



Revista de Administração da Unimep

E-ISSN: 1679-5350

gzograzian@unimep.br

Universidade Metodista de Piracicaba
Brasil

Coppe Pimentel, Renê; Silva Brito, Giovani Antonio; Donizete Batistella, Flávio
Precificação internacional de ativos brasileiros: teste do Morgan Stanley Capital International (MSCI)
World Equity Index
Revista de Administração da Unimep, vol. 8, núm. 3, septiembre-diciembre, 2010, pp. 55-79
Universidade Metodista de Piracicaba
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=273719429003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto



Precificação Internacional de Ativos Brasileiros: Teste do Morgan Stanley Capital International (MSCI) World Equity Index

Renê Coppe Pimentel (Universidade de São Paulo) renecp@usp.br

Giovani Antonio Silva Brito (Universidade de São Paulo) giovani@usp.br

Flávio Donizete Batistella (Universidade de São Paulo) batistella@fearp.usp.br

Revista de Administração da UNIMEP, v.8, n.3, Setembro / Dezembro – 2010

Endereço eletrônico deste artigo: <http://www.regen.com.br/ojs/index.php/regen/article/view/221>

©Copyright, 2010, Revista de Administração da UNIMEP. Todos os direitos, inclusive de tradução, são reservados. É permitido citar parte de artigos sem autorização prévia desde que seja identificada a fonte. A reprodução total de artigos é proibida. Os artigos só devem ser usados para uso pessoal e não comercial. Em caso de dúvidas, consulte a redação.

A Revista de Administração da UNIMEP é a revista on-line do Mestrado Profissional em Administração, totalmente aberta e criada com o objetivo de agilizar a veiculação de trabalhos inéditos. Lançada em setembro de 2003, com perfil acadêmico, é dedicada a professores, pesquisadores e estudantes. Para mais informações consulte o endereço <http://www.raunimep.com.br>.

Revista de Administração da UNIMEP

ISSN: 1679-5350

©2010 - Universidade Metodista de Piracicaba

Mestrado Profissional em Administração

Resumo

O artigo revisa os principais conceitos sobre modelo de precificação internacional de ativos (IAPM) e testa o comportamento do retorno de ativos brasileiros em função do Morgan Stanley Capital International World Index (*proxy* para uma carteira mundial diversificada). Analisa-se também se a integração entre os mercados brasileiro e internacional, entre janeiro de 1995 e junho de 2008, é homogênea. Verificou-se que o MSCI World Index explica cerca

de 45% das variações ocorridas no Ibovespa e, em média, 25% das variações dos retornos dos ativos individuais e portfólios locais diversificados. A análise em subperíodos sugere aumento do poder explicativo em anos mais recentes, sinalizando maior aderência do mercado brasileiro ao internacional. Também, verificou-se que, ao considerar um *benchmark* internacional, os betas das ações brasileiras são muito maiores do que os betas calculados no mercado doméstico, o que indica risco adicional da moeda e riscos conjunturais brasileiros.

Palavras-Chave: *Precificação Internacional de Ativos, Custo de Capital Próprio, Integração de Mercados*

Abstract

This paper reviews the main concepts of the international asset pricing model (IAPM) and tests the behavior of Brazilian assets as a function of the Morgan Stanley Capital International World Index which is a proxy for an international diversified portfolio. The analysis also tests if the integration between the Brazilian and the international markets in the period from January 1995 to June 2008 is homogeneous. It was observed that the MSCI World Index explains around 45% of the Ibovespa variations and, in average, 25% of the firm-specific and domestic portfolio returns variation. The analysis into subperiods suggests an increase of the explanatory power in the recent years. This observation indicates higher integration between Brazilian market and international markets. It was also verified that, considering an international benchmark, the betas of Brazilian companies are significantly higher than the betas calculated in the domestic market, indicating an additional risk of local currency and additional systematic risks.

Key-words: *International asset pricing, Cost of capital, Market integration.*

1. INTRODUÇÃO

Grandes esforços são feitos para refinar e aumentar o poder preditivo e confiabilidade de modelos de precificação de ativos. No entanto, várias questões permanecem quando se trata de precificar ativos em contexto internacional, pois existem diversos fatores que diferenciam os ambientes econômicos doméstico e internacional.

Pesquisas sobre precificação internacional de ativos começaram a se consolidar a partir de Solnik (1974) e foram mais difundidas com Adler e Dumas (1983) por meio de

modelos multifatoriais que, originalmente, baseavam-se na plataforma teórica do Modelo de Precificação por Arbitragem (*Arbitrage Pricing Theory* – APT) e em seguida ganharam uma estrutura conceitual própria denominada *International Asset Pricing Model* – IAPM (ou Modelo de Precificação Internacional de Ativos).

Carrieri, Errunza e Majerbi (2006), por exemplo, verificaram que as variáveis internacionais são relevantes para a explicação do comportamento do preço dos ativos (e conseqüentemente seu retorno), porém, as variáveis locais explicariam praticamente metade das variações ocorridas nos retornos dos títulos. Ou seja, na precificação de ativos, deveriam ser levados em consideração tanto variáveis domésticas quanto variáveis internacionais para explicar o comportamento dos retornos.

Neste contexto, o presente estudo busca revisar os principais conceitos sobre modelo de precificação internacional de ativos (IAPM) e testar uma forma de precificação por meio do Morgan Stanley Capital International World Index (MSCI World Index) juntamente com o efeito do fator cambial que influencia diretamente a Paridade do Poder de Compra (*Purchase Power Parity* – PPP).

Assim, busca-se responder se o retorno do mercado brasileiro pode ser explicado em função do comportamento do mercado internacional e se existe aderência (integração) homogênea entre o mercado brasileiro e o mercado internacional entre janeiro de 1995 e junho de 2008. São comparados os retornos medidos em moeda estrangeira (dólares norte-americanos – medido pelo MSCI World Index) e os retornos em moeda local (reais – medido pelo Ibovespa e retorno das ações).

2. MODELO DE PRECIFICAÇÃO INTERNACIONAL DE ATIVOS

O ambiente econômico e financeiro global é caracterizado por diversos fatores que são distintos de um ambiente doméstico. Para isolar esses fatores, geralmente procura-se isolar as características que são únicas ao mercado internacional e que não podem ser encontradas em um ambiente doméstico.

Políticas nacionais de comércio introduzem barreiras à livre movimentação de mercadorias, serviços e capitais. Políticas monetárias, por sua vez, induzem diferentes comportamentos nas moedas locais. Assim, diferenças em taxas cambiais e barreiras ao fluxo de capital são os únicos aspectos específicos de finanças internacionais. Esses únicos aspectos

podem ser reinterpretados em termos de diferenças em consumo e oportunidades de investimentos (PHILIPPE e KHOURY, 1996, p. 273).

Dessa forma, na constituição de portfólios internacionais, dever-se-ia levar em consideração as diferenças na paridade do poder de compra de uma moeda (PPP) e nas diferenças cambiais entre ativos de diversos países. Uma abordagem global para composição de portfólios é plausível, pois a diversificação entre países pode ser mais efetiva do que a diversificação feita em apenas uma economia local, visto que a formação de uma carteira global gozaria de alternativas adicionais de alocação de recursos que poderiam apresentar baixos níveis de correlação com mercados domésticos. Solnik (1974) verificou redução significativa do risco de carteiras quando constituídas de forma global (devido a menores correlações entre mercados). Esse estudo vem sendo reproduzido diversas vezes mediante diferentes períodos de tempo, metodologias e subgrupos de países e com resultados consistentes.

Roll (1992), por sua vez, investigou o porquê das correlações entre mercados serem tão baixas e concluiu que essas baixas correlações são explicadas pelo fato de os países tenderem a se especializar em determinados setores econômicos. Em geral, os retornos dos setores econômicos internacionais explicam cerca de metade da variância dos retornos de um mercado local. O menor poder explicativo (cerca de 10%) foi encontrado nos EUA, o que sugere que formar portfólios internacionais é ainda mais interessante para investidores norte-americanos.

