



Vania Conze Cezimbra

**A estabilidade dos coeficientes betas (β):
A aplicabilidade dos betas históricos na avaliação
de ações no mercado brasileiro**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Administração de Empresas da PUC-Rio como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

Orientador: Prof. Walter Lee Ness Jr.

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



Vania Conze Cezimbra

**A estabilidade dos coeficientes betas (β):
A aplicabilidade dos betas históricos na avaliação
de ações no mercado brasileiro**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Administração de Empresas da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Walter Lee Ness Jr.

Orientador

Departamento de Administração da PUC-RIO

Prof. Marcelo Cabus Klotzle

Departamento de Administração da PUC-RIO

Prof. Celso Fucia Lemme

COPPEAD - UFRJ

Prof. Nizar Messari

Vice-Decano de Pós-Graduação do CCS

Rio de Janeiro, 14 de outubro de 2009.

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, da autora e do orientador.

Vania Conze Cezimbra

Graduou-se em Ciências Econômicas pela UFRJ em 1984. Trabalhou no mercado financeiro e foi professora assistente de Faculdade de Economia e Administração da Universidade Cândido Mendes. Na área pública trabalhou no Banco Central do Brasil e, desde 2002, é economista do BNDES. Atualmente ocupa o cargo de gerente na Área de Comércio Exterior.

Ficha Catalográfica

Cezimbra, Vania Conze

A estabilidade dos coeficientes betas(β) : a aplicabilidade dos betas históricos na avaliação de ações no mercado brasileiro / Vania Conze Cezimbra ; orientador: Walter Lee Ness Jr. – 2009.
88 f. ; 30 cm

Dissertação (Mestrado em Administração)– Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

Inclui bibliografia

1. Administração – Teses. 2. CAPM. 3. Ibovespa. 4. Beta. 5. Estabilidade. I. Ness Junior, Walter Lee. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Administração. III. Título.

CDD:658

Agradecimentos

Ao meu orientador Walter Lee Ness Jr. pelo estímulo e atenção, sempre disponíveis durante a realização desta dissertação.

Aos professores Marcelo Cabus Klotzle e Celso Funcia Lemme pelas contribuições para a finalização deste trabalho

Ao BNDES pelo apoio para a realização do mestrado.

Aos meus colegas de mestrado que tornaram mais leves os momentos difíceis.

Aos funcionários do IAG, em especial a Teresa e Fábio, da secretaria do mestrado.

Ao meu marido Gil Bernardo e meus filhos Bernardo e Gustavo pela presença constante e apoio.

Resumo

Cezimbra, Vania Conze; Ness Jr., Walter Lee. **A estabilidade dos coeficientes betas (β): A aplicabilidade dos betas históricos na avaliação de ações no mercado brasileiro.** Rio de Janeiro, 2009. 88p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O modelo conhecido como Capital Asset Pricing Model – CAPM define o parâmetro beta como a constante que mede a variação esperada da rentabilidade de um ativo em relação à variação da rentabilidade do mercado. A estabilidade do parâmetro beta é crucial para que seja aplicável a utilização de dados históricos na precificação de ativos e na avaliação do custo de capital das empresas. A presente dissertação avaliou a estabilidade do parâmetro beta no período compreendido entre julho de 1994 a junho de 2008, em um total de 168 meses, para uma amostra de 41 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa. O Índice da Bolsa de Valores de São Paulo – Ibovespa foi utilizado como uma *proxy* do índice de mercado. O teste estatístico aplicado foi o Teste de Chow, e foram realizadas regressões *cross-section* em períodos não sobrepostos. Pelos resultados do Teste de Chow, percentual significativo dos betas da amostra apresentou-se estatisticamente estável. Contudo, a análise das regressões *cross-section* em diferentes subperíodos mostrou que os betas calculados com base em dados históricos têm muito pouca participação na explicação do valor do parâmetro calculado para período subsequente. O trabalho testou, ainda, a aplicação do ajuste proposto por Vasicek concluindo que este último contribui muito pouco para o poder de previsão dos betas históricos.

Palavras-chave

CAPM; Ibovespa; beta; estabilidade

Abstract

Cezimbra, Vania Conze; Ness Jr., Walter Lee (Advisor). **Beta (β) stability: the applicability of historical betas to asset pricing in the Brazilian stock market.** Rio de Janeiro, 2009. 88p. MSc. Dissertation - Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

The model known as capital asset pricing model – CAPM defines the beta parameter as the constant that measures the expected return variation of an asset in relation to the equity premium. Parameter beta stability is crucial to apply the use of historical data in the pricing of assets and assessing the cost of capital of companies. This dissertation assessed parameter beta stability in the period from July 1994 to June 2008, a total of 168 months for a sample of 41 traded stocks on the São Paulo Stock Exchange - BOVESPA. The index of that stock exchange - Ibovespa was used as a market index proxy. The statistical test known as the Chow Test was applied, and regressions were carried out in cross sections not overlapping periods. From the Chow Test results, a significant percentage of betas of the sample are shown to be statistically stable. However, the analysis of cross-section regressions in different subperiods showed that the betas calculated based on historical data have very little participation in explanation of the parameter value calculated for subsequent period. The study also tested the adjustment proposed by Vasicek but concludes that the latter contributes very little to forecast power of historical betas.

Keywords

CAPM; Ibovespa; beta; stability

Sumário

1. Introdução	9
1.1. Objetivo do Trabalho	10
1.2. Relevância do Estudo	10
1.3. Delimitação do Estudo	12
2. Referencial Teórico	13
2.1. O Modelo Capital Asset Pricing Model – CAPM	15
2.2. Estudos Realizados no Brasil	30
3. Metodologia do Trabalho	37
3.1. Teste de Estabilidade dos Coeficientes beta	37
3.2. O Teste de Chow	39
3.3. Amostra	40
4. Resultados	44
4.1. Teste de Chow	46
4.2. Análise das Regressões em <i>Cross-section</i>	49
5. Conclusão	54
5.1. Recomendações para Trabalhos Futuros	55
6. Referencial Bibliográfico	57
7. Anexos	60
Anexo 1.	60
Anexo 2.	76

Lista de tabelas

Tabela 1 – Amostra de ações	43
Tabela 2 – Coeficiente de Determinação Médio - R^2	44
Tabela 3 – Percentual de Rejeição - $H_0: \beta = 0$	45
Tabela 4 – Teste Durbin – Watson – $\alpha = 1\%$	46
Tabela 5 – Teste de Chow – Percentual de rejeição da hipótese de estabilidade por subperíodo	47
Tabela 6 – Teste de Chow – Percentual médio de rejeição da estabilidade por subperíodo	48
Tabela 7 – Teste de Chow – Pontos de quebra especificado	49
Tabela 8 – Resultados das regressões entre os betas dos subperíodos especificados	51
Tabela 9 – Coeficiente de Correlação – média quadrática	53
Tabela 10 – Betas calculados para os subperíodos especificados	60
Tabela 11 – Betas ajustados pelo modelo de Vasicek	76

1 Introdução

O modelo de precificação de ativos conhecido como Capital Asset Pricing Model - CAPM, desenvolvido na década de 60 por William Sharpe (1964) e John Lintner (1965) e Jan Mossin (1966) tem sido largamente utilizado para a avaliação de ações negociadas em mercados organizados ao redor do mundo. O modelo descreve a relação entre o retorno de um ativo, o retorno de ativo livre de risco e o retorno da carteira de mercado, estabelecendo como risco relevante de um ativo a sua contribuição ao risco de uma carteira bem diversificada.

A despeito das hipóteses restritivas subjacentes ao modelo, e de sua simplicidade, o modelo tem sido adotado para estimativas de custo de capital das empresas, estimando-se os parâmetros por meio de análise de regressão, onde os dados históricos do excesso do retorno de títulos em relação aos títulos sem risco, sua variabilidade, e sua relação com o excesso de retorno e variabilidade do mercado, geralmente 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 aceitação das demais hipóteses subjacentes ao modelo, depende da suposição da estabilidade do parâmetro que mede a variação do excesso de retorno de um ativo em relação à variação da carteira de mercado, isto é, de que o β dos ativos não variam de um período para outro.

A adequação dos parâmetros calculados com base em dados passados para a avaliação de ativos tem sido objeto de estudo desde a criação do modelo. Particularmente, a estabilidade do coeficiente beta tem sido analisada nos últimos anos em mercados internacionais e em alguns trabalhos realizados no Brasil, estes variando em abrangência da amostra e apresentando resultados, até certa medida, conflitantes.

1.1. Objetivo do trabalho

O objetivo do trabalho será a avaliação da estabilidade dos parâmetros do CAPM, no modelo de índice único, estimados por meio de análise de regressão com a utilização de dados históricos.

Por meio da análise dos resultados de regressões em *cross-section*, bem como da aplicação de metodologia estatística como a proposta por Gregory C. Chow (1960), melhores descritas no item 3, buscaremos verificar a presença de estabilidade dos betas das ações calculados com base no excesso dos retornos de ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA e no excesso de retorno de mercado, utilizando-se como *proxy* deste último a variação da carteira teórica do índice IBOVESPA e do retorno livre de risco a taxa Selic acumulada, em termos mensais, observados no período de julho de 1994 a junho de 2008.

A pesquisa buscará ainda avaliar os resultados obtidos a partir da utilização do modelo de ajustamento pela correção bayesiana proposta por Vasicek (1973)

1.2. Relevância do estudo

O CAPM tem sido largamente utilizado para cálculo do custo de capital em avaliações de oportunidades, particularmente para aquisição ou venda de participações em empresas, tornando de grande interesse trabalhos que, direta ou indiretamente avaliem a sua aplicação no mercado brasileiro. Conforme pesquisa realizada por Garrán (2006), que buscou mensurar, por meio de questionários aplicados a administradores de empresas de diversos setores, a participação das diferentes metodologias em uso no Brasil para determinação do custo de capital próprio para avaliação de ativos por fluxo de caixas descontado, o CAPM foi o modelo utilizado por 60,22% dos entrevistados, seguido pelo de Prêmios de Risco, modelo que consiste em adicionar à taxa livre de risco prêmios de risco relacionados a diversas fontes, o qual respondeu por 26,88%. Assim, pesquisas que busquem avaliar a adequação da utilização do modelo no mercado brasileiro constituem-se contribuições importantes ao desenvolvimento do mercado de capitais.

A existência de um mercado acionário com volume e liquidez é fundamental para o crescimento econômico auto-sustentado, notadamente em países em desenvolvimento, onde existe uma forte demanda por investimento e restrições ao crédito de longo prazo. Incentiva a formação de poupança, atua positivamente na atração e permanência do capital externo e proporciona uma alternativa importante de financiamento das empresas.

Deve-se registrar que o período abrangido por essa dissertação assistiu a transformações de grande magnitude tanto do ambiente interno quanto do cenário internacional, as quais tiveram impactos sobre o mercado acionário. Inicia-se logo após a implantação da reforma monetária conhecida como Plano Real, que estancou um processo inflacionário que vinha se agravando ao longo dos últimos anos e constituía-se em um entrave ao desenvolvimento da economia e, particularmente, do mercado de capitais. Essas transformações refletiram-se na mudança de patamar verificada no índice Ibovespa, que, partindo de 3,6 mil pontos no fechamento de junho de 1994, registrou 65 mil pontos no fechamento do período coberto pelo presente estudo, em junho de 2008. Não obstante este crescimento, o mercado viveu, neste intervalo de tempo, períodos de grande turbulência. Internamente, destacam-se aqueles gerados pela expectativa quanto à desvalorização do câmbio, em virtude da sobrevalorização da moeda brasileira após a implementação do Plano Real, que culminaram com a má desvalorização do Real em janeiro de 1999 e aquele que antecede as eleições de 2002, devido às expectativas quanto à possível ruptura da política econômica. Paralelamente, no ambiente externo, o mercado assistiu a diversas crises, ressaltando-se a crise do México ao final de 1994, a crise dos Tigres Asiáticos em 1997 e a crise da Rússia em 1998. Após um período de recuperação, a partir de 1999, o mercado volta a declinar em 2000 em função da crise decorrente da queda da NASDAQ - North America Securities Dealers Automated Quotation System, em abril daquele ano. Engloba também um período de grande desempenho do mercado acionário. Este se estende de dezembro de 2002, após a reversão das expectativas quanto ao resultado das eleições daquele ano em um cenário de grande aumento na liquidez internacional e redução na taxa real de juros livre de risco, até o final do período em estudo, em junho de 2008.

O período em estudo não alcança, contudo, os reflexos da crise financeira internacional que teve origem na queda do mercado hipotecário norte-americano, a partir de outubro de 2008.

1.3. Delimitação do estudo

A pesquisa terá foco no mercado de capitais brasileiro e estará restrita ao universo de ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo

Quanto à delimitação temporal, conforme já exposto, utilizaremos os retornos observados no período de 14 anos após a implantação do Plano Real, compreendido entre julho de 1994 a junho de 2008.

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 média da distribuição cross-sectional dos betas no período 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 1072 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.

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 = Logarítmo 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
Duratex	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	Veiculos 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

4 Resultados

Foram calculados os betas para as ações individuais, mediante a regressão, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, dos retornos mensais das ações e do retorno do IBOVESPA, utilizado como *proxy* de mercado, utilizando as observações verificadas em períodos não sobrepostos de 84, 56, 42 e 24 meses, utilizando-se os subperíodos especificados na Tabela 2. Os parâmetros assim calculados constam da Tabela 9, no Anexo I a este trabalho.

O ajuste das regressões não pareceu variar muito em função da extensão dos subperíodos de previsão utilizados. Como pode ser observado na Tabela 4, a seguir, o coeficiente de determinação das regressões variaram de 0,331 (subperíodo de março de 99 a outubro de 2003) a 0,438 (subperíodo de julho de 98 a junho de 2000).

Tabela 2 - Coeficiente de Determinação Médio - R^2

Período de Previsão	Subperíodo	R^2	R^2 médio
168 meses	jul94 a jun08	0,401	0,401
84 meses	jul94 a jun01	0,377	0,356
	jul01 a jun08	0,336	
56 meses	jul94 a fev99	0,404	0,361
	mar99 a out03	0,324	
	nov03 a jun08	0,355	
42 meses	jul94 a dez97	0,356	0,373
	jan98 a jun01	0,414	
	jul01 a dez04	0,345	
	jan05 a jun08	0,375	
24 meses	jul94 a jun96	0,348	0,381
	jul96 a jun98	0,430	
	jul98 a jun00	0,433	
	jul00 a jun02	0,337	
	jul02 a jun04	0,393	
	jul04 a jun06	0,368	
	jul06 a jun 08	0,361	

Fonte: própria

O percentual em que rejeitamos a hipótese nula, de que o beta não contribui para explicar a variação do retorno ($H_0: \beta = 0$), contra a alternativa de que exerce influência positiva, aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, para os diferentes subperíodos variou pouco entre os diferentes períodos de previsão, mostrando-se relativamente mais baixo quando utilizado um período de previsão de 24 meses. Os resultados são apresentados na Tabela 3, a seguir

Tabela 3 - Percentual de Rejeição- $H_0: \beta = 0$

Período de Previsão	Subperíodo	Nível de Significância		
		1,00%	5,00%	10,00%
84 meses	jul94 a jun01	97,56%	97,56%	97,56%
	jul01 a jun08	92,68%	95,12%	100,00%
56 meses	jul94 a fev99	97,56%	97,56%	97,56%
	mar99 a out03	82,93%	90,24%	95,12%
	nov03 a jun08	95,12%	97,56%	100,00%
42 meses	jul94 a dez97	80,49%	92,68%	97,56%
	jan98 a jun01	95,12%	97,56%	97,56%
	jul01 a dez04	75,61%	82,93%	85,37%
	jan05 a jun08	85,37%	95,12%	97,56%
24 meses	jul94 a jun96	60,98%	75,61%	82,93%
	jul96 a jun98	78,05%	85,37%	95,12%
	jul98 a jun00	73,17%	92,68%	95,12%
	jul00 a jun02	53,66%	82,93%	87,80%
	jul02 a jun04	63,41%	65,85%	73,17%
	jul04 a jun06	73,17%	87,80%	90,24%
	jul06 a jun 08	70,73%	80,49%	80,49%

Fonte: própria

A presença de autocorrelação positiva de primeira ordem entre os resíduos, avaliada pela aplicação do teste de Durbin-Watson, ao nível de significância de 1% mostrou-se bastante baixa. A Tabela 4, a seguir, apresenta o percentual em que a hipótese nula (H_0) de ausência de autocorrelação positiva é rejeitada e em que o resultado do teste é inconclusivo quanto à presença de autocorrelação positiva entre os resíduos.

