

2 Referencial teórico

Este capítulo terá como propósito apresentar os principais conceitos inerentes aos modelos tradicionais de precificação de ativos, particularmente o Capital Asset Pricing Model - CAPM – Modelo de índice Único, analisando a importância da verificação das hipóteses subjacentes para a validade do modelo, principalmente no que se refere à estabilidade do coeficiente relacionado ao risco sistemático, revisitando a literatura sobre o tema e os trabalhos realizados no exterior e no Brasil.

Uma das questões que se coloca nas análises sobre os modelos de precificação é a validade da hipótese de eficiência de mercado. Em termos gerais, um mercado eficiente é aquele onde os preços dos ativos, a qualquer momento, refletem integralmente as informações disponíveis. Assim, um mercado eficiente pressupõe que os preços ajustam-se rapidamente às novas informações, em processos aleatórios onde não existe a possibilidade de ganhos de arbitragem.

Conforme definido por Fama (1970), a eficiência de mercado pode ser vista de diferentes formas:

- i. *Forma fraca* – os preços incorporam todas as informações sobre os movimentos de preço e volume ocorridos em pregão;
- ii. *Forma semi-forte* – adicionalmente às informações contidas na forma fraca, os preços refletem todas as informações públicas disponíveis ao mercado.
- iii. *Forma forte* – os preços refletem, além das informações descritas na forma semi-forte, informações obtidas de forma privilegiada por alguns investidores.

A literatura de finanças tem se ocupado em avaliar a velocidade em que a informação é incorporada aos preços dos títulos. A hipótese de eficiência não nega o efeito da divulgação de uma informação sobre o preço dos ativos, mas a possibilidade de obtenção de ganho extraordinário a partir dessa informação. Se os mercados são eficientes na forma fraca, os preços rapidamente incorporam as informações sobre o comportamento dos preços e volumes transacionados, impedindo o ganho extraordinário com base no comportamento dos preços no passado.

No caso dos testes de forma semi-forte, a reavaliação do preço do ativo em função de alguma divulgação relevante se daria de forma rápida, impedindo o ganho extraordinário ao investidor que compra ou vende o ativo com base nesta nova informação.

Os testes da forma forte de eficiência são exames sobre a capacidade de investidores ou grupos de investidores em obter ganhos extraordinários com base em informações privilegiadas.

Copeland & Weston (1980, p.204) descreve as teorias utilizadas na literatura para a avaliação do comportamento de séries temporais de preços dos ativos como se segue:

- i. *Jogo justo (Fair Game)* – Implica em que, na média, a partir de um grande número de amostras, o retorno esperado de um ativo iguala seu retorno real. O jogo justo implica em que as expectativas são não viesadas;
- ii. *Martingale ou Submartingale* – O modelo *Martingale* implica em um jogo justo onde a melhor expectativa do preço de amanhã é o preço de hoje. Baseia-se na impossibilidade de uma série infinita de eventos perdedores. Ou seja, quanto maior as perdas consecutivas, maior será a probabilidade de ganhos futuros. O modelo *Submartingale*, implica em um jogo justo onde a expectativa sobre o preço de amanhã é que este seja maior que o preço de hoje.

iii. *Caminho Aleatório (Random Walk)* – Esse modelo pressupõe que os retornos sucessivos são independentes e possuem igual distribuição de probabilidade no tempo. É uma versão mais restrita do jogo justo. Implica em que os retornos são não correlacionados. Implica em que não é possível prever o comportamento futuro dos preços em função dos retornos passados.

A eficiência de mercado foi objeto de diversos estudos cuja revisão completa transcende ao escopo do presente trabalho, os quais, como resumido por Copeland & Weston (1980, p.243) sugerem que os mercados são eficientes na forma fraca e semi-forte, que os preços se comportam como no jogo justo, mas não como no caminho aleatório, devido a dependência entre os retornos no tempo e mudanças em suas distribuições de probabilidade. Como observado por Elton et. al (2004), ainda que alguns estudos constatem padrões temporais nos retornos de títulos incompatíveis com a hipótese de eficiência, a constatação sistemática da incapacidade dos profissionais de mercado em superar os índices de mercado colocam em dúvida a utilidade desses padrões para a obtenção de ganhos extraordinários.

A hipótese de um mercado eficiente consubstancia-se em uma das premissas básicas que dão suporte ao modelo de precificação de ativos CAPM. Em um mercado eficiente, os agentes agiriam de forma racional, com base nas expectativas sobre o risco e retorno dos ativos geradas como base em toda a informação disponível. O modelo CAPM será descrito no item 2.1, a seguir.

2.1.

O modelo Capital Asset Pricing Model – CAPM

O modelo CAPM foi construído a partir de premissas quanto ao comportamento do investidor e do mercado, que avaliariam as oportunidades de investimento a partir de suas expectativas de retorno, dada a existência de um *trade-off* entre rentabilidade e risco.

Partindo do modelo de seleção de carteiras desenvolvido por Markowitz, que envolve uma estrutura complexa de estimativas quanto ao retorno e risco esperado e a correlação entre os ativos, considerados aos pares, elevando sobremaneira o número de estimativas necessárias na avaliação de carteiras com grande número de ações, o Modelo de Índice Único desenvolvido independentemente por Sharpe (1964) Lintner (1965) e Mossin (1966) impôs hipóteses restritivas de forma a viabilizar a implementação do modelo teórico básico por meio da redução de informações e variáveis necessárias à avaliação de retorno e risco de carteiras de ações. O modelo estabelece a relação entre o excesso de retorno de uma ação ao excesso de retorno de um índice de mercado de ações, ambos em relação à remuneração de um ativo livre de risco, restringindo a correlação entre os títulos a uma resposta comum a movimentos do mercado. Neste modelo, o excesso de retorno de uma ação é decomposto em dois componentes, um específico da ação, e outro decorrente dos movimentos do mercado, da seguinte forma:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + e_i \quad (1)$$

Sendo:

R_i é o retorno do ativo i

R_f é o retorno de um ativo livre de risco

α_i variável relativa à parcela do retorno do ativo i independente do comportamento do mercado

R_m é o retorno do índice de mercado

β_i constante que mede a variação esperada do retorno do ativo i (R_i) ao excesso de retorno de mercado ($R_m - R_f$), definida pela fórmula:

$$(\text{cov}R_i, R_m) / \text{Var } R_m \quad (2)$$

e_i componente aleatório, incerto, do comportamento da ação, independente de R_m , de valor esperado $E(e_i)=0$.