Philippe e Khoury (1996) estudaram os diversos impedimentos (desafios) sobre a internacionalização de carteiras e verificaram que os principais estão relacionados aos custos de informação. Processar informações financeiras de empresas estrangeiras requer enorme esforço em entender diferentes culturas, linguagens e padrões contábeis. Seria necessária familiaridade com o panorama institucional internacional, como políticas econômicas e fiscais entre países. Outro grande problema é a assimetria de informações, pois atuar com informações privilegiadas é legal em certos países, o que coloca em desvantagem os investidores internacionais em relação aos investidores locais.

Outros riscos constantemente estudados são os riscos de controle de capitais (barreiras de entrada e saída de recursos), riscos cambiais e riscos políticos.

Adler e Dumas (1983) sintetizaram as pesquisas sobre escolha de portfólio internacional e modelos de precificação dos ativos de forma internacional. Eles investigaram

os efeitos dos desvios na paridade do poder de compra (PPP), que nas teorias de mercado de capitais e em finanças corporativas internacionais é usada para medir a similaridade ou diferença entre oportunidades de consumo em diferentes países e a possível influência nos fluxos de caixa gerados por operações comerciais.

Para a escolha de portfólios globais, Adler e Dumas (1983) consideram o mundo com $L + 1$ países e moedas. Retornos nominais em qualquer moeda podem ser facilmente convertidos para a moeda de referência por meio de multiplicação de um mais a taxa de retorno em moeda local pela variação cambial da moeda (dada pela relação entre o fim no período e início do período). Dessa forma, é considerada a existência de N ativos de risco, cujo preço nominal medido em moeda de referência é dado por processo estacionário Ito (notação browniana):

$$dY_i / Y_i = \mu_i dt + \sigma_i dz_i \quad i = 1 \dots N$$

em que:

Y_i é o valor de mercado do título i em termo da moeda $L+1$;

μ_i é a taxa nominal de retorno instantânea do ativo i ;

σ_i é o desvio padrão instantâneo da taxa nominal de retorno do ativo i ;

z_i é o processo padrão de Wiener;

dz_i é o ruído associado.

Adler e Dumas (1983) também definem Ω como uma matriz $N \times N$ de covariâncias instantâneas $\sigma_{i,k}$ das taxas nominais de retorno dos diversos títulos. Consideram também haver um ativo ($N + 1$) que é nominalmente sem risco: uma taxa de juros de depósitos interbancários ou títulos do governo de curto prazo. Essa taxa instantânea de juros livre de risco é denotada por r .

Existem também $L + 1$ tipos de investidores, todos com funções utilidade homogêneas. O índice de preços P^l de um investidor do tipo l , medido em moeda de referência, também segue processo estacionário:

$$dP_i / P_i = \pi^i dt + \sigma_{\pi}^l dz_{\pi}^l \quad l = 1 \dots L + 1$$

em que π^l e σ_{π}^l são o valor esperado e o desvio-padrão instantâneos da taxa de inflação percebida pelo investidor l . Os autores ainda definem ω^l como o $N \times N$ vetor de covariâncias $\sigma_{i,\pi}^l$ dos retornos dos N ativos com risco para as l s taxas de inflação.

Outro desafio que surge ao se trabalhar com IAPM, também analisado por Adler e Dumas (1983) e Philippe e Khoury (1996), entre outros, foi o de segmentação e integração de mercado. Com a globalização de mercados financeiros, acredita-se que os mercados tornam-se cada vez mais integrados. No entanto, o conceito de integração pode ter diversas interpretações. Em um mercado internacional eficiente e integrado, os preços de todos os ativos devem refletir integralmente seu valor de investimento.

Entretanto, outra forma de interpretar integração é que novas informações são eficientemente transmitidas entre mercados locais de ações. Dado o crescente processo de abertura de economias, os fatores que afetam o preço das ações tornam-se internacionais, o que pode fazer com que mercados nacionais tornem-se cada vez mais integrados uns com os outros. O fato de haver maior correlação entre mercados não implica, necessariamente, que os ativos são precificados eficientemente.

Contudo, outro conceito de integração (e segmentação) refere-se a evidências de barreiras para o fluxo de capitais entre mercados. Governos buscam proteger seus mercados locais por meio de restrições ao fluxo livre de capitais que incluem impostos, taxações e penalidades em entradas e saídas em curto espaço de tempo.

O impacto da segmentação de mercado pode ser observado mais diretamente por meio de comparação entre taxas de juros de curto prazo em depósitos bancários obtidas em diferentes centros financeiros, porém, denominados em uma mesma moeda. O exemplo mais tradicional é a taxa de juros norte-americana e os depósitos em eurodólar.

Caso os investidores detenham portfólios diversificados internacionalmente, o risco não diversificável será mensurado pelo risco sistemático vis-à-vis o mercado global, que será medido pelo valor ponderado dos retornos dos títulos ao redor do mundo.

Assumindo a não existência do risco cambial, o modelo de precificação de ativos, baseado no CAPM, considerando a Segmentação de Mercado seria:

$$E[R_i] - R_f = \beta_i^w (E[R^w] - R_f)$$

em que β é definido como o risco sistemático vis-à-vis o mercado mundial. O modelo é contraposto ao tradicional:

$$E[R_i] - R_f = \beta_i^l (E[R^l] - R_f)$$

em que l é cada mercado local (EUA, Brasil, Inglaterra, Japão etc)

A partir dos conceitos apresentados, diversos estudos foram desenvolvidos na tentativa de testar os riscos envolvidos no processo de formação de carteiras internacionais. Um trabalho que se tornou referência para diversas outras pesquisas foi o de Ferson e Harvey (1993). Para eles, o modelo básico era composto por um conjunto de seis fatores globais de risco (denominados variáveis instrumentais) e variáveis econômicas para a explicação do comportamento dos retornos dos ativos.

Os retornos dos países e retornos globais foram obtidos mensalmente pelo Morgan Stanley Capital International (MSCI). Os fatores globais de risco comporiam uma matriz de covariâncias $N \times N$ que determinariam um vetor de riscos globais. Esses riscos globais eram compostos por: (1) retorno de um mês do US Treasury Bill; (2) o *dividend yield* do MSCI World Index; (3) o *spread* entre o retorno de um US Treasury Bond de 10 anos e o retorno de um US Treasury Bill de 90 dias (para determinar o prêmio para operações de longo prazo); (4) o valor defasado do *spread* entre US Treasury e depósito em eurodólar; (5) o retorno defasado do MSCI World Index e (6) uma variável *dummy* para o mês de janeiro. Assim, a composição linear vetorial dessas variáveis forma o fator de riscos globais.

Além das variáveis instrumentais, Ferson e Harvey (1993) utilizaram oito variáveis macroeconômicas para explicar o retorno dos ativos, são elas: (1) excesso de retorno entre o MSCI e a taxa de juros de curto prazo do governo americano; (2) diferença ponderada por operações comerciais entre o dólar norte-americano e as demais moedas do mundo (com base no *Federal Reserve Estatistical Release*); (3) componente não esperado de inflação mensal; (4) mudanças mensais nas previsões de inflação de longo prazo; (5) *spread* entre eurodólar e Treasury Bill; (6) média ponderada da taxa de juros dos G7; (7) variação mensal do barril de petróleo nos EUA; (8) média ponderada da taxa de crescimento industrial dos G7.

O modelo básico de Ferson e Harvey (1993) foi definido como:

$$E[r_{it} | \Omega_{t-1}] = \sum_{j=1}^K \beta_{it}(\Omega_{t-1}) \lambda_{it}(\Omega_{t-1})$$

em que:

Ω_{t-1} é a informação condicional persistente ao longo do tempo trata-se de fator ou função linear de um grupo de variáveis, obtido operações matriciais para explicação da variância.