Tabela 4 - Teste Durbin-Watson- $\alpha = 1\%$

Período de Previsão	Subperíodo	% Autocorrelação Positiva (1)	% Possível Autocorrelação (2)	(1) + (2)
84 meses	jul94 a jun01	0,00%	2,44%	2,44%
	jul01 a jun08	4,88%	2,44%	7,32%
56 meses	jul94 a fev99	0,00%	0,00%	0,00%
	mar99 a out03	2,44%	2,44%	4,88%
	nov03 a jun08	2,44%	0,00%	2,44%
42 meses	jul94 a dez97	2,44%	2,44%	4,88%
	jan98 a jun01	0,00%	0,00%	0,00%
	jul01 a dez04	2,44%	0,00%	2,44%
	jan05 a jun08	2,44%	2,44%	4,88%
24 meses	jul94 a jun96	0,00%	2,44%	2,44%
	jul96 a jun98	0,00%	0,00%	0,00%
	jul98 a jun00	0,00%	0,00%	0,00%
	jul00 a jun02	0,00%	2,44%	2,44%
	jul02 a jun04	0,00%	0,00%	0,00%
	jul04 a jun06	0,00%	4,88%	4,88%
	jul06 a jun 08	0,00%	4,88%	4,88%

(1) $d < d_{L,\alpha}$ (2) $d_{L,\alpha} < d < d_{U,\alpha}$

Fonte: própria

4.1. Teste de Chow

A fim de testar a estabilidade dos betas foram aplicados testes de Chow, conforme metodologia descrita no capítulo 3, aos betas calculados para todas as ações da amostra para os subperíodos não sobrepostos de 84, 56, 42 e 24 meses. Foram realizados testes para os coeficientes calculados para cada subperíodo (β_1), tentando-se sua estabilidade em relação ao coeficiente calculado para o período subsequente (β_2), de igual duração. Desta forma foi 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 Tabela 5, a seguir, apresenta o percentual em que é rejeitada a hipótese nula, ou seja, a hipótese de que os betas calculados para os pares de subperíodos especificados pertencem à mesma regressão e são estatisticamente considerados estáveis.

Tabela 5 - Teste de Chow – Percentual de rejeição da hipótese de estabilidade por subperíodo

$$H_0: \beta_1 = \beta_2, \text{ se } F < F_k, n_1+n_2 - 2k (1-\alpha)$$

Período de Previsão						
Nível de Significância	84 meses	56 meses		42 meses		
	jul 94 a jun 01 / jul 01 a jun 08	jul 94 a fev 99 / mar 99 a out 03	mar 99 a out 03 / nov 03 a jun 08	jul94 a dez97 / jan98 a jun01	jan98 a jun01 / jul01 a dez04	jul01 a dez04 / jan05 a jun 08
10%	26,83%	43,90%	17,07%	14,63%	31,71%	43,90%
5%	19,51%	26,83%	14,63%	7,32%	19,51%	36,59%
1%	4,88%	14,63%	7,32%	2,44%	7,32%	19,51%

Período de Previsão						
Nível de Significância	24 meses					
	jun 94 a jul 96 / jul 96 a jun 98	jul 96 a jun 98 / jul 98 a jun 00	jul 98 a jun 00 / jul 00 a jun 02	jul 00 a jun 02 / jul 02 a jun 04	jul 02 a jun 04 / jul 04 a jun 06	jul 04 a jun 06 / jul 06 a jun 08
10%	9,76%	4,88%	19,51%	31,71%	31,71%	14,63%
5%	4,88%	2,44%	17,07%	14,63%	14,63%	9,76%
1%	2,44%	2,44%	4,88%	7,32%	2,44%	4,88%

Fonte: própria

Os resultados encontrados suportam melhor a hipótese de estabilidade do que aquela verificada no trabalho de Lima (2008). Tal fato pode decorrer da utilização de amostra com critérios mais restritos de presença em bolsa e também, como argumentou o próprio autor, pelo período de corte escolhido.

Os resultados não indicam, para a amostra estudada, se a mudança do tamanho do período de exerce efeito sobre os resultados do Teste de Chow. Estes parecem estar relacionados, mostrando resultados piores, ou seja, de maior rejeição da hipótese de igualdade entre os betas dos subperíodos, quando o período de previsão concentra momentos de maior instabilidade no mercado acionário como, por exemplo, aqueles registrados após a crise dos Tigres Asiáticos em 1997, os efeitos da crise da Rússia em 1998, a crise cambial brasileira em 1999 e momento de turbulência pelo qual passou a economia brasileira, com a crise de energia e expectativas quanto às mudanças de política econômica em função dos resultados eleitorais de 2002.

A Tabela 6, a seguir, apresenta o percentual médio de rejeição da hipótese de estabilidade para cada subperíodo.

Tabela 6 - Teste de Chow - Percentual médio de rejeição da estabilidade por subperíodo

Nível de Significância	Período de Previsão			
	84 meses	56 meses	42 meses	24 meses
10%	26,83%	30,49%	30,08%	18,70%
5%	19,51%	20,73%	21,14%	10,57%
1%	4,88%	10,98%	9,76%	4,07%

Fonte: própria

O resultado da aplicação do Teste de Chow para avaliação da estabilidade entre os betas calculados para os subperíodos obtidos pela divisão do período total do estudo em dois segmentos, anterior e subsequente aos pontos de corte como especificado no item 3.1 é demonstrado na Tabela 7, a seguir. Como pode ser observado o percentual em que a hipótese de estabilidade do parâmetro beta calculado para as ações da amostra é rejeitada, ao nível de significância de 5%, é superior a quase todos os resultados obtidos quando a comparação foi feita entre subperíodos de mesma extensão, apresentados na Tabela 6, quando o ponto de quebra escolhido foi quando da queda da bolsa de Hong Kong ou da maxidesvalorização do Real. O percentual de rejeição da hipótese de estabilidade, de 31,71%, foi superado apenas quando comparados os betas calculados nos segundo e terceiro subperíodos de 42 meses (subperíodos de julho de 2001 a dez de 2004 e de janeiro de 2005 a junho de 2008).

Tabela 1 - Teste de Chow - Pontos de quebra especificados Percentual de rejeição da hipótese de estabilidade $H_0: \beta_1 = \beta_2$, se $F < F_k, n_1+n_2 - 2k (1 - \alpha)$

Período de Estimação	Nível de significância		
	90%	95%	99%
Queda das Bolsas de Hong Kong - outubro 97			
Período total - jul94 a jun08			
Per. 1 - jul 94 a set 97			
Per. 2 - out 97 a jun 08			
Percentual de Rejeição da Estabilidade	34,15%	31,71%	24,39%
Maxidesvalorização do Real - janeiro 99			
Período total - jul 94 a jun08			
Per. 1 - jul 94 a dez 98			
Per. 2 - jan 99 a jun 08			
Percentual de Aceitação da Estabilidade	36,59%	31,71%	19,51%
Eleição do Presidente Lula - outubro 2002			
Período total - jul 94 a jun08			
Per. 1 - jul 94 a set 02			
Per. 2 - out 02 a jun 08			
Percentual de Aceitação da Estabilidade	14,63%	12,20%	2,44%

4.2.

Análise das regressões em *cross-section*

Uma vez calculados os betas das ações para os subperíodos relacionados, realizamos regressões em *cross-section* em subperíodos não sobrepostos de 24, 42, 56 e 84 meses, utilizando o método de mínimos quadrados, utilizando, como variável independente os betas calculados em cada subperíodo especificado e como variável dependente os betas calculados para o subperíodo subsequente de igual extensão. Foram realizadas, então, uma regressão para subperíodos de 84 meses, duas para os de 56 meses, três para os de 42 meses e seis para os de 24 meses.

Em seguida, procedemos ao ajuste proposto por Vasicek (1973) mediante a aplicação da fórmula (3) aos betas calculados para os diferentes subperíodos. Os betas assim ajustados são apresentados na Tabela 10, constante do Anexo II.

Efetuada o ajuste proposto por Vasicek aos betas antes calculados, realizamos regressões, pelo método de mínimos quadrados, onde utilizamos como variável independente os betas dessa maneira ajustados e como variável dependente, os betas sem ajuste, calculados para o subperíodo subsequente, de igual extensão. Da mesma forma, foram realizadas uma regressão para subperíodos de 84 meses, duas para os de 56 meses, três para os de 42 meses e seis para os de 24 meses.

De um modo geral, o ajuste das regressões utilizando os betas históricos como variável explicativa do parâmetro observado em um período subsequente, medido pelo coeficiente de determinação R^2 , apresenta-se fraco para quase todos os subperíodos analisados, indicando que muito pouco dos valores observados dos betas das ações em um determinado período pode ser explicado pela utilização dos betas históricos em um modelo de regressão linear. A utilização do modelo de ajustamento proposto por Vasicek, por seu turno, ainda que tenha propiciado uma pequena melhora nos resultados para a maioria dos subperíodos analisados, não produziu efeito significativo que justifique a utilização de observações históricas, ainda que ajustadas, para a previsão de betas no futuro, como pode ser visto na Tabela 8, a seguir:

Tabela 8 - Resultados das regressões entre os betas dos subperíodos especificados

Período de Previsão												
84 meses			56 meses				42 meses					
Subperíodos	jun 94 a jul 01 / jul 94 a jun 08		jul 94 a fev 99 / mar 99 a out 03		mar 99 a out 03 / nov 03 a jun		jul94 a dez97 / jan98 a jun01		jan98 a jun01 / jul01 a dez04		jul01 a dez04 / jan05 a jun 08	
	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek
Coefficiente α	0,507	0,432	0,534	0,468	0,327	0,621	0,417	0,258	0,423	0,278	0,824	0,780
Coefficiente β	0,408	0,504	0,314	0,400	0,459	0,437	0,572	0,793	0,421	0,602	0,140	0,199
$\alpha + \beta$	0,915	0,936	0,848	0,868	0,786	1,058	0,989	1,051	0,844	0,880	0,963	0,979
erro padrão β	0,202	0,250	0,184	0,225	0,172	0,162	0,150	0,203	0,235	0,319	0,107	0,130
r	0,307	0,308	0,263	0,274	0,392	0,397	0,520	0,531	0,276	0,289	0,204	0,239
R ²	0,095	0,095	0,069	0,075	0,154	0,158	0,270	0,282	0,076	0,084	0,042	0,057
ρ	0,357	0,346	0,257	0,257	0,437	0,450	0,438	0,447	0,287	0,274	0,223	0,257
Significância	0,051	0,050	0,096	0,083	0,011	0,010	0,000	0,000	0,080	0,067	0,200	0,133

Período de Previsão												
24 meses												
Subperíodos	jul94 a jun96 / jul96 a jun98		jul96 a jun98 / jul98 a jun00		jul98 a jun00 / jul00 a jun02		jul00 a jun02 / jul02 a jun04		jul02 a jun04 / jul04 a jun 06		jul04 a jun 06 / jul06 a jun 08	
	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek
Coefficiente α	0,589	0,458	0,028	-0,431	0,735	0,763	0,575	0,394	0,659	0,598	0,988	0,790
Coefficiente β	0,375	0,585	0,910	1,439	-0,012	-0,050	0,337	0,592	0,329	0,403	-0,064	0,148
$\alpha + \beta$	0,963	1,042	0,938	1,008	0,722	0,713	0,912	0,985	0,987	1,001	0,923	0,938
erro padrão β	0,141	0,207	0,132	0,224	0,148	0,205	0,276	0,451	0,098	0,116	0,186	0,296
r	0,390	0,413	0,742	0,718	0,013	0,039	0,192	0,206	0,471	0,486	0,055	0,080
R ²	0,152	0,170	0,551	0,515	0,000	0,002	0,037	0,042	0,222	0,236	0,003	0,006
ρ	0,363	0,374	0,694	0,680	-0,058	-0,071	0,203	0,200	0,404	0,409	-0,048	0,033
Significância	0,012	0,007	0,000	0,000	0,934	0,806	0,230	0,197	0,002	0,001	0,731	0,620

Como pode ser observado, o pior ajuste foi o da regressão obtida pela utilização, como variável independente, dos betas, sem o ajustamento de Vasicek, calculados em um período de 24 meses, compreendido entre de julho de 1998 a junho de 2000, e como variável dependente os betas calculados para os 24 meses subsequentes. O beta apresentou valor negativo quase nulo nesta regressão, cujo valor do coeficiente de determinação R^2 obtido, zero, indica não ter nenhum poder de explicação para o valor observado do beta calculado para o subperíodo compreendido entre julho de 2000 e junho de 2002. Deve-se registrar que ambos os subperíodos foram impactados por eventos como as crises da Ásia, Rússia e da Bolsa Nasdaq e, internamente, a crise cambial brasileira em 1999 e as expectativas quanto aos resultados eleitorais de 2002, os quais geraram grande instabilidade no mercado. O desvio padrão do excesso de retorno mensal do Ibovespa, em relação à Selic, no subperíodo de 1998 a 2000 foi de 15,6%, enquanto que o desvio padrão do excesso de retorno mensal no período total analisado foi de 9,96% (11,96% na primeira metade e 7,48% na segunda).

O ajuste entre os betas dos períodos de previsão e os calculados para o período subsequente foi bastante inferior aos encontrados por Blume (1971). Em seu estudo, os coeficientes de correlação entre os betas de carteiras de uma ação calculados para os seis subperíodos de sete anos, variaram de 0,59 a 0,63, com média quadrática de 0,62. O coeficiente de correlação por postos variou de 0,62 a 0,73, com média quadrática de 0,67. O mesmo pode ser observado comparativamente ao obtido no trabalho de Robert Levy (1971). Os coeficientes de correlação entre os betas de carteiras de uma ação calculados para os subperíodos de 52 semanas variaram de 0,297 a 0,641, com média quadrática de 0,438 e os coeficientes de correlação por postos de 0,314 a 0,623, com média quadrática de 0,427. A Tabela 8, a seguir, apresenta a média quadrática dos coeficientes de correlação (r), de determinação (R^2) e de correlação por postos (ρ) das regressões efetuadas para os diferentes subperíodos.

Tabela 9 - Coeficiente de correlação - média quadrática

Média Quadrática *	84 meses		56 meses		42 meses		24 meses	
	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek	Sem ajuste	Com Ajuste de Vasicek
r	0,307	0,308	0,334	0,341	0,360	0,375	0,401	0,402
R ²	0,095	0,095	0,112	0,116	0,129	0,141	0,161	0,162
ρ	0,357	0,346	0,359	0,354	0,316	0,326	0,260	0,271

Fonte: própria

* A média quadrática foi calculada para os resultados das regressões entre os betas de subperíodos inferiores a 84 meses já que, para estes, apenas uma regressão foi realizada.

Os resultados encontrados corroboram aqueles resultantes do estudo de Faria (2008) que encontrou pouca significância estatística quanto os efeitos do parâmetro beta no excesso de retorno dos portfólios de ações analisadas, sendo esses mais influenciados pelas variáveis fundamentais analisadas, particularmente por aquela que indica a relação entre o Valor Contábil e Valor de Mercado (VC/VM). De fato, é de se esperar que, se os betas históricos não auxiliam na previsão dos betas, não apresentem significância na previsão de retornos.

