Avaliação de Empresas Estatais com o Uso de Dados do Mercado de Ações

ANTONIO ZORATTO SANVICENTE
ADRIANO ROMARIZ DUARTE

Resumo

No âmbito do programa de privatização de empresas ora em andamento no Brasil, um dos problemas fundamentais é a obtenção de estimativas do valor justo das ações para fins de fixação do preço mínimo nos leilões. O presente trabalho utiliza conceitos e modelos da moderna teoria de Finanças (valor presente líquido, eficiência de mercado, *capital asset pricing model* e risco sistemático), bem como dados do mercado de ações da Bolsa de Valores de São Paulo e informações contábeis das empresas com títulos aí negociados, para obter estimativas de um dado crucial ao cálculo de valores em Finanças: a taxa de desconto apropriada ao nível de risco existente. Para esse fim, o trabalho utiliza uma metodologia, apoiada em análise de regressão linear simples e múltipla, com dois objetivos: 1) estimar o prêmio de mercado por unidade de risco sistemático existente na data de avaliação da empresa, e 2) determinar os coeficientes de risco sistemático ("betas") requeridos pelo CAPM para gerar, por sua vez, os retornos exigidos. Este procedimento foi aplicado à avaliação das ações ordinárias da USIMINAS, a primeira empresa estatal brasileira a ser privatizada.

Palavras-chave: privatização, avaliação de empresas, *capital asset pricing model*, coeficiente beta, taxa de retorno exigida ajustada pelo risco.

Abstract

One of the major issues, in the privatization program now underway in Brazil, is the estimation of the fair share price to be set for auctioning off the various state-owned companies. In this paper, we use several concepts from the modern theory of Finance (net present value, market efficiency, capital asset pricing model and systematic risk), as well as São Paulo stock market data and accounting information on companies whose shares are listed on the São Paulo stock exchange, for determining one crucial piece of information for the computation of values in Finance: the risk-adjusted required rate of return. We use a methodology based on linear regression analysis for two purposes: 1) estimating the market premium per unit of systematic risk prevailing at the date of valuation, and 2) determining the systematic risk ("beta coefficients") required by the capital asset pricing model for calculation, in turn, of the required rate of return in equilibrium. Our procedure is then used in the valuation of the common shares of stock of USIMINAS, the first state-owned Brazilian company to have been privatized.

Key words: privatization, valuation of firms, "capital asset pricing model" beta coefficient, risk-adjusted required rate of return.

Os autores são professores do Departamento de Administração da FEA-USP e do Departamento de Economia da FEA-USP, respectivamente.

Introdução

A avaliação de ativos em geral, e de títulos emitidos por empresas, em particular, deve ser feita, na moderna teoria de Finanças, mediante um cálculo do valor presente líquido de fluxos de caixa futuros esperados, conforme Brealey e Myers (1984, p. 783).

Desse modo, esse procedimento requer dois tipos básicos de informação: 1) a série de fluxos de caixa projetados para o futuro, e 2) a taxa de desconto a ser aplicada a essa série.

A geração do primeiro tipo de informação é feita, na prática, pelo trabalho do que se convencionou denominar "análise fundamentalista", ou seja, a análise da entidade cujas operações poderão produzir os fluxos de caixa futuros: no caso de avaliação de ações, os fluxos de caixa são representados por dividendos pagos, pela empresa emitente, aos acionistas, em decorrência dos lucros por ela obtidos em suas operações.

Quanto à taxa de desconto, é fundamental que ela reflita o risco existente no ativo que estiver sendo avaliado, passando por isso a ser equivalente a uma "taxa mínima exigida de retorno", também chamada em Finanças de "custo de capital"

A teoria de Finanças desenvolveu, para a determinação numérica da taxa mínima exigida e justa de retorno, um modelo, hoje amplamente reconhecido (e que levou inclusive um de seus autores a ser agraciado com o prêmio Nobel de Economia em 1990, a saber, o Professor William F. Sharpe), que é o *capital asset pricing model*, ou CAPM.

Neste trabalho, não nos preocupamos com o problema de projeção de fluxos de caixa futuros, e sim com questões práticas ligadas à estimação de taxas de retorno exigidas, usando, para isso, os dados disponíveis no mercado de ações. Após esta Introdução, o trabalho descreve os principais elementos do CAPM, em seguida passa a uma apresentação de problemas práticos de estimação de taxas, e fornece uma metodologia de solução desses problemas. Por último, descreve uma aplicação dessa metodologia à obtenção da taxa de desconto para avaliar as ações de uma empresa estatal brasileira, que se propõe privatizar.

Dois instrumentos básicos da teoria de Finanças são utilizados em toda esta discussão: o conceito de equilíbrio e o chamado "modelo de Gordon" (conforme GORDON e SHAPIRO, 1956).