O risco da ação, de acordo com o modelo de índice único, é definido como $\beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$. Como σ_{ei}^2 é o risco específico para cada título individual, que pode ser diversificado, a parcela de risco relevante é dada por $\beta_i^2 \sigma_m^2$, sendo β_i usado como medida do risco de um ativo individual.

Desta forma, o cálculo do retorno esperado e o risco de qualquer título, de acordo com o modelo dependem, então, de estimativas quanto aos parâmetros α_i , β_i e σ_{ei}^2 , específicos para cada ação, e do retorno esperado e variância do mercado σ_m^2 .

Como descrito em Elton, Gruber, Brown e Goetzmann (2004), o modelo de índice único baseia-se em um conjunto de hipóteses bastante restritivas como se segue:

- i. A ação dos investidores ocorre em função de suas expectativas quanto ao valor esperado e desvio padrão dos retornos de suas carteiras, partindo da premissa que os indivíduos são avessos ao risco, ou seja, para um maior nível de risco será exigido um acréscimo no retorno.
- ii. O comportamento de um investidor, como na concorrência perfeita, individualmente não afeta a formação de preços dos ativos, embora em seu conjunto expliquem o movimento dos preços do mercado.
- iii. Ausência de custos de transação – o retorno de um ativo não é afetado pelos custos implícitos em sua aquisição ou alienação.
- iv. Os ativos possuem divisibilidade infinita, sendo que a magnitude do investimento não afeta o nível de retorno
- v. Ausência de imposto de renda – esta hipótese simplificadora implica em que não importa a natureza do retorno, se decorrente da distribuição de dividendos ou do ganho de capital na alienação do ativo.
- vi. As vendas a descoberto são permitidas em qualquer quantidade.
- vii. Existe a possibilidade ilimitada de aplicação e captação à mesma taxa livre de risco.
- viii. Os investidores possuem perfeita informação e as mesmas expectativas quanto à distribuição de probabilidade de retorno dos ativos bem como em relação à correlação entre eles, significando a existência de um único conjunto de carteiras eficientes.
- ix. Todos os ativos são negociáveis, inclusive os intangíveis como capital humano.

Em uma segunda versão do CAPM, também conhecida como versão zero-beta, ou modelo de dois fatores, não existe a possibilidade de aplicação ou captação e em um ativo livre de risco. Neste modelo, o intercepto do espaço retorno esperado-beta seria, então, o retorno esperado do ativo de beta igual a zero. Denominando por R_z o retorno esperado deste ativo ou carteira o modelo é, então, descrito pela equação abaixo:

$$R_i = R_z + \beta_i(R_m - R_z) + e_i \quad (3)$$

Onde:

R_z é o retorno esperado do ativo de beta igual a zero, ou seja, cuja covariância com o retorno de mercado é igual a zero ou $(\text{cov}R_z, R_m) = 0$

A validade do modelo CAPM vem sendo objeto de testes desde a sua criação. Um dos primeiros testes importantes, utilizando séries temporais, foi realizado por Black, Jensen e Scholes (1972), que testaram o modelo básico, buscando avaliar a relação entre o beta e o excesso de retorno.

Sendo o modelo eficaz em descrever o excesso de retorno dos ativos, quando a equação (1) é estimada a partir de dados temporais, o valor esperado do coeficiente α da equação deve ser igual a zero. Como, contudo, para ativos individuais, a presença do resíduo torna-se importante, os autores testaram o modelo a partir da comparação entre o excesso de retorno e o beta de carteiras construídas a partir de amostra de títulos negociados na New York Stock Exchange – NYSE no período de janeiro de 1926 a 1965.

Os betas foram calculados para os ativos individuais a partir da utilização de dados mensais dos primeiros cinco anos e ordenados de forma decrescente, sendo os ativos correspondentes ordenados em decis e tratados como carteira no período seguinte. O procedimento foi repetido do segundo ao sexto ano, e os decis utilizados como carteiras no sétimo ano e assim sucessivamente até completar o período. O excesso de retorno mensal de cada decil, registrado para o período de janeiro de 1931 a dezembro de 1965 foi tratado como excesso de retorno de uma carteira e confrontado com um índice representativo do retorno de mercado R_m por meio de regressão, obtendo-se um intercepto, um beta um coeficiente de correlação. Como *proxy* do índice de mercado foi utilizado o retorno mensal que

seria obtido pela aplicação, em igual proporção, em todos os títulos listados na NYSE no início de cada mês. Como retorno do ativo livre de risco foi utilizado o retorno de 30 dias do Treasury Bill, disponível para o período de 1948 a 1966. Para o período anterior, foram utilizadas as taxas mensais negociadas por *commercial papers*.

Os resultados encontrados confirmaram a existência de uma relação positiva entre o excesso de retorno e o beta, bem como a sua linearidade, tendo sido obtidos coeficientes de correlação bem próximos à unidade para todos os decis. O valor dos interceptos α , contudo, variaram bastante em torno de zero, indicando que, para as carteiras com betas de valor superior à unidade, o intercepto seria negativo e, para aqueles de valor inferior, positivos, resultados mais compatíveis com a versão zero-beta descrita pela equação 3.

Fama e Macbeth (1973) analisaram a relação entre o retorno médio e o risco das ações negociadas na NYSE durante o período de janeiro de 1926 a junho de 1968, testando a validade das hipóteses de que: *i.* a relação entre risco e retorno é linear; *ii.* os investidores são avessos ao risco, isto é, existe um *trade-off* entre risco e retorno; e *iii.* o beta é uma medida completa de risco de um ativo em uma carteira de mercado eficiente.

