


insper | IBMEQ
São Paulo



A Relevância de Prêmios por Risco Soberano e Risco Cambial no Uso do CAPM para a Estimação do Custo de Capital das Empresas

Antonio Zoratto Sanvicente

Insper Working Paper

WPE: 139/2008



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

A Relevância de Prêmios por Risco Soberano e Risco Cambial no Uso do CAPM para a Estimação do Custo de Capital das Empresas

Antonio Zoratto Sanvicente

IBMEC São Paulo

INTRODUÇÃO

Em sua versão inicial, atribuída a Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), o *capital asset pricing model* (CAPM) é amplamente utilizado hoje em dia em processos de estimação de taxas de desconto para a avaliação de empresas. Algumas aplicações de destaque incluem as privatizações ocorridas no Brasil, a implantação de sistemas de avaliação de desempenho de unidades de negócios e executivos com base no cálculo de EVA® (ver, por exemplo, Stewart (1991)), e os estudos destinados a revisões tarifárias de empresas concessionárias sob regulamentação econômica (ver, por exemplo, www.aneel.gov.br), para citar apenas três áreas de aplicação importantes. Em todos os casos, um dos principais resultados do CAPM, a chamada equação da *security market line*, é empregado como modelo de determinação de uma taxa de retorno exigida, ou seja, uma taxa de desconto de fluxos de caixa projetados.

Como se sabe, a equação em questão diz que o retorno exigido de qualquer ativo é igual à taxa de retorno (juros) livre de risco, mais um prêmio por risco não diversificável. Este último prêmio, por sua vez, resulta da multiplicação entre excedente esperado de retorno da carteira de mercado e o grau de risco não diversificável desse ativo, ou seja, o beta do ativo.

Portanto, o modelo diz que há apenas um fator de risco, proporcional à quantidade de risco não diversificável do ativo, e esse fator é o risco da carteira de mercado. Em outras palavras, não está prevista a inclusão de prêmio por qualquer outro tipo de risco. Do ponto de

vista da utilização dessa versão do CAPM, a adição de prêmio por outro risco que não o da carteira de mercado consiste em um procedimento inteiramente *ad hoc*.

Entretanto, em um estudo apoiado na aplicação de questionários respondidos por ex-alunos de uma das principais escolas de Administração dos Estados Unidos, Keck et al. (1998) constataram que a utilização do CAPM na estimação de taxas de desconto padece de um defeito evidente, qual seja, o uso *ad hoc* de prêmios por risco, não previstos no CAPM, e não necessariamente validados do ponto de vista empírico. Alguns exemplos freqüentes são o **prêmio por risco soberano** (ou risco país) e o **prêmio por exposição ao risco de variação de taxas de câmbio**.

Neste trabalho, o objetivo principal consiste em testar a significância desses dois tipos de prêmio por risco, com atenção especial ao mercado brasileiro. Com isso, espera-se fornecer uma base mais sólida à utilização prática de prêmios por risco Brasil e risco cambial, bem como à discussão acadêmica dessa questão, além de contribuir com evidências a respeito da validade do CAPM de Sharpe, Lintner e Mossin no mercado brasileiro de capitais.

Inicialmente, este trabalho expõe o referencial teórico necessário à montagem dos testes propostos.. Em seguida, são apresentadas as hipóteses a serem testadas, é descrita a metodologia empregada, e são explicados os dados utilizados. Posteriormente, são fornecidos os resultados obtidos, encerrando-se com as conclusões obtidas.

REFERENCIAL TEÓRICO

Um exemplo conhecido da prática brasileira nesta área é a metodologia de estimação do custo de capital próprio das empresas do setor de energia elétrica, necessária nas revisões tarifárias previstas pela regulamentação. A metodologia é descrita em cada processo de

revisão específico a uma empresa do setor, e pode ser encontrada no sítio da Agência Nacional de Energia Elétrica (www.aneel.gov.br).