Na parte prática do trabalho, estaremos sempre supondo equilíbrio no mercado do ativo que estiver sendo avaliado, o que significa o mesmo que a igualdade entre taxa de retorno esperada e taxa de retorno exigida; nos termos mais conhecidos em Finanças, isso equivalente à situação em que a taxa interna de retorno é igual ao custo de capital, ou seja, que o valor presente líquido de uma aplicação de recursos no ativo é igual a zero; portanto, estaremos extraindo a taxa exigida de retorno que poderia ser dita "justa" já que, com valor presente líquido nulo, o ativo estaria remunerando exatamente o risco assumido pelo investidor.

O modelo de Gordon, por sua vez, é apenas uma alternativa, mais simples, de extração das taxas esperadas de retorno pelos participantes do mercado. Como o modelo de Gordon é uma fórmula de valor presente sob certas condições supostas a respeito da duração da série de fluxos de caixa e do crescimento desses fluxos de caixa no tempo, ele também é uma fórmula para o cálculo de taxas internas de retorno (ou seja, taxas esperadas), e é para esse fim que ele é aqui utilizado.

I. Modelo de Formação de Preços de Ativos (*Capital Asset Pricing Model*, ou CAPM)

Para conduzir os cálculos propostos na seção anterior, precisamos determinar o custo de capital, o que implica a necessidade de quantificação do risco. O instrumental proposto para resolver esse problema é o *Capital Asset Pricing Model* (ou CAPM), de Sharpe (1964) e Lintner (1965).

Desenvolvido sob a hipótese de mercado perfeito, o CAPM estabelece uma relação linear entre retorno exigido e risco (sistemático) para uma carteira eficiente de ativos. A existência dessa relação é suportada pelas seguintes hipóteses, sobre o comportamento dos investidores e sobre o conjunto de oportunidades abertas a eles (conforme COPELAND & WESTON, 1988, p. 194):

1. os investidores têm aversão ao risco e maximizam a utilidade esperada da riqueza no final de um período de investimento;

2. os investidores não influenciam os preços e têm expectativas homogêneas sobre os retornos dos ativos, cuja distribuição é normal conjunta;

3. existe um ativo sem risco do qual os investidores podem emprestar e tomar emprestado quantidades ilimitadas a uma taxa de retorno sem risco;

4. as quantidades de ativos são fixas e todos são negociáveis e perfeitamente divisíveis;

5. não há custos de transação nos mercados financeiros e há livre informação disponível a todos os participantes simultaneamente;

6. não há imperfeições de mercado tais como impostos, regulamentações ou restrições a vendas a descoberto.

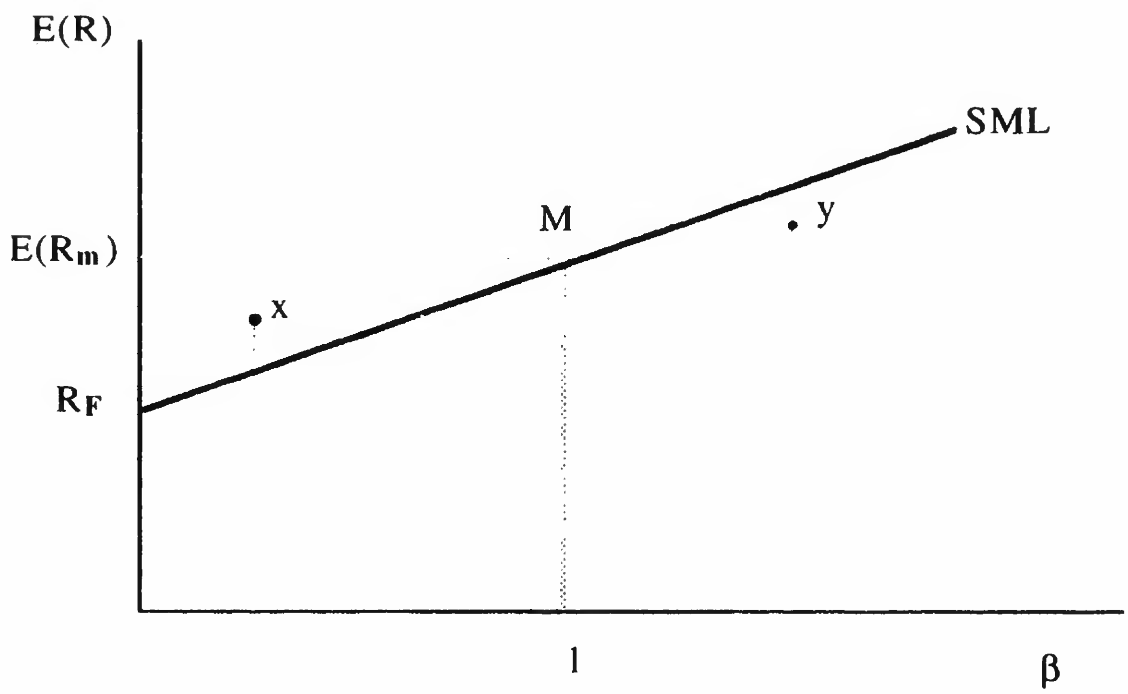
Estas hipóteses representam simplificações que permitem a derivação do CAPM; portanto, é necessário entender suas implicações e observar que a maioria delas pode ser relaxada sem prejuízo do argumento principal.