Os autores construíram 20 carteiras de ações, participando cada uma em igual proporção, ordenadas pelo beta, e, por meio de regressão linear, avaliaram a relação entre o risco, medido pelo beta do período de estimação, e o retorno do período subsequente. Foram analisados os resultados para 10 períodos distintos. O primeiro deles abrangendo o período total, de 1935 a 1968, três períodos longos, de cerca de 11 anos, e 6 mais curtos, próximos a 5 anos.

Diante dos resultados encontrados os autores concluíram que a hipótese de existência de *trade-off* entre risco e retorno não poderia ser rejeitada. Betas maiores tenderiam a estar relacionados a retornos mais altos em períodos subsequentes. Da mesma forma, as hipóteses de linearidade da relação risco-retorno e de que a variância residual não afeta os retornos das carteiras não foram rejeitadas, sendo os resultados consistentes com a hipótese de jogo justo, onde os preços dos ativos refletem as informações disponíveis.

Sendo o coeficiente beta uma medida do risco sistemático de uma ação, indicando a variação no retorno de um título em resposta a uma variação no índice do mercado, a estimativa deste parâmetro é usualmente feita mediante análise de regressão linear pelo método de mínimos quadrados ordinários. Na construção do modelo, os dados históricos de retornos de títulos, sua variabilidade, e sua relação com o retorno e variabilidade do mercado, mensurados a partir de índices representativos dos movimentos das ações negociadas em bolsas de valores, têm sido largamente utilizados. A adequação deste procedimento, contudo, além da não violação das demais hipóteses subjacentes ao modelo de regressão linear, depende da suposição da estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo, isto é, de que o β dos ativos não variam de um período para outro.

Entre os fatores que afetariam o beta das empresas, Damodaran (2005, p. 116-120) relacionou: i. O tipo de negócio, no sentido em que, quanto mais sensível ao às condições de mercado ou aos ciclos econômicos maior o beta das empresas que o integram; ii. a alavancagem operacional, à medida que a maior proporção dos custos fixos, ao tempo em que potencializa os resultados em períodos de crescimento aumenta o risco de perdas em períodos de declínio de receitas, resultando em uma maior variabilidade do resultado operacional; iii. a alavancagem financeira, a qual, da mesma forma, potencializa o retorno dos acionistas em períodos de crescimento, implica em maiores riscos de não cumprimento dos compromissos financeiros. Assim, sendo esperado que esses fatores não se mantenham estáveis ao longo de toda a existência das empresas, o beta das empresas também seriam alterados ao longo do tempo.

A fim de verificar a adequação dos parâmetros calculados com base em dados passados para a avaliação de ativos isoladamente ou em carteira, diversos testes já foram realizados.

Marshall Blume (1971), a fim de verificar a estabilidade do risco sistemático das ações, medido pelo coeficiente beta, analisou o comportamento de ações negociadas na NYSE durante o período de 42 anos, dividindo-o em 6 subperíodos de igual duração. O autor calculou o coeficiente beta de carteiras compostas de 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 e 100 ações, presentes na mesma proporção, ordenadas em função do risco mensurado pela magnitude do beta calculado. Procedeu, então, ao cálculo correlação entre o beta calculado para cada carteira e aquele calculado para carteira de mesma ordem no *rank* de risco no período subsequente,

entendendo o primeiro como uma estimativa e o segundo como o efetivamente realizado. O número de ações presentes na amostra variou de 415 a 847, dependendo do número de títulos que apresentaram cotação mensal para todos os meses do intervalo analisado.

Os resultados encontrados mostraram que à medida que aumentava o número de ações nas carteiras maior o coeficiente de correlação entre os betas dos períodos consecutivos, indicando que os betas históricos de carteira representariam previsões melhores dos betas futuros que aqueles calculados para ações individualmente. O coeficiente de correlação calculado entre os betas dos seis subperíodos variou de 0,60 a 0,63 para ações individuais e de 0,98 a 0,99 para carteiras de 50 ações. Calculou também o coeficiente de correlação de postos, ρ (*rank order correlation*), o qual variou de 0,62 a 0,73 para as ações individuais e de 0,97 a 1,0 para as carteiras de 50 ações.

Adicionalmente, a partir da comparação entre os betas calculados para 5 portfólios de 100 ações em períodos sucessivos, o autor observou que, para todos os portfólios a correlação entre as estimativas sucessivas dos betas tendem a reverter para 1, sendo que esta tendência mostrava-se mais pronunciada para os betas mais baixos, representativos de menor nível de risco. Assim, para as carteiras com betas de menor magnitude os betas calculados para cada período apresentaram valores sistematicamente mais altos do que aqueles estimados por dados históricos de um período anterior. A partir da regressão entre os betas para períodos subseqüentes testou a utilização de ajuste por meio da equação de regressão de forma a melhorar a estimativa quanto ao risco futuro das carteiras de ativos. Este ajuste foi testado e, de acordo com os resultados obtidos, a utilização do fator de ajuste, ainda que este seja também variável no tempo, mostrou-se útil, na amostra analisada, para a redução do erro de previsão.

No mesmo ano do trabalho de Blume, Robert Levy (1971) avaliou a distribuição e a estabilidade de betas calculados em período de menor extensão, a partir da regressão dos retornos semanais de 500 ações negociadas na NYSE contra os retornos correspondentes do índice S & P 500. A análise cobriu o período compreendido entre dezembro de 1960 a dezembro de 1970, subdividido em 10 grupos de 52 semanas. Foram calculados, então, 500 betas para cada um desses 10 subperíodos. Da mesma forma, ordenou os betas em função de sua magnitude agrupando os títulos em carteiras de 1, 5, 10 e 50 ações. Feito isso,

