Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Economia e Administração

Felipe Fonseca Pereira

AVERSÃO AO RISCO E O MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

São Paulo
2011

Felipe Fonseca Pereira

AVERSÃO AO RISCO E O MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador:
Prof. Dr. Marco Lyrio – Insper

São Paulo
2011

Pereira, Felipe Fonseca

Aversão ao risco e o mercado de ações brasileiro / Felipe Fonseca Pereira – São Paulo: Insper, 2011.
23 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Dr. Marco Lyrio

1. Aversão ao risco 2. CAPM 3. Bovespa

Felipe Fonseca Pereira

Aversão ao risco e o mercado de ações brasileiro

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

Aprovado em Junho 2011

EXAMINADORES

_____

Prof. Dr. Marco Lyrio
Orientador

_____

Prof. Sérgio Jurandyr Machado
Examinador

_____

Prof. Rogério da Costa Monteiro
Examinador

Este trabalho é dedicado aos meus pais e avós que sempre me fizeram acreditar na realização dos meus sonhos e trabalharam muito para que eu pudesse realizá-los.

Agradecimentos

Gostaria de agradecer a todos que contribuíram de alguma forma para a conclusão deste trabalho e para a minha graduação.
Faço um agradecimento em especial aos meus pais que me apoiaram emocionalmente e financeiramente nesta minha jornada. Sem seu suporte não teria conseguido chegar aonde cheguei.
Aos meus avós que estiveram presentes em todas as etapas da minha vida e contribuíram muito para o meu desenvolvimento.
À minha namorada, Priscila, que me ajudou em diversas correções deste trabalho.
Ao meu orientador Dr. Marco Lyrio que foi fundamental para a elaboração deste trabalho.

Resumo

Pereira, Felipe Fonseca. Aversão ao risco e o mercado de ações brasileiro. São Paulo, 2011. 23p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Esta monografia analisa a variação no grau de aversão ao risco do investidor médio brasileiro ao longo do tempo. Para isso, é utilizada a metodologia desenvolvida por Fair (2002), que utiliza a variação da razão Preço/Lucro como instrumento para detectar aumentos na demanda por ativos de risco como conseqüência de uma variação no nível de aversão ao risco do investidor médio. A análise empírica revelou que não houve mudança no grau de aversão ao risco para o investidor médio durante o período estudado de 1986 a 2010.

Palavras-chave: Aversão ao Risco, CAPM, Bovespa, Preço Lucro, P/L.

Abstract

Pereira, Felipe Fonseca. Risk aversion in the Brazilian stock market. São Paulo, 2011. 23p.Monograph – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

This monograph analyzes the changes in the risk aversion degree of a Brazilian average investor over time. The work is based on the methodology developed by Fair (2002) that measures changes in the Price/Earnings ratio to detect increases in the demand for riskier assets, and as a consequence changes in the risk aversion degree of the average investor. The empirical study revealed that there were no changes in the risk aversion degree of the average investor in the period of 1986 to 2010.

Keywords: Risk Aversion, CAPM, Bovespa, Price Earnings, P/E

Sumário

1 **Introdução**. 5

2 **Revisão da Literatura**. 7

3 **Modelo Teórico** 10

4 **Metodologia**. 12

5 **Conclusão** 22

Referências. 23

Lista de tabelas

Tabela 1 – Resultados estimações dos betas. 13
Tabela 2 – Variáveis Construídas. 16

1 Introdução

O investimento em ações tem se tornado algo cada vez mais popular e acessível. Ano após ano, as bolsas registram a participação recorde de investidores que estão em busca dos altos rendimentos ao invés da segurança da poupança. Em 2009, 30,54% do volume da Bovespa foi referente a movimentações feitas por pessoas físicas, contra 26,68% do ano anterior. O prêmio pelo risco demandado depende, fundamentalmente, do grau de aversão ao risco dos investidores e do risco do investimento propriamente dito. A maioria dos estudos nessa área de investimentos considera que o grau de aversão ao risco é constante ao longo do tempo. Mas se o grau de aversão ao risco realmente é constante, o que tem levado ao aumento de investidores nas bolsas de valores? Estudos como Mehra e Prescott (1985) e Weil (1989), apontam para a existência de anomalias empíricas, também conhecidos como *puzzles* na literatura estrangeira, que os modelos não conseguem explicar nesta área de estudo. Este trabalho tem como objetivo verificar justamente esta premissa do grau de aversão ao risco constante ao longo do tempo e a existência de anomalias empíricas.

Talvez a anomalia empírica mais conhecida a esse respeito seja o *Equity Premium Puzzle,* anomalia que trata de um retorno excessivo da bolsa em relação à renda fixa que os modelos não conseguem explicar, utilizando um grau de aversão ao risco plausível. Essa anomalia foi observada originalmente por Mehra e Prescott (1985). Se no dia primeiro de janeiro de 2000 fossem aplicados R$1.000,00 na poupança, no inicio do ano de 2010, após dez anos de rendimento, o valor da aplicação seria de R$2.267,50. No entanto, se a mesma quantia fosse aplicada no início do ano de 2000 em uma carteira teórica que simulasse o desempenho do Índice Bovespa, ignorando quaisquer custos de administração ou impostos, ao final de dez anos, no inicio de 2010, o valor da aplicação seria de R$4.051,27, ou seja, uma quantia 78,67% superior à poupança, resultando em uma diferença de retorno anual de aproximadamente 6,5%. Será que o risco inerente à bolsa de valores justifica um retorno tão excessivo assim com relação à renda fixa ou seria esse retorno uma conseqüência do *Equity Premium Puzzle* sugerido por Mehra e Prescott (1985)?