5 Conclusão

O presente estudo propôs-se analisar a estabilidade dos coeficientes betas no período de 168 meses compreendido entre julho de 1994 a junho de 2008. Para tanto, foram calculados os betas de amostra de 41 ações em diferentes subperíodos não sobrepostos, de 84, 56, 42 e 24 meses e, por meio do Teste de Chow aplicado aos pares de subperíodos de igual extensão bem como por meio de regressões *cross-section*, buscou verificar o poder explanatório dos betas calculados com base em dados históricos de retorno sobre o valor do parâmetro em períodos posteriores. Adicionalmente procurou identificar possíveis pontos de quebra pela aplicação do Teste de Chow a subperíodos obtidos da divisão do período total a partir de pontos de quebra arbitrados pela indicação de serem representativos de momentos de possível mudança estrutural.

Pela aplicação do teste de Chow foi constatado que, em média, ao nível de significância de 5%, a hipótese de estabilidade foi rejeitada para 19,51% dos betas calculados em subperíodos de 84 meses, 20,73% dos calculados em subperíodos de 56 meses, 21,14% dos calculados em subperíodos de 42 meses e 10,57% dos calculados em subperíodos de 24 meses, não tendo sido verificada relação clara entre a extensão do período de estimação e a estabilidade do parâmetro, sendo mais provável que a instabilidade do coeficiente seja decorrente de momentos de mudança no comportamento do mercado.

De fato, ao arbitrarmos pontos de quebra do período total da amostra escolhidos por representarem momentos onde foi registrada grande instabilidade no mercado o percentual de rejeição da hipótese de estabilidade mostrou-se mais significativo.

Ainda que os resultados obtidos pela aplicação do Teste de Chow, tenham demonstrado uma estabilidade do parâmetro beta superior aos obtidos em estudos como o de Lima (2008), para ativos individuais, pela análise das regressões onde figuraram, como variável dependente, os betas históricos dos diferentes subperíodos e, como variável independente, os betas calculados para o subperíodo subsequente de igual extensão, depreende-se que os betas históricos têm uma muito baixa participação na explicação do valor do parâmetro no período subsequente. A média do coeficiente de determinação R^2 das regressões realizadas nos diferentes períodos de previsão variou de 0,095 a 0,161, para aquelas sem ajuste e de 0,095 a 0,324, se adotado o ajuste proposto por Vasicek, mostrando ser este último de pouca utilidade para este propósito.

Concluindo, a utilização de betas históricos na determinação do custo de capital das empresas e precificação de ativos, particularmente a partir da utilização do Modelo de Índice Único, pelos resultados apresentados, mostra-se bastante frágil, podendo levar a decisões equivocadas. A ainda ampla utilização deste modelo, conforme verificado pelo estudo de Garrán (2006), já citado, indica que a prática empresarial não tem incorporado de forma satisfatória as evidências obtidas em diferentes trabalhos acadêmicos, os quais, além de questionarem a validade das hipóteses subjacentes ao modelo CAPM, particularmente quanto à estabilidade do parâmetro beta, cada vez mais demonstram a importância da incorporação de outras variáveis para explicação do excesso de retorno, bem como da utilização de outras metodologias.

5.1. Recomendações para trabalhos futuros

O presente trabalho representa uma contribuição aos estudos sobre a da estabilidade do parâmetro beta calculado pelo modelo CAPM no mercado brasileiro, tema que ainda deve ser avaliado a partir da utilização de outros critérios e aplicação de diferentes metodologias. Como sugestão para trabalhos futuros, sugerimos analisar a estabilidade de betas calculados a partir de outras metodologias, como aqueles que se seguem:

- i.** Beta não alavancado - parâmetro obtido a partir da aplicação da fórmula de Hamada, a qual ajusta o beta calculado para a ação da empresa supondo que esta se financie apenas com capital próprio;
- ii.** Betas calculados conforme o modelo proposto por Bignotto, Donatelli, Minardi et al (2007), citado no item 2.2, para estimar betas de empresas que não tenham ações cotadas em bolsa com base nos fundamentos: alavancagem operacional, financeira e participação das exportações;
- iii.** Betas calculados a partir de modelos multifatoriais, que adicionam prêmios de risco de acordo com a sensibilidade do retorno do ativo a outros fatores como juros, câmbio, PIB ou incluindo variáveis fundamentais.

Um outro desdobramento de interesse seria a análise da estabilidade do parâmetro beta, ora calculado para ações individuais, para o caso de carteiras de ações de setores específicos no mercado brasileiro.

6

Referencial bibliográfico

ALEXANDER, G. J.; CHERVANY, N. L. On the estimation and stability of beta. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 15, n. 1, p. 123-137, 03/1980.

BANZ, R. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 3-18, 1981.

BIGNOTO, F. G. et al. **Estimando o custo de capital de companhias fechadas no Brasil para uma melhor gestão estratégica de projetos**. Insper Working Paper 088, 2007.

BLUME, M. E. On the assessment of risk. **Journal of Finance**, v. 26, n. 1, p. 1-10, 03/1971.

BRIGHAM, E. F.; GAPENSKI, L. C.; EHRHARDT, M. C. **Administração financeira: teoria e prática**. Trad. Alexandre L. G. Alcântara e José N. A. Salazar. São Paulo: Atlas, 2001.

BROOKS, R. D.; FAFF, R. W.; JOSEV, T. **Beta stability and monthly seasonal effects: evidence from the Australian capital market**. *Applied Economics Letters*, v. 4, p. 563-566, 1997.

CARARETO, E. S. **Estimando e avaliando a estabilidade do beta em cinco empresas brasileiras após o Plano Real (1994-2001)**. Dissertação de Mestrado defendida na Universidade Católica de Brasília – UNB, 2002.

CECCO, N. M. M. **“Uma análise Empírica no Mercado de Ações de São Paulo”**. Tese de Doutorado defendida na EAESP/FGV. 1989.

CHOW, G. C. **Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions**. *Econometrica*, v. 28, n. 3, p. 591-605, 07/1960.

DAMODARAN, A. **Applied Corporate Finance – A User’s Manual**. 2nd ed. United States of America: Wiley, 2005.

_____. **Avaliação de Investimentos: Ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo**. Trad. Carlos Henrique Trieschmann e Ronaldo de Almeida Rego. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2005.

ECONOMÁTICA. Aplicativo disponível em:

<<http://w.w.w.economática.com.br>>. Acesso em: dezembro de 2008.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J; GOETZMANN, W. N. **Moderna Teoria de Carteiras e Análise de Investimento**. Trad. Antonio Zoratto Sanvicente. São Paulo: Editora Atlas, 2004.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, p. 383-417, 1970.

_____.; FRENCH, K. R.. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v.47, p. 427-465, 1992.

_____.; MACBETH, J. Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, v.81, p.607-673, 1973.

FAMÁ, R.; FORTE, D.; VENTURA, A. M. **Análise da Estabilidade do Beta em três Empresas Brasileiras após o Plano Real (1995-2000)**. Artigo apresentado no V - S E M E A D - Seminários de Administração da FEA/USP, 2001.

FARIA, L. E. C. T. **Análise da utilização de um modelo de quatro fatores como ferramenta auxiliar para gestão de carteiras baseado no IBrX**. Rio de Janeiro, 2008, 79p. Dissertação de Mestrado – Programa de Pós-Graduação em Administração da PUC-Rio.

GARRÁN, F. T. **Metodologias em uso no Brasil para determinação do custo de capital próprio para avaliação de ativos por fluxo de caixas descontado**. São Paulo, 2006. Dissertação de Mestrado - Departamento de Administração da Faculdade de Economia e Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

GUAN, L. et al. **Stable betas, size, earnings-to-price, book to market and the validity of the capital asset pricing model**. *Managerial Finance*, v. 33, n. 8, p. 595-614, 2007.

KLEMKOSKY, R. C.; MARTIN, J. D. The Adjustment of Beta Forecasts. **The Journal of Finance**, v. 30, n. 4, p. 1123-1128, 9/1975.

LEVY, R. A. On the short-term stationarity of beta coefficients. **Financial Analysts Journal**, v. 27, n. 6, p. 55-62, 11-12/1971.

LIMA, R. G. D. **Teste de Quebras Estruturais dos Coeficientes Betas do Mercado Acionário Brasileiro**. Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, 2008.

_____.; MINARDI, A.; **Teste de estabilidades dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro**. Artigo apresentado no 9º Encontro Brasileiro de Finanças. Disponível em: <<http://www.sbfin.org.br>>.

LINTNER, J. Security prices, risk, and maximal gains from diversification. **Journal of Finance**, v. 20, n. 4, p. 587-615, 1965.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.

MOSSIN, J. **Equilibrium in a Capital Asset Market**. *Econometrica*, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

NEVES, M. B. E. **Utilização do beta, índice P/L, valor de mercado e valor contábil na relação risco-retorno no mercado acionário brasileiro**. Rio de Janeiro, 1996, 96 p. Dissertação de Mestrado – Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração – COPPEAD, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**. New York, v. 19, p. 425-442, 1964.

PENTEADO, M. A.; FAMA, R. **Será que o beta é o beta que queremos?** Caderno de Pesquisas em Administração. São Paulo, v. 9, n. 3, 2002.

VASICEK, O. A. A note on using cross-sectional information in bayesian estimation of security betas. **Journal of Finance**, v. 28, n. 5, p. 1233-1239, 12/1973.

VERGARA, S. C. **Projetos e Relatórios de Pesquisa em Administração**, 9ª Edição – Atlas, 2007.

7 Anexo I

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados

Período de previsão: 84 meses

Subperíodo: jul94 a jun01

AÇÃO	BETA	S_{β}	r	R^2	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,642	0,076	0,681	0,464	2,153	0,000
Ampla Energ ON	0,684	0,147	0,457	0,209	2,333	0,000
Aracruz PNB	0,725	0,140	0,497	0,247	2,225	0,000
Bradesco ON	0,629	0,083	0,643	0,413	2,445	0,000
BradescoPN	0,817	0,089	0,713	0,508	2,620	0,000
Brasil ON	0,570	0,097	0,543	0,295	1,896	0,000
Brasil Telec PN	1,123	0,100	0,778	0,605	2,734	0,000
Braskem PNA	0,587	0,117	0,484	0,234	2,043	0,000
Celesc PNB	1,055	0,107	0,738	0,544	2,209	0,000
Cemig ON	0,780	0,102	0,646	0,417	2,342	0,000
Cemig PN	0,981	0,076	0,818	0,669	2,311	0,000
Cesp ON	0,866	0,142	0,559	0,312	2,105	0,000
Cesp PNA	0,847	0,143	0,548	0,301	2,170	0,000
Copel ON	0,936	0,086	0,770	0,592	2,164	0,000
Duratex PN	0,474	0,117	0,408	0,167	2,220	0,000
Eletrobras ON	1,127	0,086	0,821	0,675	2,018	0,000
Eletrobras PNB	1,135	0,086	0,824	0,679	2,130	0,000
Forjas Taurus PN	0,417	0,113	0,378	0,143	2,094	0,000
Fosfertil PN	0,685	0,109	0,569	0,324	1,936	0,000
Gerdau PN	0,955	0,106	0,705	0,497	1,608	0,000
Inepar PN	0,670	0,171	0,398	0,159	1,684	0,000
Itaubanco PN	0,781	0,068	0,786	0,618	2,303	0,000
Itausa PN	0,703	0,076	0,713	0,509	2,176	0,000
Klabin S/A PN	0,597	0,141	0,423	0,179	1,874	0,000
Light S/A ON	0,860	0,134	0,579	0,335	2,187	0,000
Lojas Americ PN	0,759	0,173	0,435	0,190	1,851	0,000
Paranapanema PN	0,196	0,147	0,145	0,021	2,266	0,188
Petrobras ON	1,203	0,117	0,751	0,564	2,296	0,000
Petrobras PN	1,214	0,077	0,868	0,753	2,357	0,000
Randon Part PN	0,781	0,131	0,549	0,301	1,969	0,000
Sadia S/A PN	0,586	0,081	0,624	0,390	1,641	0,000
Sid Nacional ON	0,623	0,114	0,515	0,265	2,125	0,000
Souza Cruz ON	0,467	0,094	0,479	0,230	2,314	0,000
Suzano Papel PNA	0,544	0,138	0,400	0,160	1,480	0,000
Telesp ON	0,769	0,097	0,658	0,433	2,312	0,000
Telesp PN	0,832	0,087	0,728	0,529	2,143	0,000
Unipar PNB	0,626	0,109	0,535	0,286	1,786	0,000
Usiminas PNA	0,687	0,109	0,572	0,327	2,031	0,000
V C P PN	0,681	0,121	0,527	0,277	1,931	0,000
Vale R Doce ON	0,568	0,115	0,479	0,229	1,828	0,000
Vale R Doce PNA	0,704	0,098	0,620	0,385	2,315	0,000
Média	0,753	0,110	0,594	0,377	2,113	0,005

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 84 meses**Subperíodo: jul01 a jun08**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,532	0,092	0,536	0,287	2,149	0,000
Ampla Energ ON	0,743	0,212	0,361	0,130	2,209	0,001
Aracruz PNB	0,242	0,133	0,196	0,039	2,459	0,073
Bradesco ON	1,038	0,098	0,759	0,576	2,268	0,000
BradescoPN	1,043	0,096	0,769	0,591	2,226	0,000
Brasil ON	1,220	0,118	0,752	0,565	2,106	0,000
Brasil Telec PN	0,771	0,109	0,617	0,380	2,184	0,000
Braskem PNA	0,994	0,181	0,519	0,269	1,676	0,000
Celesc PNB	0,753	0,106	0,617	0,381	2,164	0,000
Cemig ON	0,870	0,097	0,706	0,498	1,942	0,000
Cemig PN	0,922	0,100	0,713	0,508	2,100	0,000
Cesp ON	1,038	0,191	0,515	0,265	1,956	0,000
Cesp PNA	1,381	0,187	0,632	0,400	1,958	0,000
Copel ON	0,643	0,131	0,477	0,227	1,295	0,000
Duratex PN	0,738	0,123	0,553	0,306	1,856	0,000
Eletrabras ON	1,231	0,165	0,636	0,404	2,078	0,000
Eletrabras PNB	1,124	0,137	0,671	0,450	2,083	0,000
Forjas Taurus PN	0,351	0,188	0,202	0,041	1,420	0,066
Fosfertil PN	0,377	0,112	0,349	0,122	1,775	0,001
Gerdau PN	1,094	0,114	0,727	0,528	2,042	0,000
Inepar PN	0,968	0,262	0,378	0,143	1,695	0,000
Itaubanco PN	0,967	0,088	0,773	0,598	2,517	0,000
Itausa PN	0,944	0,079	0,796	0,633	2,505	0,000
Klabin S/A PN	0,629	0,119	0,504	0,254	1,863	0,000
Light S/A ON	1,212	0,185	0,586	0,344	2,203	0,000
Lojas Americ PN	0,953	0,154	0,565	0,319	1,919	0,000
Paranapanema PN	0,832	0,234	0,366	0,134	1,479	0,001
Petrobras ON	0,859	0,087	0,737	0,543	1,663	0,000
Petrobras PN	0,880	0,086	0,750	0,562	1,759	0,000
Randon Part PN	0,643	0,144	0,442	0,195	2,156	0,000
Sadia S/A PN	0,691	0,122	0,531	0,282	1,946	0,000
Sid Nacional ON	1,098	0,118	0,717	0,514	1,787	0,000
Souza Cruz ON	0,446	0,098	0,451	0,203	2,266	0,000
Suzano Papel PNA	0,527	0,124	0,426	0,181	1,919	0,000
Telesp ON	0,619	0,092	0,597	0,356	2,127	0,000
Telesp PN	0,549	0,104	0,503	0,253	2,551	0,000
Unipar PNB	0,849	0,132	0,580	0,336	1,762	0,000
Usiminas PNA	1,378	0,127	0,769	0,591	2,215	0,000
V C P PN	0,283	0,120	0,251	0,063	2,177	0,021
Vale R Doce ON	0,499	0,126	0,401	0,160	2,307	0,000
Vale R Doce PNA	0,450	0,122	0,377	0,142	2,306	0,000
Média	0,814	0,132	0,556	0,336	2,026	0,004

