

3

Metodologia do trabalho

3.1.

Teste de estabilidade dos coeficientes beta

O presente trabalho procurou avaliar a estabilidade do coeficiente beta calculado a partir de dados históricos. Para tanto foram realizadas regressões em *cross-section* em subperíodos não sobrepostos de 24, 42, 56 e 84 meses, do excesso de retorno mensal de amostra de ações negociadas na Bovespa contra o excesso de retorno de mercado medido pela variação da carteira teórica do índice IBOVESPA, ambos em relação à taxa Selic, no período de 168 meses compreendido entre julho de 1994 e junho de 2008. Por meio de regressões, calculadas pelo método de mínimos quadrados, onde foram utilizados como variável independente os betas calculados em cada subperíodo especificado e como variável dependente os betas calculados para o subperíodo subsequente de igual extensão, buscamos avaliar o poder explanatório do beta calculado com base nos dados históricos quanto ao valor do parâmetro verificado em período posterior.

Adicionalmente, foi testada, para os mesmos subperíodos, a aplicabilidade do modelo bayesiano de ajustamento proposto por Vasicek (1973), conforme descrito no item 2, como forma de melhorar a previsibilidade dos betas calculados por meio de dados históricos. Também por meio de regressões, pelo método de mínimos quadrados, foram utilizados, como variável independente, os betas calculados para cada subperíodo, ajustados mediante a aplicação da fórmula (3) proposta por Vasicek, e como variável dependente, os betas calculados para o subperíodo subsequente, de igual extensão. Os resultados das regressões obtidas foram, então, comparados aos verificados antes do ajustamento.

A estabilidade do coeficiente beta foi ainda avaliada mediante a aplicação da metodologia proposta por Gregory C. Chow (1960), descrita no item 3.2, a seguir, aos betas calculados para todas as ações da amostra para os subperíodos não sobrepostos de 84, 56, 42 e 24 meses, os quais foram agrupados aos pares, cada um com o seu subsequente. Desta forma, foram realizados um teste para o coeficiente de cada ação calculado em subperíodos de 84 meses, dois para os calculados em subperíodos de 56 meses, três para os calculados em subperíodos em 42 meses e seis para os calculados em subperíodos em 24 meses. A mesma metodologia foi utilizada para avaliar a estabilidade do coeficiente beta entre dois subperíodos obtidos a partir da aplicação de três pontos de quebra escolhidos por representarem momentos de grande mudança no comportamento do mercado no período em estudo, a saber:

- i. A queda da bolsa de Hong Kong ocorrida em outubro de 1997, que marcou o aprofundamento da crise dos países do sudoeste asiático, propagando-se para as bolsas de todo o mundo;
- ii. A maxidesvalorização do Real, ocorrida em janeiro de 1999, em resposta à deterioração das contas externas que vinha se intensificando em virtude da sobrevalorização da moeda brasileira após a implementação do Plano Real;
- iii. A eleição do Presidente Luís Inácio Lula da Silva, em outubro de 2002, que veio acompanhada de grandes expectativas quanto a uma ruptura de modelo econômico que viesse a prejudicar o funcionamento do mercado.

O presente trabalho restringiu-se a avaliar a estabilidade dos betas das ações individuais, parâmetro largamente utilizado na estimativa do custo de capital das empresas, não tendo sido objeto do estudo o efeito, sobre a estabilidade, do agrupamento das ações em carteiras, tendo em vista as limitações impostas pelo tamanho da amostra, registrando que deva ser esperado, de acordo com a literatura sobre o tema, que a agregação de um maior número de ativos produza um aumento na estabilidade, uma vez que, tanto as mudanças nos betas quanto os erros de estimação tendem a se cancelar.

3.2. O teste de Chow

Em trabalho de 1960, Gregory C. Chow formalizou teste tendo por objetivo verificar a estabilidade de coeficiente calculado por meio de regressão linear. Ou seja, avaliar se o coeficiente β estimado para descrever a relação linear entre duas variáveis econômicas permanece estável em dois períodos de tempo ou se permanece o mesmo para dois grupos de diferentes unidades dessas variáveis. Estatisticamente o teste consiste em avaliar se dois subgrupos de observações podem ser vistos como pertencentes ao mesmo modelo de regressão.

O teste, que passou a ser conhecido pelo nome do autor, consiste em dividir o período da amostra em duas partes a partir de uma data especificada, a fim de verificar se o parâmetro estimado permanece estável nos dois subperíodos da amostra. Assim, sendo n o número total de observações da amostra, esta é dividida em duas partes, a primeira com n_1 e a segunda com $n_2 = n - n_1$ observações. Feito isso são calculados os parâmetros para as duas subamostras, definido-se como β_1 o beta calculado para a primeira, de n_1 observações, e β_2 aquele calculado para a segunda, com n_2 observações. A hipótese nula a ser testada é a que o beta é constante para os dois subperíodos, contra a hipótese alternativa de que são diferentes, ou seja:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

Para testar a igualdade de médias é utilizada a estatística F, calculada conforme a fórmula (9) abaixo:

$$F = \frac{(SQR_0 - SQR_1 - SQR_2)/k}{(SQR_1 + SQR_2)/(n_1 + n_2 - 2k)} \quad (9)$$

Onde:

SQR_0 é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão de mínimos quadrados para toda a amostra;

SQR_1 é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão de mínimos quadrados para a primeira subamostra com n_1 observações;

SQR_2 é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão de mínimos quadrados para a segunda subamostra com n_2 observações;

k é o número de parâmetros estimados que, no caso da regressão simples, onde são estimados o coeficiente angular e o intercepto, é igual a dois.