Uma vez que os investidores maximizam a utilidade esperada de suas riquezas no final de um período, o modelo que se deriva é um modelo de um período. Pela segunda hipótese, temos concorrência perfeita entre investidores, e a homogeneidade de suas expectativas implica que todos decidem sobre uma única fronteira eficiente (lugar geométrico de combinações de risco e retorno oferecidas por carteiras de ativos de risco), ou seja, nenhum investidor pode ser enganado porque a informação é livre e está disponível a todos, ao mesmo tempo. A existência de um ativo sem risco permite a troca, viabilizando uma economia de mercado. A ausência de custos de transação implica a existência de uma única taxa de retorno do ativo sem risco, que é a taxa de juros da economia. Esta última característica, associada com a perfeita divisibilidade de ativos, permite que a fronteira eficiente seja linear e contínua, no plano risco-retorno.

O modelo é normalmente representado pelo que se convencionou chamar de *Security Market Line* (SML), a qual estabelece a relação linear entre retorno exigido e risco, conforme ilustrado abaixo.

FIGURA 1

SECURITY MARKET LINE



A expressão algébrica da SML é a seguinte:

$$E(R_i) = R_F + [E(R_m) - R_F]\beta_i \qquad (1)$$

onde $E(R_i)$ é o retorno exigido do ativo i, R_F é a taxa de retorno do ativo sem risco, e $E(R_m)$ é o retorno esperado da "carteira de mercado" Por sua vez, $[E(R_m)-R_F]$ é a declividade da SML e significa o prêmio que o mercado oferece, por unidade de risco sistemático, enquanto β_i indica a quantidade de risco sistemático (coeficiente beta).

Como o CAPM é uma teoria de equilíbrio, todos os pontos sobre a SML são pontos de equilíbrio eficientes de retornos exigidos para cada nível de risco sistemático, como o ponto M, por exemplo. Os pontos x e y não são de equilíbrio, pois em x o retorno esperado é superior ao retorno exigido pelo mercado (isto é, o que seria "justo"), dado o nível de risco de x. Neste caso, o ativo x está subavaliado. No caso do ativo y, temos a situação oposta, e este ativo está superavaliado.

O instrumental acima viabiliza os cálculos propostos na Introdução, desde que tenhamos uma expressão para calcular $E(R_i)$. De acordo com a equação (1), só necessitaríamos conhecer R_F (o que é um problema com solução trivial, pois os mercados financeiros sempre oferecem algum ativo que possa ser considerado como *proxy* do ativo ideal sem risco).

Na maioria das aplicações práticas, feitas em outros países, R_F tem como *proxy* o rendimento nominal esperado de títulos públicos de curto prazo do governo federal (nos Estados Unidos, *Treasury Bills*). No caso deste trabalho, como utilizamos retornos reais, pareceu-nos mais apropriado propor que os juros sobre cadernetas de poupança (0,5% ao mês) fizessem o papel de retorno sobre ativo sem risco, já que, para usar os juros de mercado aberto, seria preciso fazer também uma estimativa da inflação esperada implícita nas taxas cotadas diariamente.

Entretanto, a estimação de $[E(R_m)-R_F]$ pode se transformar numa redundância estatística. Entretanto, a estimação "direta" de $[E(R_m) R_F]$ apresenta o seguinte problema: como M é uma carteira que contém o ativo i, $E(R_m)$ é uma média ponderada de retornos esperados e exigidos, inclusive o retorno esperado e exigido de i. Porém, é justamente o retorno esperado e exigido de i que desejamos calcular. Surge, assim, um círculo vicioso.

A solução para esse problema foi desvincular as formas de estimação de $E(R_i)$ e de $[E(R_m)-R_F]$, conforme exposto no item a seguir.

II. Uso de Dados de Mercado para Estimar o Coeficiente Angular da SML - Aplicação

Nesta seção obtemos estimativas da taxa de retorno esperada e de β_i por caminhos distintos, e em seguida fazemos a estimação da declividade da SML, que é parte integrante do custo de capital procurado.