calculou o coeficiente de correlação entre os betas de cada período e seu subsequente. Utilizou, como Blume, como medida de estabilidade, o coeficiente de correlação, r , e o coeficiente de correlação de postos, ρ (*rank order correlation*), calculando a média quadrática dos coeficientes para cada tamanho de portfólio. A média quadrática dos coeficientes de correlação variou de 0,486 a 0,972, respectivamente, para as carteiras de uma a cinquenta ações enquanto que a dos coeficientes de correlação de postos variou de 0,466 a 0,980. Comparativamente aos resultados obtidos por Blume, os betas calculados para períodos de 52 semanas apresentaram estabilidade inferior àquela verificada para os períodos mais extensos, de 7 anos, do trabalho de Blume. Esta diferença, contudo, mostrou-se decrescente à medida que um maior número de ações era acrescentado às carteiras. O autor repetiu o experimento utilizando, como variável independente, os betas calculados para períodos de 52 semanas e, como variável dependente, os betas calculados para períodos mais curtos, de 26 e 13 semanas imediatamente subsequentes. Observou uma redução na estabilidade à medida que reduziu o período de previsão, sendo que a diminuição da estabilidade era mais significativa quando o período de estimação foi reduzido para 13 semanas comparativamente à redução observada ao se reduzir de 52 para 26 semanas. A média quadrática dos coeficientes de correlação variou de 0,438 a 0,958, respectivamente, para as carteira de uma a cinquenta ações quando utilizado como variável dependente os betas calculados em subperíodos de 26 semanas e de 0,357 a 0,897, respectivamente, para as carteira de uma a cinquenta ações quando utilizado como variável dependente os betas calculados em subperíodos de 13 semanas. Quanto ao coeficiente de correlação de postos, sua média quadrática variou de 0,427 a 0,975, respectivamente, para as carteiras de uma e cinquenta ações quando utilizado como variável dependente os betas calculados em subperíodos de 26 semanas e de 0,349 a 0,906, respectivamente, para as carteiras de uma a cinquenta ações quando utilizado como variável dependente os betas calculados em subperíodos de 13 semanas.

Vasicek (1973) propôs um modelo bayesiano de ajustamento do coeficiente beta em direção à média histórica onde o grau do ajuste depende do nível de incerteza da estimativa, mensurado a partir de informações provenientes da distribuição *cross-sectional* do coeficiente. Quanto maior o erro padrão do beta estimado em relação ao erro padrão em torno do beta médio estimado, tanto maior o peso a ser dado à média histórica, aplicando-se a fórmula a seguir:

$$\beta_{i2} = \frac{S_{\beta_1}^2}{S_{\beta_1}^2 + S_{\beta_{i1}}^2} \beta_{i1} + \frac{S_{\beta_{i1}}^2}{S_{\beta_1}^2 + S_{\beta_{i1}}^2} \bar{\beta}_1 \quad (4)$$

onde:

β_{i2} é o valor ajustado do parâmetro beta estimado para o período 2

β_{i1} é o coeficiente beta estimado para o ativo i no período 1

$\bar{\beta}_1$ é a media da distribuição cross-sectional dos betas no periodo 1

$S_{\beta_{i1}}^2$ é a variância da distribuição amostral de betas do período 1

$S_{\beta_1}^2$ é a variância da estimativa de β_{i1} .

Os ajustes propostos por Blume e Vasicek foram testados em trabalho de Robert C. Klemkosky and John D. Martin (1975) juntamente com a metodologia proposta por Merrill Lynch, Pierce, Fenner, & Smith Inc. - MLPFS. Esta última, conforme descrita no trabalho, ajusta os betas estimados em direção à média 1.0 a partir da utilização da fórmula a seguir:

$$\beta_{i2} = 1.0 + k(\beta_{i1} - 1) \quad (5)$$

Onde:

β_{i2} é o valor ajustado do parâmetro beta do ativo i estimado para o período 2

β_{i1} é o coeficiente beta estimado para o ativo i no período 1

k é uma constante, comum para todos os ativos

O autor calculou os betas ajustados pelas diferentes metodologias utilizando os retornos mensais de 5 períodos sucessivos e não sobrepostos de 5 anos entre julho de 1947 e 1972 obtidos por intermédio do CRSP - Center for Research in Security Prices, da Universidade de Chicago.

A estatística utilizada para avaliar a acurácia das estimativas foi o Erro Quadrático Médio (EQM), definido na fórmula que se segue:

$$EQM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - P_i)^2 \quad (6)$$

Onde:

P_i é o valor computado do beta do ativo i no primeiro período, utilizado como previsor do beta para o período subsequente;

A_i é o valor do beta realizado do ativo i, correspondente ao beta estimado no período subsequente;

O autor procedeu a decomposição do EQM em três componentes de erro: viés, ineficiência e erro aleatório, conforme se segue:

$$EQM = (\bar{A} - \bar{P})^2 + (1 - \beta_1)^2 \cdot S_P^2 + (1 - r_{AP}^2) \cdot S_A^2 \quad (7)$$

Onde:

$\bar{A}$ e $\bar{P}$ representam, respectivamente, a média dos coeficientes realizados e previstos;

β_1 representa o coeficiente angular da regressão de A em relação a P;

S_A^2 e S_P^2 são a variância amostral de A e P, respectivamente;

r_{AP}^2 é o coeficiente de determinação para P e A.

O primeiro termo representa o viés, que indica se a média dos coeficientes previstos está acima ou abaixo da média dos coeficientes realizados, o segundo a ineficiência, definida como a tendência dos erros de previsão apresentarem sinal positivo para baixos valores do coeficiente P e negativo para os valores altos e o último termo um componente de erro aleatório.

Os autores computaram os betas para cada grupo de 5 anos, utilizados como previsor dos betas do período subsequente, ordenando os betas de cada ação em ordem decrescente, como nos trabalhos de Blume e Levy, e agrupando-os em carteiras de 3, 5, 7 e 10 ações.

Foram calculados, então, os EQM das previsões dos betas, dividindo-os nos três componentes: viés, ineficiência e erro aleatório. Foi observado, para o caso da previsão dos betas de ações individuais, que o erro aleatório respondia pela maior parcela do EQM, especialmente nos períodos 2 e 3, quando respondeu por 86 e 94 por cento do EQM, respectivamente. Já nos períodos 2 e 4, o componente ineficiência respondeu por 40 e 25 por cento, respectivamente. A participação do componente viés foi desprezível em todos os períodos, concluindo então os autores que as estimativas de betas de ações individuais não apresentam viés, embora se mostrem ineficientes.