Um exame dessa documentação revela que o custo de capital próprio, para a ANEEL, deve ser determinado de acordo com o CAPM. Mais especificamente, o custo de capital próprio de uma empresa de energia elétrica no Brasil seria dado pela equação:¹

$$r_{\text{CAPM}} = r_f + \beta_d (r_m - r_f) + r_r \quad (1)$$

onde:

r_{CAPM} = custo de capital próprio da empresa

r_f = retorno do ativo livre de risco

β_d = beta desalavancado da empresa

r_m = retorno da carteira de mercado

r_r = prêmio atribuível a outros fatores de risco

É importante observar que:

1. O índice utilizado como *proxy* da carteira de mercado é o S&P 500.
2. O coeficiente beta não é completamente desalavancado, no sentido de ser o beta dos ativos da empresa, e sim o beta das ações da empresa, levando em conta a diferença entre as estruturas de capital de empresas do mesmo setor nos Estados Unidos e a estrutura de capital que a ANEEL estabelece em seu enfoque regulatório. É melhor dizer que se trata de um beta realavancado.
3. Os demais fatores de risco considerados são: risco país (risco de crédito da dívida externa do país), risco cambial, e risco relativo ao regime regulatório.

Como foi mencionado na introdução, um bom levantamento junto a usuários bem informados do CAPM (ex-alunos do programa de MBA da University of Chicago), realizado por Keck et al. (1998), revelou diversas inconsistências, sendo a mais relevante, para este trabalho, aquela relacionada ao fato de que, embora 27 dos 118 respondentes declarassem que acreditavam num CAPM com um único fator de risco, na verdade faziam seus cálculos de custo de capital com mais de um fator, e foram por isso chamados de *CAPM Non-Purists* pelos autores do levantamento. Além disso, 68 respondentes usavam modelos de mais de um fator, e os fatores adicionais de risco mais comumente citados foram: inflação, tributação, risco político, risco soberano, e risco cambial.

Na opinião dos autores do levantamento, o comportamento geral observado era incompatível com a teoria do CAPM, mas compatível com a crença de que risco político e risco soberano eram variáveis de estado relevantes, embora eles (autores) se declarassem céticos a esse respeito. Em conclusão, afirmam que a prática é pouco científica a respeito (KECK et al. 1998, p. 91):

“Our survey suggests that practitioners and experts alike adjust the discount rate for ‘bogeys’ that they perceive in foreign markets but are unable to quantify analytically.”

Fica claro, portanto, que os fatores adicionais não são incluídos de maneira refletida ou com base teórica ou empírica sólida. Daí a importância de testá-los com uma metodologia apropriada.

Segundo Kock et al. (2002), daqui por diante representados por KKSvD, quando estamos interessados em escolher o modelo apropriado para o custo de capital sob a suposição

de um mercado internacional integrado de capitais, haveria duas alternativas básicas para escolha:

1. O ICAPM (*International CAPM*) multifatorial de Solnik (1983) e Sercu (1980), no qual a carteira de mercado é um índice global e, além disso, o retorno exigido também poderia ser determinado por prêmios por risco cambial.
2. O CAPM doméstico, no qual só há um fator de risco, pois o risco do índice de mercado local já deveria refletir a exposição ao mercado internacional e riscos cambiais, bem como outros riscos, como, por exemplo, o risco país.

De acordo com esses autores, os dois modelos de formação de preços de ativos poderão levar ao mesmo custo de capital **se a carteira local de mercado contiver toda informação relevante para avaliar ativos domésticos em termos internacionais.**

Na primeira alternativa, o modelo proposto pode ser assim representado:

$$E[R_i - r_0] = E[R_G - r_0]d_{i1} + E[S + r - 1r_0]d_{i2} \quad (2)$$

onde R_i e R_G são os retornos do ativo i e do mercado global, respectivamente, medidos na moeda de referência, ou seja, a moeda nacional 0 do ativo i . S corresponde ao vetor de variações relativas (taxas de retorno) da taxa de câmbio dos outros países $i = 1, 2, \dots, N$ em relação ao país 0. O vetor r representa os retornos nominais dos ativos livres de risco dos N países, r_0 é a taxa livre de risco do país 0, e 1 é um vetor unitário.²

Por sua vez, d_{i1} e d_{i2} são os betas do ativo i , em relação ao índice global de mercado e às N taxas de câmbio, ou seja, os coeficientes da regressão na equação a seguir:

$$R_i = \alpha_{li} + R_G d_{i1} + S' d_{i2} + u_i = \alpha_{li} + Z' d_i + u_i \quad (3)$$

sendo $Z' = (R_G S')$, $\alpha_{li} = r_0(1 - d_{i1}) + (r - 1r_0)'d_{i2}$ uma constante, e u_i é o risco específico ortogonal a Z .