$E[r_{it}|\Omega_{t-1}]$ é a esperança de excesso de retorno baseada no retorno da carteira mundial cuja *proxy* é o MSCI World Index.

β_{it} é o beta condicional, medido em moeda comum (US dólar) para os K fatores de risco global.

$\lambda_{it}(\Omega_{t-1})$ são *mimicking portfólios*, definidos como portfólios que podem substituir os fatores de risco presentes no modelo para mensurar os betas e cujos retornos esperados refletem os prêmios pelos riscos.

O método utilizado é, portanto, baseado em precificação multifatorial, conforme os pressupostos do *Arbitrage Pricing Theory* (APT). Mesmo não sendo expressamente mencionados, as citações e método são oriundos da APT, uma grande crítica é, portanto, que não existe uma teoria consistente e bem estruturada que suporte o uso das variáveis nos estudos, portanto, um trabalho com base mais econométrica do que teórico-dedutivo.

3. ESTUDOS BRASILEIROS

Alguns estudos brasileiros em precificação de ativos buscaram integrar diversas variáveis ao CAPM a fim de obter melhor acurácia nos resultados estatísticos.

Rogers e Ribeiro (2004) identificaram que, “apesar da grande contribuição teórica dada pelo modelo CAPM, seu modelo puro possui limitações de aplicabilidade, principalmente em mercados de capitais ineficientes como o brasileiro”. Segundo os autores, a derivação do modelo CAPM a partir do APT evidencia que este requer menos hipóteses restritivas para seu embasamento teórico, o que por si só aumenta a robustez do modelo. Neste sentido, o índice de Risco Brasil pode ser entendido como um único fator do modelo APT, que intrinsecamente é determinado por uma gama de outros fatores (reservas, exportações, crescimento econômico, expectativas políticas etc.). Ou seja, o índice do Risco Brasil é o único fator que corporifica diversos outros fatores que afetam as expectativas de riscos dos agentes que alocam os seus recursos no Brasil. Dessa forma, incorporar o Risco Brasil no modelo CAPM aumenta a utilidade teórica e simplificação prática para encontrar as taxas de desconto nas decisões de investimentos.

Segundo Araújo, Lima e Assaf Neto (2006), os principais problemas presentes na realidade brasileira que limitam a qualidade das informações do modelo CAPM são: (i) o

mercado acionário brasileiro é pouco expressivo em termos de companhias de capital aberto; (ii) constata-se reduzida participação de ações ordinárias nas negociações de mercado - os negócios são baseados, em sua maior parte, em ações preferenciais, sem direito a voto e com prioridade nos dividendos, não incorporando em consequência o prêmio pelo controle; (iii) em sua ampla maioria, o capital das empresas é controlado por pequenos grupos de investidores, determinando uma reduzida liquidez dos papéis; (iv) existência de qualidade precária de informações e, muitas vezes, irreais, (v) forte volatilidade das informações, determinada principalmente pela inflação, desvalorizações da moeda nacional, taxas de juros elevadas, risco-país, entre outras características de um mercado emergente.

Diante desses aspectos, os autores concluem que não há como apurar o custo do capital próprio diretamente dos fundamentos do mercado financeiro brasileiro. Segundo os autores, a aplicação do CAPM em mercados emergentes não costuma produzir resultados confiáveis, exigindo diversos ajustes de maneira a adequá-lo às características dessas economias.

Garcia e Bonomo (2001) testaram o CAPM e o APT condicionais no mercado brasileiro, utilizando o fator inflação como item de risco e diversos portfólios compostos por 25 ativos negociados no mercado brasileiro durante o período de 1976 a 1992. O resultado indica que a inclusão de um novo fator foi crucial para a correta precificação dos ativos dos portfólios.

Nakamura e Camargo Jr. (2002) analisaram os dois modelos de precificação no mercado de ações brasileiro e verificaram que o CAPM não apresentou boa aderência ao referido mercado no período estudado. Já o APT apresentou boa explicação quando o mercado foi segmentado. Somente diante da segmentação em 5 *clusters* é que as expressões do APT apresentaram boas explicações e significâncias estatísticas.

Schor, Bomono e Pereira (2002) utilizaram retornos mensais de 10 portfólios de ações negociadas na Bovespa entre 1987 e 1997, a fim de testar a validade empírica do modelo APT. Foram criadas variáveis macroeconômicas representadas por produção industrial, inflação, estrutura a termo da taxa de juros, risco de crédito, taxa real de juros e o portfólio de mercado, sendo encontradas variáveis macroeconômicas com significância estatística e ganho na explicação dos retornos dos ativos com a utilização do APT.

4. INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA

Conforme mencionado, esse estudo buscou responder a duas questões de pesquisa:

- 1) *O retorno do mercado brasileiro pode ser explicado pelo comportamento do mercado internacional?*
- 2) *Existe aderência (integração) homogênea entre o mercado brasileiro e o mercado internacional entre janeiro de 1995 e junho de 2008?*

Foram utilizadas variáveis internacionais e globais, incluindo os retornos mensais entre janeiro de 1995 (início dos efeitos do plano real) a junho de 2008 do Ibovespa e de 31 empresas, compreendendo, portanto, um período superior a 13 anos (ou 161 meses). Foram comparados os retornos medidos em moeda estrangeira (dólares norte-americanos – medidos pelo MSCI World Index) e os retornos em moeda local (reais – medidos pelo Ibovespa e retorno das ações).

4.1 Variáveis e Dados

4.1.1. Variáveis Nacionais

Para cálculo dos retornos no mercado nacional, foram obtidos preços de fechamento mensal de ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) no período entre janeiro de 1995 e junho de 2008. O critério de seleção das empresas foi: (1) movimentação total média na Bovespa acima de 10 milhões de reais por mês nos últimos 2 anos; (2) foi utilizada apenas uma espécie de ação (ON ou PN) por empresa, sendo considerada a de maior volume negociado no último ano e (3) empresas que atendiam o primeiro critério e que tiveram suas ações negociadas nos 13 anos de análise.

Considerando o critério acima, foram obtidas 31 empresas e o Índice Bovespa (Ibovespa). Também para o mesmo período foram obtidas as cotações do dólar norte-americano pelo PTAX. Os retornos mensais das ações e do Ibovespa foram calculados em reais e seus equivalentes em dólar por meio do logaritmo natural entre o preço final e inicial.

$$R_t^R = \ln \left(\frac{P_t^R}{P_{t-1}^R} \right)$$

em que R_t^R é o retorno dos ativos denominado em reais e P_t^R é o preço dos ativos em reais na data t .

A variação cambial no momento t (VC_t) é definida como o logaritmo natural entre a taxa cambial no momento t e a taxa cambial em $t-1$ (denominado e reais),:

$$VC_t = \ln\left(\frac{C_t}{C_{t-1}}\right)$$

Assim, o retorno dos ativos denominados em dólares norte-americano (R_t^R) é dado pelo retorno mensal em reais menos a variação cambial (em reais), que equivale ao logaritmo natural entre o preço final e inicial denominados em dólares norte-americano:

$$R_t^{US} = R_t^R - VC_t = \ln\left(\frac{P_t^{US}}{P_{t-1}^{US}}\right)$$

Outra forma análoga, considerando o valor de um investimento feito em reais em certo momento I_{t-1}^R , o ganho ou perda no momento t seria:

$$Ganho / Perda = \left[\frac{I_{t-1}^R * (1 + R_t^R)}{C_t} \right] - \left(\frac{I_t^R}{C_{t-1}} \right)$$

Os ativos que fizeram parte da amostra são apresentados na Tabela 1:

Tabela 1 – Ativos selecionados para a análise

ALPA4	ALPARGATAS	FJTA4	FORJA TAURUS	SDIA4	SADIA
AMBV4	AMBEV	FFTL4	FOSFÉRTIL	CSNA3	CSN
ARCZ6	ARACRUZ	GGBR4	GERDAU	CRUZ3	SOUZA CRUZ
BBDC4	BCO BRADESCO	GOAU4	GERDAU MET	SUZB5	SUZANO PAPEL
BRTO4	BRASIL TELECON	ITAU4	BCO ITAÚ	TLPP4	TELESP
BRKM5	BRASKEM	ITSA4	ITAUSA	UNIP6	UNIPAR
CLSC6	CELESC	KLBN4	KLABIN	USIM5	USIMINAS
CMIG4	CEMIG	LIGT3	LIGHT	VCPA4	VCP
DURA4	DURATEX	LAME4	LJAS AMERICANAS	VALE5	VALE
ELET3	ELETROBRAS	PETR4	PETROBRAS	IBOV	IBOVESPA
ETER3	ETERMIT	RAPT4	RANDON PART		

Além dos dados do mercado de ações, foram coletados a taxa de juros interbancária (CDI) e o índice geral de preços de mercado (IGPM) para o período em análise (jan/1995-jun/2008). As séries históricas nacionais e demais dados do mercado brasileiro foram extraídos do banco de dados da Economática.