Foram posteriormente testados os ajustes das estimativas de beta de acordo com as metodologias propostas por Blume, Vasicek e MLPFS, já descritas, para ações individuais e carteiras. No caso das técnicas de Blume e MLPFS, uma vez que necessitam de dois períodos para o ajuste de regressão, as comparações foram feitas em relação aos três últimos períodos. Verificou-se que os ajustes propostos pelas três metodologias mostraram-se úteis, melhorando a previsibilidade das estimativas dos betas em relação a dos coeficientes não ajustados, tanto para as ações, isoladamente, quanto para as carteiras, dada a redução observada no EQM total e no componente de ineficiência. A metodologia MLPFS mostrou-se superior na redução do EQM do segundo período, seguida pela de Blume e Vasicek. Para os períodos restantes, a metodologia bayesiana proposta por Vasicek proporcionou uma maior redução no EQM. A agregação de ativos nas carteiras, como no caso das estimativas não ajustadas, gerou a redução no EQM total pela redução do componente aleatório.

O efeito do intervalo de estimação na estabilidade do beta foi objeto de estudo por Alexander e Chervany (1980). Utilizando os retornos mensais de 160 ações negociadas na NYSE no período de 1950 a 1967 e, como *proxy* do índice de mercado, o índice SP500, os autores calcularam betas em intervalos de 1, 2, 4, 6 e 9 anos. A comparação entre os betas foi feita mediante o cálculo do Desvio Médio Absoluto entre o beta estimado em cada subperíodo e o seu subsequente, gerando, portanto, 17 comparações para os betas calculados em subperíodos de 1 ano, 8

para subperíodos de 2 anos e assim sucessivamente, até 1 comparação entre os betas calculados em subperíodos de 9 anos. Com base nos resultados encontrados os autores observaram que o intervalo de estimação que apresentou maior estabilidade estava entre 4 e 6 anos.

O efeito de irregularidades sazonais tais como o efeito janeiro, julho ou agosto, sobre a estabilidade de betas de ações individuais, foi avaliado em estudo de Brooks et. al (1997). O estudo analisou o comportamento das ações negociadas no mercado australiano durante o período de janeiro de 1974 a dezembro de 1992. O autor dividiu o período em estudo em quatro subperíodos: três subperíodos de 55 meses entre janeiro de 1974 e setembro de 1987 e um subperíodo de 60 meses compreendido entre janeiro de 1988 a dezembro de 1992.

A partir do modelo de mercado, foram calculados os betas para as ações individuais para cada subperíodo, e avaliada a estabilidade por meio da aplicação do Teste de Ponto Ótimo – POI. O efeito sazonal foi testado por meio da aplicação de uma variável *dummy*, primeiramente apenas ao mês de janeiro e depois aos meses de janeiro, julho e agosto. Os autores concluíram que, embora a análise tenha evidenciado a existência de efeitos sazonais, mais significativos para ações de empresas de menor valor de mercado, o efeito calendário não causou impacto significativo na estabilidade do beta.

A introdução de outros fatores no modelo CAPM e sua influência no retorno dos títulos também foi objeto de diversos estudos na literatura internacional.

Basu (1977) procurou avaliar empiricamente se o desempenho do investimento em ações estaria relacionado ao índice preço/lucro da empresa, de forma inconsistente com a hipótese de eficiência de mercado, utilizando amostra de ações negociadas na NYSE no período compreendido entre 1956 e 1971. As ações foram ordenadas com base no índice preço/lucro, em ordem decrescente, e cinco carteiras com ações em igual proporção foram formadas. Os retornos mensais de cada carteira foram computados para os doze meses seguintes ao provável mês de divulgação dos relatórios financeiros, assumindo, desta forma o mês de abril como o de formação das carteiras, procedimento este repetido a cada ano do período analisado. O estudo demonstrou que, ao longo dos 168 meses compreendidos entre abril de 1957 e março de 1971, as carteiras com os menores índices preço/lucro apresentaram, em média, retornos maiores.

Adicionalmente, o autor avaliou a estabilidade do coeficiente beta mediante a aplicação do teste de Chow aos parâmetros calculados, por meio de regressão pelo método dos mínimos quadrados ordinários, para os dois subperíodos de sete anos resultantes da divisão do período analisado. Conclui que, ao nível de significância de 5%, não pode ser rejeitada a hipótese de igualdade dos parâmetros entre os dois subperíodos.

Banz (1981) examinou a relação empírica entre o retorno das ações negociadas na NYSE entre 1963 e 1975 e o tamanho das empresas, mensurado pelo seu valor de mercado. Agrupando as ações em cinco carteiras ordenadas primeiramente por betas históricos e, cada uma em cinco carteiras ordenadas pelo valor de mercado, examinou a relação entre o retorno das vinte e cinco carteiras assim formadas, o beta e o tamanho relativo. Os resultados encontrados mostraram a existência de uma relação negativa, estatisticamente significativa, entre o retorno e o tamanho relativo da carteira, isto é, as ações de empresas de menor valor de mercado apresentam retornos maiores que as de maior valor de mercado, atestando a existência do que ficou conhecido como efeito tamanho, apontando para problemas de má especificação do CAPM. O autor verificou que o efeito não é linear em relação ao valor de mercado, sendo mais forte para as empresas de menor tamanho.

Construindo duas carteiras de vinte ações de forma que ambas tivessem o mesmo beta, uma formada por ações de empresas pequenas e a outra de empresas grandes, verificou que, em média, no período analisado, a primeira obteve retorno maior, corroborando os resultados encontrados inicialmente.

Fama e French (1992) realizaram um estudo acerca da introdução de outros fatores no modelo CAPM e sua eficácia em melhorar a capacidade de explicação dos retornos para além da relação do beta com o retorno de mercado. Analisaram o impacto de variáveis como valor de mercado, alavancagem, relação entre o valor patrimonial contábil e valor de mercado e relação entre lucro e preço da ação em mercado. Em seu trabalho utilizaram amostra composta por todas as ações de empresas não financeiras negociadas concomitantemente na NYSE, American Stock Exchange - AMEX e National Association of Securities Dealers Automated Quotations - NASDAQ durante o período compreendido entre julho de 1963 a dezembro de 1990.