1. Caso de Ações Negociadas em Bolsa

(a) Cálculo do Retorno Exigido do Mercado

A fórmula proposta para este cálculo é uma versão simplificada do modelo de Gordon de avaliação do preço de ações negociadas em bolsa de valores, também chamado de *Dividend Discount Model* (DDM), conforme Sharpe (1985). Este modelo pressupõe que o preço de uma ação é o valor presente do fluxo esperado de dividendos futuros desse título, descontados pela diferença entre a taxa de retorno apropriada ao nível de risco da empresa e a taxa de crescimento dos dividendos. Na versão simplificada, assumimos um fluxo permanente de pagamentos, taxas constantes de juros e de crescimento dos dividendos (sendo a primeira maior que a segunda). Dentro dessas hipóteses, o modelo fica expresso como:

$$P_0 = \frac{D_1}{k-g} \tag{2}$$

onde P_0 é o preço da ação na data inicial, D_1 é o valor do dividendo por ação esperado para o período seguinte, k é a taxa de desconto apropriada para a classe de risco da empresa, ou seja, é a taxa esperada de retorno implícita (ou taxa interna de retorno), e g é a taxa de crescimento dos dividendos da empresa.

Calculando simplesmente o preço (na verdade, o "valor") da ação como valor presente dos dividendos esperados para o futuro (isto é, a série de "fluxos de caixa futuros"), que cresceriam à taxa g por período, Gordon e Shapiro (1956) obtiveram a nossa equação (2) supondo: g constante, $k > g$. Portanto, a equação (2) é uma fórmula de valor presente de uma série de duração infinitamente longa. Sem a simplificação permitida por essas duas hipóteses, esse cálculo jamais seria possível.

Uma demonstração de que, com essas duas suposições, usando a expressão da soma dos termos de uma progressão geométrica com razão 1, pode ser encontrada em Sanvicente (1987 apêndice ao capítulo 5).

Nesta aplicação usamos a fórmula (2) para estimar a taxa de retorno esperada, dados os preços de ações, e projetado o comportamento futuro dos dividendos. A amostra utilizada compõe-se de ações de 41 empresas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (ver lista em

Anexo), de 1981 a 1987 e os dados são mensais. Para o cálculo de k procedeu-se de acordo com a expressão (3), abaixo:

$$k_i = \frac{D_{1i}}{P_{0i}} + g_i \qquad i = 1,2,...,41 \qquad (3)$$

Como P_0 (preço corrente da ação em bolsa, observado, portanto) e D_0 (o dividendo anterior e mais recente) são conhecidos, o problema de estimação de g foi resolvido com a construção de uma série de dividendos semestrais para todas as empresas da amostra, desde o início de 1976 até o final de 1987 (portanto, com dados de 22 semestres). Essa série foi ajustada por bonificações e subscrições, e deflacionada pelo índice de preços IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas. A fonte utilizada foi o "Quadro de Evolução do Capital Social" publicado conjuntamente com o Boletim Diário de Informações da Bolsa de Valores de São Paulo. Feito esse tratamento, a estimativa de g foi obtida através da seguinte regressão:

$$\ln(D_{it}) = a_i + g_i t \qquad i = 1,2,...,41 \qquad (4)$$
$$t = 1,2,...,22$$

O uso de $\ln D_t$, para cada ação i, é feito para que o coeficiente de inclinação dessa reta de regressão tenha realmente o significado de uma taxa de crescimento, pois $d(\ln D_t)/dt = (dD_t/D_t)/(dt) = g$, sendo que, neste caso, obviamente dt = 1 (uma unidade de tempo, qualquer que seja sua magnitude).

É importante ressaltar, porém, que dada a especificação de crescimento discreto, ou seja, $D_t = D_0(1+g)^t$, a equação (4) é válida, como aproximação, para g suficientemente pequeno.

Para informação do leitor, e até mesmo como um subproduto interessante deste trabalho, apresentamos no Anexo 2 uma tabela com os valores estimados dos coeficientes g da regressão (4), juntamente com os valores t de Student calculados. É importante lembrar que, como os dividendos foram deflacionados, essas taxas de crescimento também são medidas em termos reais, e em bases semestrais.

Pode ser observado que, das 39 taxas de crescimento estimadas para o período, 23 são negativas e 16 são positivas. Contudo, considerado o erro padrão de cada estimativa, 21 são significativamente diferentes de zero, pelo menos ao nível de 5% de significância, e desses casos 11 apresentam resultado negativo, e 10, portanto, resultados positivos. Na média da amostra, porém, as taxas de crescimento alcançaram apenas -0,47% ao semestre, com um desvio padrão de 6,77%. Isso indica que, de uma maneira geral, os dividendos em dinheiro, no período de 1976 a 1987, apenas acompanharam a inflação medida pelo IGP-DI. Essa constatação geral foi a seguir utilizada na obtenção de k_i, para a regressão indicada na equação (6): ou seja, supôs-se que g_i fosse igual a zero, para todas as empresas da amostra. Conseqüentemente, $k_i = D_{0i}/P_{0i}$.