Estudos que tentam medir possíveis variações no grau de aversão ao risco têm seguido duas principais vertentes. A primeira busca calcular o grau de aversão ao risco através de um modelo que estima o consumo ao longo do tempo e as preferências do indivíduo como, por exemplo, o modelo de trocas de Lucas utilizado por Mehra e Prescott (1985) ou o modelo de precificação de ativos de capital baseado no consumo (CCAPM) utilizado por Alencar (2002). Outra vertente de estudos é a utilizada por Fair (2002) que busca estimar o grau de aversão ao risco através da observação do comportamento dos investidores por meio da variação no preço das ações e dos dados contábeis utilizando múltiplos.

O objetivo desta monografia é aplicar a metodologia utilizada por Fair (2002) para o caso brasileiro e tentar quantificar se a aversão ao risco do investidor brasileiro médio mudou com o passar do tempo, fazendo com que ele se interessasse por ativos mais arriscados como a bolsa de valores, o que justificaria a presença cada vez maior do investidor pessoa física na bolsa. Essa análise será feita através da observação da variação ao longo do tempo do P/L (Preço/Lucro, também conhecido como *Price Earnings*). Um aumento coletivo no preço das ações devido a uma maior demanda por investimento em bolsa, por causa de uma menor aversão ao risco do investidor médio, levaria, ao menos em parte, a um aumento no P/L das empresas.

Foram utilizados dados de ações que fazem parte do Ibovespa desde 1986 até 2010. Essas ações representam aproximadamente 26% da composição atual do índice. Ao longo deste estudo, não foram encontradas fortes evidencias para sugerir que a aversão ao risco do investidor médio tenha mudado.

O restante desta monografia é dividido em revisão da literatura, onde serão abordados outros trabalhos que tratam deste tema e suas conclusões, apresentação do modelo teórico, onde será derivada a teoria utilizada para embasar esta monografia, discussão da metodologia, onde serão demonstradas as variáveis geradas, suas contas, resultados e por fim a conclusão do trabalho, onde serão interpretados os resultados finais deste estudo.

2 Revisão da Literatura

A bibliografia sobre o tema escolhido aplicada aos Estados Unidos é muito ampla. Grande parte dos autores que tratam do *Equity Premium Puzzle* baseiam-se no trabalho de Rajnish Mehra e Edward Prescott (1985). Esses dois autores foram os primeiros a constatar empiricamente uma diferença razoavelmente grande no retorno do S&P500 e no retorno obtido em títulos do governo americano. Sendo o retorno médio obtido pelo S&P500 anualizado no período de 1889 a 1978 igual a 6,98% a.a., enquanto o retorno dos títulos do governo era de apenas 0,80% a.a. em média. No decorrer de seu trabalho, Mehra e Prescot (1985) mostram que a diferença de retornos só pode ser obtida caso o investidor médio tenha uma aversão ao risco extremamente alta, tão fora dos padrões que essa aversão é considerada implausível. Essa diferença de retornos entre a renda fixa e a renda variável ficou conhecida como *The Equity Premium Puzzle*. Mais tarde, esse tema foi abordado novamente por Mehra (2003) fazendo uma revisão crítica da literatura que surgiu com base em seu trabalho original, expandindo o período de sua base de dados inicial e mostrando que o *Equity Premium Puzzle* ainda existe para o caso americano.

Após o problema encontrado por Mehra (1985) nas ações, outros autores começaram a estudar mais a fundo as anomalias empíricas da economia. Estas anomalias são basicamente discrepâncias estatísticas que não se enquadram nos modelos existentes. Entre esses, temos o *Risk-free Rate Puzzle* desenvolvido por Weil (1989) que trata do baixo nível de retorno dos títulos do tesouro americano ou T-Bills e que, mesmo assim, as pessoas ainda poupam o suficiente para que o consumo per capta cresça rapidamente. Kocherlakota (1996), por sua vez, faz uma revisão ampla da literatura de ambas as anomalias empíricas.

Fair (2002) examinou se a aversão ao risco diminuiu desde 1995 utilizando dados das empresas listadas no S&P500. Para isso, o autor utilizou uma metodologia diferente da metodologia utilizada por Mehra e Prescot (1985), baseando-se na

análise dos P/L das empresas para medir a variação na aversão ao risco médio do investidor. O autor constatou empiricamente que o P/L médio entre 1957-1994 foi de 15,45, enquanto o P/L entre 1996-2000 foi de 26,41. Por outro lado, a taxa real dos títulos americanos não teve variação significativa. A hipótese levantada pelo autor é que esse aumento de P/L possa significar o fim do *Equity Premium Puzzle*. Em sua análise empírica, o autor utilizou 65 companhias listadas no S&P500 desde 1957 até 2000 e comparou as mudanças no P/L médio das companhias. Ele se baseou na premissa de que se a aversão ao risco médio do investidor diminuiu após 1995 e, portanto seria razoável esperar que as variações no P/L médio de empresas com mais risco sejam maiores que das empresas com menor grau de risco. O autor constatou que este não é o caso e que não foram encontradas evidências de que a aversão ao risco médio do investidor tenha caído no período, nos Estados Unidos, para o S&P500.