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 56 meses**Subperíodo: jul94 a fev 99**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,737	0,077	0,794	0,630	2,196	0,000
Ampla Energ ON	0,708	0,174	0,484	0,234	2,376	0,000
Aracruz PNB	0,775	0,176	0,513	0,264	2,357	0,000
Bradesco ON	0,629	0,082	0,721	0,519	2,621	0,000
BradescoPN	0,815	0,092	0,768	0,590	2,552	0,000
Brasil ON	0,547	0,118	0,534	0,285	1,927	0,000
Brasil Telec PN	1,120	0,119	0,788	0,622	2,867	0,000
Braskem PNA	0,554	0,141	0,473	0,223	2,227	0,000
Celesc PNB	1,052	0,130	0,741	0,549	2,301	0,000
Cemig ON	0,748	0,122	0,640	0,409	2,294	0,000
Cemig PN	0,941	0,081	0,844	0,713	2,845	0,000
Cesp ON	0,827	0,150	0,599	0,359	2,327	0,000
Cesp PNA	0,832	0,157	0,586	0,343	2,251	0,000
Copel ON	0,900	0,102	0,769	0,592	2,219	0,000
Duratex PN	0,462	0,141	0,406	0,165	2,216	0,002
Eletrabras ON	1,248	0,090	0,884	0,781	2,085	0,000
Eletrabras PNB	1,237	0,086	0,891	0,793	2,126	0,000
Forjas Taurus PN	0,395	0,143	0,352	0,124	2,167	0,008
Fosfertil PN	0,677	0,141	0,548	0,300	1,844	0,000
Gerdau PN	0,920	0,124	0,711	0,506	1,466	0,000
Inepar PN	0,518	0,191	0,347	0,120	1,478	0,009
Itaubanco PN	0,758	0,080	0,789	0,623	2,234	0,000
Itausa PN	0,653	0,092	0,693	0,481	2,257	0,000
Klabin S/A PN	0,592	0,163	0,442	0,196	1,963	0,001
Light S/A ON	0,862	0,161	0,589	0,347	2,193	0,000
Lojas Americ PN	0,475	0,152	0,391	0,153	1,816	0,003
Paranapanema PN	0,095	0,166	0,078	0,006	2,325	0,570
Petrobras ON	1,161	0,110	0,820	0,672	2,392	0,000
Petrobras PN	1,244	0,083	0,898	0,807	2,603	0,000
Randon Part PN	0,764	0,162	0,539	0,291	1,947	0,000
Sadia S/A PN	0,515	0,093	0,603	0,363	1,660	0,000
Sid Nacional ON	0,487	0,122	0,477	0,228	1,859	0,000
Souza Cruz ON	0,479	0,098	0,552	0,305	2,137	0,000
Suzano Papel PNA	0,508	0,152	0,415	0,172	1,833	0,001
Telesp ON	0,823	0,091	0,777	0,603	2,535	0,000
Telesp PN	0,868	0,083	0,817	0,667	2,597	0,000
Unipar PNB	0,534	0,121	0,517	0,267	1,942	0,000
Usiminas PNA	0,569	0,107	0,585	0,342	2,148	0,000
V C P PN	0,604	0,139	0,510	0,260	1,980	0,000
Vale R Doce ON	0,579	0,141	0,487	0,237	1,733	0,000
Vale R Doce PNA	0,747	0,120	0,647	0,418	2,322	0,000
Média	0,731	0,124	0,610	0,404	2,176	0,014

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 56 meses**Subperíodo: mar 99 a out 03**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,402	0,107	0,454	0,207	2,018	0,000
Ampla Energ ON	0,409	0,206	0,261	0,068	1,979	0,052
Aracruz PNB	0,204	0,150	0,182	0,033	2,037	0,180
Bradesco ON	0,760	0,131	0,621	0,385	2,358	0,000
BradescoPN	0,870	0,133	0,664	0,441	2,504	0,000
Brasil ON	0,966	0,136	0,694	0,482	2,204	0,000
Brasil Telec PN	0,926	0,127	0,703	0,495	1,972	0,000
Braskem PNA	0,912	0,173	0,583	0,340	1,670	0,000
Celesc PNB	0,806	0,131	0,642	0,413	1,834	0,000
Cemig ON	0,878	0,113	0,727	0,528	2,022	0,000
Cemig PN	1,069	0,115	0,784	0,614	1,603	0,000
Cesp ON	1,006	0,214	0,539	0,291	2,075	0,000
Cesp PNA	1,152	0,203	0,610	0,373	2,181	0,000
Copel ON	0,894	0,148	0,635	0,403	1,306	0,000
Duratex PN	0,518	0,124	0,493	0,243	2,369	0,000
Eletronbras ON	0,982	0,162	0,637	0,405	1,746	0,000
Eletronbras PNB	0,948	0,154	0,643	0,414	1,843	0,000
Forjas Taurus PN	0,207	0,149	0,186	0,034	1,834	0,171
Fosfertil PN	0,449	0,115	0,470	0,221	2,080	0,000
Gerdau PN	0,962	0,147	0,664	0,441	2,195	0,000
Inepar PN	1,185	0,253	0,538	0,289	1,959	0,000
Itaubanco PN	0,919	0,104	0,768	0,589	2,649	0,000
Itausa PN	0,936	0,090	0,815	0,665	2,314	0,000
Klabin S/A PN	0,554	0,177	0,393	0,154	1,721	0,003
Light S/A ON	0,978	0,188	0,577	0,333	2,124	0,000
Lojas Americ PN	1,314	0,272	0,550	0,302	1,944	0,000
Paranapanema PN	0,754	0,250	0,379	0,144	1,882	0,004
Petrobras ON	1,023	0,173	0,628	0,394	1,627	0,000
Petrobras PN	0,888	0,109	0,743	0,553	2,027	0,000
Randon Part PN	0,629	0,158	0,477	0,227	2,277	0,000
Sadia S/A PN	0,633	0,124	0,571	0,326	1,798	0,000
Sid Nacional ON	1,050	0,151	0,688	0,473	2,000	0,000
Souza Cruz ON	0,267	0,137	0,257	0,066	2,315	0,056
Suzano Papel PNA	0,449	0,172	0,335	0,112	1,394	0,012
Telesp ON	0,604	0,150	0,480	0,231	2,096	0,000
Telesp PN	0,694	0,147	0,540	0,291	2,022	0,000
Unipar PNB	0,908	0,121	0,713	0,509	2,037	0,000
Usiminas PNA	1,209	0,160	0,717	0,514	2,162	0,000
V C P PN	0,468	0,165	0,361	0,130	2,156	0,006
Vale R Doce ON	0,265	0,131	0,267	0,071	2,219	0,047
Vale R Doce PNA	0,256	0,123	0,272	0,074	2,312	0,042
Média	0,763	0,154	0,543	0,324	2,021	0,014

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 56 meses**Subperíodo: nov 03 a jun 08**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,541	0,151	0,437	0,191	2,230	0,001
Ampla Energ ON	1,337	0,299	0,520	0,270	2,216	0,000
Aracruz PNB	0,684	0,179	0,461	0,212	2,763	0,000
Bradesco ON	1,199	0,144	0,751	0,564	2,202	0,000
BradescoPN	1,177	0,133	0,768	0,590	2,433	0,000
Brasil ON	1,147	0,158	0,702	0,493	2,092	0,000
Brasil Telec PN	0,835	0,162	0,574	0,329	2,067	0,000
Braskem PNA	0,856	0,254	0,416	0,173	1,810	0,001
Celesc PNB	0,969	0,145	0,672	0,452	1,957	0,000
Cemig ON	0,870	0,151	0,616	0,379	2,100	0,000
Cemig PN	0,831	0,150	0,602	0,362	2,138	0,000
Cesp ON	1,029	0,292	0,433	0,187	1,528	0,001
Cesp PNA	1,335	0,295	0,524	0,274	1,690	0,000
Copel ON	0,474	0,146	0,403	0,163	1,785	0,002
Duratex PN	0,976	0,201	0,551	0,303	1,760	0,000
Eletronbras ON	1,183	0,237	0,562	0,315	2,362	0,000
Eletronbras PNB	1,125	0,190	0,628	0,395	2,329	0,000
Forjas Taurus PN	0,816	0,280	0,369	0,136	1,231	0,005
Fosfertil PN	0,628	0,167	0,456	0,208	1,613	0,000
Gerdau PN	1,405	0,129	0,829	0,688	1,563	0,000
Inepar PN	0,694	0,379	0,241	0,058	1,718	0,073
Itaubanco PN	0,968	0,106	0,780	0,608	2,107	0,000
Itausa PN	0,890	0,110	0,741	0,549	2,220	0,000
Klabin S/A PN	0,790	0,140	0,610	0,372	2,319	0,000
Light S/A ON	1,310	0,266	0,557	0,310	2,250	0,000
Lojas Americ PN	1,184	0,196	0,636	0,404	2,073	0,000
Paranapanema PN	0,734	0,315	0,302	0,091	1,493	0,024
Petrobras ON	1,004	0,132	0,720	0,518	1,614	0,000
Petrobras PN	1,077	0,124	0,763	0,582	1,714	0,000
Randon Part PN	0,892	0,190	0,538	0,290	1,744	0,000
Sadia S/A PN	1,024	0,167	0,641	0,411	1,984	0,000
Sid Nacional ON	1,234	0,161	0,723	0,522	1,782	0,000
Souza Cruz ON	0,886	0,127	0,690	0,476	2,405	0,000
Suzano Papel PNA	0,840	0,153	0,598	0,357	1,970	0,000
Telesp ON	0,602	0,135	0,520	0,270	2,059	0,000
Telesp PN	0,407	0,133	0,386	0,149	2,251	0,003
Unipar PNB	0,858	0,215	0,477	0,227	1,793	0,000
Usiminas PNA	1,475	0,183	0,740	0,547	2,307	0,000
V C P PN	0,652	0,157	0,492	0,242	2,213	0,000
Vale R Doce ON	1,070	0,164	0,665	0,442	2,534	0,000
Vale R Doce PNA	1,008	0,157	0,657	0,432	2,490	0,000
Média	0,952	0,185	0,579	0,355	2,022	0,003

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 42 meses**Subperíodo: jun94 a dez 97**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,598	0,094	0,710	0,505	2,345	0,000
Ampla Energ ON	0,711	0,193	0,503	0,253	2,282	0,001
Aracruz PNB	0,413	0,118	0,484	0,234	2,158	0,001
Bradesco ON	0,653	0,115	0,668	0,447	1,925	0,000
BradescoPN	0,793	0,131	0,691	0,477	1,973	0,000
Brasil ON	0,693	0,145	0,602	0,362	1,972	0,000
Brasil Telec PN	0,892	0,109	0,792	0,627	1,966	0,000
Braskem PNA	0,467	0,216	0,323	0,104	2,077	0,037
Celesc PNB	0,873	0,173	0,623	0,388	2,407	0,000
Cemig ON	0,635	0,168	0,514	0,264	2,260	0,001
Cemig PN	0,813	0,112	0,754	0,569	2,799	0,000
Cesp ON	0,492	0,172	0,412	0,170	2,279	0,007
Cesp PNA	0,516	0,181	0,411	0,169	2,434	0,007
Copel ON	0,828	0,106	0,778	0,605	2,009	0,000
Duratex PN	0,298	0,169	0,268	0,072	2,224	0,086
Elektrobras ON	1,166	0,107	0,864	0,747	2,050	0,000
Elektrobras PNB	1,179	0,101	0,879	0,773	2,204	0,000
Forjas Taurus PN	0,520	0,200	0,380	0,144	2,255	0,013
Fosfertil PN	0,823	0,202	0,541	0,293	1,840	0,000
Gerdau PN	0,697	0,164	0,558	0,311	1,258	0,000
Inepar PN	0,562	0,275	0,308	0,095	1,408	0,048
Itaubanco PN	0,757	0,123	0,699	0,489	2,086	0,000
Itausa PN	0,586	0,120	0,613	0,375	2,091	0,000
Klabin S/A PN	0,591	0,148	0,533	0,284	2,061	0,000
Light S/A ON	0,819	0,146	0,665	0,442	2,548	0,000
Lojas Americ PN	0,311	0,183	0,259	0,067	1,594	0,098
Paranapanema PN	0,232	0,196	0,184	0,034	1,873	0,242
Petrobras ON	1,065	0,142	0,764	0,584	2,264	0,000
Petrobras PN	1,258	0,106	0,883	0,779	2,294	0,000
Randon Part PN	0,950	0,217	0,569	0,324	2,070	0,000
Sadia S/A PN	0,726	0,119	0,694	0,482	1,502	0,000
Sid Nacional ON	0,552	0,150	0,504	0,254	1,849	0,001
Souza Cruz ON	0,547	0,131	0,551	0,303	2,410	0,000
Suzano Papel PNA	0,439	0,164	0,389	0,151	1,873	0,011
Telesp ON	0,793	0,124	0,711	0,505	2,470	0,000
Telesp PN	0,855	0,114	0,766	0,587	2,606	0,000
Unipar PNB	0,512	0,176	0,417	0,174	2,003	0,006
Usiminas PNA	0,716	0,129	0,659	0,435	1,866	0,000
V C P PN	0,521	0,156	0,467	0,218	2,196	0,002
Vale R Doce ON	0,356	0,176	0,305	0,093	1,294	0,049
Vale R Doce PNA	0,657	0,128	0,630	0,397	2,286	0,000
Média	0,680	0,151	0,569	0,356	2,082	0,015

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 42 meses**Subperíodo: jan 98 a jun 01**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,674	0,118	0,672	0,451	2,085	0,000
Ampla Energ ON	0,657	0,217	0,432	0,187	2,426	0,004
Aracruz PNB	0,944	0,233	0,540	0,292	2,235	0,000
Bradesco ON	0,611	0,121	0,625	0,391	2,212	0,000
BradescoPN	0,832	0,124	0,728	0,530	2,618	0,000
Brasil ON	0,494	0,129	0,518	0,269	1,906	0,000
Brasil Telec PN	1,281	0,158	0,788	0,621	2,793	0,000
Braskem PNA	0,675	0,119	0,667	0,445	1,769	0,000
Celesc PNB	1,173	0,130	0,819	0,670	1,811	0,000
Cemig ON	0,877	0,126	0,740	0,548	2,557	0,000
Cemig PN	1,094	0,103	0,859	0,738	1,947	0,000
Cesp ON	1,122	0,213	0,640	0,410	1,940	0,000
Cesp PNA	1,071	0,211	0,626	0,391	2,020	0,000
Copel ON	1,010	0,132	0,771	0,595	2,276	0,000
Duratex PN	0,596	0,163	0,500	0,250	2,184	0,001
Eletrabras ON	1,098	0,133	0,794	0,631	2,031	0,000
Eletrabras PNB	1,101	0,135	0,790	0,624	2,149	0,000
Forjas Taurus PN	0,358	0,115	0,441	0,195	2,254	0,003
Fosfertil PN	0,591	0,113	0,635	0,404	2,218	0,000
Gerdau PN	1,134	0,134	0,801	0,642	2,126	0,000
Inepar PN	0,735	0,215	0,475	0,225	2,013	0,001
Itaubanco PN	0,798	0,074	0,862	0,744	2,696	0,000
Itausa PN	0,786	0,097	0,788	0,620	1,960	0,000
Klabin S/A PN	0,608	0,229	0,387	0,150	1,867	0,011
Light S/A ON	0,883	0,216	0,543	0,295	2,127	0,000
Lojas Americ PN	1,074	0,267	0,537	0,288	2,060	0,000
Paranapanema PN	0,169	0,221	0,120	0,014	2,361	0,448
Petrobras ON	1,300	0,180	0,752	0,565	2,335	0,000
Petrobras PN	1,186	0,112	0,859	0,738	2,397	0,000
Randon Part PN	0,673	0,159	0,557	0,310	1,841	0,000
Sadia S/A PN	0,496	0,108	0,587	0,344	1,746	0,000
Sid Nacional ON	0,676	0,170	0,533	0,284	2,316	0,000
Souza Cruz ON	0,414	0,137	0,431	0,186	2,332	0,004
Suzano Papel PNA	0,624	0,211	0,423	0,179	1,379	0,005
Telesp ON	0,751	0,148	0,626	0,392	2,231	0,000
Telesp PN	0,813	0,130	0,703	0,495	1,853	0,000
Unipar PNB	0,718	0,117	0,696	0,485	2,124	0,000
Usiminas PNA	0,672	0,170	0,531	0,282	2,045	0,000
V C P PN	0,797	0,178	0,578	0,334	1,915	0,000
Vale R Doce ON	0,716	0,150	0,602	0,362	2,339	0,000
Vale R Doce PNA	0,740	0,147	0,623	0,388	2,351	0,000
Média	0,805	0,155	0,624	0,414	2,143	0,012