Primeiramente, os autores ordenaram a amostra com base no valor de mercado das empresas registrado na NYSE (valor de mercado da ação vezes o número de ações em mercado). As ações da amostra foram então divididas em *decis* e dentro de cada um destes as ações foram ordenadas e classificadas, também em *decis*, em função da magnitude dos coeficientes beta, calculados previamente a partir de dados históricos registrados no período de 24 a 60 meses anteriores, a depender da disponibilidade de informações. Os betas de cada um dos 100 *portfolios* assim formados foram então recalculados, a partir da regressão dos retornos mensais contra o retorno do índice utilizado como *proxy* do mercado, disponibilizado pela CRSP, resultante da ponderação dos índices NYSE, AMEX e, a partir de 1972, NASDAQ, verificados durante o período total, de julho de 63 a dezembro de 1990. O ordenamento das ações em função do tamanho da empresa teve por objetivo isolar os efeitos do beta e da variável tamanho sobre os retornos, tendo em vista a alta correlação negativa entre ambos, evidenciada em estudos anteriores como o de Chan e Chen (1988, apud FAMA e FRENCH, 1992, p. 430).

O ordenamento das carteiras conforme o procedimento descrito acima, dividindo as ações primeiramente a partir do tamanho e posteriormente pelos betas previamente calculados, aumentou o intervalo observado do valor dos coeficientes beta calculados posteriormente em relação àquele verificado caso o ordenamento se desse em função apenas do tamanho. Em função apenas do tamanho, os betas dos 10 portfólios variaram de 1,44 a 0,92 para os de menor e maior valor, respectivamente. Quando ordenados por tamanho e pelos coeficientes beta previamente calculados, esses variaram de 0,53 a 1,79. Os autores observaram também que, em cada *decil* da classificação por tamanho, a ordem dos betas calculados posteriormente, salvo pequenas exceções, reproduziu o ordenamento baseado nos betas calculados previamente. Adicionalmente, verificaram que a forte variação nos betas calculados posteriormente dentro de qualquer *decil* da classificação por tamanho, onde valores do logaritmo natural do valor de mercado encontravam-se muito próximos, indicaria haver sido alcançado o objetivo de separar os efeitos das variáveis, beta e tamanho, sobre o retorno.

Uma vez que as variáveis tamanho, a relação entre valor contábil e mercado de mercado, alavancagem e relação lucro sobre preço da ação são mensuradas para ações de empresas individualmente, os betas recalculados de cada um dos 100 *portfolios* foram então alocados a cada ação do portfólio e utilizados nas regressões *cross-section*, juntamente com as demais variáveis fundamentais contra os retornos mensais observados entre junho de 1963 e dezembro de 1990.

De acordo com os resultados obtidos os autores concluíram que, após a separação do efeito tamanho sobre os coeficientes beta, não mais foi observada relação entre o beta e o retorno médio das ações e, dentre as demais variáveis testadas, o valor de mercado e a relação entre valor contábil e valor de mercado seriam as variáveis que melhor explicariam o retorno das ações da amostra analisada.

Em trabalho publicado em 2007, Guan, Hansen, Leikam e Shaw (2007) questionaram os resultados apresentados por Fama e French (1992), buscando reexaminar a pesquisa por meio do emprego de métodos estatísticos mais rigorosos. Atribuíram os resultados encontrados no referido estudo ao emprego dos betas dos portfólios calculados utilizando todo o período às ações individuais, não considerando mudanças estruturais eventualmente ocorridas. Replicaram, então os procedimentos do estudo de Fama e French, após identificarem os períodos onde os betas de *portfólio* permaneceram estáveis. Adicionalmente, buscaram reduzir os erros de mensuração atribuídos a erro amostral e falta de sincronia, calculando os betas ajustados – *sum-beta*, para as ações individuais e dos *portfólios*. Utilizando a mesma formação de *portfólio* utilizada no estudo anterior, mas utilizando os subperíodos onde os betas foram identificados como estáveis, os betas estáveis de *portfolios* e os valores de mercado foram associados às ações individuais. Posteriormente foram calculados os *sum-betas* individuais estáveis a partir da identificação dos betas de cada ação dentro dos *portfolios* formados por Fama e French e também, juntamente com o valor de mercado, associados a cada ação individual. Por último os betas estáveis calculados para cada ação foram a estas associados, juntamente com o seu valor de mercado. Foram realizadas as regressões entre os parâmetros e o retorno e, de acordo com os resultados obtidos, concluíram que, quando foram utilizados os betas estáveis dos portfólios, o tamanho permaneceu sendo a variável mais significativa. Quando, contudo, os *sum-betas* individuais estáveis foram utilizados, o parâmetro beta

mostrou-se significativa, ao nível de 10% de significância e o tamanho deixou de sê-lo. Quando utilizados os betas individuais estáveis, a variável beta mostrou-se altamente significativa. A variável tamanho permaneceu significativa a nível de 10%, embora em um patamar inferior (0,0833 de significância contra 0,0006 da variável beta).

No Brasil, a aplicação de alguns testes para a avaliação da estabilidade de betas no mercado brasileiro já foram realizados, variando em escopo e apresentando resultados até certa medida conflitantes.

2.2. Estudos realizados no Brasil

Em dissertação de mestrado defendida em 1989, Nilo M. Cecco, *apud* Ventura (2001) analisou a estabilidade do coeficiente beta de ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período compreendido entre janeiro de 1972 e 1980, estudando o comportamento do coeficiente em carteiras compostas por 1, 2, 3, 6, 9, 14, 18 e 21 ações. De acordo com os resultados obtidos, os betas mostraram-se estáveis para grandes portfólios. Não foi verificada evidência de estabilidade, contudo, no caso de betas de ações individuais. Adicionalmente, foi observado que a estabilidade aumentava com o crescimento do período utilizado na estimação dos betas.

Em trabalho apresentado no V SEMEAD, Ventura, Forte e Famá (2001) testaram a estabilidade do beta calculado para ações de três empresas brasileiras no período de 1995 a 2000: Itaubanco PN, Petrobrás PN e Belgo Mineira PN, selecionadas em função de sua atuação em setores distintos e liquidez em mercado, utilizando como índice representativo do mercado o índice IBOVESPA. Foram calculados os betas das empresas para o total do período analisado confrontando-os com aqueles calculados para cada ano, verificando se os últimos encontravam-se dentro do intervalo de confiança obtido inicialmente. Os autores concluíram que, para a amostra analisada, evidenciou-se um beta estável, salvo exceções em anos determinados, associados a eventos extraordinários, como crises externas, ou restritos a setores ou empresas específicas.