No caso do segundo modelo, a especificação seria:

$$E[R_i - r_0] = E[R_L - r_0] b_i \quad (4)$$

onde R_L é o retorno do índice de mercado local na moeda 0. O beta do ativo i , no CAPM doméstico, é representado pelo coeficiente de regressão na equação:

$$R_i = \alpha_{2i} + R_L b_i + e_i \quad (5)$$

Como a equação (3) vale para qualquer título individual, vale também para a carteira de mercado local de qualquer país. Logo, aplicando-se a equação (3) a R_L , obtém-se:

$$R_L = \alpha_L + Z' d_L + u_L \quad (6)$$

Substituindo-se a equação (6) na equação (5), tem-se:

$$R_i = \alpha_{3i} + Z' d_L b_i + u_L b_i + e_i \quad (7)$$

onde $\alpha_{3i} = b_i \alpha_L$. As equações (3) e (7) conduzem à mesma decomposição do risco em não diversificável e específico, caso o risco específico do mercado local, e_i , na equação (5), seja

ortogonal a Z . Sendo assim, o termo de risco específico composto, $u_L b_i + e_i$, na equação (7), é ortogonal a Z , e as equações (3) e (7) são idênticas. Caso isso seja verdade, então os parâmetros das duas equações são iguais, o que equivale a dizer que:

$$d_i = d_L b_i \quad (8)$$

Sendo a equação (8) interpretada como uma restrição, e supondo que ela seja válida, então usar o primeiro modelo (ICAPM multifatorial) ou o segundo modelo (CAPM doméstico) não resultará em erro de formação de preços, e qualquer uma das alternativas levará à mesma estimativa de custo de capital.

Uma das maneiras de testar essa restrição é adicionar os instrumentos Z à regressão do CAPM doméstico, ou seja, usar a equação (9), com a hipótese nula $H_0: \delta_i = 0$:

$$R_i = \alpha_{4i} + R_L b_i + Z' \delta_i + v_i \quad (9)$$

Se a hipótese nula não for rejeitada, então o risco que poderá ser diversificado no mercado local também poderá ser diversificado no mercado global, e vice-versa, e a carteira de mercado local conterá toda informação relevante para avaliar ativos, mesmo do ponto de vista de um investidor internacional. Se isso não for verdade, o modelo deverá conter prêmios por riscos adicionais que o CAPM doméstico não estaria prevendo.

Estimando assim a equação (9) por mínimos quadrados ordinários, KKSvD chegam aos seguintes resultados principais, utilizando dados de 3293 empresas de nove países, todos eles com mercados de capitais desenvolvidos, e com retornos mensais observados no período de 1980 a 1999.³

1. O CAPM doméstico apresenta estimativas significativamente diferentes de custo de capital para apenas 5% das empresas da amostra, o que quer dizer que o erro de formação de preços ao se usar o modelo doméstico, em lugar do modelo internacional, é pequeno.
2. Os autores atribuem a correspondência próxima entre formação local e formação global de preços à forte influência de fatores locais sobre os retornos de ações individuais, talvez por causa da ausência de real integração entre os mercados.⁴

HIPÓTESES, METODOLOGIA E DADOS UTILIZADOS

No presente trabalho, adota-se metodologia idêntica à de KKSvD, testando-se a significância de prêmios por risco adicionais ao associado à carteira de mercado local.

Entretanto, em vista das elevadas correlações parciais entre as variações mensais do índice de mercado global, dos índices de mercados locais, e dos indicadores de risco cambial e risco soberano, apontadas a seguir na Tabela 1, a estimação mais eficiente da equação (9) por mínimos quadrados ordinários pode ser feita graças à sua reparametrização, conforme proposto por KKSvD. Este procedimento consiste em utilizar a equação (10), a seguir:

$$R_i = \alpha_{4i} + R_L b_i + Z^{*'} \gamma_i + v_i \quad (10)$$

onde Z^* é um vetor contendo valores ortogonalizados das variáveis (R_G , S e R_S), sendo R_L = retorno mensal do índice de mercado local de ações e:

R_G = retorno mensal de um índice de mercado global de ações.⁵

S = variação mensal da taxa de câmbio da moeda do país em relação ao dólar americano.