Este estudo se baseia no trabalho realizado por Fair (2002) e busca replicar sua metodologia para a bolsa de valores brasileira, tentando, desta forma, verificar se a aversão ao risco médio do brasileiro teve alguma mudança nos últimos anos. A bibliografia aplicada ao Brasil constata a existência de anomalias únicas para o mercado brasileiro e que outras anomalias empíricas se comportam de maneira inversa ao seu comportamento usual em outros mercados.

De acordo com Cysne (2005), quatro diferentes técnicas foram utilizadas para tentar explicar a existência de um *Equity Premium Puzzle* no Brasil. Sampaio (2002) utiliza-se da metodologia usada por Mehra e Prescot (1985); por sua vez, Bonomo e Domingues (2002) adotam a mesma metodologia, mas inovam utilizando um modelo de Markov e a função utilidade de Kreps-Porteus. Alencar (2002) interpreta o *Equity Premium Puzzle* em termos de risco de mercado e Issler e Piqueira (2002) tentam abordar o problema utilizando-se do método dos momentos generalizados em uma função de Kreps-Porteus e uma função utilidade potência.

Sampaio (2002) busca trazer o modelo de Mehra e Pescott (1985) para a realidade brasileira e verificar se as mesmas anomalias empíricas que existem nos Estados Unidos também existem no Brasil. Ao analisar os dados, Sampaio (2002) constata

uma alta volatilidade no prêmio das ações, na taxa de juros e no consumo. Ao trabalhar com os dados sem dessazionalizá-los, chega à conclusão de que não há *Equity Premium Puzzle* no Brasil. Porém, analisando de maneira mais profunda, ele percebe que o *Risk-free puzzle* se comporta de maneira peculiar no Brasil, sugerindo que este comportamento seria uma anomalia. O modelo utilizado trata os títulos públicos como um ativo livre de risco, algo que eles não são. Ao dessazonalizar os dados, eliminando esta anomalia percebida no *Risk-free puzzle*, Sampaio constata a existência do *Equity Premium Puzzle* também no Brasil.

Bonomo e Domingues (2002) fazem uma análise de como as anomalias empíricas se comportam no mercado brasileiro utilizando um modelo intertemporal básico de determinação de preços de ativos e um modelo de Kreps-Porteus para emular a taxa de juros livre de risco no Brasil. Os autores concluem que não há *Equity Premium Puzzle* e que o *Risk-free Puzzle* é invertido no Brasil, sendo a taxa de juros no país muito alta. Também constatam que a taxa de juros livre de risco não pode ser emulada com uma probabilidade de inadimplência e os dados apresentam alta volatilidade, como já havia sido constatado por Sampaio (2002).

Em Alencar (2002), chega-se à conclusão de que existe um *Equity Premium Puzzle* no Brasil, porém com uma intensidade muito menor que nos Estados Unidos. Em Issler e Piqueira (2002), por sua vez, ao utilizar o método dos momentos generalizados, chegam à conclusão de que não existe *Equity Premium Puzzle* no Brasil, em grande parte devido à alta volatilidade dos dados que faz com que estatisticamente se comprove a existência de um prêmio zero para as ações.

Como se pode perceber, para o caso brasileiro, os autores chegam a diferentes conclusões com relação à existência de um *Equity Premium Puzzle.* Contudo, alguns fatos ficam evidentes como a presença de alta volatilidade nos dados brasileiros, principalmente no período de 1980 a 1998, onde o ambiente macroeconômico foi extremamente conturbado. Também existem peculiaridades com relação à taxa de juros no Brasil, tanto pelo fato da mesma apresentar consistentemente retornos elevados como pelo fato dos títulos do governo brasileiro terem algum risco incluído em seus títulos, o chamado “risco país”.

3 Modelo Teórico

A seguir, derivamos o modelo que embasa a teoria por trás deste trabalho e permite a comparação do comportamento da aversão ao risco do investidor médio entre os períodos estudados. O modelo teórico deste trabalho se baseia em Cochrane (2001) e Fair (2002).

Considere que β represente a medida do risco sistêmico de uma companhia, σ^2 a variância nas mudanças de consumo, γ o coeficiente de aversão ao risco, L o lucro por ação, P o preço da ação, g a taxa de crescimento dos dividendos, D os dividendos por ação, R^f a taxa livre de risco e k o custo de capital próprio da empresa. Segundo o modelo de precificação de ativos de capital, também conhecido como *"capital asset pricing model"* (CAPM), o retorno esperado de uma ação pode ser obtido utilizando-se $R_t^f + \beta\gamma\sigma^2$. Se $R_t^f - g > 0$, preponderantemente $R_t^f + \beta\gamma\sigma^2 - g > 0$ porque σ^2 será um valor positivo por definição, assume-se que γ não será negativo, pois a extrema maioria da população apresenta aversão ao risco positiva e considera-se também que β não será negativo pois são extremamente raros os casos em que uma ação apresenta este tipo correlação com o mercado. Se as condições dos valores de $\beta, \gamma\ e\ \sigma^2$ citadas acima forem atendidas e R_t^f não for maior que g, a equação se torna não definida para todos os valores de $\beta\gamma\sigma^2$. De acordo com o modelo de Gordon e o CAPM, supondo que no modelo de Gordon k>g,

$$\frac{P}{L} = \frac{D}{L}\left(\frac{1}{R_t^f + \beta\gamma\sigma^2 - g}\right) \tag{1}$$