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 42 meses**Subperíodo: jul 01 a dez 04**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,525	0,126	0,550	0,302	2,312	0,000
Ampla Energ ON	0,344	0,289	0,185	0,034	2,058	0,240
Aracruz PNB	0,055	0,182	0,048	0,002	2,652	0,764
Bradesco ON	0,945	0,133	0,746	0,557	2,296	0,000
BradescoPN	0,939	0,128	0,758	0,575	2,151	0,000
Brasil ON	1,295	0,168	0,774	0,599	2,087	0,000
Brasil Telec PN	0,766	0,136	0,664	0,441	2,402	0,000
Braskem PNA	1,312	0,248	0,641	0,411	1,747	0,000
Celesc PNB	0,679	0,149	0,585	0,343	2,187	0,000
Cemig ON	0,867	0,120	0,751	0,564	1,908	0,000
Cemig PN	0,985	0,126	0,777	0,604	2,270	0,000
Cesp ON	1,059	0,220	0,605	0,366	2,749	0,000
Cesp PNA	1,420	0,207	0,735	0,540	2,463	0,000
Copel ON	0,750	0,190	0,529	0,280	1,095	0,000
Duratex PN	0,604	0,135	0,577	0,333	1,719	0,000
Eletrobras ON	1,340	0,233	0,672	0,452	1,814	0,000
Eletrobras PNB	1,159	0,198	0,679	0,461	1,922	0,000
Forjas Taurus PN	0,014	0,191	0,011	0,000	2,025	0,943
Fosfertil PN	0,286	0,126	0,338	0,114	2,214	0,029
Gerdau PN	0,935	0,166	0,666	0,443	2,393	0,000
Inepar PN	1,078	0,377	0,412	0,170	1,371	0,007
Itaubanco PN	0,949	0,135	0,743	0,552	2,712	0,000
Itausa PN	0,969	0,117	0,795	0,631	2,705	0,000
Klabin S/A PN	0,563	0,163	0,480	0,231	1,759	0,001
Light S/A ON	1,304	0,240	0,652	0,425	2,119	0,000
Lojas Americ PN	0,858	0,202	0,557	0,310	2,145	0,000
Paranapanema PN	0,945	0,304	0,441	0,195	1,543	0,003
Petrobras ON	0,750	0,102	0,758	0,575	1,785	0,000
Petrobras PN	0,727	0,101	0,751	0,563	1,836	0,000
Randon Part PN	0,466	0,191	0,359	0,129	2,503	0,020
Sadia S/A PN	0,488	0,143	0,475	0,225	1,965	0,001
Sid Nacional ON	1,095	0,162	0,731	0,535	1,919	0,000
Souza Cruz ON	0,241	0,110	0,327	0,107	2,217	0,035
Suzano Papel PNA	0,330	0,180	0,279	0,078	2,102	0,073
Telesp ON	0,677	0,123	0,658	0,433	2,353	0,000
Telesp PN	0,688	0,139	0,616	0,380	2,789	0,000
Unipar PNB	0,947	0,153	0,699	0,488	1,551	0,000
Usiminas PNA	1,479	0,170	0,808	0,654	2,409	0,000
V C P PN	0,080	0,158	0,080	0,006	2,603	0,616
Vale R Doce ON	0,199	0,175	0,177	0,031	2,594	0,263
Vale R Doce PNA	0,139	0,169	0,128	0,016	2,521	0,418

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 42 meses**Subperíodo: jan 05 a jun 08**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,542	0,144	0,510	0,260	1,881	0,001
Ampla Energ ON	1,478	0,298	0,617	0,380	2,234	0,000
Aracruz PNB	0,617	0,192	0,452	0,204	2,531	0,003
Bradesco ON	1,216	0,151	0,786	0,617	2,109	0,000
BradescoPN	1,233	0,150	0,793	0,630	2,435	0,000
Brasil ON	1,105	0,168	0,720	0,519	2,052	0,000
Brasil Telec PN	0,773	0,187	0,547	0,299	1,888	0,000
Braskem PNA	0,493	0,229	0,322	0,104	2,379	0,037
Celesc PNB	0,900	0,156	0,675	0,455	2,035	0,000
Cemig ON	0,888	0,167	0,644	0,415	1,719	0,000
Cemig PN	0,820	0,170	0,607	0,369	1,960	0,000
Cesp ON	0,967	0,352	0,399	0,159	1,369	0,009
Cesp PNA	1,295	0,355	0,500	0,250	1,646	0,001
Copel ON	0,390	0,166	0,349	0,122	1,753	0,024
Duratex PN	1,001	0,229	0,568	0,323	1,970	0,000
Elektrobras ON	1,037	0,240	0,564	0,318	2,515	0,000
Elektrobras PNB	1,076	0,194	0,660	0,435	2,407	0,000
Forjas Taurus PN	0,955	0,355	0,391	0,153	1,248	0,010
Fosfertil PN	0,576	0,204	0,409	0,167	1,430	0,007
Gerdau PN	1,433	0,140	0,851	0,724	1,576	0,000
Inepar PN	0,739	0,371	0,301	0,090	1,559	0,053
Itaubanco PN	1,013	0,104	0,838	0,702	2,002	0,000
Itausa PN	0,905	0,107	0,801	0,641	1,973	0,000
Klabin S/A PN	0,817	0,165	0,617	0,380	2,391	0,000
Light S/A ON	1,032	0,306	0,470	0,221	2,392	0,002
Lojas Americ PN	1,224	0,219	0,662	0,439	2,002	0,000
Paranapanema PN	0,641	0,386	0,254	0,065	1,345	0,105
Petrobras ON	1,045	0,153	0,734	0,538	1,564	0,000
Petrobras PN	1,153	0,145	0,782	0,611	1,689	0,000
Randon Part PN	1,054	0,198	0,644	0,415	1,995	0,000
Sadia S/A PN	1,119	0,199	0,664	0,441	2,001	0,000
Sid Nacional ON	1,116	0,182	0,697	0,486	1,458	0,000
Souza Cruz ON	0,872	0,157	0,659	0,434	2,356	0,000
Suzano Papel PNA	0,922	0,153	0,689	0,474	1,409	0,000
Telesp ON	0,547	0,139	0,528	0,279	1,765	0,000
Telesp PN	0,320	0,156	0,309	0,096	2,378	0,046
Unipar PNB	0,759	0,212	0,493	0,243	2,429	0,001
Usiminas PNA	1,236	0,190	0,717	0,514	2,067	0,000
V C P PN	0,701	0,175	0,534	0,285	2,049	0,000
Vale R Doce ON	1,083	0,153	0,746	0,556	1,966	0,000
Vale R Doce PNA	1,048	0,143	0,756	0,571	2,094	0,000
Média	0,930	0,201	0,592	0,375	1,952	0,007

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 24 meses**Subperíodo: jul 94 a jun 96**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,563	0,141	0,649	0,421	2,585	0,001
Ampla Energ ON	0,752	0,303	0,468	0,219	2,252	0,021
Aracruz PNB	0,308	0,175	0,352	0,124	2,404	0,092
Bradesco ON	0,612	0,124	0,724	0,524	2,422	0,000
BradescoPN	0,716	0,141	0,734	0,538	2,658	0,000
Brasil ON	0,664	0,206	0,566	0,321	1,977	0,004
Brasil Telec PN	0,928	0,115	0,864	0,747	1,904	0,000
Braskem PNA	0,529	0,275	0,380	0,144	1,767	0,067
Celesc PNB	0,813	0,240	0,585	0,342	2,048	0,003
Cemig ON	0,560	0,179	0,555	0,308	2,087	0,005
Cemig PN	0,631	0,122	0,741	0,548	2,425	0,000
Cesp ON	0,295	0,247	0,247	0,061	1,836	0,245
Cesp PNA	0,165	0,240	0,145	0,021	1,936	0,499
Copel ON	0,743	0,137	0,757	0,572	1,674	0,000
Duratex PN	0,307	0,215	0,292	0,085	2,405	0,166
Eletrobras ON	1,203	0,149	0,865	0,749	2,126	0,000
Eletrobras PNB	1,212	0,137	0,883	0,779	2,276	0,000
Forjas Taurus PN	0,484	0,231	0,408	0,166	2,384	0,048
Fosfertil PN	0,988	0,314	0,557	0,310	1,906	0,005
Gerdau PN	0,487	0,196	0,468	0,219	1,688	0,021
Inepar PN	0,352	0,363	0,202	0,041	1,322	0,343
Itaubanco PN	0,610	0,135	0,694	0,481	2,001	0,000
Itausa PN	0,500	0,168	0,536	0,287	2,203	0,007
Klabin S/A PN	0,720	0,142	0,735	0,540	2,017	0,000
Light S/A ON	0,648	0,198	0,573	0,328	2,121	0,003
Lojas Americ PN	0,116	0,198	0,124	0,015	1,851	0,563
Paranapanema PN	0,208	0,251	0,174	0,030	2,025	0,417
Petrobras ON	0,938	0,192	0,721	0,520	2,237	0,000
Petrobras PN	1,198	0,150	0,863	0,744	2,384	0,000
Randon Part PN	0,861	0,333	0,483	0,233	2,351	0,017
Sadia S/A PN	0,652	0,147	0,687	0,472	1,788	0,000
Sid Nacional ON	0,754	0,174	0,679	0,462	1,684	0,000
Souza Cruz ON	0,597	0,177	0,583	0,340	2,179	0,003
Suzano Papel PNA	0,489	0,214	0,438	0,192	2,178	0,032
Telesp ON	0,843	0,171	0,724	0,524	2,395	0,000
Telesp PN	0,959	0,148	0,809	0,655	2,627	0,000
Unipar PNB	0,439	0,233	0,373	0,139	2,159	0,073
Usiminas PNA	0,628	0,179	0,599	0,359	2,172	0,002
V C P PN	0,468	0,224	0,407	0,166	1,998	0,048
Vale R Doce ON	0,350	0,272	0,265	0,070	1,176	0,211
Vale R Doce PNA	0,652	0,150	0,679	0,461	2,015	0,000
Média	0,633	0,198	0,551	0,348	2,089	0,071

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 24 meses**Subperíodo: jul 96 a jun 98**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,664	0,109	0,793	0,629	1,687	0,000
Ampla Energ ON	0,890	0,183	0,720	0,519	2,113	0,000
Aracruz PNB	0,603	0,130	0,703	0,494	1,675	0,000
Bradesco ON	0,792	0,195	0,655	0,430	2,741	0,001
BradescoPN	0,992	0,212	0,706	0,498	2,384	0,000
Brasil ON	0,713	0,241	0,534	0,285	1,700	0,007
Brasil Telec PN	1,035	0,261	0,645	0,416	2,301	0,001
Braskem PNA	0,511	0,283	0,359	0,129	2,795	0,085
Celesc PNB	1,180	0,242	0,721	0,520	2,726	0,000
Cemig ON	0,799	0,259	0,550	0,302	2,170	0,005
Cemig PN	1,063	0,153	0,830	0,688	2,762	0,000
Cesp ON	0,992	0,234	0,671	0,450	1,596	0,000
Cesp PNA	1,291	0,229	0,768	0,590	1,286	0,000
Copel ON	1,105	0,144	0,854	0,729	1,984	0,000
Duratex PN	0,498	0,261	0,377	0,142	2,295	0,069
Elektrobras ON	1,091	0,134	0,866	0,751	1,835	0,000
Elektrobras PNB	1,128	0,130	0,879	0,773	1,875	0,000
Forjas Taurus PN	0,503	0,303	0,333	0,111	2,295	0,112
Fosfertil PN	0,637	0,173	0,617	0,381	1,620	0,001
Gerdau PN	1,127	0,227	0,727	0,528	1,591	0,000
Inepar PN	1,005	0,361	0,510	0,260	2,043	0,011
Itaubanco PN	0,920	0,176	0,745	0,555	1,973	0,000
Itausa PN	0,895	0,175	0,737	0,543	2,168	0,000
Klabin S/A PN	0,797	0,321	0,468	0,219	1,978	0,021
Light S/A ON	0,940	0,186	0,733	0,538	2,688	0,000
Lojas Americ PN	0,763	0,362	0,410	0,168	2,025	0,047
Paranapanema PN	0,306	0,346	0,186	0,034	2,469	0,385
Petrobras ON	1,210	0,178	0,823	0,677	2,307	0,000
Petrobras PN	1,311	0,128	0,909	0,827	2,173	0,000
Randon Part PN	1,056	0,245	0,677	0,459	1,292	0,000
Sadia S/A PN	0,859	0,168	0,736	0,542	1,244	0,000
Sid Nacional ON	0,408	0,215	0,375	0,141	2,019	0,071
Souza Cruz ON	0,546	0,167	0,571	0,326	2,412	0,004
Suzano Papel PNA	0,483	0,233	0,404	0,163	1,866	0,050
Telesp ON	0,759	0,174	0,682	0,465	2,800	0,000
Telesp PN	0,641	0,166	0,636	0,405	2,434	0,001
Unipar PNB	0,713	0,225	0,559	0,312	1,864	0,005
Usiminas PNA	0,928	0,180	0,739	0,546	1,785	0,000
V C P PN	0,853	0,233	0,616	0,380	2,182	0,001
Vale R Doce ON	0,503	0,157	0,565	0,319	1,665	0,004
Vale R Doce PNA	0,699	0,183	0,631	0,398	2,443	0,001
Média	0,834	0,212	0,635	0,430	2,080	0,022