4.1.2. Variáveis Internacionais

Em conformidade aos estudos internacionais de Adler e Dumas (1983), Ferson e Harvey (1993), Carrieri, Errunza e Majerbi (2006), entre outros, utiliza-se com *proxy* para o retorno de uma carteira global de ativos de risco o MSCI World Index que é composto por 23 países desenvolvidos, 25 países emergentes e 22 países com mercados incipientes ou de pouca expressão (*frontier markets*). Além do MSCI mundial, analisou-se também o MSCI para Mercados Emergentes (MSCIem). Tais séries históricas foram obtidas na base de dados do DataStream, sendo a fonte primária MSCI-BARRA.

Foram analisadas as séries históricas da taxa interbancária de juros em depósitos de eurodólares (LIBOR) de curto prazo (três meses) obtido junto ao site do British Banker's Association (BBA), instituição que calcula e divulga o índice ao mercado. A Tabela 2 apresenta-se um quadro das estatísticas descritivas de cada variável.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis econômicas e de portfólio

Variáveis Internacionais e							
Taxas de Câmbio	Média	Mediana	Variância	Desvio	Máximo	Mínimo	Amplitude
MSCIw	0,51	1,07	0,16	3,95	8,53	-14,45	22,98
MSCIem	0,49	0,90	0,46	6,80	12,71	-34,65	47,36
LIBOR	0,35	0,43	0,00	0,15	0,55	0,09	0,46
PTAXvar	0,39	0,56	0,35	5,95	49,52	-18,15	67,67
Variáveis Locais em US\$							
CDI	1,29	1,56	0,35	5,95	21,44	-47,35	68,79
IBOV	1,28	2,18	1,60	12,65	36,42	-51,49	87,92
Variáveis Locais em R\$							
CDI	1,68	1,49	0,01	0,72	4,41	0,80	3,61
IBOV	1,67	2,40	0,98	9,90	24,70	-50,34	75,05

Observa-se que o mercado de renda variável no Brasil apresentou retorno mensal médio menor que a taxa de juros referência da economia (teoricamente livre de risco) porém, quando analisado por meio da mediana verifica-se que a maior parte dos meses o retorno de ações foi maior que as taxas de juros.

A grande amplitude dos retornos deve-se principalmente ao mês de agosto de 1998 em que houve grandes perdas no mercado mundial, sendo que o Ibovespa chegou a registrar perdas de 51,49% em um mês.

4.2. Metodologia

Para determinar o tratamento estatístico adequado foi feito o teste de aderência das variáveis por meio do teste não-paramétrico de Kolmogorov-Smirnov. Em geral, as variáveis econômicas e os retornos das ações podem ser considerados normais ao nível de confiança de 95%; as únicas variáveis que não apresentaram normalidade foram as taxas de juros internacional e nacional (Libor e CDI) e a variação da taxa cambial (PTAXvar).

Também foi testada a estacionariedade das variáveis, para isso, utilizou-se o teste de raiz unitária KPSS de Kwiatkowski et al. (1992). O teste estatístico KPSS (n_t) testa a hipótese nula de estacionariedade contra a alternativa de não-estacionariedade e é calculado como

$$n_t(q) = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \sigma^2(q)$$

em que S_t^2 é o processo de soma parcial dos resíduos da regressão de Y_t com um intercepto e uma tendência temporal, $\sigma^2(q)$ é uma estimativa consistente da variância do erro da mesma regressão, q é o parâmetro defasado e T é o número de observações.

A Tabela 3 apresenta os resultados para os testes de estacionariedade para as variáveis econômicas, as ações e os portfólios criados. Verifica-se que todas as variáveis em análise apresentam estacionariedade ao nível o que possibilita a análise de regressões pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO).

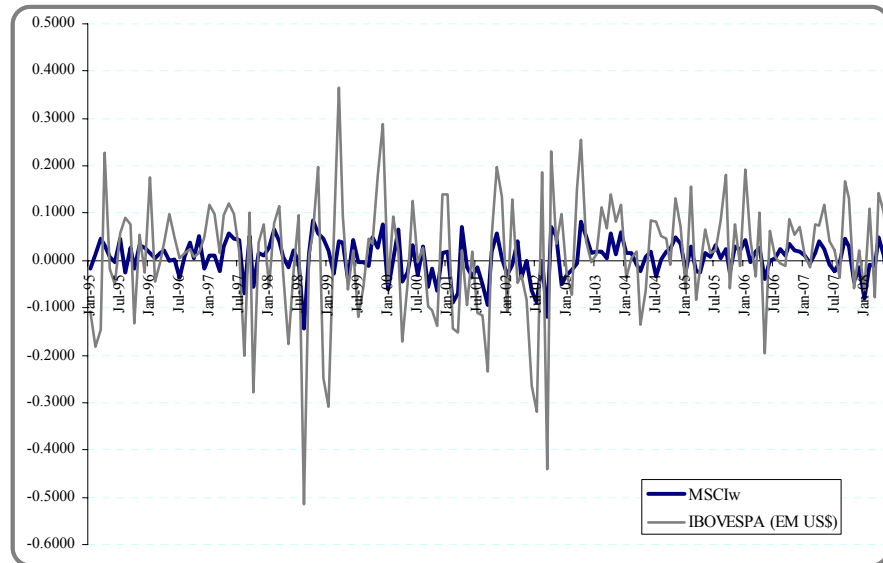
Tabela 3 – Resultados do teste KPSS *

Teste Estatístico de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin							
Variável/ Empresa	Valor do teste	Variável/ Empresa	Valor do teste	Variável/ Empresa	Valor do teste	Variável/ Empresa	Valor do teste
MSCIw	0,1408	BRT04	0,0668	GOAU4	0,0343	CRUZ3	0,0421
MSCIem	0,0467	BRKM5	0,0493	ITAU4	0,0698	SUZB5	0,0534
LIBOR	0,1919	CLSC6	0,0894	ITSA4	0,0522	TLPP4	0,0688
CDI	0,1238	CMIG4	0,0877	KLBN4	0,0403	UNIP6	0,1028
PTAXvar	0,0848	DURA4	0,0478	LIGT3	0,0661	USIM5	0,0416
IBOV	0,0759	ELET3	0,0613	LAME4	0,0660	VCPA4	0,0494
ALPA4	0,0930	ETER3	0,0335	PETR4	0,0546	VALE5	0,0415
AMBV4	0,0547	FJTA4	0,0533	RAPT4	0,0859	PortHom	0,0329
ARCZ6	0,0266	FFTL4	0,0496	SDIA4	0,0375	PortPond	0,0409
BBDC4	0,0648	GGBR4	0,0343	CSNA3	0,0362		

* Utilizado teste com constante e tendência linear. Hipótese Nula: a série é estacionária. Valores críticos para o teste KPSS: 10% (0,119), 5% (0,146), 1% (0,216)

Uma vez identificada a estacionariedade das variáveis, pode-se explorar suas relações temporais de forma linear, sem que haja riscos de regressões espúrias ou enviesadas. Para uma melhor visualização do processo estocástico seguido pelos retornos da carteira global, determinados pelo MSCIw, e dos retornos do Ibovespa, avaliado em dólares, o Gráfico 1 apresenta os retornos mensais entre os anos de 1995 e 2008.