Em forma de log:

$$\log\frac{P}{L} = \log\frac{D}{L} - \log(R_t^f + \beta\gamma\sigma^2 - g) \tag{2}$$

Derivando a equação (2) em função de $-\gamma$ estamos tentando verificar se quando a aversão ao risco cai, o retorno aumenta. Obtemos:

$$Z = \frac{\partial \log P/L}{-\partial\gamma} = \frac{\beta\sigma^2}{R_t^f + \beta\gamma\sigma^2 - g} > 0 \tag{3}$$

Agora, derivando Z com relação a β procura-se verificar se Z é maior ou menor quanto maior for o beta. Temos:

$$\frac{\partial Z}{\partial \beta} = \frac{\sigma^2(r-g)}{(R_t^f + \beta\gamma\sigma^2 - g)^2} > 0 \qquad (4)$$

Supondo que as condições delimitadas inicialmente para $\beta, \gamma\ e\ \sigma^2$ foram atendidas. A equação (4) nos prova que quanto maior o beta, maior a variação em (3). Do mesmo modo, a equação (3) nos prova que quando a aversão ao risco diminui, há um aumento no $\log\frac{P}{L}$. Portanto, quando γ cai, o aumento no $\log\frac{P}{L}$ é maior quanto maior for β. Este é o efeito que foi utilizado como base no decorrer deste trabalho para medir se houve ou não mudança na aversão ao risco do investidor médio no período estudado.

4 Metodologia

A base de dados deste trabalho é composta das informações de empresas de capital aberto que fazem parte do índice Bovespa desde 1986 até 2010. Para fazer parte do índice Bovespa, as ações têm que atender a uma série de pré-requisitos como ter um índice mínimo de liquidez, número de negócios mínimo e volume diário. A vantagem de utilizar somente ações do índice Bovespa é que essas empresas têm menos chances de terem mudado suas características ao longo do tempo, permitindo assim uma comparação mais precisa. As cotações do preço das ações das empresas estudadas e os dados de balanço anuais já descontados da inflação (IPCA) foram obtidos através do software Economática. O ano de 1986 foi escolhido como ano inicial da amostra, pois é o primeiro ano em que os dados se encontram disponíveis no software Economática. Dezoito ações atendem aos critérios de seleção estabelecidos e foram consideradas como ações representativas para o mercado brasileiro, sendo assim capazes de demonstrar o que ocorre com o mercado de modo geral. Estas ações representam aproximadamente 26% da composição atual do índice Bovespa.

Este trabalho utiliza duas medidas de risco para analisar a variação na aversão ao risco do investidor médio, o beta (β) originado do modelo CAPM e o sigma (σ), uma medida de variabilidade nos ganhos das empresas que será explicada posteriormente neste trabalho. Este trabalho utiliza a premissa de que estas medidas de risco não sofreram alterações com o tempo.

Para permitir a comparação e desta forma analisar se houve de fato uma mudança na aversão ao risco do investidor médio, os dados obtidos foram divididos em dois períodos, o período A, indo de 1986 até 2004 e o período B, indo de 2005 até 2010.

Para o cálculo do beta, utilizou-se o modelo de precificação de ativos de capital como se segue:

$$R_t^i - R_t^f = \alpha + \beta\left(R_t^m - R_t^f\right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Sendo R_t^i o retorno da cotação da empresa que se deseja estudar e R_t^f o retorno do ativo livre de risco. Neste trabalho, a taxa SELIC será considerada como o ativo livre de risco. Esta possui periodicidade diária e para adequá-la a periodicidade mensal dos dados, utilizou-se a taxa diária acumulada no mês como taxa mensal. R_t^m representa o retorno do mercado, no caso o índice Bovespa, e ε_t representa um erro estatístico normalmente distribuído com média igual a zero. O retorno é calculado como $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$, sendo P_t o preço do ativo no tempo t.

Tabela 1 – Resultados das estimações dos betas

i	Ticker	α_i^a	SE_{α_i}	β_i^a	SE_{β_i}
1	ELET6	-0,0063	0,0094	1,0921	0.0689
2	PETR3	0,0141	0,0125	1,0905	0.1174
3	ELET3	-0,0064	0,0100	1,0849	0.0944
4	PETR4	0,0040	0,0040	1,0485	0.0530
5	LAME4	0,0306	0,0195	0,9150	0.1676
6	BBDC4	0,0056	0,0084	0,8673	0.0618
7	ITUB4	0,0150	0,0069	0,8388	0.0505
8	ITSA4	0,0085	0,0070	0,7778	0.0659
9	BBAS3	0,0005	0,0102	0,7427	0.7427
10	VALE5	0,0174	0,0110	0,7329	0.0808
11	KLBN4	0,0129	0,0139	0,6609	0.1305
12	FIBR3	0,0125	0,0122	0,6474	0.1145
13	CRUZ3	0,0119	0,0099	0,6442	0.0726
14	GOAU4	0,0314	0,0127	0,6320	0.0940
15	AMBV4	0,0151	0,0075	0,6305	0.0705
16	LREN3	0,0761	0,0407	0,5910	0.2960
17	VALE3	0,0315	0,0156	0,5730	0.1130
18	EMBR3	0,0576	0,0409	0,4560	0.3560
Média		**0,02**	**0,01**	**0,78**	**0,15**