R_S = prêmio por risco soberano do país, medido pela variação mensal da diferença de comportamento entre carteiras de títulos de dívida do país e um índice de notas do Tesouro dos Estados Unidos com prazo de 10 anos.⁶

Os valores ortogonalizados correspondem aos resíduos obtidos após a estimação de equações de regressão linear simples nas quais a variável dependente é a variação mensal de cada um dos três fatores propostos (índice de mercado global, taxa de câmbio e índice do valor da dívida externa), e a variável independente é sempre a variação do índice do mercado local. **Portanto, o resíduo assim obtido corresponde à informação sobre o comportamento desses demais indicadores, não contida no comportamento do índice de mercado local de ações.** Em conseqüência, os testes agora incidem sobre os parâmetros γ_i .

Os dados cobrem o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2007 e foram coletados para ações de 83 empresas brasileiras.⁷

RESULTADOS

A Tabela 1 fornece inicialmente os valores dos coeficientes de correlação entre as séries mensais de retornos de índices, variações de taxas de câmbio e dos indicadores de risco soberano utilizadas neste trabalho.

Tabela 1: Coeficientes calculados de correlação entre séries de variações mensais de índices de mercado de ações (global e Brasil), taxa de câmbio entre Real e dólar americano, prêmio por risco da dívida brasileira, janeiro de 1999 a dezembro de 2007.

	MSCIBR	MSCIW	DÓLAR	RISCO DÍVIDA
MSCIBR	1,0000	0,6889	-0,6908	0,7874

MSCIW	0,6889	1,0000	-0,3147	0,5821
DÓLAR	-0,6908	-0,3147	1,0000	-0,5966
RISCO DÍVIDA	0,7874	0,5821	-0,5966	1,0000

Nota: Todos os resultados obtidos são significantes no nível de 1%.

MSCIBR = série de retornos mensais do índice Morgan Stanley Capital International para o mercado brasileiro de ações.

MSCIW = série de retornos mensais do índice Morgan Stanley Capital Internacional para o mercado global de ações.

DÓLAR = variação mensal da taxa de câmbio comercial entre Real e dólar americano.

RISCO DÍVIDA = variação mensal do índice JP Morgan Chase para uma carteira de títulos da dívida externa do governo brasileiro, ajustada pela variação do índice JP Morgan Chase para uma carteira de notas do Tesouro dos Estados Unidos. A interpretação da série deve ser feita da seguinte maneira: quando os valores da série se elevam (se reduzem), isso indica que os títulos brasileiros estão se valorizando (desvalorizando) em relação às Notas do Tesouro dos Estados Unidos, correspondendo, portanto, a uma redução (um aumento) do prêmio por risco da dívida brasileira.

Um exame dos números contidos na Tabela 1 leva às seguintes constatações:

1. Os retornos do índice do mercado local de ações (MSCIBR) são fortemente correlacionados com o índice global (MSCIW), com a variação da taxa de câmbio (DÓLAR) e com o prêmio por risco da dívida brasileira (RISCO DÍVIDA). Estes resultados apontam para a possibilidade muito forte de que, como as correlações são elevadas, informação contida numa série também está contida em outra, o que reduz muito o apelo da idéia de que, havendo prêmio pela variabilidade de um dos

indicadores, também poderia haver para outro desses indicadores. Ou ainda, parece claro que esses indicadores não são fatores **independentes** de risco sistemático.

2. As variações da taxa de câmbio apresentaram correlação negativa com os retornos do índice do mercado local de ações. Portanto, fica claro que uma desvalorização da moeda nacional tende a prejudicar os valores das ações das empresas do país. Logo, se o risco cambial não fosse diversificável no mercado internacional, se esperaria que o custo de capital de uma empresa seria mais alto quanto mais forte fosse a possibilidade de desvalorização da moeda.
3. A variação da medida de risco soberano apresenta forte correlação positiva com os valores de ações das empresas no mercado local. Novamente, se este risco não for internacionalmente diversificável, as empresas tenderão a ter custo de capital mais alto se o modelo usado para estimar esse custo não for o CAPM doméstico. A correlação positiva encontrada indica que um aumento do risco da dívida brasileira é uma boa notícia para os preços de ações no mercado local.