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 24 meses**Subperíodo: jul 98 a jun 00**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,713	0,149	0,714	0,510	2,146	0,000
Ampla Energ ON	0,602	0,286	0,410	0,168	2,551	0,047
Aracruz PNB	0,990	0,328	0,541	0,293	2,324	0,006
Bradesco ON	0,650	0,112	0,778	0,605	2,199	0,000
BradescoPN	0,826	0,134	0,795	0,633	2,771	0,000
Brasil ON	0,436	0,111	0,641	0,411	1,808	0,001
Brasil Telec PN	1,203	0,187	0,808	0,653	2,680	0,000
Braskem PNA	0,671	0,152	0,687	0,471	1,855	0,000
Celesc PNB	1,208	0,152	0,862	0,743	1,909	0,000
Cemig ON	0,906	0,158	0,774	0,600	2,458	0,000
Cemig PN	1,116	0,132	0,874	0,764	1,944	0,000
Cesp ON	1,211	0,246	0,725	0,525	1,929	0,000
Cesp PNA	1,155	0,236	0,723	0,522	2,214	0,000
Copel ON	0,976	0,174	0,768	0,589	2,416	0,000
Duratex PN	0,506	0,222	0,436	0,191	2,206	0,033
Elektrobras ON	1,222	0,159	0,853	0,727	1,786	0,000
Elektrobras PNB	1,212	0,149	0,866	0,751	1,818	0,000
Forjas Taurus PN	0,326	0,153	0,414	0,171	1,971	0,044
Fosfertil PN	0,571	0,151	0,628	0,394	2,082	0,001
Gerdau PN	1,014	0,159	0,805	0,648	2,120	0,000
Inepar PN	0,610	0,244	0,471	0,222	2,100	0,020
Itaubanco PN	0,834	0,091	0,891	0,793	2,878	0,000
Itausa PN	0,703	0,104	0,823	0,677	2,179	0,000
Klabin S/A PN	0,423	0,282	0,305	0,093	1,703	0,148
Light S/A ON	0,991	0,299	0,577	0,333	2,187	0,003
Lojas Americ PN	0,973	0,329	0,533	0,284	1,925	0,007
Paranapanema PN	0,128	0,280	0,097	0,009	2,170	0,652
Petrobras ON	1,448	0,236	0,794	0,630	2,524	0,000
Petrobras PN	1,265	0,128	0,904	0,817	2,317	0,000
Randon Part PN	0,607	0,205	0,534	0,286	1,711	0,007
Sadia S/A PN	0,352	0,136	0,482	0,232	1,368	0,017
Sid Nacional ON	0,557	0,241	0,442	0,196	2,336	0,031
Souza Cruz ON	0,289	0,159	0,362	0,131	2,121	0,082
Suzano Papel PNA	0,614	0,284	0,418	0,175	1,361	0,042
Telesp ON	0,686	0,190	0,609	0,371	1,733	0,002
Telesp PN	0,812	0,162	0,731	0,534	1,701	0,000
Unipar PNB	0,655	0,141	0,703	0,494	2,522	0,000
Usiminas PNA	0,504	0,211	0,454	0,206	2,024	0,026
V C P PN	0,673	0,227	0,534	0,285	1,849	0,007
Vale R Doce ON	0,652	0,218	0,538	0,289	2,288	0,007
Vale R Doce PNA	0,715	0,213	0,582	0,339	2,373	0,003
Média	0,781	0,193	0,631	0,433	2,111	0,029

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 24 meses**Subperíodo: jul 00 a jun 02**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,574	0,155	0,620	0,385	2,024	0,001
Ampla Energ ON	0,333	0,287	0,240	0,057	2,065	0,260
Aracruz PNB	0,458	0,268	0,342	0,117	1,788	0,102
Bradesco ON	0,470	0,243	0,381	0,145	2,139	0,066
BradescoPN	0,710	0,215	0,576	0,332	2,317	0,003
Brasil ON	1,174	0,243	0,718	0,515	2,076	0,000
Brasil Telec PN	1,258	0,171	0,842	0,710	2,674	0,000
Braskem PNA	0,632	0,224	0,515	0,265	1,901	0,010
Celesc PNB	0,561	0,191	0,531	0,282	1,823	0,008
Cemig ON	0,691	0,175	0,644	0,415	3,144	0,001
Cemig PN	0,784	0,172	0,698	0,487	2,116	0,000
Cesp ON	0,916	0,400	0,438	0,192	2,361	0,032
Cesp PNA	0,854	0,409	0,407	0,166	2,050	0,048
Copel ON	0,575	0,277	0,405	0,164	1,187	0,050
Duratex PN	0,729	0,148	0,724	0,524	1,591	0,000
Eletrobras ON	0,378	0,245	0,313	0,098	1,858	0,137
Eletrobras PNB	0,326	0,262	0,257	0,066	1,984	0,226
Forjas Taurus PN	0,254	0,170	0,303	0,092	2,752	0,150
Fosfertil PN	0,587	0,149	0,642	0,412	1,886	0,001
Gerdau PN	1,184	0,250	0,711	0,505	2,144	0,000
Inepar PN	1,213	0,384	0,559	0,312	1,607	0,005
Itaubanco PN	0,592	0,142	0,665	0,443	2,141	0,000
Itausa PN	0,772	0,121	0,805	0,647	2,141	0,000
Klabin S/A PN	0,697	0,249	0,512	0,262	1,940	0,010
Light S/A ON	0,973	0,264	0,618	0,382	2,361	0,001
Lojas Americ PN	1,066	0,410	0,485	0,235	1,227	0,016
Paranapanema PN	0,439	0,245	0,357	0,127	2,304	0,087
Petrobras ON	0,455	0,199	0,438	0,192	2,213	0,032
Petrobras PN	0,505	0,189	0,494	0,244	2,296	0,014
Randon Part PN	0,575	0,263	0,423	0,179	2,480	0,040
Sadia S/A PN	0,764	0,165	0,702	0,492	2,337	0,000
Sid Nacional ON	1,241	0,142	0,881	0,776	2,135	0,000
Souza Cruz ON	0,597	0,228	0,487	0,237	2,590	0,016
Suzano Papel PNA	0,600	0,243	0,466	0,218	1,894	0,022
Telesp ON	0,922	0,173	0,750	0,562	2,439	0,000
Telesp PN	0,949	0,176	0,754	0,568	2,026	0,000
Unipar PNB	0,735	0,183	0,650	0,422	2,001	0,001
Usiminas PNA	1,440	0,240	0,788	0,621	1,721	0,000
V C P PN	0,548	0,238	0,440	0,193	2,452	0,032
Vale R Doce ON	0,635	0,154	0,660	0,436	2,204	0,000
Vale R Doce PNA	0,500	0,154	0,569	0,323	1,995	0,004
Média	0,724	0,225	0,556	0,337	2,107	0,034

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 24 meses**Subperíodo: jul 02 a jun 04**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,530	0,206	0,481	0,231	2,226	0,017
Ampla Energ ON	0,417	0,465	0,188	0,035	2,123	0,379
Aracruz PNB	0,010	0,264	0,008	0,000	2,677	0,969
Bradesco ON	1,145	0,156	0,842	0,709	2,424	0,000
BradescoPN	1,138	0,170	0,819	0,670	1,977	0,000
Brasil ON	1,269	0,223	0,772	0,596	2,048	0,000
Brasil Telec PN	0,641	0,181	0,602	0,363	2,425	0,002
Braskem PNA	1,560	0,356	0,683	0,466	1,646	0,000
Celesc PNB	0,817	0,216	0,628	0,394	1,993	0,001
Cemig ON	1,068	0,130	0,869	0,755	2,282	0,000
Cemig PN	1,380	0,112	0,934	0,873	2,442	0,000
Cesp ON	0,810	0,240	0,584	0,341	2,644	0,003
Cesp PNA	1,362	0,226	0,789	0,623	2,692	0,000
Copel ON	1,111	0,185	0,788	0,621	1,671	0,000
Duratex PN	0,506	0,154	0,573	0,329	2,362	0,003
Eletrobras ON	2,052	0,207	0,904	0,817	2,081	0,000
Eletrobras PNB	1,767	0,172	0,909	0,827	1,820	0,000
Forjas Taurus PN	0,114	0,287	0,085	0,007	1,795	0,694
Fosfertil PN	0,086	0,178	0,103	0,011	2,118	0,633
Gerdau PN	0,957	0,209	0,699	0,488	2,474	0,000
Inepar PN	0,672	0,427	0,318	0,101	2,342	0,129
Itaubanco PN	1,246	0,180	0,828	0,685	2,152	0,000
Itausa PN	1,213	0,162	0,847	0,718	2,345	0,000
Klabin S/A PN	0,407	0,238	0,343	0,118	1,607	0,100
Light S/A ON	1,324	0,390	0,586	0,344	2,088	0,003
Lojas Americ PN	0,939	0,237	0,646	0,417	2,352	0,001
Paranapanema PN	0,841	0,472	0,355	0,126	1,422	0,088
Petrobras ON	0,991	0,101	0,903	0,815	1,327	0,000
Petrobras PN	0,984	0,095	0,911	0,830	1,668	0,000
Randon Part PN	0,460	0,241	0,376	0,142	2,190	0,070
Sadia S/A PN	0,397	0,201	0,388	0,151	1,602	0,061
Sid Nacional ON	0,970	0,247	0,642	0,412	1,895	0,001
Souza Cruz ON	0,259	0,162	0,322	0,104	2,000	0,125
Suzano Papel PNA	0,138	0,232	0,126	0,016	2,123	0,558
Telesp ON	0,751	0,179	0,667	0,444	2,277	0,000
Telesp PN	0,688	0,218	0,559	0,312	2,973	0,005
Unipar PNB	1,003	0,180	0,765	0,585	1,524	0,000
Usiminas PNA	1,411	0,222	0,804	0,646	2,285	0,000
V C P PN	-0,025	0,204	0,026	0,001	2,222	0,904
Vale R Doce ON	0,098	0,279	0,075	0,006	2,567	0,729
Vale R Doce PNA	0,057	0,271	0,045	0,002	2,476	0,836
Média	0,819	0,226	0,556	0,393	2,131	0,154

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 24 meses**Subperíodo: jul 04 a jun 06**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,501	0,166	0,542	0,293	2,464	0,006
Ampla Energ ON	1,380	0,288	0,714	0,510	2,045	0,000
Aracruz PNB	0,355	0,267	0,272	0,074	2,573	0,198
Bradesco ON	1,099	0,264	0,664	0,441	2,287	0,000
BradescoPN	1,012	0,243	0,664	0,442	2,370	0,000
Brasil ON	0,897	0,214	0,666	0,444	1,665	0,000
Brasil Telec PN	0,847	0,256	0,576	0,332	2,478	0,003
Braskem PNA	0,793	0,379	0,407	0,166	1,493	0,048
Celesc PNB	1,058	0,190	0,764	0,584	1,683	0,000
Cemig ON	0,804	0,217	0,620	0,384	2,077	0,001
Cemig PN	0,729	0,247	0,533	0,284	2,296	0,007
Cesp ON	1,286	0,437	0,531	0,282	1,842	0,008
Cesp PNA	1,631	0,428	0,631	0,398	1,744	0,001
Copel ON	0,762	0,176	0,679	0,461	2,768	0,000
Duratex PN	0,864	0,321	0,497	0,247	1,802	0,013
Elektrobras ON	1,419	0,402	0,602	0,362	2,018	0,002
Elektrobras PNB	1,391	0,341	0,656	0,431	2,033	0,000
Forjas Taurus PN	0,273	0,446	0,129	0,017	1,107	0,547
Fosfertil PN	0,306	0,178	0,345	0,119	1,827	0,099
Gerdau PN	1,618	0,187	0,880	0,774	1,879	0,000
Inepar PN	0,693	0,725	0,200	0,040	1,723	0,350
Itaubanco PN	0,700	0,147	0,712	0,507	2,359	0,000
Itausa PN	0,674	0,149	0,694	0,481	2,244	0,000
Klabin S/A PN	0,766	0,206	0,620	0,385	2,185	0,001
Light S/A ON	0,790	0,485	0,328	0,108	2,689	0,118
Lojas Americ PN	1,067	0,289	0,618	0,382	2,155	0,001
Paranapanema PN	1,271	0,519	0,463	0,214	1,770	0,023
Petrobras ON	1,004	0,192	0,744	0,554	1,896	0,000
Petrobras PN	1,055	0,175	0,788	0,622	2,034	0,000
Randon Part PN	0,629	0,271	0,444	0,197	1,764	0,030
Sadia S/A PN	1,022	0,285	0,607	0,368	1,837	0,002
Sid Nacional ON	1,406	0,244	0,776	0,602	1,885	0,000
Souza Cruz ON	1,011	0,213	0,712	0,507	2,116	0,000
Suzano Papel PNA	0,922	0,203	0,696	0,485	2,021	0,000
Telesp ON	0,546	0,173	0,557	0,310	2,457	0,005
Telesp PN	0,432	0,178	0,460	0,211	2,413	0,024
Unipar PNB	1,024	0,338	0,543	0,294	1,191	0,006
Usiminas PNA	1,600	0,308	0,743	0,552	2,091	0,000
V C P PN	0,540	0,259	0,406	0,165	2,325	0,049
Vale R Doce ON	0,999	0,206	0,718	0,516	2,219	0,000
Vale R Doce PNA	0,975	0,197	0,726	0,527	2,113	0,000
Média	0,931	0,278	0,584	0,368	2,047	0,038

Tabela 10 - Betas calculados para os subperíodos especificados – continuação

Período de previsão: 24 meses**Subperíodo: jul 06 a jun 08**

AÇÃO	BETA	S_β	r	R²	Durbin-Watson	Sig.
Ambev PN	0,509	0,238	0,416	0,173	1,783	0,043
Ampla Energ ON	1,344	0,557	0,457	0,209	2,265	0,025
Aracruz PNB	0,977	0,234	0,665	0,443	2,699	0,000
Bradesco ON	1,279	0,155	0,869	0,755	2,426	0,000
BradescoPN	1,411	0,159	0,884	0,782	2,799	0,000
Brasil ON	1,343	0,247	0,758	0,574	2,191	0,000
Brasil Telec PN	0,721	0,239	0,541	0,293	1,554	0,006
Braskem PNA	0,148	0,350	0,090	0,008	2,326	0,676
Celesc PNB	0,741	0,236	0,557	0,310	2,550	0,005
Cemig ON	1,061	0,285	0,622	0,386	1,885	0,001
Cemig PN	0,870	0,260	0,581	0,337	1,839	0,003
Cesp ON	0,544	0,527	0,215	0,046	1,327	0,314
Cesp PNA	0,806	0,553	0,297	0,088	1,772	0,159
Copel ON	-0,028	0,259	0,023	0,001	1,366	0,916
Duratex PN	1,152	0,358	0,566	0,320	1,602	0,004
Eletrobras ON	0,525	0,307	0,342	0,117	2,444	0,101
Eletrobras PNB	0,677	0,226	0,539	0,290	2,093	0,007
Forjas Taurus PN	1,713	0,472	0,612	0,375	1,048	0,001
Fosfertil PN	0,896	0,314	0,519	0,270	1,751	0,009
Gerdau PN	1,266	0,235	0,754	0,568	1,734	0,000
Inepar PN	1,102	0,471	0,446	0,199	1,513	0,029
Itaubanco PN	1,348	0,142	0,896	0,803	2,031	0,000
Itausa PN	1,129	0,153	0,843	0,711	1,735	0,000
Klabin S/A PN	0,854	0,257	0,578	0,334	2,591	0,003
Light S/A ON	1,385	0,218	0,804	0,646	1,603	0,000
Lojas Americ PN	1,335	0,346	0,635	0,403	2,019	0,001
Paranapanema PN	0,045	0,507	0,019	0,000	1,076	0,930
Petrobras ON	0,957	0,254	0,626	0,392	1,444	0,001
Petrobras PN	1,140	0,253	0,693	0,481	1,486	0,000
Randon Part PN	1,574	0,272	0,777	0,603	1,704	0,000
Sadia S/A PN	1,237	0,253	0,722	0,521	2,259	0,000
Sid Nacional ON	0,833	0,252	0,576	0,332	1,647	0,003
Souza Cruz ON	0,651	0,207	0,557	0,311	2,430	0,005
Suzano Papel PNA	0,890	0,249	0,606	0,367	1,496	0,002
Telesp ON	0,522	0,240	0,421	0,177	1,646	0,041
Telesp PN	0,240	0,248	0,201	0,041	2,159	0,345
Unipar PNB	0,465	0,349	0,273	0,075	2,509	0,196
Usiminas PNA	0,950	0,243	0,641	0,411	1,916	0,001
V C P PN	0,930	0,199	0,706	0,498	1,816	0,000
Vale R Doce ON	1,226	0,225	0,758	0,575	1,720	0,000
Vale R Doce PNA	1,169	0,215	0,757	0,574	1,888	0,000
Média	0,925	0,287	0,557	0,361	1,906	0,093