Fonte: Bloomberg, Economática, próprio autor

α_i^a estimado no período de 1994 a 2004
β_i^a estimado no período de 1994 a 2004
SE_{β_i} representa o erro padrão da estimação de β

As estimações feitas na tabela 1 utilizam dados no período de 1994 a 2004. Este período foi escolhido por ser o inicio do plano real e por representar uma amostra de 10 anos, sendo este período considerado um tamanho de amostra adequado para este tipo de estimação. Percebeu-se que ao utilizar dados desde 1986 para se estimar as variáveis da tabela 1 ocorriam distorções nos valores de β devido aos vários planos econômicos ocorridos entre 1986 e 1994 e também a hiperinflação.

Com base nos resultados da tabela 1, a média dos betas é de 0,78 e todos os betas são estatisticamente significativos e diferentes de um. A tendência com o passar do tempo é que a média dos betas tenda a um em uma amostra que consegue com sucesso representar o índice Bovespa. Notamos também elevados valores de alfa para algumas ações como a EMBR3, entretanto somente GOAU4 e ITUB4 apresentam alfas estatisticamente significantes, apesar disso, estes alfas apresentam valores muito próximos de zero e, portanto, é possível assumir que os valores não estão violando a teoria do CAPM.

A outra medida de risco utilizada neste trabalho, sigma (σ), é obtido através da variação dos lucros das empresas. Essa variável não faz parte do CAPM, porém busca medir o risco de um investimento em uma companhia com altas flutuações nos seus lucros. Para se calcular sigma, primeiramente, o retorno anual dos ganhos de cada empresa foi classificado em ordem crescente até 2004, então, o sigma (σ) é calculado pela diferença entre os percentis 80 e 20. Desta mesma classificação, obtemos a mediana dos retornos nos ganhos das companhias, e_i^a.

Para se calcular o Preço Lucro (P/L) de cada empresa, primeiro calculou-se o lucro por ação (LPA),

$$LPA = \frac{Lucro\ Líquido}{N^{\underline{o}}\ \text{de Açoes Emitidas}} \tag{6}$$

E por sua vez, o P/L é calculado utilizando a seguinte formula:

$$P/L\ (\text{Preço Lucro}) = \frac{Preço\ por\ Ação}{Lucro\ por\ Ação} \tag{7}$$

Após o cálculo individual dos P/Ls, é calculada uma média por empresa dos seus P/Ls ao longo do período estudado. Para o cálculo dessa média, os P/Ls são

classificados e é considerada como sua média a mediana dessa classificação. Essa média é tratada como P/L_i.

Para o cálculo do crescimento nos lucros das empresas (e_i), foi utilizada a mediana do retorno do lucro por ação e a partir da mediana do retorno dos dividendos pagos, obteve-se o crescimento dos dividendos das empresas (d_i). Este método foi escolhido porque os valores extremos ficam nas duas pontas e não influenciam no valor de e_i e d_i .

Tabela 2 – Variáveis Construídas

i	Ticker	β_i^a	P/L_i^a	P/L_i^b	e_i^a	e_i^b	d_i^a	d_i^b	$\widehat{P/L_i^{b1}}$	σ_i^a	$\widehat{P/L_i^{b2}}$
1	ELET6	1,09	9,44	19,67	-0,33	0,21	0,53	0,09	9,19	2,21	9.36
2	PETR3	1,09	6,54	8,89	-0,04	0,06	0,69	0,04	8,47	1,80	8.40
3	ELET3	1,08	9,98	19,57	-0,34	0,21	0,36	0,30	8,86	2,21	9.48
4	PETR4	1,05	9,56	8,03	-0,04	0,06	0,99	0,04	8,26	1,80	8.40
5	LAME4	0,92	12,48	59,38	-0,25	0,06	1,07	-0,17	7,40	1,93	8.50
6	BBDC4	0,87	8,32	13,11	-0,02	0,05	0,96	0,12	7,47	0,29	6.61
7	ITUB4	0,84	8,35	13,17	0,15	0,04	0,78	0,35	7,55	0,30	6.66
8	ITSA4	0,78	6,43	10,92	0,15	0,08	1,07	0,22	7,17	0,29	6.69
9	BBAS3	0,74	6,35	7,82	0,03	0,16	1,41	0,28	7,12	1,21	7.94
10	VALE5	0,73	11,19	9,45	0,33	0,31	0,76	0,13	7,02	1,13	8.08
11	KLBN4	0,66	7,59	9,99	-0,74	-0,57	2,80	-0,08	6,06	2,45	7.89
12	FIBR3	0,65	8,19	12,85	-0,59	-0,56	1,79	-0,01	6,07	2,63	8.17
13	CRUZ3	0,64	8,44	13,46	0,14	0,10	0,77	-0,05	6,37	0,61	6.97
14	GOAU4	0,63	2,62	6,60	0,06	-0,05	0,92	0,05	6,33	0,93	7.11
15	AMBV4	0,63	12,15	22,53	0,08	0,02	2,46	0,30	6,59	0,70	7.08
16	LREN3	0,59	6,83	23,78	0,40	0,12	0,77	0,74	6,88	0,59	7.31
17	VALE3	0,57	8,93	10,96	0,33	0,31	0,64	0,13	6,35	1,13	8.08
18	EMBR3	0,46	7,21	16,66	-0,55	-0,27	1,14	-0,12	5,44	1,22	6.96
Media das 18 ações		**0,78**	**8,37**	**15,93**	**-0,07**	**0,02**	**1,11**	**0,13**	**7,14**	**1,30**	**7,76**