Por sua vez, a Tabela 2 fornece os resultados obtidos para a estimação da equação (10), ampliada de acordo com a definição do vetor Z^* . Os resultados são apresentados para cada uma das empresas da amostra nas linhas da tabela.

Tabela 2: Resultados da estimação da equação (10) para 83 empresas brasileiras, janeiro de 1999 a dezembro de 2007.

Empresa	Constante	MSCIBR	RMSCIW	RDOLAR	RDIVIDA	Estat. F
Alfa Consórcio	0,0026	0,4763*	0,7121	-1,0043*	0,0844	18,4057
Alfa Financeira	0,0138	0,4828*	1,1830*	0,9288*	-0,0219	9,6727
Alfa Holding	0,0204	0,5152*	1,4376*	-1,0933*	0,0393	9,7436

Alfa Invest	0,0112	0,3647*	0,2210	-0,7739*	-0,2324	8,8268
Alpargatas	0,0179	0,8211*	-0,1903	-0,4196*	0,1921	28,3446
ArcelorMittal Inox	0,0070	1,1165*	0,0457	-0,4223*	0,2630	36,3163
Amazonia	0,0151	1,0465*	-0,1286	-0,6017	0,0317	11,9014
Ambev	0,0097	0,6965*	0,3691	-0,1339	0,2207	34,1187
Ampla Energia	-0,0009	0,9835*	0,4945	-0,7722*	-0,1990	13,9631
Aracruz	0,0016	0,8561*	0,4765	0,2555	0,0636	32,4474
Bardella	0,0021	0,8523*	-0,0138	-0,4266*	-0,2505	26,5616
Bicicletas Caloi	0,0203	0,7234*	-0,3229	-0,4164	-0,7708	3,6608
Bradesco	0,0047	1,1457*	-0,4582	-0,1728	0,1866	76,0362
Banco do Brasil	0,0058	1,1112*	-0,0042	-0,3756*	0,4800*	60,6276
Brasil Telepar	-0,0188	1,2632*	0,5255	-0,5616*	0,3667	71,4895
Brasil Telecom	-0,0032	0,9686*	0,3185	-0,4246*	0,1399	35,2992
Braskem	-0,0036	1,4468*	0,5429	-0,7338*	-0,3044	31,6241
Celesc	-0,0074	1,0670*	-0,4705	-0,3220*	-0,1796	50,7946
Cemig	-0,0062	1,1509*	-0,3468	-0,1512	0,1451	67,0726
Coelce	0,0085	0,9301*	-0,1263	-0,3255	0,1514	26,8212
Comgás	0,0054	0,8853*	0,2123	-0,4381*	0,4288	23,0079
Confab	0,0150	0,9955*	0,3321	-0,3667*	0,2980	31,2267
Copel	-0,0179	1,5579*	-0,5967	-0,6663*	0,4533	86,3382
Coteminas	-0,0054	0,7454*	-0,2204	-0,1227	-0,2211	17,6914
Duratex	0,0086	0,8911*	0,1875	-0,5269*	0,0727	32,7782
Eletrobras	-0,0099	1,1472*	-0,7128	-0,0834	0,2385	46,5362
Eleva Alimentos	0,0140	0,7008*	0,0766	-0,3320	0,0686	15,9200