(b) Cálculo dos Betas

Um "modelo de mercado" foi utilizado para estimar os betas das ações analisadas no item (a), através das seguintes regressões:

$$R_{it} = b_{0i} + b_{1i}R_{mt} + u_{it} \qquad (5)$$

para cada i = 1,2,...,41, e t = jan/81,...,dez/87

sendo R_{it} e R_{mt}, respectivamente, as séries de lucratividades mensais nominais da i-ésima ação e do índice BOVESPA, enquanto u_{it} é o resíduo da i-ésima equação. Portanto, medem a variação relativa do preço de cada ação i e do valor da carteira do Índice BOVESPA, respectivamente, do final de um mês da série ao final do mês imediatamente subseqüente, sendo esses preços e valores ajustados por dividendos, bonificações e subscrições. Todos esses dados foram obtidos nas publicações da Bolsa de Valores de São Paulo, a saber: *Informe Técnico*, quanto aos preços de final de mês, e *Boletim Diário de Informações Quadro de Evolução do Capital Social*, no que se refere a dividendos, bonificações e subscrições.

Assim sendo, os betas foram obtidos a partir das estimativas de cada b_{1i}. O "modelo de mercado" ou "linha característica" é uma relação empírica que se emprega para determinar os níveis de risco sistemático e não-sistemático (este último é representado pela variância de u_i, na equação (5)), conforme Francis (1986, p. 254-256). Segundo esse autor, "*os livros de Estatística chamam nossa linha característica de modelo de regressão linear simples*'" (p. 255), valendo, portanto, para a equação (5), as hipóteses do modelo linear geral.

Além disso, também segundo Francis (p. 256): "*Cada linha característica é, assim, um modelo de mercado para cada ativo.*"

Os resultados estão expostos na segunda coluna da tabela do Anexo 1.

(c) Estimação da SML Representativa do Mercado

O prêmio que o mercado oferece por unidade de risco sistemático, ou seja, a declividade da SML, foi estimado como sendo o coeficiente de inclinação da reta de regressão entre "taxas esperadas implícitas no preço de mercado" (ver item (a)) e "coeficientes de risco sistemático (betas estimados)" (ver item (b)). Ou seja,temos a seguinte expressão:

$$k_i = c + d\beta_i \qquad i = 1,2,...,41 \tag{6}$$

onde i indica cada uma das empresas amostradas. O tamanho da amostra foi considerado suficientemente grande, contendo empresas distintas, a fim de se obter uma boa representação do mercado.

O resultado líquido das etapas (a)-(c) foi a obtenção da estimativa de 7.8938% ao semestre, para $[E(R_m)-R_F]$, em 31 de julho de 1988. Na equação, esse cálculo equivale à obtenção de uma estimativa para o coeficiente d. Saliente-se, para atestar a robustez do procedimento, que de 1969 a 1986 o prêmio histórico médio foi de 13,78% ao semestre (desvio padrão de 21,50% ao semestre), conforme os dados da Comissão Nacional de Bolsas de Valores (1987).

Nos Estados Unidos, devido à existência de séries longas analisadas por Ibbotson e Sinquefield (várias edições anuais), dispõe-se de uma estimativa histórica desse prêmio, da ordem de 6% ao ano, em termos nominais, cobrindo o período de 1925 até o presente. Dada a variedade de situações econômicas e políticas enfrentadas pelos Estados Unidos nesse período, e a própria extensão da série, muitos autores utilizam esse número como projeção para o futuro.

No Brasil, essa série só existe a partir de 1968 (ano em que o Índice BOVESPA começou a ser calculado). Nosso cálculo, assim, não pretende apresentar um resultado que signifique que o prêmio de mercado por unidade de risco tivesse caído. Na verdade, se o mesmo cálculo de prêmio histórico tivesse sido interrompido em 1982, teria sido obtida uma média de 6,96% ao semestre, inferior ao que foi estimado com a metodologia da SML implícita, utilizada neste trabalho.

Assim sendo, esse relato tem apenas uma finalidade informativa, e não deve ser interpretado como indicador da robustez da metodologia empregada.

Mais especificamente, os resultados foram

$$k_i = -0.02849 + 0.078938\beta_i \qquad (7)$$
$$(3.2569)$$

sendo o número entre parênteses o valor da estatística "t" de Student do coeficiente de inclinação da reta. Além disso, $R^2 = 0.2138$ e $F = 10.6057$, o que indica poder significativo de explicação a 5% de significância.

Portanto, nas condições de 31 de julho de 1988, a equação de custo de capital (taxa de retorno exigida) de qualquer ativo, em termos "reais" seria:

$$E(R_i) = 3.0400\% + 7.8938\%\beta_i \qquad (8)$$

onde 3.04% era a taxa de retorno prometida em depósitos de caderneta de poupança, ao semestre; neste caso, esta taxa seria uma *proxy* razoável para R_F.