Fonte: Economática, próprio autor

Observações:

β_i^a estimado no período de 1994 a 2004

P/L_i^a representa a mediana do Preço Lucro no período de 1986 a 2004

P/L_i^b representa a mediana do Preço Lucro no período de 2005 a 2010

e_i^a representa a mediana do crescimento nos lucros das empresas no período de 1986 a 2004

e_i^b representa a mediana do crescimento nos lucros das empresas no período de 2005 a 2010

d_i^a representa a mediana do crescimento nos dividendos das empresas no período de 1986 a 2004

d_i^b representa a mediana do crescimento nos dividendos das empresas no período de 2005 a 2010

$\widehat{PL_i^{b1}}$ representa a previsão da mediana do Preço Lucro entre 2005 e 2010 segundo a equação (9)

σ_i^a representa a variação dos lucros das empresas no período de 1986 a 2004

$\widehat{PL_i^{b2}}$ representa a previsão da mediana do Preço Lucro entre 2005 e 2010 segundo a equação (11)

Analisando os dados da tabela 2 é possível notar que houve um aumento expressivo entre $\mathrm{P/L_i^a}$ e $\mathrm{P/L_i^b}$, com suas médias saindo de 8,37 no primeiro período para 15,93 no segundo período. Nota-se também uma redução elevada na mediana do crescimento nos dividendos das empresas que cai de 1,11 no primeiro período para 0,13 no segundo período. As previsões de $\widehat{\mathrm{P/L_1^{b1}}}$ e $\widehat{\mathrm{P/L_1^{b2}}}$ serão explicadas posteriormente.

Uma pessoa racional esperaria que uma companhia mais arriscada tivesse em média um índice P/L menor, como foi demonstrado na seção 3 deste trabalho. Assumindo que β_i^a ou σ_i^a são boas medidas de risco, elas terão um efeito negativo no P/L, resultando assim em uma constante C_2 negativa nas equações (8) e (10). Da mesma forma, é razoável esperar que uma empresa com um crescimento de seus lucros ou dividendos acima da média tenha um P/L médio maior e, portanto, e_i e d_i deve ter um efeito positivo sobre P/L, resultando assim em uma constante C_3 e C_4 positiva nas equações (8) e (10), segundo a teoria utilizada em Fair (2002). Utilizando os dados da tabela 2, $\log P/L_i^a$ foi regredido com base em uma constante, β_i^a, e_i^a e d_i^apara todas as ações estudadas como demonstrado na equação (8):

$$Log\ P/L_i^a = C_1 + C_2\beta_i^a + C_3 e_i^a + C_4 d_i^a + \varepsilon \qquad (8)$$

O resultado desta regressão foi:

$$Log\ P/L_i^a = 1{,}4500 + 0{,}6212\beta_i^a + 0{,}0854 e_i^a + 0{,}1358 d_i^a + \varepsilon$$

Stat t. (2,8148) (1,2309) (0,2709) (0,7743)

R^2: 0,1039 (9)

Erro padrão da regressão: 0,3611

De forma similar, $\log P/L_i^a$ foi novamente regredido com base em uma constante, e_i^a, d_i^a, porém desta vez com base em σ_i^a ao invés de β_i^a como variável para medir o risco das empresas como demonstrado na equação (10):

$$Log\ P/L_i^a = C_1 + C_2\sigma_i^a + C_3 e_i^a + C_4 d_i^a + \varepsilon \qquad (10)$$

Resultando em:

$$Log\ P/L_i^a = 1{,}8197 + 0{,}1622\sigma_i^a + 0{,}2584e_i^a + 0{,}0572d_i^a + \varepsilon$$

Stat t. (5,9464) (0,9185) (0,5713) (0,3615) (11)

R^2: 0,0634

Erro padrão da regressão: 0,3692

Quando os dados da tabela 2 são regredidos com base em β_i^a, como demonstrado na equação (9), obtém-se o coeficiente de beta positivo em 0,6212. Esse resultado se difere do resultado que o modelo teórico previa, segundo o modelo, o coeficiente de beta deveria ser negativo. Quando observamos o coeficiente de e_i^a, esse é positivo em 0,0854, como previa o modelo teórico e o coeficiente de d_i^a, também é positivo em 0,1358, resultado este de acordo com o modelo. É necessário ressaltar que a estatística t dos coeficientes β_i^a, e_i^a e d_i^a não é significante. Estes resultados mostram que beta não está conseguindo capturar o risco de uma maneira eficaz, porém e_i^a e d_i^a estão conseguindo, ao menos em parte, capturar a influência que o modelo prevê destas variáveis sobre P/L de maneira correta.