Emae	0,0033	1,3549*	-1,9254*	-0,1101	0,0000	11,6778
Embraer	0,0225	0,7972*	1,6746*	-0,3514	-0,4081	9,7438
Embratel Part.	-0,0195	1,2062*	0,8333	-0,1032	1,5287*	24,4169
Estrela	0,0022	0,9731*	0,7354	-0,2587	0,6340	9,7686
Eternit	0,0122	0,8243*	-0,3736	-0,3017	0,2723	26,6743
Ferbasa	0,0214	0,8141*	0,1599	0,0530	0,2773	16,2130
Forjs Taurus	0,0293	0,7141*	0,1394	-0,3284	0,2174	12,0218
Fosfertil	0,0219	0,6912*	0,0430	-0,0648	-0,0259	22,8209
Fras-Le	0,0111	0,6018*	0,6575	-0,5912*	0,6009*	19,2359
Gerdau	0,0216	1,0812*	0,3118	0,2969	0,3148	47,9959
Gerdau Metal.	0,0245	1,0145*	0,1114	-0,1401	0,1694	44,4364
Globex	0,0134	0,9180*	-0,2842	-0,4157	-0,3975	17,5618
Inepar	-0,0189	1,2697*	1,0125	-0,7368*	0,6128	13,3046
Iochpe Maxion	0,0378	0,6625*	0,5770	-0,4173	0,6271	5,7308
Ipiranga Dist.	0,0103	0,7917*	0,2744	-0,4171*	-0,1574	27,1064
Ipiranga Pet.	0,0044	0,9219*	0,0614	-0,4145*	0,1209	26,6247
Ipiranga Ref.	0,0135	0,8222*	1,0968*	-0,7620*	-0,4744	16,8332
Itaubanco	0,0029	1,1090*	-0,3143	-0,1175	0,4630*	147,1220
Itausa	0,0075	1,0648*	0,0468	-0,1474	0,3157	127,8318
Itautec	0,0025	1,4728*	0,4719	-0,1904	-0,6621	9,4754
Klabin	0,0197	0,7458*	0,5009	0,0077	0,5719	15,9571
Light	-0,0205	1,1932*	-0,0508	-0,7721*	-0,0129	23,5014
Light Part.	0,0589	4,5063*	-9,1648	1,1059	-0,2587	4,1306
Lojas Americanas	0,0291	1,3830*	-0,7088	0,1002	-0,0207	19,3432

M&G Poliéster	0,0178	0,7827*	1,1291	-0,3795	-0,6903	3,7835
Mangels Indl.	0,0200	0,8713*	-0,9508*	-0,2830	0,6706*	21,4801
Marcopolo	0,0133	0,6437*	-0,1258	-0,1461	0,4754*	20,4039
Metal Leve	0,0190	0,5802*	-0,4270	-0,0812	0,4569	20,3348
Metisa	0,0221	0,7122*	0,2131	-0,4879*	0,2005	35,2671
Pão de Açúcar	-0,0069	0,8741*	-0,0387	-0,0985	0,2223	35,3976
Petrobras	0,0081	1,1894*	-0,3162	-0,1035	-0,0933	102,8112
Randon Part.	0,0293	0,7993*	1,3033*	-0,2351	0,1480	20,1808
Sabesp	-0,0038	1,1594*	-0,0046	-0,4436*	0,1251	48,3109
Sadia	0,0108	0,8704*	0,0552	-0,1556	-0,2110	35,9716
Savirg	0,0358	0,4239	1,8436	-0,8582	1,3810	2,4050
Sid. Nacional	0,0196	1,2305*	0,4641	-0,3719*	-0,1241	45,5841
Souza Cruz	0,0122	0,6451*	0,1397	0,0334	0,1715	20,6368
Suzano Papel	0,0281	0,7067*	0,5859	-0,0275	-0,1928	14,3818
Tectoy	0,0476	0,5978*	1,6253	-0,7870	1,3203	2,4621
Teka	0,0173	0,5379*	0,5087	0,5699	0,2952	4,6101
Tele Norte Celular	-0,0166	1,0027*	-0,0030	-0,0278	0,2539	18,5917
Telemar	-0,0221	1,4117*	0,4593	-0,5300*	0,5216*	89,5024
Telemig Cel.	0,0161	0,6414*	0,9048	-0,4503*	0,1009	10,2671
Telemig Part.	0,0131	0,8224*	-0,1533	0,0450	0,4170	10,2503
Telesp	-0,0219*	1,2474*	0,5522	-0,6328*	0,5643*	69,3939
Tim Part.	-0,0062	0,9777*	1,1401*	0,2092	-0,5512	27,6642
Tractebel	0,0177	0,8411*	0,2525	-0,9705*	-0,2864	17,5485
Trafo	-0,0042	0,6796*	0,0864	-0,4131*	-0,0011	14,7458