2. Ações Não Negociadas em Bolsa

Aqui tratamos especificamente da necessidade de "avaliar uma empresa" por exemplo, para descobrir o preço justo de lançamento, ao abrir seu capital. No caso, não dispomos de "preço de mercado" (P_0), o qual, na verdade, é o que queremos descobrir, e não podemos estimar o coeficiente beta da maneira usual, ou seja, conforme o procedimento da equação (5).

Entretanto, dado o procedimento anterior, que se baseou numa "amostra representativa do mercado" possuímos uma relação média entre retorno exigido e risco (relação (8)), para uma certa data de avaliação.

A relação (8), sendo uma relação média de mercado, nos indica que, dado o coeficiente beta das ações de uma empresa (negociadas em bolsa ou não), sempre podemos obter a estimativa do retorno exigido de "mercado" para as ações dessa empresa. E, em seguida, com essa estimativa em mãos, podemos aplicar a equação (2) para obter o preço procurado.

Ou seja, dadas as equações (2) e (8) e estimado um coeficiente beta para as ações da empresa em causa, podemos estimar seu "preço justo de mercado" A empresa em causa não precisa ter ações negociadas em bolsa, mas, certamente, haverá informações sobre as suas condições operacionais e financeiras, e é possível usar essas informações para inferir qual pode ser o nível de risco sistemático dos títulos que ela emite.

À medida que coeficientes beta variam dentro de um setor e entre setores econômicos, é de se esperar que essas diferenças possam ser razoavelmente captadas por indicadores contábeis, financeiros e operacionais dessas empresas, conforme Sharpe (1978, p.369-378), e Rosenberg e Guy (1976, p.62-70).

Para o mesmo conjunto de empresas do item 1 desta seção, foram assim levantados índices referentes ao período 1981-1987, e estimado o seguinte modelo:

$$\beta_i = \underset{(4.724)}{0.33322X_{1i}} + \underset{(4.519)}{0.01020X_{2i}} + \underset{(2.159)}{0.97641X_{3i}} - \underset{(2.529)}{0.78711X_{4i}} \qquad (9)$$

com $i = 1,2,\dots,41$, $R^2 = 0.92921$, $F = 114.85512$, e os números entre parênteses sendo os valores das estatísticas "t" associadas a cada coeficiente.

As variáveis explicativas selecionadas são as seguintes:

X_1 = média do índice de liquidez corrente da empresa i no período (1981-1987);

X_2 = média do endividamento geral da empresa i no período;

X_3 = coeficiente de variação do endividamento geral da empresa i no período;

X_4 = média da rentabilidade em relação ao patrimônio líquido da empresa i no período.

Os valores dessas contas foram extraídos dos resumos de demonstrações financeiras das diversas empresas, fornecidos pelas edições do "Quem é Quem na Economia Brasileira" uma publicação da revista *Visão*, para os exercícios sociais encerrados nos anos de 1981 a 1987

Para a interpretação dos resultados obtidos, podemos citar Bowman (1979) por exemplo, que examinou essas possíveis relações para alguns índices. Ali ficou determinado que há uma relação direta entre grau de endividamento e beta (como, aliás, foi constatado empiricamente nos resultados, segundo nossa equação (9)), mas que não há relação de qualquer tipo que se possa esperar entre beta e: variabilidade do lucro contábil, dividendos, tamanho ou taxa de crescimento da empresa; infelizmente, ainda não foi examinada a relação entre beta e índice de liquidez corrente.

Substituindo os indicadores X_1-X_4 da empresa em causa na equação (9), obtemos o beta de ações dessa empresa, o qual, aplicado na equação (8), gera o retorno exigido de "mercado" que, por sua vez introduzido na equação (2), produz a estimativa procurada do preço "justo" da empresa.

III. Aplicação à Avaliação de uma Empresa Estatal

Durante o ano de 1988, a metodologia acima foi empregada com a finalidade de avaliar as ações de uma empresa siderúrgica brasileira (Usinas Siderúrgicas de Minas Gerais S.A. - USIMINAS), sob o controle acionário do Tesouro Nacional, com vistas à sua eventual privatização.

Como se tratava de uma empresa cujas ações não eram negociadas em bolsa de valores, primeiramente foram computados os índices requeridos pelo modelo da equação (9), de modo a que fosse possível estimar o coeficiente de risco sistemático de suas ações. Tal como ocorreu com as empresas incluídas na amostra, os índices foram medidos com base nos demonstrativos financeiros dos exercícios anuais encerrados desde 31 de dezembro de 1981 até 31 de dezembro de 1987. O resultado foi a obtenção de beta igual a 1.1895.