O resultado da estatística F calculada mediante aplicação da fórmula (7) é então comparado com a estatística F com k graus de liberdade no numerador e $n_1 + n_2 - 2k$ graus de liberdade no denominador estabelecida para o nível de significância escolhido, não rejeitando H_0 caso esta assuma valor superior. Ou seja, não rejeito $H_0: \beta_1 = \beta_2$, se $F < F_{k, n_1 + n_2 - 2k} (1-\alpha)$.

3.3. Amostra

A amostra utilizada no estudo compreende um grupo de 41 ações, emitidas por 34 empresas, negociadas na Bovespa no período de 14 anos, compreendido entre 30 de junho de 1994, implantação do Plano Real e 30 de junho de 2008.

A amostra representa o grupo de ações com presença mínima de 80% no total dos pregões realizados no período analisado, sendo que essa presença mínima deveria ser registrada isoladamente para os 7 anos iniciais, de julho de 1994 a junho de 2001 e para os 7 anos finais, de julho de 2001 a junho de 2008. Para a inclusão da ação na amostra foi exigido o registro de cotação no fechamento de cada mês, com tolerância de 7 (sete) dias para trás para aquelas que não apresentassem cotação nessa data.

A presença em pregão foi definida conforme a seguir:

$$\text{Presença em Pregão} = 100 \times p/P \quad (8)$$

Onde:

p é o número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido, e

P é número total de dias do período escolhido.

As restrições impostas para inclusão das ações na amostra teve como objetivo reduzir a utilização de cotações com defasagens de tempo elevadas em relação às datas de registro para o índice de mercado, causando distorções no cálculo do retorno e do parâmetro beta. Deve ser registrado que a adoção desses critérios pode acarretar o que, na literatura de finanças, convencionou-se chamar de viés de sobrevivência. A amostra reduzida reflete, contudo, a baixa liquidez e a concentração do mercado brasileiro.

Foram excluídas da amostra, embora atendessem às exigências descritas acima, as cotas do Fundo de Investimento do Nordeste – FINOR (Finor PNaf) tendo em vista estas serem oriundas de um benefício fiscal concedido pelo Governo Federal, criado pelo Decreto-Lei nº 1.376, de 12.12.1974, constituído de recursos aplicados em ações e debêntures, com características de negociação específicas e distintas dos demais ativos da amostra.

Como taxa livre de risco foi utilizada a taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e Custódia – SELIC, que representa a taxa média praticada pelas instituições financeiras nas transações com títulos públicos federais, acumulada mensalmente, divulgada pelo Banco Central do Brasil.

Como *proxy* do índice de mercado foi utilizado o índice Ibovespa, que representa o comportamento das principais ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, o qual representa uma carteira teórica de ações, cujo retorno considera não apenas a variação no preço das ações mas também a distribuição de proventos como dividendos e direitos de subscrição. Integram o Ibovespa as ações que, nos 12 meses anteriores à definição do índice, cumulativamente: *i.* estejam incluídas na relação de ações cujos índices de negociabilidade, definido de acordo com a fórmula (7), a seguir, somados, representem 80% do *valor acumulado* de todos os índices individuais; *ii.* apresentem participação, em termos de volume, superior a 0,1% do total e *iii.* tenham sido negociadas em mais de 80% do total de pregões do período.

$$IN = \sqrt{\frac{n}{N} \cdot \frac{v}{V}} \quad (9)$$

onde:

n é o número de negócios realizados com a ação no mercado a vista nos últimos 12 meses;

N é o número de negócios total do mercado a vista (lote-padrão) dos últimos 12 meses;

v é o valor, em moeda corrente, movimentado com a ação no mercado a vista (lote-padrão), nos últimos 12 meses;

V é o valor total do mercado a vista em moeda corrente dos últimos 12 meses.

Cabe observar que, no modelo CAPM a carteira de mercado corresponde a uma carteira teórica, composta por todos os ativos de risco existentes, ponderados por seu valor de mercado. Dada a dificuldade prática em calcular os retornos da carteira de mercado, os índices de preços de ações são largamente utilizados. Penteadó e Famá (2002) realizaram trabalho buscando investigar a adequação do índice Ibovespa como parâmetro para medidas de risco que fazem uso do CAPM, concluindo que as mudanças nos betas das ações entre o uso do Ibovespa e a construção de uma carteira teórica, são positivas e de baixo valor, não afetando significativamente os valores do teste t ou a validade do modelo. Cabe ressaltar, todavia, que os autores concluíram que a utilização do Ibovespa, com a atual metodologia de ponderação das ações, tende a subestimar o valor dos betas e, portanto, do custo de capital estimado com base no modelo CAPM.