Unibanco	0,0018	1,2309*	0,1326	-0,0575	0,3534	92,7798
Unipar	0,0159	1,0331*	0,4321	-0,1759	0,3963	33,6054
Usiminas	0,0175	1,2896*	0,3534	-0,2199	0,4113	43,1208
Vale R. Doce	0,0279*	0,6354*	0,0974	0,5220*	-0,7437*	36,8080
VCP	0,0167	0,6486*	0,1476	0,3239*	0,0327	16,1743
Vivo	-0,0240	1,1365*	1,4005*	0,2967	0,7959*	35,1707
Wlm Ind. Com.	0,0197	0,8545*	-0,4903	-0,4364	0,3217	8,8047
Yara Brasil	0,0348	1,3133*	-1,9881	0,0118	-1,0613	5,6883

*Resultado significativamente diferente de zero no nível de 5%.

**Com 4 e 102 graus de liberdade, o valor crítico de F a 5% é igual a 2,4068.

RMSCIW = resíduos da regressão linear entre retornos mensais do índice MSCI global e do índice MSCI para o mercado brasileiro.

RDOLAR = resíduos da regressão linear entre variação mensal da taxa de câmbio entre reais e dólares americanos e retornos mensais do índice MSCI para o mercado brasileiro.

RDIVIDA = resíduos da regressão linear entre variação mensal do índice JP Morgan Chase da carteira de títulos da dívida brasileira, ajustado pelo índice JP Morgan Chase da carteira de notas do Tesouro dos Estados Unidos, e retornos mensais do índice MSCI para o mercado brasileiro.

Os resultados obtidos para as 83 ações brasileiras indicam o seguinte:

1. Em apenas dez casos (ligeiramente acima de 10% da amostra) o índice MSCI global contém informação significativa não refletida completamente no índice MSCI construído para o mercado local.

2. Em 33 das 83 empresas (ou seja, 39,75% da amostra), o indicador de risco cambial (variação da taxa de câmbio) é uma variável significativa. Na maioria desses casos, o sinal é negativo, indicando que uma variação da taxa de câmbio, além da que já está refletida no comportamento do mercado local de ações, é uma má notícia para a empresa.
3. O indicador que mede a variação do prêmio por risco soberano (RDIVIDA) é estatisticamente significativo em apenas dez dos 83 casos (pouco acima de 10% da amostra).
4. Os retornos do mercado local, representados pela variável MSCIBR, têm coeficiente positivo e são estatisticamente significantes para 82 das 83 empresas incluídas na amostra (o único caso em que o resultado não é significativo é o da Savirg, ou seja, a antiga Varig; esse também é o único caso em que a estatística F da regressão não é suficientemente alta para se concluir pela existência da relação linear proposta).

CONCLUSÕES

Em primeiro lugar, observa-se que têm fundamento as alegações de que o mercado brasileiro de ações acompanha índices externos, como observado na Tabela 1 através do coeficiente de correlação de quase 0,70 entre as variáveis MSCIBR e MSCIW. Contudo, isso não serve de base para a incorporação, na estimação de equações de custo de capital das empresas, de um fator que represente o risco do mercado internacional. Portanto, não haveria razão para que se somasse um prêmio por esse risco. O que está claro que ocorre é que os preços de ações no mercado local já refletem a influência do comportamento dos mercados internacionais.

Em segundo lugar, e praticamente na mesma proporção dos resultados obtidos para a variável MSCIW, uma vez incluído o prêmio por risco do mercado local de ações, não há razão para somar-se um prêmio por risco país, cuja variação se acredita ser observada nos preços de títulos da dívida externa, embora essa seja uma prática freqüente.

Por fim, embora em termos de freqüência o conteúdo informacional das variações da taxa de câmbio pareça ter maior importância do que os outros dois fatores, foi obtida significância em aproximadamente 40% dos casos analisados, o que não faz com que um prêmio por esse fator de risco deva ser incluído sem que se considere qual é a empresa que está sendo analisada.

Em relação a esse fator, o ideal é seguir o conselho de KKSvD (2002), e considerar como, de fato, cada empresa contrata fornecimentos e vendas em sua cadeia, para se poder discutir como a variação da taxa de câmbio leva a prêmios ou descontos na taxa de retorno de suas ações, antes de se partir para a adição *ad hoc* e generalizada de um prêmio por esse fator de risco nos custos de capital de qualquer empresa. Ou ainda, nas palavras de KKVSD (2002, p. 921):

“It may be true that certain firm characteristics such as size and degree of international activities play a role in explaining the deviating exposure of a firm relative to the local market. Further research is required to examine this issue.”