Para dar uma idéia da significância desse resultado, procedemos ao seguinte teste:

a) supusemos que beta tivesse distribuição normal, o que aliás é o que ocorre quando se supõe que os erros de um modelo de regressão têm distribuição normal;

b) calculamos a média e o desvio padrão dos betas das ações do setor ao qual pertence a empresa USIMINAS, e que faziam parte da amostra (Aços Villares, Belgo-Mineira, Eluma, Ferro Brasileiro e Siderúrgica Riograndense); a média simples dos betas dessas cinco ações (ver Anexo 1) é 1.2598, e o desvio padrão obtido é igual a 0.1296;

c) supondo, em seguida, que essa média e esse desvio padrão fossem os verdadeiros valores dos parâmetros da distribuição (normal) dos coeficientes beta das empresas do setor, fizemos o seguinte cálculo:

z = (beta Usiminas - média dos betas do setor)/desvio padrão dos betas do setor = (1.1895 1.2598)/0.1296 = -0.5424,

levando à não-rejeição, a 5%, da hipótese de que o beta estimado para as ações da Usiminas fosse diferente da média do setor.

Portanto, o custo de capital próprio da empresa, em termos "reais" e em base semestral, nas condições de mercado de 31 de julho de 1988, era igual a:

Custo de capital próprio da USIMINAS =

= 3,0400% + 7,8938%(1,1895) = 12,4297%. (10)

Na seqüência da análise, essa taxa foi então aplicada aos dividendos semestrais projetados para o futuro, obtendo-se uma estimativa de que, pelo preço total de aproximadamente 200 milhões de dólares, se transferiria a maioria do capital acionário com direito a voto na empresa (50% das ações ordinárias mais uma ação).

Para isso, foi utilizada a equação (2), ou seja, trabalhou-se com o próprio modelo de Gordon, supondo-se:

a) taxa real de crescimento esperado dos dividendos = 1,5% ao semestre;

b) dividendo inicial = $0.30 por ação.

Esses dois valores foram escolhidos em função do desempenho médio (ponderado pelos ativos das cinco empresas siderúrgicas que faziam parte da amostra) de empresas do setor, no período de 1981 a 1987.

Os dados da própria Usiminas não foram utilizados basicamente porque em parte do período ela havia tido prejuízos.

Portanto, como princípio geral, foi feita a suposição de que, no caso dos resultados **operacionais**, a Usiminas, após ser privatizada, funcionaria ao nível da média (ponderada pelos respectivos ativos totais) de empresas do mesmo ramo de atividade.

Sumário e Conclusões

Neste trabalho, relatamos a aplicação de conceitos e modelos da moderna teoria de Finanças, particularmente o *capital asset pricing model*, juntamente com a técnica de análise de regressão, para a) identificar os fatores determinantes do nível de risco sistemático dos títulos emitidos por empresas; b) com base numa análise de regressão linear múltipla, chegar a uma estimativa do risco dos títulos de qualquer empresa; c) determinar o "valor justo" de lançamento desses títulos no mercado. A metodologia aqui descrita foi utilizada para calcular o preço de lançamento de ações de uma empresa siderúrgica estatal a ser privatizada.

Referências Bibliográficas

BOWMAN, R.G. The theoretical relationship between systematic risk and financial (accounting) variables. *The Journal of Finance*, v. 34, n. 3, p. 617-630, jun. 1979.

BREALEY, R.A. & MYERS, S.C. *Principles of corporate finance*. 2ª ed. New York: McGraw-Hill, 1984.

COMISSÃO Nacional de Bolsas de Valores. *Introdução ao mercado de ações*. Belo Horizonte, 1987.

COPELAND, T.E. & WESTON, J.F. *Financial theory and corporate policy*. 3ª ed. Reading, Ma.: Addison-Wesley, 1988.

FRANCIS, J.C. *Investments: analysis and management*. 4ª ed. New York :McGraw-Hill, 1986.

GORDON, M. J. & SHAPIRO, E. Capital equipment analysis: the required rate of profit. *Management Science*, v. 3, p. 102-110, out. 1956.

IBBOTSON, R.G. & SINQUEFIELD, R.A. *Stocks, bonds, bills and inflation: the past and the future*. Charlottesville, Virginia: Financial Analysts Research Foundation, várias edições anuais.

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

ROSENBERG, B. & GUY, J. Prediction of beta from investment fundamentals. *Financial Analysts Journal*, v. 32, n. 4, p. 62-70, jul./ago. 1976.

SANVICENTE, A. Z. *Administração financeira*. 3ª ed. São Paulo: Atlas, 1987.

SHARPE, W. F. *Investments*. 1ª ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1978.

