato também observado em Minardi Et Al. (2007).

A alavancagem operacional também é positiva e significante e está de acordo com os trabalhos de Oda e Yoshinaga (2005) e Damodaran (1999), o coeficiente positivo indica que quanto maior a alavancagem operacional maior será o beta. Por último BTM também é significante porém com coeficiente próximo a zero indicando que não contribui para explicação do beta.

Através da Tabela 10 é possível verificar que o desvio padrão dos erros diminuiu para 0,38, assim como também o erro máximo diminuiu para 1,14. De acordo com a hipótese 2, é possível dizer que existe sim, uma relação entre o beta CCA e beta histórico, e que adicionando variáveis de controle é possível aumentar o poder de estimação da modelagem beta CCA.

Tabela 9 - Regressão OLS modelo composto.

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Pr(>|t|)
(Intercept)	-0.7393	0.4569	-1.6181	0.1097
Beta CCA	0.3952	0.1033	3.8258	0.0003
LogReceita	0.1519	0.0709	2.1424	0.0353
AlaOpe	0.0160	0.0074	2.1628	0.0337
Crescimento	-0.3247	0.2535	-1.2805	0.2042
Div	-0.0003	0.0007	-0.4361	0.6640
EP	-0.0415	0.2412	-0.1722	0.8638
BTM	0.0001	0.0000	2.6362	0.0101

Residual standard error: 0.4005 on 77 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3354 Adjusted R-squared: 0.275
F-statistic: 5.552 on 7 and 77 degrees of freedom, the p-value is 0.00003365

Tabela 10 - Análise dos erros do modelo alternativo composto.

Erro Modelo Alternativo Composto.	
Média	- 0,0000
Erro padrão	0,0416
Mediana	- 0,0400
Desvio padrão	0,3834
Curtose	0,7224
Assimetria	0,7999
Mínimo	- 0,8612
Máximo	1,1390
Contagem	85

Erros conforme Equação 6: E(βi)- βi= ϵi.

4.7.2. Análise de erros do modelo alternativo simples

O modelo alternativo simples também se apresentou significante, porém o R^2 ajustado de 17,2% representa uma queda no poder de explicação do beta histórico, novamente o coeficiente beta CCA é subestimando, isso devido ao coeficiente ser positivo e significante, assim como o modelo composto, a alavancagem operacional é positiva e significante reforçando o conceito de que empresas com maior alavancagem operacional possuem maior risco.

Com a diminuição das variáveis de controle o crescimento se tornou significante porém com sinal negativo. O modelo simples também melhorou a previsão do beta histórico, através da Tabela 12 é possível verificar que o desvio padrão dos erros diminuiu (0,42) e o erro máximo também (1,14). O modelo alternativo simples também refuta a hipótese 2, novamente é possível dizer que existe sim, uma relação entre o beta CCA e beta histórico, e que variáveis de controle como alavancagem operacional e crescimento aumentam o poder de estimação do modelo CCA.

Tabela 11 - Regressão OLS modelo simples.

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Pr(>|t|)
(Intercept)	-0.2973	0.4464	-0.6660	0.5074
Beta CCA	0.3995	0.1102	3.6236	0.0005
LogReceita	0.0970	0.0714	1.3596	0.1778
AlaOpe	0.0153	0.0079	1.9462	0.0552
Crescimento	-0.5270	0.2512	-2.0977	0.0391
Div	0.0000	0.0007	-0.0318	0.9747

Residual standard error: 0.428 on 79 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.2212 Adjusted R-squared: 0.1719
F-statistic: 4.488 on 5 and 79 degrees of freedom, the p-value is 0.001189

Tabela 12 - Análise dos erros do modelo alternativo simples.

Erro Modelo Alternativo Simples.	
Média	-0,0000
Erro padrão	0,0450
Mediana	-0,0169
Desvio padrão	0,4151
Curtose	0,7508
Assimetria	0,7567
Mínimo	-1,0334
Máximo	1,1420
Contagem	85

Erros conforme Equação 6: $E(\beta i)- \beta i= \epsilon i$.

5. CONCLUSÃO

Neste trabalho foi possível examinar se o modelo de estimativa de beta para empresas fechadas através de empresas abertas comparáveis é eficaz sob a ótica do mercado brasileiro, ao estender o modelo de Bowman e Bush (2006) para o mercado brasileiro foi possível além de verificar sua utilidade compará-lo com uma modelagem *full-information* que aqui levou uma pequena vantagem, o desvio padrão dos erros foi 0,78 ante 0,72 do modelo *full-information*, porém serviu como base para aferir sua efetividade.