Anexo II

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek

Ação	jul 94 a jun 01			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,642	0,076	0,006	0,654
Ampla Energ ON	0,684	0,147	0,022	0,705
Aracruz PNB	0,725	0,140	0,020	0,733
Bradesco ON	0,629	0,083	0,007	0,644
BradescoPN	0,817	0,089	0,008	0,808
Brasil ON	0,570	0,097	0,009	0,600
Brasil Telec PN	1,123	0,100	0,010	1,061
Braskem PNA	0,587	0,117	0,014	0,624
Celesc PNB	1,055	0,107	0,011	0,998
Cemig ON	0,780	0,102	0,010	0,776
Cemig PN	0,981	0,076	0,006	0,957
Cesp ON	0,866	0,142	0,020	0,834
Cesp PNA	0,847	0,143	0,020	0,819
Copel ON	0,936	0,086	0,007	0,912
Duratex PN	0,474	0,117	0,014	0,535
Eletronbras ON	1,127	0,086	0,007	1,078
Eletronbras PNB	1,135	0,086	0,007	1,085
Forjas Taurus PN	0,417	0,113	0,013	0,486
Fosfertil PN	0,685	0,109	0,012	0,698
Gerdau PN	0,955	0,106	0,011	0,917
Inepar PN	0,670	0,171	0,029	0,701
Itaubanco PN	0,781	0,068	0,005	0,778
Itausa PN	0,703	0,076	0,006	0,708
Klabin S/A PN	0,597	0,141	0,020	0,642
Light S/A ON	0,860	0,134	0,018	0,831
Lojas Americ PN	0,759	0,173	0,030	0,757
Paranapanema PN	0,196	0,147	0,022	0,367
Petrobras ON	1,203	0,117	0,014	1,105
Petrobras PN	1,214	0,077	0,006	1,165
Randon Part PN	0,781	0,131	0,017	0,774
Sadia S/A PN	0,586	0,081	0,007	0,605
Sid Nacional ON	0,623	0,114	0,013	0,650
Souza Cruz ON	0,467	0,094	0,009	0,511
Suzano Papel PNA	0,544	0,138	0,019	0,602
Telesp ON	0,769	0,097	0,009	0,766
Telesp PN	0,832	0,087	0,008	0,821
Unipar PNB	0,626	0,109	0,012	0,651
Usiminas PNA	0,687	0,109	0,012	0,700
V C P PN	0,681	0,121	0,015	0,697
Vale R Doce ON	0,568	0,115	0,013	0,607
Vale R Doce PNA	0,704	0,098	0,010	0,712

Fonte: própria

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 56 meses				
Ação	jul94 a fev99			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,737	0,077	0,006	0,736
Ampla Energ ON	0,708	0,174	0,030	0,715
Aracruz PNB	0,775	0,176	0,031	0,761
Bradesco ON	0,629	0,082	0,007	0,639
BradescoPN	0,815	0,092	0,009	0,805
Brasil ON	0,547	0,118	0,014	0,580
Brasil Telec PN	1,120	0,119	0,014	1,049
Braskem PNA	0,554	0,141	0,020	0,596
Celesc PNB	1,052	0,130	0,017	0,985
Cemig ON	0,748	0,122	0,015	0,745
Cemig PN	0,941	0,081	0,007	0,921
Cesp ON	0,827	0,150	0,023	0,802
Cesp PNA	0,832	0,157	0,025	0,803
Copel ON	0,900	0,102	0,010	0,876
Duratex PN	0,462	0,141	0,020	0,526
Eletrabras ON	1,248	0,090	0,008	1,189
Eletrabras PNB	1,237	0,086	0,007	1,184
Forjas Taurus PN	0,395	0,143	0,020	0,477
Fosfertil PN	0,677	0,141	0,020	0,690
Gerdau PN	0,920	0,124	0,015	0,883
Inepar PN	0,518	0,191	0,036	0,595
Itaubanco PN	0,758	0,080	0,006	0,755
Itausa PN	0,653	0,092	0,009	0,662
Klabin S/A PN	0,592	0,163	0,027	0,633
Light S/A ON	0,862	0,161	0,026	0,824
Lojas Americ PN	0,475	0,152	0,023	0,544
Paranapanema PN	0,095	0,166	0,027	0,287
Petrobras ON	1,161	0,110	0,012	1,091
Petrobras PN	1,244	0,083	0,007	1,194
Randon Part PN	0,764	0,162	0,026	0,754
Sadia S/A PN	0,515	0,093	0,009	0,541
Sid Nacional ON	0,487	0,122	0,015	0,533
Souza Cruz ON	0,479	0,098	0,010	0,512
Suzano Papel PNA	0,508	0,152	0,023	0,567
Telesp ON	0,823	0,091	0,008	0,812
Telesp PN	0,868	0,083	0,007	0,855
Unipar PNB	0,534	0,121	0,015	0,571
Usiminas PNA	0,569	0,107	0,012	0,594
V C P PN	0,604	0,139	0,019	0,633
Vale R Doce ON	0,579	0,141	0,020	0,615
Vale R Doce PNA	0,747	0,120	0,014	0,744

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 56 meses				
Ação	mar99 a out03			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,402	0,107	0,011	0,443
Ampla Energ ON	0,409	0,206	0,043	0,523
Aracruz PNB	0,204	0,150	0,023	0,317
Bradesco ON	0,760	0,131	0,017	0,761
BradescoPN	0,870	0,133	0,018	0,852
Brasil ON	0,966	0,136	0,019	0,931
Brasil Telec PN	0,926	0,127	0,016	0,901
Braskem PNA	0,912	0,173	0,030	0,875
Celesc PNB	0,806	0,131	0,017	0,799
Cemig ON	0,878	0,113	0,013	0,864
Cemig PN	1,069	0,115	0,013	1,030
Cesp ON	1,006	0,214	0,046	0,925
Cesp PNA	1,152	0,203	0,041	1,030
Copel ON	0,894	0,148	0,022	0,868
Duratex PN	0,518	0,124	0,015	0,554
Elektrobras ON	0,982	0,162	0,026	0,933
Elektrobras PNB	0,948	0,154	0,024	0,910
Forjas Taurus PN	0,207	0,149	0,022	0,318
Fosfertil PN	0,449	0,115	0,013	0,489
Gerdau PN	0,962	0,147	0,022	0,923
Inepar PN	1,185	0,253	0,064	1,010
Itaubanco PN	0,919	0,104	0,011	0,902
Itausa PN	0,936	0,090	0,008	0,921
Klabin S/A PN	0,554	0,177	0,031	0,608
Light S/A ON	0,978	0,188	0,035	0,918
Lojas Americ PN	1,314	0,272	0,074	1,066
Paranapanema PN	0,754	0,250	0,063	0,758
Petrobras ON	1,023	0,173	0,030	0,958
Petrobras PN	0,888	0,109	0,012	0,874
Randon Part PN	0,629	0,158	0,025	0,658
Sadia S/A PN	0,633	0,124	0,015	0,652
Sid Nacional ON	1,050	0,151	0,023	0,992
Souza Cruz ON	0,267	0,137	0,019	0,352
Suzano Papel PNA	0,449	0,172	0,030	0,527
Telesp ON	0,604	0,150	0,023	0,635
Telesp PN	0,694	0,147	0,022	0,707
Unipar PNB	0,908	0,121	0,015	0,887
Usiminas PNA	1,209	0,160	0,026	1,110
V C P PN	0,468	0,165	0,027	0,536
Vale R Doce ON	0,265	0,131	0,017	0,344
Vale R Doce PNA	0,256	0,123	0,015	0,329

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 56 meses				
Ação	mar99aout03			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,402	0,107	0,011	0,443
Ampla Energ ON	0,409	0,206	0,043	0,523
Aracruz PNB	0,204	0,150	0,023	0,317
Bradesco ON	0,760	0,131	0,017	0,761
BradescoPN	0,870	0,133	0,018	0,852
Brasil ON	0,966	0,136	0,019	0,931
Brasil Telec PN	0,926	0,127	0,016	0,901
Braskem PNA	0,912	0,173	0,030	0,875
Celesc PNB	0,806	0,131	0,017	0,799
Cemig ON	0,878	0,113	0,013	0,864
Cemig PN	1,069	0,115	0,013	1,030
Cesp ON	1,006	0,214	0,046	0,925
Cesp PNA	1,152	0,203	0,041	1,030
Copel ON	0,894	0,148	0,022	0,868
Duratex PN	0,518	0,124	0,015	0,554
Elektrobras ON	0,982	0,162	0,026	0,933
Elektrobras PNB	0,948	0,154	0,024	0,910
Forjas Taurus PN	0,207	0,149	0,022	0,318
Fosfertil PN	0,449	0,115	0,013	0,489
Gerdau PN	0,962	0,147	0,022	0,923
Inepar PN	1,185	0,253	0,064	1,010
Itaubanco PN	0,919	0,104	0,011	0,902
Itausa PN	0,936	0,090	0,008	0,921
Klabin S/A PN	0,554	0,177	0,031	0,608
Light S/A ON	0,978	0,188	0,035	0,918
Lojas Americ PN	1,314	0,272	0,074	1,066
Paranapanema PN	0,754	0,250	0,063	0,758
Petrobras ON	1,023	0,173	0,030	0,958
Petrobras PN	0,888	0,109	0,012	0,874
Randon Part PN	0,629	0,158	0,025	0,658
Sadia S/A PN	0,633	0,124	0,015	0,652
Sid Nacional ON	1,050	0,151	0,023	0,992
Souza Cruz ON	0,267	0,137	0,019	0,352
Suzano Papel PNA	0,449	0,172	0,030	0,527
Telesp ON	0,604	0,150	0,023	0,635
Telesp PN	0,694	0,147	0,022	0,707
Unipar PNB	0,908	0,121	0,015	0,887
Usiminas PNA	1,209	0,160	0,026	1,110
V C P PN	0,468	0,165	0,027	0,536
Vale R Doce ON	0,265	0,131	0,017	0,344
Vale R Doce PNA	0,256	0,123	0,015	0,329

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 42 meses				
Ação	jul94 a dez97			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,598	0,094	0,009	0,609
Ampla Energ ON	0,711	0,193	0,037	0,698
Aracruz PNB	0,413	0,118	0,014	0,466
Bradesco ON	0,653	0,115	0,013	0,658
BradescoPN	0,793	0,131	0,017	0,767
Brasil ON	0,693	0,145	0,021	0,690
Brasil Telec PN	0,892	0,109	0,012	0,855
Braskem PNA	0,467	0,216	0,047	0,564
Celesc PNB	0,873	0,173	0,030	0,805
Cemig ON	0,635	0,168	0,028	0,650
Cemig PN	0,813	0,112	0,013	0,788
Cesp ON	0,492	0,172	0,030	0,557
Cesp PNA	0,516	0,181	0,033	0,576
Copel ON	0,828	0,106	0,011	0,803
Duratex PN	0,298	0,169	0,029	0,427
Eletrabras ON	1,166	0,107	0,012	1,083
Eletrabras PNB	1,179	0,101	0,010	1,102
Forjas Taurus PN	0,520	0,200	0,040	0,586
Fosfertil PN	0,823	0,202	0,041	0,763
Gerdau PN	0,697	0,164	0,027	0,691
Inepar PN	0,562	0,275	0,076	0,630
Itaubanco PN	0,757	0,123	0,015	0,741
Itausa PN	0,586	0,120	0,014	0,605
Klabin S/A PN	0,591	0,148	0,022	0,616
Light S/A ON	0,819	0,146	0,021	0,781
Lojas Americ PN	0,311	0,183	0,034	0,449
Paranapanema PN	0,232	0,196	0,038	0,413
Petrobras ON	1,065	0,142	0,020	0,963
Petrobras PN	1,258	0,106	0,011	1,162
Randon Part PN	0,950	0,217	0,047	0,827
Sadia S/A PN	0,726	0,119	0,014	0,716
Sid Nacional ON	0,552	0,150	0,022	0,588
Souza Cruz ON	0,547	0,131	0,017	0,578
Suzano Papel PNA	0,439	0,164	0,027	0,517
Telesp ON	0,793	0,124	0,015	0,768
Telesp PN	0,855	0,114	0,013	0,823
Unipar PNB	0,512	0,176	0,031	0,572
Usiminas PNA	0,716	0,129	0,017	0,708
V C P PN	0,521	0,156	0,024	0,569
Vale R Doce ON	0,356	0,176	0,031	0,471
Vale R Doce PNA	0,657	0,128	0,016	0,662

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 42 meses				
Ação	jan98 a jun01			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,674	0,118	0,014	0,697
Ampla Energ ON	0,657	0,217	0,047	0,718
Aracruz PNB	0,944	0,233	0,054	0,883
Bradesco ON	0,611	0,121	0,015	0,645
BradescoPN	0,832	0,124	0,015	0,827
Brasil ON	0,494	0,129	0,017	0,555
Brasil Telec PN	1,281	0,158	0,025	1,153
Braskem PNA	0,675	0,119	0,014	0,697
Celesc PNB	1,173	0,130	0,017	1,100
Cemig ON	0,877	0,126	0,016	0,863
Cemig PN	1,094	0,103	0,011	1,055
Cesp ON	1,122	0,213	0,045	0,995
Cesp PNA	1,071	0,211	0,045	0,966
Copel ON	1,010	0,132	0,017	0,968
Duratex PN	0,596	0,163	0,027	0,655
Elektrobras ON	1,098	0,133	0,018	1,037
Elektrobras PNB	1,101	0,135	0,018	1,038
Forjas Taurus PN	0,358	0,115	0,013	0,431
Fosfertil PN	0,591	0,113	0,013	0,625
Gerdau PN	1,134	0,134	0,018	1,066
Inepar PN	0,735	0,215	0,046	0,764
Itaubanco PN	0,798	0,074	0,005	0,799
Itausa PN	0,786	0,097	0,009	0,788
Klabin S/A PN	0,608	0,229	0,052	0,694
Light S/A ON	0,883	0,216	0,047	0,851
Lojas Americ PN	1,074	0,267	0,071	0,936
Paranapanema PN	0,169	0,221	0,049	0,435
Petrobras ON	1,300	0,180	0,032	1,140
Petrobras PN	1,186	0,112	0,012	1,127
Randon Part PN	0,673	0,159	0,025	0,709
Sadia S/A PN	0,496	0,108	0,012	0,541
Sid Nacional ON	0,676	0,170	0,029	0,715
Souza Cruz ON	0,414	0,137	0,019	0,499
Suzano Papel PNA	0,624	0,211	0,045	0,696
Telesp ON	0,751	0,148	0,022	0,764
Telesp PN	0,813	0,130	0,017	0,812
Unipar PNB	0,718	0,117	0,014	0,733
Usiminas PNA	0,672	0,170	0,029	0,712
V C P PN	0,797	0,178	0,032	0,800
Vale R Doce ON	0,716	0,150	0,023	0,739
Vale R Doce PNA	0,740	0,147	0,022	0,756

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 42 meses				
Ação	jul01 a dez04			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,525	0,126	0,016	0,546
Ampla Energ ON	0,344	0,289	0,083	0,488
Aracruz PNB	0,055	0,182	0,033	0,178
Bradesco ON	0,945	0,133	0,018	0,927
BradescoPN	0,939	0,128	0,016	0,922
Brasil ON	1,295	0,168	0,028	1,215
Brasil Telec PN	0,766	0,136	0,019	0,766
Braskem PNA	1,312	0,248	0,062	1,157
Celesc PNB	0,679	0,149	0,022	0,689
Cemig ON	0,867	0,120	0,015	0,858
Cemig PN	0,985	0,126	0,016	0,964
Cesp ON	1,059	0,220	0,048	0,989
Cesp PNA	1,420	0,207	0,043	1,279
Copel ON	0,750	0,190	0,036	0,752
Duratex PN	0,604	0,135	0,018	0,620
Eletrabras ON	1,340	0,233	0,054	1,192
Eletrabras PNB	1,159	0,198	0,039	1,080
Forjas Taurus PN	0,014	0,191	0,036	0,154
Fosfertil PN	0,286	0,126	0,016	0,330
Gerdau PN	0,935	0,166	0,027	0,909
Inepar PN	1,078	0,377	0,142	0,929
Itaubanco PN	0,949	0,135	0,018	0,930
Itausa PN	0,969	0,117	0,014	0,952
Klabin S/A PN	0,563	0,163	0,026	0,591
Light S/A ON	1,304	0,240	0,057	1,160
Lojas Americ PN	0,858	0,202	0,041	0,838
Paranapanema PN	0,945	0,304	0,092	0,878
Petrobras ON	0,750	0,102	0,010	0,751
Petrobras PN	0,727	0,101	0,010	0,729
Randon Part PN	0,466	0,191	0,037	0,521
Sadia S/A PN	0,488	0,143	0,020	0,519
Sid Nacional ON	1,095	0,162	0,026	1,048
Souza Cruz ON	0,241	0,110	0,012	0,278
Suzano Papel PNA	0,330	0,180	0,032	0,404
Telesp ON	0,677	0,123	0,015	0,685
Telesp PN	0,688	0,139	0,019	0,696
Unipar PNB	0,947	0,153	0,023	0,923
Usiminas PNA	1,479	0,170	0,029	1,368
V C P PN	0,080	0,158	0,025	0,173
Vale R Doce ON	0,199	0,175	0,031	0,290
Vale R Doce PNA	0,139	0,169	0,029	0,234