Quanto ao retorno das ações, foram utilizados os retornos nominais mensais dos títulos, calculados sob a forma contínua, conforme abaixo:

$$R_{it} = LN \frac{P_{it}}{P_{i(t-1)}} \quad (10)$$

Onde:

R_{it} é o retorno nominal mensal do ativo i no período t;

LN = Logaritmo natural

P_{it} = preço de fechamento do ativo i, ajustado por proventos, inclusive dividendos, no último dia do mês t;

$P_{i(t-1)}$ = preço de fechamento do ativo i, ajustado por proventos, inclusive dividendos, no último dia do mês t-1.

Para a obtenção da amostra foram utilizados os dados disponibilizados pelo aplicativo Economática.

A Tabela 1, a seguir, apresenta a amostra das ações que atenderam aos critérios já descritos de presença nos negócios da Bovespa no período de julho de 1994 a junho de 2008.

Tabela 1 - Amostra de Ações

Empresa	Classe	Setor	Valor de Mercado 01.10.08 R\$ mil	Presença em Bolsa %		
				30 jun 94 a 30 jun 08	30 Jun 94 a 30Jun01	30 Jun 01 a 30 Jun 08
Ambev	PN	Alimentos e Beb	59.771.389	99,91	99,83	100,00
Ampla Energ	ON	Energia Elétrica	3.138.013	88,34	95,73	80,96
Aracruz	PNB	Papel e Celulose	7.127.764	98,85	97,69	100,00
Bradesco	ON	Finanças e Seguros	89.161.117	99,91	99,83	100,00
Bradesco	PN	Finanças e Seguros	89.161.117	99,97	99,94	100,00
Brasil	ON	Finanças e Seguros	57.718.256	99,16	98,32	100,00
Brasil Telec	PN	Telecomunicações	16.277.267	99,42	98,84	100,00
Braskem	PNA	Química	5.397.520	99,54	99,08	100,00
Celesc	PNB	Energia Elétrica	1.806.329	95,73	91,45	100,00
Cemig	ON	Energia Elétrica	17.714.780	98,53	97,05	100,00
Cemig	PN	Energia Elétrica	17.714.780	99,94	99,88	100,00
Cesp	ON	Energia Elétrica	5.226.940	96,45	96,07	96,83
Cesp	PNA	Energia Elétrica	5.226.940	97,55	99,19	95,90
Copel	ON	Energia Elétrica	7.597.043	97,89	96,76	99,02
Duralex	PN	Outros	2.812.803	99,62	99,25	100,00
Eletrobras	ON	Energia Elétrica	30.227.710	99,97	99,94	100,00
Eletrobras	PNB	Energia Elétrica	30.227.710	99,97	99,94	100,00
Forjas Taurus	PN	Siderur & Metalur	442.539	95,99	92,43	99,54
Fosfertil	PN	Química	6.119.867	99,19	98,38	100,00
Gerdau	PN	Siderurgia & Metalurgia	27.931.310	98,73	97,46	100,00
Inepar	PN	Outros	262.024	99,68	99,48	99,88
Itaubanco	PN	Finanças e Seguros	90.878.839	99,97	99,94	100,00
Itausa	PN	Outros	44.717.803	99,39	98,79	100,00
Klabin S/A	PN	Papel e Celulose	5.013.019	99,71	99,42	100,00
Light S/A	ON	Energia Elétrica	4.777.305	99,86	99,71	100,00
Lojas Americ	PN	Comércio	6.699.277	98,30	96,65	99,94
Paranapanema	PN	Siderurgia & Metalurgia	1.242.886	94,14	93,07	95,21
Petrobras	ON	Petróleo e Gas	340.206.677	99,42	98,84	100,00
Petrobras	PN	Petróleo e Gas	340.206.677	99,86	99,71	100,00
Randon Part	PN	Veículos e peças	1.689.210	96,33	96,65	96,02
Sadia S/A	PN	Alimentos e Beb	4.591.954	99,91	99,83	100,00
Sid Nacional	ON	Siderurgia & Metalurgia	30.317.118	99,77	99,54	100,00
Souza Cruz	ON	Outros	14.061.740	99,08	98,15	100,00
Suzano Papel	PNA	Papel e Celulose	4.860.957	90,56	82,44	98,67
Telesp	ON	Telecomunicações	22.469.489	99,91	99,83	100,00
Telesp	PN	Telecomunicações	22.469.489	99,94	99,88	100,00
Unipar	PNB	Química	1.068.239	99,71	99,48	99,94
Usiminas	PNA	Siderurgia & Metalurgia	18.955.724	99,94	99,88	100,00
VCP	PN	Papel e Celulose	5.799.197	97,00	93,99	100,00
ValeRDoce	ON	Mineração	184.411.583	95,67	91,39	99,94
ValeRDoce	PNA	Mineração	184.411.583	99,94	99,88	100,00

Fonte: própria