Gráfico 1 - Retornos Mensais do MSCIw e Ibovespa (em US\$) entre Jan/1995 e Jun/2008



O retorno do mercado brasileiro, representado pelo Ibovespa convertido em dólares, possui volatilidade superior ao verificado no mercado internacional. Uma alternativa para representar o mercado brasileiro seria o MSCI de mercados emergentes (MSCIem) que apresenta correção de 0,777 com o mercado brasileiro, porém essa medida poderia ser altamente visada dado a elevada participação do Brasil no índice de países emergentes.

4.2.1. Procedimento estatístico

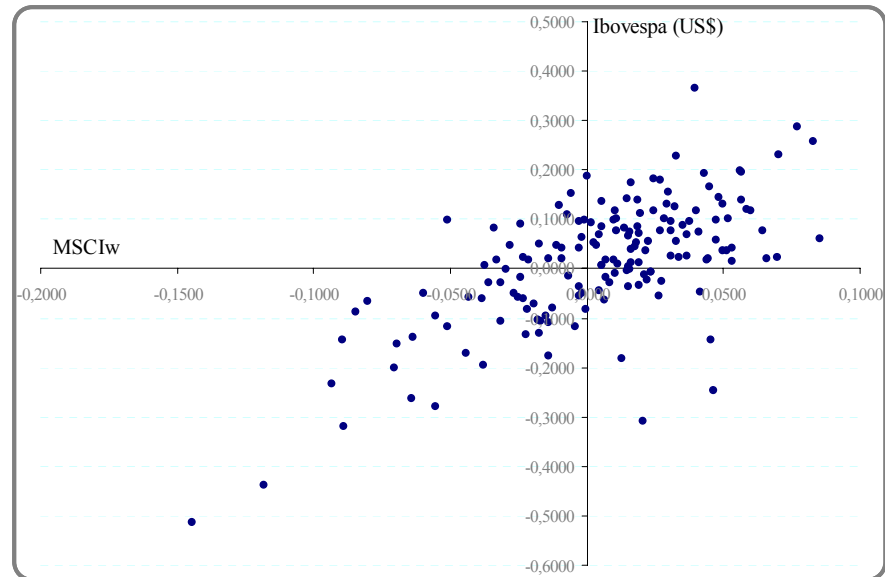
O procedimento estatístico utilizado para estimação dos betas foi o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), e apresentava a seguinte notação:

$$R_i^{US} = a + b(MSCIw) + \mu_i$$

em que R_i^{US} é o retorno estimado para o ativo i (que inclui o Ibovespa) denominado em dólares norte-americanos (US\$), $MSCIw$ é a *proxy* para uma carteira global (internacional) representada pelo MSCI World Index (em dólares norte-americanos) e μ_i é o erro gerado pela regressão.

A seguir, o Gráfico 2 mostra a dispersão dos retornos do Ibovespa em US\$ em função dos retornos da carteira mundial diversificada (MSCIw), evidenciando uma possível relação positiva e significativa entre os retornos, mostrando que é possível, através da modelagem propostas, obter poder explicativo para os retornos do Ibovespa em relação à carteira mundial.

Gráfico 2 - Dispersão entre Retornos Mensais do MSCIw e Ibovespa (em US\$) entre Jan/1995 e Jun/2008



Dessa forma, o modelo funcional foi aplicado para o retorno do Ibovespa em US\$ e para cada uma das 31 ações da amostra e para dois portfólios gerados pelas 31 empresas.

O primeiro portfólio foi elaborado considerando uma carteira com aplicações homogêneas em todos os ativos (ou seja, cada ativo comporia 1/31 da carteira), neste caso chamou-se de portfólio homogêneo (PortHom). O segundo portfólio foi elaborado considerando uma carteira ponderada de acordo com o volume negociado, assim, dar-se-ia mais ênfase aos ativos com maior volume de negociação, chamou-se tal portfólio de portfólio ponderado (PortPond).

A seguir, a Tabela 4 apresenta os resultados do modelo de regressão para o Ibovespa, as ações analisadas e as duas carteiras construídas.

Tabela 4 – Resultado das regressões entre ativos brasileiros e a carteira mundial

PERÍODO DE JAN/1995 A JUN/2008								
	R2	INTER- CEPTO	BETA	SOMA QUAD. REG	SOMA QUAD. RESÍD.	SOMA QUAD. TOTAL	VALOR F	F DE SIG.
IBOV	0,4525	0,0019	2,1547	1,165	0,009	2,575	132,21	0,000
ALPA4	0,1711	0,0052	1,3908	0,485	0,015	2,837	33,03	0,000
AMBV4	0,3007	0,0103	1,5342	0,591	0,009	1,965	68,79	0,000
ARCZ6	0,1923	0,0043	1,3587	0,463	0,012	2,409	38,10	0,000
BBDC4	0,2605	0,0087	1,9248	0,930	0,016	3,570	56,35	0,000
BRTO4	0,2639	-0,0014	2,1023	1,109	0,019	4,202	57,37	0,000
BRKM5	0,1578	-0,0040	1,6591	0,691	0,023	4,379	29,97	0,000
CLSC6	0,1934	-0,0045	1,7996	0,813	0,021	4,202	38,37	0,000
CMIG4	0,3019	0,0024	2,1034	1,110	0,016	3,677	69,20	0,000
DURA4	0,1775	0,0023	1,5710	0,619	0,018	3,489	34,53	0,000
ELET3	0,2227	-0,0080	2,1147	1,122	0,024	5,039	45,84	0,000
ETER3	0,1651	0,0092	1,3140	0,433	0,014	2,624	31,64	0,000
FJTA4	0,1408	0,0143	1,3738	0,474	0,018	3,364	26,22	0,000
FFTL4	0,2140	0,0182	1,3651	0,468	0,011	2,186	43,55	0,000
GGBR4	0,3335	0,0157	2,2904	1,316	0,016	3,947	80,08	0,000
GOAU4	0,2053	0,0192	1,7114	0,735	0,018	3,579	41,35	0,000
ITAU4	0,3342	0,0109	1,9926	0,996	0,012	2,982	80,30	0,000
ITSA4	0,3166	0,0110	1,8776	0,885	0,012	2,795	74,12	0,000
KLBN4	0,2086	0,0013	1,7148	0,738	0,017	3,537	42,18	0,000
LIGT3	0,1842	-0,0223	2,1696	1,181	0,033	6,413	36,13	0,000
LAME4	0,1624	0,0074	2,0130	1,017	0,033	6,263	31,01	0,000
PETR4	0,3477	0,0095	2,3546	1,391	0,016	4,001	85,30	0,000
RAPT4	0,2284	0,0029	1,8377	0,848	0,018	3,711	47,36	0,000
SDIA4	0,2671	0,0068	1,6410	0,676	0,012	2,530	58,32	0,000
CSNA3	0,2581	0,0177	2,0728	1,078	0,019	4,178	55,66	0,000
CRUZ3	0,1844	0,0133	1,1439	0,328	0,009	1,781	36,17	0,000
SUZB5	0,1450	0,0027	1,3518	0,459	0,017	3,163	27,13	0,000
TLPP4	0,2685	0,0021	1,7400	0,760	0,013	2,829	58,74	0,000
UNIP6	0,2512	0,0044	1,8351	0,845	0,016	3,365	53,66	0,000
USIM5	0,2354	0,0085	2,0897	1,096	0,022	4,655	49,26	0,000
VCPA4	0,1665	0,0032	1,3132	0,433	0,014	2,599	31,97	0,000
VALE5	0,2847	0,0132	1,4846	0,553	0,009	1,942	63,70	0,000
PortHom	0,4063	0,0059	1,7499	0,768	0,007	1,891	109,51	0,000
PortPond	0,4284	0,0103	1,9811	0,985	0,008	2,299	119,93	0,000
Média	0,2480	0,0060	1,7686					
Desvio Padrão	0,0815	0,0082	0,3249					
Máximo	0,4525	0,0192	2,3546					
Mínimo	0,1408	-0,0223	1,1439					

Nota: Retornos Calculados em US\$ para o modelo funcional $R_i^{US} = a + b(MSCIw) + \mu_i$ onde i são empresas listadas na bolsa de valores brasileira, o índice Bovespa (Ibovespa) e os dois portfólios diversificados construídos para o período de janeiro de 1995 e julho de 2008.