Analisando os resultados da regressão proposta utilizando σ_i^a como base para tentar capturar o risco, demonstrados pela equação (11), obtém-se um coeficiente de 0,1622 para σ_i^a, contrariando o esperado pelo modelo teórico e um coeficiente de 0,2584 para e_i^a e 0,0572 para d_i^a, ambos de acordo com o modelo teórico. Os coeficientes β_i^a, e_i^a e d_i^a apresentam uma estatística t insignificante. Existem boas chances de que com uma amostra maior estes resultados apresentem coeficientes significantes, porém esta é uma limitação existente para os dados brasileiros até o momento.

É possível notar que tanto na regressão (9) quanto na regressão (11) o coeficiente de R^2 é muito baixo, apresentando valores de 10,39% e 6,34%, respectivamente. É importante notar que estas mesmas regressões, quando feitas em Fair (2002) para o mercado americano, com uma amostra e período muito maiores do que os usados neste trabalho, também apresentaram valores baixos. Em seu trabalho, Fair encontrou nas regressões coeficientes para R^2 de 23,2% e 19,5%, respectivamente.

Os resultados das regressões demonstradas nas equações (9) e (11) foram utilizados por sua vez para prever o $Log\ P/L_i$ para o período de 2005 a 2010 de acordo com as equações abaixo:

$$\widehat{Log\ P/L_i^{b1}} = 1{,}4500 + 0{,}6212\beta_i^a + 0{,}0854e_i^b + 0{,}1358d_i^b\ +\ \tau_i^{a1} \qquad (12)$$

$$\widehat{Log\ P/L_i^{b2}} = 1{,}8197 +\ 0{,}1622\sigma_i^a + 0{,}2584e_i^b + 0{,}0572d_i^b\ +\ \tau_i^{a2} \qquad (13)$$

Os resultados das previsões acima estão demonstrados na tabela 2. Estas previsões assumem como pressuposto que as características de risco das companhias não mudaram ao longo do tempo e, portanto utilizam β_i^a e σ_i^a para estimar o período de 2005 a 2010. Já as variáveis τ_i^{a1} e τ_i^{a2} representam o erro de previsão de suas respectivas equações e capturam todos os efeitos que não são capturados por β_i^a, σ_i^a, e_i^b e d_i^b. Note que esta previsão utiliza coeficientes estimados no período de 1986 a 2004, mas com os valores de mediana do crescimento nos lucros das empresas (e_i) e dos dividendos d_i do período de 2005 a 2010.

Ao analisar os resultados das previsões e os comparar com os valores de P/L_i^a e P/L_i^b na tabela 2 é possível perceber que os valores previstos em $\widehat{P/L_i^{b1}}$ e $\widehat{P/L_i^{b2}}$ são ambos muito próximos um do outro, isso demonstra que tanto a utilização de β_i^a quanto de σ_i^a não influenciaram de maneira significativa o resultado das previsões. Ao mesmo tempo, ambas as previsões apresentam valores muito próximos de P/L_i^a, algo provável já que as previsões utilizam os coeficientes estimados no período de 1986 a 2004 e só diferem no uso de e_i^b e d_i^b. Porém a mediana do crescimento nos lucros das empresas sofreu alteração nos dois períodos estudados, tendo sua média aumentada de -0,07 para 0,02. Essa diferença em e_i, surpreendentemente, não elevou a média das previsões para valores mais próximos de P/L_i^b, este efeito se deve ao valor muito pequeno no coeficiente de e_i em ambas as previsões e também é, em parte, compensado pela diminuição da média de d_i que foi de 1,11 no primeiro período para apenas 0,13 no segundo período.

O principal objetivo deste trabalho é analisar a diferença entre o preço lucro médio no período de 2005 a 2010, ou seja, P/L_i^b, e a previsão gerada pelas equações (12) e (13) com dados do período de 1986 a 2004, assumindo que não houve quebra estrutural entre os períodos. Se uma queda na aversão ao risco do investidor

realmente tiver acontecido, as companhias mais arriscadas deveriam ter sofrido aumentos maiores que as outras no seu preço lucro e isso deveria refletir em um coeficiente de β_i^a e σ_i^a positivo e significante nas regressões a seguir:

$$Log\ P/L_i^b - \widehat{Log\ P/L_i^{b1}} = 0{,}7177 - 0{,}2456\beta_i^a + \vartheta$$

Stat t. (1,3847) (-0,3795)

R²: 0,0008 (14)

Erro padrão da regressão: 0,5405

$$Log\ P/L_i^b - \widehat{Log\ P/L_i^{b2}} = 0{,}6373 - 0{,}0539\sigma_i^a + \vartheta$$

Stat t. (2,5482) (-0,3245)

R²: 0,0065 (15)

Erro padrão da regressão: 0,5318

Ao analisar as equações (14) e (15), percebemos que o coeficiente de β_i^a é negativo e não significante em ambas. Com base nestas equações, não é possível constatar que as empresas com betas mais altos tiveram, na média, um aumento maior nos seus índices de Preço Lucro do que as empresas com betas mais baixos e, portanto, não apresentam indícios de que houve variação na aversão ao risco média dos investidores.