Os resultados para o modelo CCA foram satisfatórios quando aplicado ao setor econômico o desvio padrão dos erros de mensuração foi de 0,78, já para o setor industrial, com aumento das semelhanças entre as empresas, o desvio padrão do erro foi 0,89, ao contrário do defendido por Chua; Wu e Chang (2006), para os dados aqui utilizados, uma amostra maior é preferível a uma menor com mais semelhanças.

Como também constatado por Bowman e Bush (2006), o tamanho das empresas comparáveis diminui o poder de estimação dos betas, ou seja, utilizando como empresas comparáveis as quatro maiores de cada setor, o desvio padrão dos erros sofreu aumento de 0,78 para 1,11 e o erro máximo atingiu um pico de 7,25.

Através do modelo alternativo foi possível observar que, no mercado brasileiro, o beta CCA também foi subestimado, tanto no modelo simples quanto no composto, pois nas regressões os coeficientes da variável beta CCA foi positivo e significante.

Adicionando variáveis de controle à regressão é possível melhorar a estimação do beta histórico, o grau de alavancagem operacional é significante e empresas com elevada alavancagem operacional possuíram maior risco sistemático, condizente com Damodaran

(1999), outras variáveis que se mostraram estatisticamente significantes são: tamanho, BTM e crescimento.

6. LIMITAÇÕES E SUGESTÕES PARA FUTUROS TRABALHOS

O Trabalho limitou-se à utilização de dados consolidados de 2013, não sendo possível acompanhar o beta CCA ao longo do tempo.

Outra forma importante para aferir a efetividade do modelo seria compará-lo contra um modelo de beta contábil e beta ascendente. Seria interessante também utilizar a estrutura de capital de M&M ante Hamada (1972). O trabalho presente utilizou observações de apenas 6 setores econômicos em um total de 110 empresas, é claro que mais testes com diferentes períodos e setores econômicos são necessários antes que conclusões mais generalizadas possam ser feitas.

REFERÊNCIAS

AMORIM, A.; LIMA, I.; MURCIA, F. Análise da relação entre as informações contábeis eo risco sistemático no mercado brasileiro. **Revista Contabilidade & Finanças**, p. 199–211, 2012.

BEAVER, W.; MANEGOLD, J. The association between market-determined and accounting-determined measures of systematic risk: Some further evidence. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 24, n. 1, p. 654–682, 1975.

BENEDA, N.; COLSON, R. H. Estimating cost of capital using bottom-up betas. **The CPA Journal**, v. 73, n. 5, p. 66–72, 2003.

BLACK, F.; JENSEN, M.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: Some empirical tests. **Studies in the theory of capital markets**, p. 79–121, 1972.

BOQUIST, J. A.; MOORE, W. T. Estimating the systematic risk of an industry segment: A mathematical programming approach. **Financial Management**, v. 12, n. 4, p. 11–18, 1983.

BOWMAN, R.; BUSH, S. Using comparable companies to estimate the betas of private companies. **Journal of Applied Finance**, p. 71–82, 2006.

BOWMAN, R. G.; GRAVES, L. Y. A test of the usefulness of comparable company analysis in Australia. **Accounting Research Journal**, v. 17, n. Special Issue, p. 121–135, 2004.

BREEN, W.; LERNER, E. Corporate financial strategies and market measures of risk and return. **The Journal of Finance**, v. 28, n. 2, p. 339–351, 1973.

CAMPBELL, J.; VUOLTEENAHO, T. Bad beta, good beta. **American Economic Review**, v. 94, n. 5, p. 1249–1275, 2004.

CHAN, L. K. C.; LAKONISHOK, J. Robust measurement of beta risk. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 27, n. 2, p. 265, jun. 1992.

CHUA, J.; WU, Z.; CHANG, P. The full-information approach for estimating divisional betas: implementation issues and tests. **Journal of Applied Finance**, v. 16, n. 1, p. 53–62, 2006.

CRUM, R. L.; BI, K. An observation on estimating the systematic risk of an industry segment. **Financial Management**, v. 17, n. 1, p. 60, 1988.

DAMODARAN, A. Estimating risk parameters. **New York University Working Papers**, p. 31, 1999.

DAMODARAN, A. **Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset**. 3. ed. [s.l.] Wiley, 2012. p. 992

DRAPER, P.; PAUDYAL, K. Empirical irregularities in the estimation of beta: the impact of alternative estimation assumptions and procedures. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 22, n. January, p. 157–177, 1995.

EHRHARDT, M.; BHAGWAT, Y. A full-information approach for estimating divisional betas. **Financial Management**, v. 20, n. 2, p. 60–69, 1991.

ELGERS, P. Accounting-based risk predictions: a re-examination. **Accounting Review**, v. 55, n. 3, p. 389–408, 1980.