Em estudo sobre quebras estruturais, Carareto (2002) analisou o comportamento do beta de cinco empresas brasileiras, de diferentes setores: Perdigão (alimentos), Unibanco (financeiro), Lojas Americanas (varejo), Gerdau (metalúrgico) e Ambev (bebidas). Utilizando o modelo CAPM e adotando como *proxy* do índice de mercado o índice Ibovespa, o autor analisou as cotações diárias das ações no período de 1994 a 2001. Dividindo o período de análise em dois subperíodos, associou-os a uma variável dummy, controlando a qual subperíodo cada observação pertencia. A hipótese nula, de que a variável dummy era igual a zero não foi rejeitada, não tendo sido, portanto identificada quebra estrutural significativa no beta da amostra de empresas estudada.

Em dissertação de mestrado, Lima (2008) analisou a estabilidade dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro utilizando uma amostra de 92 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – BOVESPA no período de dezembro/1994 a dezembro/2006. Foram utilizados os retornos mensais e semanais, ajustados por proventos, regredidos contra o índice Ibovespa e MSCI Brasil, calculado pelo Morgan Stanley Capital International, Inc. Para inclusão na amostra foi exigido o registro de ao menos uma cotação em cada mês de forma a gerar 145 observações para o cálculo dos retornos mensais dos 144 meses do período analisado.

Para o teste da estabilidade o autor aplicou metodologia desenvolvida para investigar a existência de quebras estruturais quando a data de quebra é desconhecida, a saber, sup-LR (teste supremo), exp-LR (teste exponencial) e average-LR (teste média-exponencial) desenvolvidas por Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) e também o teste de Chow, conforme definido no capítulo 3, estabelecendo neste caso como data de quebra o ponto central do período analisado, o último dia útil de dezembro de 2000.

Foram avaliados os impactos sobre a estabilidade do coeficiente beta da frequência do retorno: semanal e mensal; dos índices de mercado utilizados: Ibovespa e MSCI Brasil; do tamanho do intervalo de estimação: 1, 2, 3, 4, 5 e 6 anos e do agrupamento dos ativos em carteiras compostas por 5, 10, 15 e 23 ativos. No caso do teste de Chow, o tamanho do intervalo de estimação partiu sempre do ponto central do intervalo de estimação.

De acordo com os resultados apresentados, a hipótese de estabilidade, pela aplicação do teste de Chow, foi rejeitada para cerca de 90% das ações da amostra. Foi observado que quanto maior o intervalo de estimação maior a proporção de betas instáveis. O teste que apresentou o menor índice de rejeição da hipótese de estabilidade, da ordem de 60% da amostra das ações, correspondeu ao intervalo de estimação de 1 ano, utilizando retornos mensais. A utilização do Índice Ibovespa ou MSCI Brasil não teve impacto significativo nos resultados. Em relação ao agrupamento dos ativos em carteira, surpreendentemente, foi observado um pequeno aumento da instabilidade do beta em carteiras com mais ativos. O aumento do intervalo de estimação no cálculo dos betas de carteiras também indicou um aumento da instabilidade. Da mesma forma que com os ativos individuais, a utilização do Ibovespa ou MSCI Brasil não resultou em diferenças significativas na estabilidade do parâmetro. Os resultados de estabilidade de betas para carteiras com retornos mensais foram levemente superiores aos de retornos semanais. O autor argumentou que os resultados obtidos, com alta rejeição da hipótese de estabilidade, podem ter sido influenciados pela ocorrência, na primeira parte da amostra, até dezembro de 2000, de diversas crises que afetaram as Bolsas mundiais como a crise da Ásia, da Rússia e da Bolsa Nasdaq, além da crise cambial brasileira em 1999. Esses fatos podem ter contribuído para o aumento da volatilidade das bolsas e influenciado o nível elevado de quebras estruturais.

Com relação aos testes de quebra estrutural, os resultados dos testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) aplicados aos ativos individuais mostraram-se mais de acordo com a estabilidade do parâmetro. O pior resultado encontrado nos testes de estabilidade de ativos individuais, foi aquele que rejeitou a hipótese de estabilidade em 23,9% da amostra (teste Max LR utilizando retornos semanais e índice Ibovespa como *proxy* de mercado) mas em muitos casos, quando utilizado o MSCI Brasil, o percentual de rejeição da hipótese de estabilidade foi nulo. Foi observado que a utilização de retornos mensais gerou maior estabilidade de betas do que retornos semanais, quando foi utilizado o índice o Ibovespa, e o contrário quando o índice utilizado foi o MSCI Brasil.

Quanto ao agrupamento em carteiras, este não demonstrou melhorar a estabilidade dos betas. A utilização do Índice MSCI Brasil da mesma forma que na avaliação de ativos individuais, resultou em betas mais estáveis. O percentual de rejeição da hipótese de estabilidade foi nulo em muitos casos, principalmente quando utilizados retornos semanais. O autor conclui ainda que os resultados favoráveis ao MSCI Brasil podem ter ocorrido devido à metodologia de cálculo desse índice, que leva em conta a ponderação do valor de mercado das ações o que, intuitivamente, poderia indicar uma aproximação à carteira teórica do Capital Asset Pricing Model – CAPM quando o Ibovespa considera a negociabilidade para a definição do peso de cada ação na composição da carteira teórica.

A influência de outras variáveis, além do beta, sobre a rentabilidade das empresas também foi objeto de pesquisas no mercado brasileiro.

Neves (1996), em dissertação de mestrado, analisou a influência dos parâmetros beta, valor de mercado, índice preço/lucro, e valor patrimonial da ação/preço na explicação da rentabilidade média das ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período compreendido entre março de 1987 a fevereiro de 1996. No estudo foram construídas carteiras de ações ordenadas pelas três variáveis fundamentais e, por meio de regressões múltiplas pelo método SUR - *Seemingly Unrelated Regression* e de *Times Series Cross-Sectional Analysis* foi estimada a relação existente entre os citados parâmetros e o retorno médio das carteiras.