4.3. Análise dos Resultados

4.3.1. Período Completo (jan/1995 – jun/2008)

Como pode ser observado, o MSCIw consegue explicar 45,25% do comportamento das variações do Ibovespa (avaliado em US\$) ocorridas no período. Ao analisarmos os ativos individualmente esse poder explicativo é reduzido, pois evidencia o maior risco específico para cada empresa, que pode ser diversificado. Portanto, ao diversificar o risco, seja pelo Ibovespa ou pelos dois portfólios constituídos (poder explicativo de 40,63% e 42,84%), a movimentação econômica geral pode ser mais explicada pelas variações no MSCIw.

Outra observação, que também parece evidente, é que o portfólio ponderado pelo volume negociado tem maior explicação pelo índice mundial, isso porque as empresas mais negociadas internamente são justamente as mais visadas por investidores institucionais.

O beta médio das empresas na amostra, calculado com base na carteira internacional, é de 1,7686. Já a média dos betas calculados no mercado local é de 0,7745. Ou seja, em média, o risco das 31 empresas da amostra ficaria abaixo do risco do Ibovespa se calculado apenas considerando o mercado local. Entretanto, quando consideramos o contexto de carteiras internacionais, verifica-se um risco médio maior, mostrando que betas locais estariam subavaliados em portfólios internacionais.

Em geral, os maiores betas são os de empresas metalúrgicas, apresentando maior risco em relação à carteira global, sendo o segundo maior beta da amostra da Gerdau (GGBR4 = 2,2904), no entanto, fazendo o cálculo do beta em reais e comparando com o desempenho da Bovespa, tal beta é de 1,1250, sendo portanto, significativamente diferente o risco da empresa quando considerado em um portfólio local e um portfólio internacional. Na mesma linha, o maior beta internacional encontrado foi o da Petrobras (beta PETR4 = 2,3546), quando analisamos o mesmo beta calculado em reais e confrontado com a carteira do Ibovespa o beta passa a 1,0985 com poder explicativo de 69%. Ou seja, considerando carteiras diversificadas internacionalmente, o beta da Gerdau e da Petrobras no mercado local (1,1250 e 1,0985, respectivamente) estariam subavaliados devido aos riscos inerentes ao Brasil, basicamente volatilidade do risco país e volatilidade cambial. Outra hipótese cabível é que algumas empresas com maior exposição à volatilidade de commodities estariam mais sujeitas a riscos adicionais, tal hipótese pode ser testada em estudo futuro por inclusão de variáveis de controle.

4.3.2. Período Segmentado e Betas Dinâmicos

Para analisar a aderência do mercado brasileiro ao mercado internacional, o período de 13 anos foi segmentado em períodos de 4 anos, com sobreposição de um ano. Assim, foram subdivididas amostras de quatro anos (48 meses) sendo: (1) jan/1995 a dez/1998; (2) jan/1998 a dez/2001; (3) jan/2001 a dez/2004 e (4) jan/2004 a jun/2008.

Os resultados das regressões dos períodos são apresentados na Tabela 5 e verifica-se que o poder explicativo dos retornos do Ibovespa (denominado em US\$) aumenta nos anos mais recentes passando de 39,9% no primeiro período para 45,9% no último período. Sendo que entre 2001 e 2004 alcançou 59,4%. Considerando a média das empresas na amostra é possível observar a mesma tendência, sendo que a média geral passou de um poder explicativo de 21,92% no primeiro período para 28,11% no último período, e chegando a apresentar poder explicativo de 37,54% no terceiro período.

Existe, portanto, uma leve evidência de integração do mercado de ações brasileiro ao mercado internacional, tal evidência pode ser obtida analisando o poder explicativo e o gráfico com a distribuição temporal dos retornos. O mesmo aumento no poder explicativo nos últimos anos pode ser observado nos dois portfólios elaborados.

Sabe-se que os retornos brasileiros aqui evidenciados não sofrem apenas efeito da atividade operacional das empresas e do panorama econômico local pois estão ajustados à variação cambial. Ou seja, não são apenas eventos “lucro das empresas”, “aquecimento econômico”, etc que determinam o retorno das ações, mas também operações comerciais, serviços, inflação interna e externa etc. Logo, o que a princípio parece uma distorção dos retornos efetivos do mercado de ações é um elemento relevante no ajuste de retornos sob uma perspectiva internacional.

Tabela 5 - Resultado das regressões entre ativos brasileiros e a carteira mundial por períodos segregados

ATIVO	PERÍODO DE JAN/1995 A DEZ/1998			PERÍODO DE JAN/1998 A DEZ/2001			PERÍODO DE JAN/2001 A DEZ/2004			PERÍODO DE JAN/2004 A JUN/2008		
	R2	BETA	F DE SIG.	R2	BETA	F DE SIG.	R2	BETA	F DE SIG.	R2	BETA	F DE SIG.
IBOV	0,399	2,185	0,000	0,443	2,109	0,000	0,594	2,342	0,000	0,459	1,911	0,000
ALPA4	0,195	1,401	0,002	0,135	1,149	0,010	0,303	1,596	0,000	0,300	2,081	0,000
AMBV4	0,274	1,674	0,000	0,308	1,527	0,000	0,463	1,746	0,000	0,265	1,528	0,000
ARCZ6	0,265	1,692	0,000	0,221	1,662	0,001	0,177	0,888	0,003	0,259	1,554	0,000
BBDC4	0,188	1,581	0,002	0,191	1,578	0,002	0,433	2,220	0,000	0,398	2,426	0,000
BRTO4	0,280	2,674	0,000	0,284	2,524	0,000	0,482	2,256	0,000	0,202	1,631	0,001
BRKM5	0,046	0,821	0,142	0,151	1,344	0,006	0,372	2,767	0,000	0,138	1,634	0,006
CLSC6	0,195	2,187	0,002	0,233	2,106	0,001	0,230	1,476	0,001	0,221	1,682	0,000
CMIG4	0,337	2,289	0,000	0,275	2,035	0,000	0,365	2,179	0,000	0,168	1,440	0,002
DURA4	0,103	1,319	0,026	0,123	1,312	0,015	0,400	1,871	0,000	0,300	2,377	0,000
ELET3	0,294	2,654	0,000	0,173	1,615	0,003	0,266	2,327	0,000	0,063	1,280	0,066
ETER3	0,125	0,948	0,014	0,142	0,988	0,008	0,302	1,515	0,000	0,345	2,707	0,000
FJTA4	0,101	1,215	0,027	0,260	1,328	0,000	0,153	0,988	0,006	0,248	2,597	0,000
FFTL4	0,218	1,505	0,001	0,272	1,387	0,000	0,380	1,420	0,000	0,110	1,098	0,014
GGBR4	0,289	2,297	0,000	0,395	2,463	0,000	0,415	2,333	0,000	0,288	2,143	0,000
GOAU4	0,083	1,168	0,047	0,308	2,072	0,000	0,315	1,891	0,000	0,270	1,981	0,000
ITAU4	0,253	1,666	0,000	0,323	1,769	0,000	0,419	2,171	0,000	0,497	2,253	0,000
ITSA4	0,159	1,290	0,005	0,239	1,544	0,000	0,525	2,359	0,000	0,503	2,199	0,000
KLBN4	0,186	1,884	0,002	0,203	1,793	0,001	0,331	1,932	0,000	0,278	1,687	0,000
LIGT3	0,313	2,549	0,000	0,077	1,504	0,057	0,343	2,574	0,000	0,201	2,322	0,001
LAME4	0,203	1,931	0,001	0,160	2,271	0,005	0,160	1,693	0,005	0,299	2,428	0,000
PETR4	0,425	3,138	0,000	0,329	2,362	0,000	0,511	2,092	0,000	0,274	1,888	0,000
RAPT4	0,135	1,539	0,010	0,241	1,701	0,000	0,407	1,950	0,000	0,308	2,198	0,000
SDIA4	0,295	1,609	0,000	0,214	1,324	0,001	0,383	1,593	0,000	0,346	2,223	0,000
CSNA3	0,187	1,436	0,002	0,294	2,369	0,000	0,470	2,515	0,000	0,207	1,869	0,001
CRUZ3	0,059	0,658	0,096	0,220	1,035	0,001	0,289	1,234	0,000	0,290	1,816	0,000
SUZB5	0,061	0,956	0,091	0,166	1,597	0,004	0,283	1,457	0,000	0,292	1,762	0,000
TLPP4	0,280	1,957	0,000	0,281	1,818	0,000	0,530	2,235	0,000	0,099	0,851	0,020
UNIP6	0,177	1,345	0,003	0,273	1,739	0,000	0,427	2,311	0,000	0,182	1,793	0,001
USIM5	0,100	1,075	0,028	0,224	2,015	0,001	0,440	3,051	0,000	0,178	1,934	0,002
VCPA4	0,070	0,958	0,069	0,186	1,524	0,002	0,236	1,067	0,000	0,314	1,630	0,000
VALE5	0,309	1,703	0,000	0,333	1,421	0,000	0,268	1,097	0,000	0,359	2,153	0,000
PortHom	0,415	1,649	0,000	0,387	1,706	0,000	0,530	1,897	0,000	0,470	1,909	0,000
PortPond	0,431	2,135	0,000	0,429	1,950	0,000	0,562	1,952	0,000	0,427	1,997	0,000
Média	0,2192	1,6791		0,2498	1,7248		0,3754	1,9117		0,2811	1,9112	
Desvio Padrão	0,1111	0,5845		0,0880	0,4033		0,1164	0,5231		0,1105	0,4126	
Máximo	0,4312	3,1385		0,4426	2,5235		0,5938	3,0510		0,5031	2,7071	
Mínimo	0,0463	0,6575		0,0766	0,9876		0,1528	0,8884		0,0634	0,8509	