EUBANK, A.; ZUMWALT, J. An analysis of the forecast error impact of alternative beta adjustment techniques and risk classes. **The Journal of Finance**, v. 34, n. 3, p. 761–776, 1979.

FAMA, E. The behavior of stock-market prices. **Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34–105, 1965.

FAMA, E.; FRENCH, K. The cross- section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427–465, 1992.

FAMA, E.; FRENCH, K. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3–56, 1993.

FAMA, E.; FRENCH, K. Size and book to market factors in earnings and returns. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 1, p. 131–155, 1995.

FAMA, E.; FRENCH, K. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **The Journal of Finance**, n. March 1996, 1996.

FERNANDES, A. et al. Teste de aderência entre o beta contábil eo beta de mercado: uma aplicação prática no mercado brasileiro. **18º CONGRESSO BRASILEIRO DE CONTABILIDADE**, v. 1, p. 1–14, 2008.

FULLER, R.; KERR, H. Estimating the Divisional Cost of Capital: An Analysis of the Pure Play Technique. **The Journal of Finance**, n. December 1981, p. 997–1010, 1981.

GONEDES, N. Evidence on the information content of accounting massages: accounting based and market-based estimate of systematic risk. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 8, n. 3, p. 407–444, 1973.

GORDON, M.; HALPERN, P. Cost of Capital for a Division of a Firm. **The Journal of Finance**, n. 1, p. 1153–1164, 1974.

HAMADA, R. Portfolio analysis, market equilibrium and corporation finance. **The Journal of Finance**, v. 24, n. 1, p. 13–31, 1969.

HAMADA, R. The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks. **The Journal of Finance**, v. 27, n. 2, p. 435–452, 1972.

IBBOTSON, R.; KAPLAN, P.; PETERSON, J. Estimates of Smallstock Betas Are Much Too Low. **Journal of Portfolio Management**, 1997.

KAPLAN, P.; PETERSON, J. Full-information industry betas. **Financial Management**, n. 1995, 1998.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. **The Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1541, dez. 1994.

LEV, B. On the association between operating leverage and risk. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 9, n. 4, p. 627–641, 1974.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 47, p. 13–37, 1965.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77–91, 1952.

MINARDI, A. et al. Estimando O Custo De Capital De Companhias Fechadas No Brasil Para Uma Melhor Gestão Estratégica De Projetos. **Insper Working Paper**, v. 088, p. 21, 2007.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.

MUSSA, A. et al. A influência das condições do mercado acionário e da política monetária no comportamento dos indicadores de risco tamanho, índice book-to-market e momento, no mercado acionário brasileiro. **Revista de Ciências da Administração**, v. 13, n. 29, p. 152–172, 20 abr. 2011.

NAKAMURA, W. T.; FILHO, J. M. Estudo empírico sobre metodologias alternativas de aplicação do CAPM no mercado de ações brasileiro. **Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, n. 1964, p. 904, 2006.

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

ODA, A.; YOSHINAGA, C. Análise da relação entre indicadores contábeis e betas de mercado das empresas brasileiras negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período 1995-2003. **XXIX Encontro da ANPAD**, 2005.

OLIVEIRA, G. DE. Beta contábil versus beta de mercado: um estudo aplicado a empresas com bons níveis de governança corporativa. **Qualit@s Revista Eletrônica**, v. 14, n. 1, p. 1–11, 2013.

PERLIN, M.; CERETTA, P. CAPM eo mercado brasileiro. **Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, 2004.

ROSENBERG, B.; GUY, J. Prediction of beta from investment fundamentals. **Financial Analysts Journal**, v. 51, n. 1, p. 101–112, 1995.

SCHOLES, M.; WILLIAMS, J. Estimating betas from nonsynchronous data. **Journal of Financial Economics**, v. 5, n. 3, p. 309–327, 1977.

SHARPE, W. A simplified model for portfolio analysis. **Management Science**, v. 9, n. 2, p. 277–293, 1963.

SHARPE, W. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. **The Journal of Finance**, v. XIX, n. 3, 1964.

ST-PIERRE, J.; BAHRI, M. The use of the accounting beta as an overall risk indicator for unlisted companies. **Journal of Small Business and Enterprise Development**, v. 13, n. 4, p. 546–561, 2006.

TEIXEIRA, S.; VALLE, M. Associação entre beta contábil e beta de mercado: análise para mercado financeiro brasileiro. **Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, v. 2, n. 8, p. 1–21, 2008.

THOMPSON, D. Sources of systematic risk in common stocks. **Journal of Business**, v. 49, n. 2, p. 176–188, 1976.

VASICEK, O. A note on using cross-sectional information in bayesian estimation of security betas. **The Journal of Finance**, v. 28, n. 5, p. 1233–1239, 1973.