Os resultados obtidos mostraram um relacionamento negativo entre a rentabilidade média das carteiras e as variáveis índice preço/lucro e valor de mercado e um relacionamento positivo entre a rentabilidade e índice valor patrimonial da ação/preço, sendo que a variável que mais se destacou foi o índice valor contábil/valor de mercado. Em relação ao beta, calculado sobre o índice de mercado igualmente ponderado, construído a partir da média aritmética das ações presentes na amostra, observou que este possui significativa influência na relação risco-retorno embora os testes tenham apontado má especificação do modelo.

Em documento de trabalho do IBMEC – São Paulo, Bignotto, Donatelli, Minardi, Montenegro e Sanvicente (2007) construíram um modelo para estimar betas com base em fundamentos das empresas, utilizando, em sua metodologia, unicamente dados brasileiros, propondo um modelo alternativo para empresas que não tenham ações cotadas em bolsa. Partindo das premissas utilizadas na literatura de finanças, de que o beta é afetado pelos três fatores seguintes: *i.* a elasticidade-renda da demanda, a qual é associada à forma pela qual as empresas reagem às flutuações da atividade econômica; *ii.* a alavancagem operacional; e *iii.* a alavancagem financeira, os autores propuseram um modelo buscando estimar o peso dessas na determinação do beta, por meio de *pooling de cross-sections*.

Os retornos mensais das ações mais líquidas de cada empresa não financeira listada na Bovespa, de dezembro de 1998 a dezembro de 2003, foram divididos em três séries de 36 meses e calculados os betas dessas empresas para os anos de 2001, 2002 e 2003, com base nos dados dos três anos anteriores. Feito isso, a influência de cada variável fundamental no beta das empresas foi calculada por meio de regressão múltipla, tendo como variável dependente o beta de cada subperíodo e como variáveis independentes: a alavancagem operacional, a alavancagem financeira e a participação das exportações na receita bruta, esta última, no sentido em que seria esperado que, quanto maior a participação das exportações, menor a sensibilidade das receitas da empresa às oscilações da economia nacional.

Os resultados encontrados corroboraram o preconizado pela teoria, de que quanto maior o grau de alavancagem operacional (GAO - Ativo Imobilizado/Ativo Total) e o grau de alavancagem financeira (GAF - Dívida Financeira Líquida/Patrimônio Líquido), maior o risco sistemático medido pelo beta e quanto maior o percentual de receita bruta exportada (EXP), menor o risco sistemático. A equação de regressão calculada no estudo é descrita a seguir:

$$\beta_i = 1,0523 + 0,0442 \times \text{GAF}_i + 0,1496 \times \text{GAO}_i - 0,1674 \times \text{EXP}_i \quad (8)$$

Segundo os autores, todos os coeficientes foram significativos a 5%. O coeficiente de determinação R^2 obtido para a regressão, por sua vez, foi de 95%.

Em dissertação de mestrado, Faria (2008) analisou a aplicabilidade do modelo CAPM no mercado brasileiro, investigando a influência dos fatores P/L (índice Preço/Lucro), Valor de Mercado (tamanho da firma) e índice Valor Contábil/Valor de Mercado (VC/VM) nos retornos das ações negociadas na Bovespa pertencentes à carteira teórica IBrX – Índice Brasil, no período compreendido entre maio de 2002 e dezembro de 2007, testando também a significância do beta de mercado como medida de risco capaz de influenciar o preço das ações. O parâmetro beta foi estimado por meio de regressão linear simples entre os retornos das ações individuais com o retorno do IBrX, utilizando um período de 24 meses.

O autor ordenou as ações primeiramente pelo índice P/L, posteriormente pelo valor de mercado e, por último, pelo índice valor contábil/valor de mercado. Retirando as ações com índice P/L negativo construiu oito carteiras com 10 ações, em média, cada uma. Os betas das carteiras foram obtidos a partir da média dos betas individuais das ações integrantes de cada uma delas, em igual proporção. Analisou, então, por meio do modelo de regressão aparentemente não relacionado, conhecido por SUR (*Seemingly Unrelated Regression*), e de *Times Series Cross-Section Analysis* - TSCS, a relação entre os retornos das carteiras, o beta de mercado e as três variáveis fundamentais, construindo oito modelos. O primeiro utilizando o beta isoladamente, os três seguintes com o beta associado a cada uma das variáveis fundamentais, os três subseqüentes com as últimas agrupadas aos pares e o último integrando todo o conjunto de variáveis. Posteriormente empregou a análise *cross-section* das séries temporais utilizando as variáveis fundamentais suavizadas, onde cada uma foi dividida pela média *cross-section* do mês do quadrimestre anterior à mudança das carteiras.

Foi verificada também a sensibilidade dos resultados à alteração do processo de formação das carteiras, ordenando as ações, primeiramente pela variável VM e, em seguida, pelos índices P/L e VC/VM e finalmente, utilizando como primeira variável o índice VC/VM, seguida do índice P/L e, por último, pelo VM.

A análise descritiva mostrou a importância das variáveis Tamanho (Valor de Mercado) e P/L na geração do excesso de retorno.

Sumarizando os resultados, o autor verificou a existência de influência significativa de todas as variáveis fundamentais analisadas no excesso de retorno verificado em todos os portfólios, auferindo que o comportamento das variáveis alternavam-se à medida em que o processo de ordenação das carteiras era alterado e também em função do método utilizado.

Quando o processo de ordenação iniciava pela variável P/L, foi verificada uma alternância dos níveis de significância entre este índice e a variável Valor de Mercado, a depender do teste aplicado, o mesmo ocorrendo quando a ordenação iniciava pelas variáveis Valor de Mercado e pelo índice e VC/VM.

A variável VC/VM foi a que apresentou estabilidade de resultados em todos os testes, apontando alto nível de significância (de 1%) na maioria dos modelos analisados. O beta, por seu turno, só registrou alguma significância nos modelos que utilizaram a metodologia SUR às variáveis ordenadas inicialmente pelo VC/VM, não apresentando significância estatística em nenhum dos demais testes.