__________. *Investments*. 3ª ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1985.

__________. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, v. 19, p. 425-442, set. 1964.

ANEXO 1

BETAS ESTIMADOS E TAXA ESPERADA IMPLÍCITA DE RETORNO DAS AÇÕES COMPONENTES DA AMOSTRA

AÇÃO	COEFI-CIENTE BETA	RETORNO IMPLÍ-CITO (k)	AÇÃO	COEFI-CIENTE BETA	RETORNO IMPLÍ-CITO (k)
AÇOS VILLARES PP	1.3789	0.0411	MANAH PN	1.1360	0.0544
ALPARGATAS ON	0.7721	0.0156	MECANICA PESADA PP	1.1250	0.1786
ARTEX PP	0.9794	0.0434	MENDES JR. PP	1.1940	0.1863
BARDELLA PP	0.7360	0.0496	MESBLA PP	0.6126	0.0292
BELGO-MINEIRA OP	1.0296	0.0160	METAL LEVE PP	0.8090	0.0240
BRAHMA PP	0.7034	0.0397	MOINHO SANTISTA OP	0.8592	0.0320
BRASILIT OP	0.9721	0.0433	PERDIGÃO PPA	0.7772	0.0877
CACIQUE PP	1.0419	0.0066	PETROBRÁS PP	1.0211	0.0322
CBV PP	0.8928	0.0284	PET. IPIRANGA PP	1.2193	0.0330
CIMENTO ITAU PN	0.9932	0.0316	PIRELLI OP	1.1347	0.0261
DURATEX PP	1.0067	0.0113	SADIA CONCÓRDIA PN	1.2210	0.0132
ELUMA PP	1.3338	0.0816	SAMITRI OP	0.9248	0.0676
ENGESA PPA	0.7853	0.0456	SHARP PP	1.3293	0.0477
ESTRELA PP	0.9852	0.0232	SID. RIOGRANDENSE PN	1.2056	0.0505
FERRO BRASILEIRO PP	1.3511	0.0161	SIFCO PP	0.8570	0.0464
FERRO-LIGAS PP	1.1195	0.0193	SOUZA CRUZ OP	0.6073	0.0534
FNV PPA	2.0460	0.2314	VALE RIO DOCE PP	1.0518	0.0542
FRIGOBRÁS PN	0.9050	0.0122	VARIG PP	1.1386	0.0638
GUARARAPES OP	0.8040	0.1060	VID. STA. MARINA OP	0.8875	0.0621
INDS. VILLARES PN	1.3214	0.0527	WHITE MARTINS OP	0.8854	0.0448
LOJAS AMERICANAS ON	0.3657	0.0070			

ANEXO 2

TAXAS ESTIMADAS DE CRESCIMENTO SEMESTRAL DOS DIVIDENDOS DEFLACIONADOS, 1976/1987

AÇÃO	CRESCIMENTO DOS DIVIDENDOS	t de Student	AÇÃO	CRESCIMENTO DOS DIVIDENDOS	t de Student
AÇOS VILLARES PP	-0.01387	0.6491	MANAH PN	0.06377	3.6480**
ALPARGATAS ON	-0.01525	0.6485	MECANICA PESADA PP	-0.11897	2.8995**
ARTEX PP	-0.05009	3.3331**	MENDES JR. PP	-0.01165	0.2293
BARDELLA PP	-0.02940	1.1421	MESBLA PP	-0.04014	2.1633*
BELGO-MINEIRA OP	-0.02900	0.7962	METAL LEVE PP	-0.06703	2.3190*
BRAHMA PP	-0.04560	3.0447**	MOINHO SANTISTA OP	-0.07225	2.9785*
BRASILIT OP	0.05013	1.8077	PERDIGÃO PPA	-0.02860	0.7848
CACIQUE PP	-0.03048	0.8714	PETROBRÁS PP	0.05686	4.7516**
CBV PP	0.03709	2.0416	PET. IPIRANGA PP	0.01508	0.8559
CIMENTO ITAU PN	-0.01558	0.5356	PIRELLI OP	-0.02706	1.7247
DURATEX PP	-0.00800	0.5659	SADIA CONCÓRDIA PN	0.05374	4.5485**
ELUMA PP	-0.04123	1.4031	SAMITRI OP	0.09131	3.6764**
ENGESA PPA	0.01181	0.2414	SHARP PP	-0.08480	2.5702*
ESTRELA PP	-0.01417	0.7376	SID. RIOGRANDENSE PN	-0.03215	1.7494
FERRO BRASILEIRO PP	-0.12143	2.0042	SIFCO PP	-0.09618	3.2314**
FERRO-LIGAS PP	0.00318	0.0732	SOUZA CRUZ OP	0.10826	5.5637**
FNV PPA	-0.12128	4.2258**	VALE RIO DOCE PP	0.11754	5.8500**
FRIGOBRÁS PN	0.05252	3.6028**	VARIG PP	0.10009	2.9361**
GUARARAPES OP	0.03429	1.9734	VID. STA. MARINA OP	0.05110	2.5205*
INDS. VILLARES PN	-0.13550	2.1450*	WHITE MARTINS OP	0.10247	4.4537**
LOJAS AMERICANAS ON	-0.08538	2.9836**			

Notas: * Significativamente diferente de zero a 5%.
** Significativamente diferente de zero a 1%.

(Originais recebidos em junho de 1991. Revistos pelos autores em novembro de 1991).