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 24 meses				
Ação	jul94 a jun96			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,563	0,141	0,020	0,578
Ampla Energ ON	0,752	0,303	0,092	0,685
Aracruz PNB	0,308	0,175	0,031	0,404
Bradesco ON	0,612	0,124	0,015	0,616
BradescoPN	0,716	0,141	0,020	0,698
Brasil ON	0,664	0,206	0,042	0,652
Brasil Telec PN	0,928	0,115	0,013	0,882
Braskem PNA	0,529	0,275	0,076	0,582
Celesc PNB	0,813	0,240	0,058	0,733
Cemig ON	0,560	0,179	0,032	0,582
Cemig PN	0,631	0,122	0,015	0,631
Cesp ON	0,295	0,247	0,061	0,450
Cesp PNA	0,165	0,240	0,058	0,372
Copel ON	0,743	0,137	0,019	0,720
Duratex PN	0,307	0,215	0,046	0,434
Eletrabras ON	1,203	0,149	0,022	1,070
Eletrabras PNB	1,212	0,137	0,019	1,092
Forjas Taurus PN	0,484	0,231	0,053	0,547
Fosfertil PN	0,988	0,314	0,099	0,783
Gerdau PN	0,487	0,196	0,038	0,537
Inepar PN	0,352	0,363	0,132	0,533
Itaubanco PN	0,610	0,135	0,018	0,614
Itausa PN	0,500	0,168	0,028	0,537
Klabin S/A PN	0,720	0,142	0,020	0,701
Light S/A ON	0,648	0,198	0,039	0,643
Lojas Americ PN	0,116	0,198	0,039	0,298
Paranapanema PN	0,208	0,251	0,063	0,405
Petrobras ON	0,938	0,192	0,037	0,835
Petrobras PN	1,198	0,150	0,022	1,064
Randon Part PN	0,861	0,333	0,111	0,723
Sadia S/A PN	0,652	0,147	0,022	0,647
Sid Nacional ON	0,754	0,174	0,030	0,718
Souza Cruz ON	0,597	0,177	0,031	0,608
Suzano Papel PNA	0,489	0,214	0,046	0,544
Telesp ON	0,843	0,171	0,029	0,783
Telesp PN	0,959	0,148	0,022	0,883
Unipar PNB	0,439	0,233	0,054	0,522
Usiminas PNA	0,628	0,179	0,032	0,629
V C P PN	0,468	0,224	0,050	0,535
Vale R Doce ON	0,350	0,272	0,074	0,493
Vale R Doce PNA	0,652	0,150	0,023	0,647

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 24 meses				
Ação	jul96 a jun98			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s^2_{β}	
Ambev PN	0,664	0,109	0,012	0,690
Ampla Energ ON	0,890	0,183	0,033	0,871
Aracruz PNB	0,603	0,130	0,017	0,651
Bradesco ON	0,792	0,195	0,038	0,808
BradescoPN	0,992	0,212	0,045	0,928
Brasil ON	0,713	0,241	0,058	0,770
Brasil Telec PN	1,035	0,261	0,068	0,932
Braskem PNA	0,511	0,283	0,080	0,690
Celesc PNB	1,180	0,242	0,059	1,016
Cemig ON	0,799	0,259	0,067	0,817
Cemig PN	1,063	0,153	0,023	1,003
Cesp ON	0,992	0,234	0,055	0,920
Cesp PNA	1,291	0,229	0,053	1,086
Copel ON	1,105	0,144	0,021	1,039
Duratex PN	0,498	0,261	0,068	0,671
Eletrabras ON	1,091	0,134	0,018	1,035
Eletrabras PNB	1,128	0,130	0,017	1,067
Forjas Taurus PN	0,503	0,303	0,092	0,697
Fosfertil PN	0,637	0,173	0,030	0,699
Gerdau PN	1,127	0,227	0,052	0,997
Inepar PN	1,005	0,361	0,130	0,891
Itaubanco PN	0,920	0,176	0,031	0,892
Itausa PN	0,895	0,175	0,031	0,876
Klabin S/A PN	0,797	0,321	0,103	0,820
Light S/A ON	0,940	0,186	0,035	0,903
Lojas Americ PN	0,763	0,362	0,131	0,811
Paranapanema PN	0,306	0,346	0,119	0,649
Petrobras ON	1,210	0,178	0,032	1,087
Petrobras PN	1,311	0,128	0,016	1,215
Randon Part PN	1,056	0,245	0,060	0,950
Sadia S/A PN	0,859	0,168	0,028	0,851
Sid Nacional ON	0,408	0,215	0,046	0,585
Souza Cruz ON	0,546	0,167	0,028	0,633
Suzano Papel PNA	0,483	0,233	0,054	0,643
Telesp ON	0,759	0,174	0,030	0,783
Telesp PN	0,641	0,166	0,028	0,699
Unipar PNB	0,713	0,225	0,051	0,766
Usiminas PNA	0,928	0,180	0,033	0,897
V C P PN	0,853	0,233	0,054	0,845
Vale R Doce ON	0,503	0,157	0,025	0,595
Vale R Doce PNA	0,699	0,183	0,033	0,745

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 24 meses				
Ação	jul98 a jun00			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,713	0,149	0,022	0,725
Ampla Energ ON	0,602	0,286	0,082	0,684
Aracruz PNB	0,990	0,328	0,108	0,880
Bradesco ON	0,650	0,112	0,013	0,665
BradescoPN	0,826	0,134	0,018	0,819
Brasil ON	0,436	0,111	0,012	0,475
Brasil Telec PN	1,203	0,187	0,035	1,091
Braskem PNA	0,671	0,152	0,023	0,692
Celesc PNB	1,208	0,152	0,023	1,126
Cemig ON	0,906	0,158	0,025	0,880
Cemig PN	1,116	0,132	0,017	1,065
Cesp ON	1,211	0,246	0,060	1,046
Cesp PNA	1,155	0,236	0,056	1,018
Copel ON	0,976	0,174	0,030	0,929
Duratex PN	0,506	0,222	0,049	0,599
Eletrabras ON	1,222	0,159	0,025	1,130
Eletrabras PNB	1,212	0,149	0,022	1,132
Forjas Taurus PN	0,326	0,153	0,023	0,414
Fosfertil PN	0,571	0,151	0,023	0,611
Gerdau PN	1,014	0,159	0,025	0,965
Inepar PN	0,610	0,244	0,059	0,675
Itaubanco PN	0,834	0,091	0,008	0,830
Itausa PN	0,703	0,104	0,011	0,711
Klabin S/A PN	0,423	0,282	0,080	0,585
Light S/A ON	0,991	0,299	0,089	0,890
Lojas Americ PN	0,973	0,329	0,108	0,871
Paranapanema PN	0,128	0,280	0,078	0,420
Petrobras ON	1,448	0,236	0,056	1,203
Petrobras PN	1,265	0,128	0,016	1,196
Randon Part PN	0,607	0,205	0,042	0,660
Sadia S/A PN	0,352	0,136	0,019	0,422
Sid Nacional ON	0,557	0,241	0,058	0,641
Souza Cruz ON	0,289	0,159	0,025	0,391
Suzano Papel PNA	0,614	0,284	0,081	0,690
Telesp ON	0,686	0,190	0,036	0,712
Telesp PN	0,812	0,162	0,026	0,805
Unipar PNB	0,655	0,141	0,020	0,676
Usiminas PNA	0,504	0,211	0,045	0,591
V C P PN	0,673	0,227	0,051	0,710
Vale R Doce ON	0,652	0,218	0,047	0,694
Vale R Doce PNA	0,715	0,213	0,045	0,736

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 24 meses				
Ação	jul00 a jun02			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,574	0,155	0,024	0,608
Ampla Energ ON	0,333	0,287	0,083	0,528
Aracruz PNB	0,458	0,268	0,072	0,582
Bradesco ON	0,470	0,243	0,059	0,576
BradescoPN	0,710	0,215	0,046	0,715
Brasil ON	1,174	0,243	0,059	0,986
Brasil Telec PN	1,258	0,171	0,029	1,117
Braskem PNA	0,632	0,224	0,050	0,667
Celesc PNB	0,561	0,191	0,036	0,610
Cemig ON	0,691	0,175	0,031	0,700
Cemig PN	0,784	0,172	0,029	0,768
Cesp ON	0,916	0,400	0,160	0,789
Cesp PNA	0,854	0,409	0,167	0,767
Copel ON	0,575	0,277	0,077	0,647
Duratex PN	0,729	0,148	0,022	0,728
Eletronbras ON	0,378	0,245	0,060	0,524
Eletronbras PNB	0,326	0,262	0,069	0,507
Forjas Taurus PN	0,254	0,170	0,029	0,376
Fosfertil PN	0,587	0,149	0,022	0,616
Gerdau PN	1,184	0,250	0,062	0,986
Inepar PN	1,213	0,384	0,147	0,899
Itaubanco PN	0,592	0,142	0,020	0,618
Itausa PN	0,772	0,121	0,015	0,764
Klabin S/A PN	0,697	0,249	0,062	0,708
Light S/A ON	0,973	0,264	0,069	0,859
Lojas Americ PN	1,066	0,410	0,168	0,836
Paranapanema PN	0,439	0,245	0,060	0,559
Petrobras ON	0,455	0,199	0,040	0,542
Petrobras PN	0,505	0,189	0,036	0,571
Randon Part PN	0,575	0,263	0,069	0,643
Sadia S/A PN	0,764	0,165	0,027	0,754
Sid Nacional ON	1,241	0,142	0,020	1,139
Souza Cruz ON	0,597	0,228	0,052	0,646
Suzano Papel PNA	0,600	0,243	0,059	0,652
Telesp ON	0,922	0,173	0,030	0,869
Telesp PN	0,949	0,176	0,031	0,887
Unipar PNB	0,735	0,183	0,034	0,731
Usiminas PNA	1,440	0,240	0,058	1,145
V C P PN	0,548	0,238	0,057	0,619
Vale R Doce ON	0,635	0,154	0,024	0,655
Vale R Doce PNA	0,500	0,154	0,024	0,550

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 24 meses				
Ação	jul02 a jun04			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,530	0,206	0,042	0,570
Ampla Energ ON	0,417	0,465	0,216	0,599
Aracruz PNB	0,010	0,264	0,070	0,181
Bradesco ON	1,145	0,156	0,024	1,117
BradescoPN	1,138	0,170	0,029	1,106
Brasil ON	1,269	0,223	0,050	1,197
Brasil Telec PN	0,641	0,181	0,033	0,661
Braskem PNA	1,560	0,356	0,127	1,317
Celesc PNB	0,817	0,216	0,047	0,817
Cemig ON	1,068	0,130	0,017	1,053
Cemig PN	1,380	0,112	0,013	1,354
Cesp ON	0,810	0,240	0,058	0,812
Cesp PNA	1,362	0,226	0,051	1,273
Copel ON	1,111	0,185	0,034	1,077
Duratex PN	0,506	0,154	0,024	0,532
Eletrabras ON	2,052	0,207	0,043	1,877
Eletrabras PNB	1,767	0,172	0,030	1,670
Forjas Taurus PN	0,114	0,287	0,082	0,283
Fosfertil PN	0,086	0,178	0,032	0,165
Gerdau PN	0,957	0,209	0,044	0,937
Inepar PN	0,672	0,427	0,182	0,733
Itaubanco PN	1,246	0,180	0,032	1,198
Itausa PN	1,213	0,162	0,026	1,176
Klabin S/A PN	0,407	0,238	0,056	0,481
Light S/A ON	1,324	0,390	0,152	1,137
Lojas Americ PN	0,939	0,237	0,056	0,918
Paranapanema PN	0,841	0,472	0,223	0,831
Petrobras ON	0,991	0,101	0,010	0,985
Petrobras PN	0,984	0,095	0,009	0,979
Randon Part PN	0,460	0,241	0,058	0,526
Sadia S/A PN	0,397	0,201	0,040	0,454
Sid Nacional ON	0,970	0,247	0,061	0,941
Souza Cruz ON	0,259	0,162	0,026	0,311
Suzano Papel PNA	0,138	0,232	0,054	0,255
Telesp ON	0,751	0,179	0,032	0,759
Telesp PN	0,688	0,218	0,047	0,708
Unipar PNB	1,003	0,180	0,032	0,982
Usiminas PNA	1,411	0,222	0,049	1,316
V C P PN	-0,025	0,204	0,042	0,091
Vale R Doce ON	0,098	0,279	0,078	0,264
Vale R Doce PNA	0,057	0,271	0,073	0,224

Tabela 11 - Betas ajustados pelo modelo de Vasicek – continuação

Período de Previsão: 24 meses				
Ação	jul04 a jun06			BETA ajustado Vasicek
	BETA	s_{β}	s_{β}^2	
Ambev PN	0,501	0,166	0,028	0,579
Ampla Energ ON	1,380	0,288	0,083	1,200
Aracruz PNB	0,355	0,267	0,071	0,565
Bradesco ON	1,099	0,264	0,070	1,038
BradescoPN	1,012	0,243	0,059	0,986
Brasil ON	0,897	0,214	0,046	0,906
Brasil Telec PN	0,847	0,256	0,066	0,876
Braskem PNA	0,793	0,379	0,144	0,867
Celesc PNB	1,058	0,190	0,036	1,029
Cemig ON	0,804	0,217	0,047	0,839
Cemig PN	0,729	0,247	0,061	0,796
Cesp ON	1,286	0,437	0,191	1,070
Cesp PNA	1,631	0,428	0,183	1,214
Copel ON	0,762	0,176	0,031	0,795
Duratex PN	0,864	0,321	0,103	0,894
Eletrabras ON	1,419	0,402	0,161	1,143
Eletrabras PNB	1,391	0,341	0,116	1,168
Forjas Taurus PN	0,273	0,446	0,199	0,678
Fosfertil PN	0,306	0,178	0,032	0,433
Gerdau PN	1,618	0,187	0,035	1,468
Inepar PN	0,693	0,725	0,526	0,885
Itaubanco PN	0,700	0,147	0,022	0,735
Itausa PN	0,674	0,149	0,022	0,713
Klabin S/A PN	0,766	0,206	0,043	0,808
Light S/A ON	0,790	0,485	0,235	0,882
Lojas Americ PN	1,067	0,289	0,084	1,012
Paranapanema PN	1,271	0,519	0,269	1,038
Petrobras ON	1,004	0,192	0,037	0,987
Petrobras PN	1,055	0,175	0,031	1,030
Randon Part PN	0,629	0,271	0,073	0,741
Sadia S/A PN	1,022	0,285	0,082	0,986
Sid Nacional ON	1,406	0,244	0,059	1,252
Souza Cruz ON	1,011	0,213	0,045	0,990
Suzano Papel PNA	0,922	0,203	0,041	0,924
Telesp ON	0,546	0,173	0,030	0,621
Telesp PN	0,432	0,178	0,032	0,534
Unipar PNB	1,024	0,338	0,114	0,979
Usiminas PNA	1,600	0,308	0,095	1,311
V C P PN	0,540	0,259	0,067	0,677
Vale R Doce ON	0,999	0,206	0,043	0,982
Vale R Doce PNA	0,975	0,197	0,039	0,964

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)