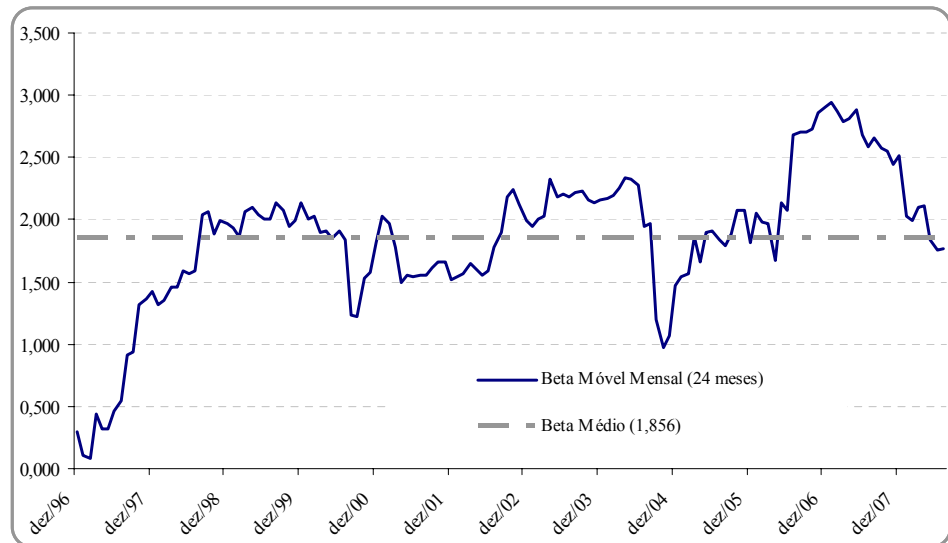
Nota: Retornos Calculados em US\$ para o modelo funcional $R_i^{US} = a + b(MSCIw) + \mu_i$ onde i são empresas listadas na bolsa de valores brasileira, o índice Bovespa (Ibovespa) e os dois portfólios diversificados construídos para os períodos segmentados entre de janeiro de 1995 e julho de 2008.

Com a quebra das regressões em períodos, é possível verificar que algumas empresas chegaram a ter risco três vezes maior que a carteira internacional de ativos (betas maiores que 3). São exemplos a Petrobras no primeiro período e a Usiminas no terceiro período.

A fim de observar o comportamento dinâmico do beta calculou-se, para cada mês entre dezembro de 1996 e julho de 2007, o beta das empresas para os 24 meses antecedentes.

Com isso, no Gráfico 3, é possível observar mensalmente o comportamento do beta médio das empresas brasileiras vis-à-vis o comportamento da carteira de ativos global.

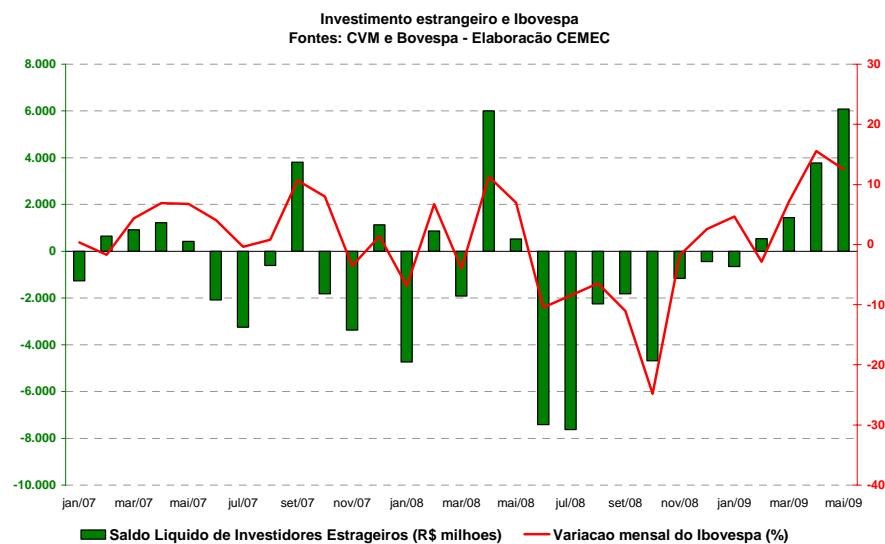
Gráfico 3 – Betas móveis de 24 meses em entre Dez/1996 e Jun/2008



A falta de um padrão constante de comportamento do beta médio das empresas em análise pode sugerir um movimento compensatório ou agravante entre as variações cambiais sofridas pela moeda local e retornos do mercado de ações. Ou seja, no mercado brasileiro, o crescimento dos retornos está diretamente ligado às entradas de investidores estrangeiros, bem como retornos negativos está ligado, de forma significativa, às saídas desses investidores. Em geral, quando existem entradas e saídas de investidores estrangeiros, ocorre, como consequência, aumento e redução da oferta de moeda estrangeira, respectivamente. Isso implica que períodos de crescimento do mercado de ações, estão relacionados com valorização do real frente às outras moedas. Em contrapartida, quando existe tendência de queda do mercado acionário, existe simultaneamente saída de investidores estrangeiros e depreciação da moeda local frente às demais moedas.