Em síntese, a recomendação que decorre dos resultados aqui obtidos é a de que parece ser suficiente usar o CAPM doméstico na estimação do custo de capital das empresas no Brasil, e que os prêmios por riscos hoje comumente adicionados o são de maneira *ad hoc*, sem evidência suficiente para se acreditar que sejam relevantes. Em outras palavras: apesar de se observar que o comportamento geral do mercado local de ações é fortemente afetado pelo

mercado internacional de ações, pela variação da taxa de câmbio de nossa moeda com o dólar americano, e pela percepção de risco que os investidores internacionais têm do país, informações a respeito dessas variáveis importantes já estão refletidos no comportamento dos preços das ações no mercado local. **Isso faz com que o risco do mercado local de ações seja relevante e suficiente para que imponha um prêmio nos retornos exigidos das ações, essencial na estimação do custo de capital de cada empresa. Além disso, nenhum desses outros fatores de risco precise ser levado explicitamente em conta, muito menos com a adição de prêmios após a inclusão de um prêmio pelo risco do mercado local.**

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Keck, T., Levensgood, E., & Longfield, A. (1998). Using discounted cash flow analysis in an international setting: a survey of issues in modeling the cost of capital. *Journal of Applied Corporate Finance*, 11(5), p. 82-99.
- Koedijk, K. G., Kool, C. J. M., Schotman, P. C., & van Dijk, M. A. (2002). The cost of capital in international financial markets: local or global? *Journal of International Money and Finance*, 21(6), p. 905-929.
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20(4), p. 587-615.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), p. 768-783.
- Roll, R. (1992). Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices. *Journal of Finance*, 47(1), p. 1-39.
- Sercu, P. (1980) A generalization of the international asset pricing model. *Revue de l'Association Française de Finance*, 1(1), p. 91-135.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), p. 425-442.

Solnik, B. (1983). International arbitrage pricing theory. *Journal of Finance*, 38(), p. 449-457.

Stewart, G. B. (1991). *The Quest for Value*. New York: HarperCollins Publishers.

¹ De acordo com a Nota Técnica número 127, de 7 de julho de 2003, pp. 22-26, referente à revisão tarifária da Elektro, consultada em 1 de abril de 2004.

² Segundo KKSvD, os prêmios por risco de variação de taxas de câmbio são incluídos em vista de evidências abundantes de violação da condição de paridade do poder de compra das moedas.

³ Os retornos utilizados são os dos índices global e nacionais calculados por Morgan Stanley Capital International (MSCI), como também é feito neste estudo, de maneira a permitir uma comparação mais direta de resultados. Os países cobertos por KKSvD foram: Alemanha, Austrália, Canadá, Estados Unidos, França, Holanda, Japão, Reino Unido, Suíça.

⁴ Ressalte-se, como está evidente na nota anterior, que os mercados analisados foram os de países cujos mercados de capitais são mais fortemente integrados. Os autores dizem ainda que os resultados obtidos fortalecem o chamado *home bias puzzle*, ou seja, a preferência dos administradores de investimentos por títulos negociados no mercado local de origem, apesar de haver benefícios substanciais disponíveis caso suas carteiras sejam mais diversificadas em termos internacionais.

⁵ O índice de mercado global utilizado foi o MSCI World Free, ou seja, o índice global baseado no *free float* de ações cobertas pela Morgan Stanley Capital International, e a série do índice para o Brasil também provém dos cálculos dessa empresa, de forma que os dois índices possuem a mesma metodologia de cálculo. Os valores foram captados via Bloomberg, o mesmo ocorrendo com a série da taxa de câmbio entre Real e dólar americano.

⁶ Foram utilizados os índices calculados pela empresa JP Morgan Chase, conforme disponíveis no banco de dados Datastream.

⁷ Para inclusão, as ações deviam ter séries completas de retornos mensais durante o período (janeiro de 1999 a dezembro de 2007). Os preços das ações, ajustados por proventos, foram obtidos no banco de dados da Economatica.