Qualquer problema ao se estimar $Log\ PE_i^{b1}$ ou $Log\ PE_i^{b2}$ nas equações (12) e (13) deverá gerar problemas com os resultados das equações (14) e (15), portanto, outra forma de se analisar a variação na aversão ao risco no período é substituir $\widehat{Log\ P/L_i^{b1}}$ e $Log\ P/L_i^{b2}$ por $Log\ PE_i^a$:

$$Log\ P/L_i^b - Log\ PE_i^a = 0{,}6856 - 0{,}1960\beta_i^a + \vartheta$$

Stat t. (1,5991) (-0,3660)

R²: 0,0008 (16)

Erro padrão da regressão: 0,4471

$$Log\ P/L_i^b - Log\ PE_i^a = 0{,}5630 - \ 0{,}0227\sigma_i^a \ + \ \vartheta$$

Stat t. (2,6669) (-0,1623) (17)

R²: 0,0016

Erro padrão da regressão: 0,4486

As equações (16) e (17) assumem que e_i^a e d_i^anão sofreram variações no período e, portanto, são iguais a e_i^b e d_i^b. Ao se comparar esta premissa com a tabela 2, podemos perceber que e_i^a e e_i^b são muito diferentes, assim como d_i^a e d_i^b. Porém, esta diferença não se reflete no resultado das previsões. Ao se comparar a média das previsões com a média de PE_i^a, nota-se que ambas as previsões apresentam valores muito próximos de PE_i^a.

Ao se analisar o resultado das equações (16) e (17), percebemos que os coeficientes de β_i^a e σ_i^a são ambos negativos e não significantes e, portanto não apresentam nenhuma variação de resultado se comparado com as equações (14) e (15) levando à conclusão que as regressões não são sensíveis às previsões.

Novamente, nas regressões (14), (15), (16) e (17) notam-se coeficientes de R² baixos. Porém, se compararmos com os obtidos em Fair (2002), estes coeficientes não divergem significativamente dos coeficientes encontrados pelo autor para o mercado norte americano.

5 Conclusão

Ao longo deste estudo, não foi possível constatar indícios de que houve uma mudança na aversão ao risco do investidor médio brasileiro. Contudo, os dados brasileiros apresentam falhas como, por exemplo, a amostra de companhias com dados disponíveis é muito reduzida e ainda apresenta algumas companhias que só divulgam o seu balanço a partir do ano de 1996, o que dificulta muito uma análise mais profunda.

Observando as variáveis construídas ao longo deste estudo, é necessário ressaltar a mudança que houve no índice Preço Lucro entre os períodos de 1986-2004 e 2005-2010. Nesse intervalo houve um aumento em média de 90%. Este aumento não foi explicado pelo crescimento nos lucros das empresas nem pela variação ocorrida no crescimento dos dividendos das empresas, já que o preço lucro previsto, utilizando o crescimento nos lucros e o crescimento nos dividendos, é muito menor do que o crescimento de fato.

Em um futuro estudo, deve-se aumentar o número de empresas estudadas e o tamanho da amostra. Talvez, desta forma sejam encontrados coeficientes significativos em todas as equações e o coeficiente de R^2 destas equações melhore.

Referências

ALENCAR, A. S. Testando CCAPM através das fronteiras de volatilidade e da equação de Euler. In: BONOMO, M. **Finanças Aplicadas ao Brasil**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2002. p. 119-161.

ANDREWS, D. W. K; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, New Haven, v. 62(6), 1994.

BONOMO, M. A. C; DOMINGUES, G. B. Os puzzles invertidos no mercado brasileiro de ativos. In: BONOMO, M. **Finanças Aplicadas ao Brasil.** Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2002. p. 105-120.

COCHRANE, J. H. **Asset Pricing**. Princeton: Princeton University Press, 2001. 533p.

CYSNE, R. P. Equity-premium puzzle: evidence from Brazilian data. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 2, 2006.

FAIR, R. C. Risk aversion and stock prices. **Cowles Foundation Discussion Papers 1382**, New Haven, Cowles Foundation, Yale University, 2002.

ISSLER, J. V; PIQUEIRA, N. S. Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of susbstitution in: consumption for Brazil using three types of utility functions. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 20, n. 2, p. 201-239, 2000.

KOCHERLAKOTA, N. R. The equity premium: it’s still a puzzle. **Journal of Economic Literature**, v. 34, p. 42-71, 1996.

MEHRA, R; PRESCOTT, E. C. The equity premium: a puzzle. **Journal of Monetary Economics,** v.15, p. 145-161, 1985.

MEHRA, R. The equity premium: why is it a puzzle?. **Financial Analysts Journal**, p. 54-69, January/February 2003.

SAMPAIO, F. S. Existe equity premium puzzle no Brazil?. In: BONOMO, M. **Finanças Aplicadas ao Brasil.** Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2002. p. 87-104.

WEIL, P. The equity premium and the risk-free rate puzzle. **Journal of Monetary Economics,** v.24, p. 401-421, 1989.