Para ilustrar a relevância dos investidores estrangeiros no desempenho da Bovespa, o Gráfico 4, de elaboração do Centro de Estudos de Mercado de Capitais (CEMEC), relaciona o saldo líquido dos investidores estrangeiros em bolsa e a variação mensal do Ibovespa no período de janeiro de 2007 a março de 2009. É possível observar, por meio de uma simples inspeção visual que existem movimentos de aumentos e reduções do Ibovespa mensal com relativa correspondência aos aumentos e reduções do saldo de investidores estrangeiros.

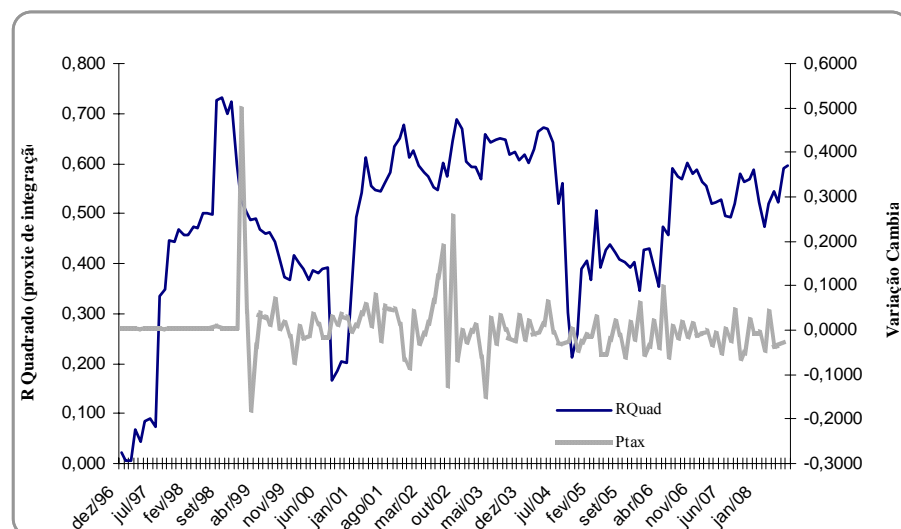
Gráfico 4 – R quadrado para regressões de 24 meses em entre Dez/1995 e Jun/2008 e variação cambial no período



Fonte: CEMEC – Centro de Estudos do Mercado de Capitais

Para avaliar tais movimentos possivelmente compensatórios ou agravantes, o Gráfico 5 explicita a variação do nível dinâmico de integração do mercado local à carteira mundial (medido pelo R quadrado das regressões de 24 meses) e a variação do câmbio medido pela Ptax.

Gráfico 5 – R quadrado para regressões de 24 meses em entre Dez/1995 e Jun/2008 e variação cambial



Desta forma, controlando o R quadrado, medida de integração entre os mercados local e global, pela variação cambial, verifica-se por inspeção visual que o fator variação cambial não afeta diretamente a integração do mercado brasileiro e global. Corroborando essa constatação, a correlação de Pearson entre as duas variáveis é praticamente nula ($r = 0,025$). Portanto, o poder explicativo do mercado nacional em relação à carteira do Ibovespa deve-se, em grande parte, a outros fatores relacionados às diferenças entre perspectivas econômicas e financeiras entre o Brasil e a carteira de ativos de risco global, representada aqui pelo MSCI World Index.

De forma resumida, é possível dizer que as variações no retorno na carteira mundial explicam cerca de 45% das variações ocorridas no Ibovespa durante o período completo (janeiro de 1995 a julho de 2008) tal poder explicativo mostrou aumento em períodos mais recentes, sendo que na década de 90, a integração entre os mercados demonstrou-se baixa em relação a período mais recente, em que os retornos do Ibovespa e das empresas analisadas demonstraram maior aderência à carteira de mercado mundial.

Independentemente da integração dos mercados, para investidores internacionais, os betas calculados apenas no mercado brasileiro em reais, fica subestimando em relação ao beta internacional. O risco do mercado brasileiro ainda é significativamente superior ao mercado internacional.

Tais resultados, além da implicação prática, possuem uma implicação para artigos e pesquisas científicos que avaliam e comparam custo de capital, estrutura de capital, precificação e *valuation* entre países. Pois comparar betas locais pode incluir um viés nos resultados obtidos.

5. CONCLUSÃO

O estudo revisa os principais conceitos sobre modelo de precificação internacional de ativos (IAPM) e a literatura nacional e testa uma forma de precificar ativos brasileiros em um contexto internacional utilizando o Morgan Stanley Capital International World Index (MSCI World Index) como *proxy* para uma carteira mundial diversificada juntamente com o efeito do fator cambial que modifica os retornos de investidores em operações denominadas em reais.

Desta forma, buscou-se responder se ‘o retorno do mercado brasileiro pode ser explicado pelo comportamento do mercado internacional’ e se ‘existe aderência (integração)

homogênea entre o mercado brasileiro e o mercado internacional entre janeiro de 1995 e junho de 2008’.

Foram utilizados retornos mensais entre janeiro de 1995 (início dos efeitos do plano real) a junho de 2008 em dólares norte-americano, compreendendo um período superior a 13 anos (ou 161 meses). Por meio de regressões, comparou-se os retornos medidos em moeda estrangeira (dólares norte-americanos – medido pelo MSCI World Index).

Verificou-se que o MSCI World Index explica cerca de 45% das variações ocorridas no Ibovespa. Ainda como *proxy* para mercado brasileiro, considerou-se retornos de um conjunto de 31 ações individualmente e dois portfólios com diversificação dessas ações. Em média, foram 25% de explicação. Esse poder explicativo, quando segmentado em períodos apresentou aumento em anos mais recentes. Considerando o mercado brasileiro como um portfólio local diversificado, pode-se dizer que o fator internacional afeta com significância estatística o mercado brasileiro.

Os resultados aqui encontrados têm implicações para futuros artigos e pesquisas científicas que avaliem e comparam custo de capital, estrutura de capital, precificação e *valuation* entre países. Comparar betas locais pode incluir um viés nos resultados obtidos distorcendo e impossibilitando comparações *cross-countries*.

REFERÊNCIAS

ADLER, M.; DUMAS, B. International portfolio choice and corporation finance: a synthesis. *Journal of Finance*, v.38 (3), p.p. 925–984, 1983.

ARAÚJO, A.M.P; LIMA, F.; ASSAF NETO, A. Metodologia de Cálculo do Custo de Capital no Brasil. Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. São Paulo, 2006.

CARRIERI, F; ERRUNZA, V.; MAJERBI B. Local risk factors in emerging markets: Are they separately priced? *Journal of Empirical Finance*. v.13, p. 444–461, 2006.

CEMEC – Centro de Estudos de Mercado de Capitais. <www.cemec.ibmec.org.br>. Acesso em novembro de 2009.

FERSON, W. E.; HARVEY, C. R. The Risk and Predictability of International Equity Returns. *Review of Financial Studies*. v. 6 (3), p. 527-566, 1993.

GARCIA, R.; BONOMO, M. Tests of conditional asset pricing models in the Brazilian stock market. *Journal of International Money and Finance*, v. 20(1), p. 71-90, 2001.

KWIASTKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159-178, 1992.

MSCIBARRA < <http://www.mscibarra.com/> >. Acesso em Junho de 2008.

NAKAMURA, W. T. ; CAMARGO JR, A. S. Análise de Validade dos Modelos CAPM e APT no Mercado Brasileiro de Ações. Anais do XXXVII CLADEA - Conselho Latino-Americano de Escolas de Administração. Porto Alegre, 2002.

PHILIPPE, J; KHOURY, S. J. *Financial risk management: domestic and international dimensions*. Cambridge, Mass.: Blackwell Business, 1996

ROGERS, P.; RIBEIRO, K. C. S. Justificativa de se Incorporar o Índice de Risco Brasil no Modelo CAPM. Anais do IV Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. São Paulo, 2004.

ROLL, R. Industrial market structure and the comparative behavior of international stock market indices. *Journal of Finance*. v. 47, p. 3-41, 1992.

SCHOR, A; BONOMO, M. A. C.; PEREIRA, P. L.V. Arbitrage Pricing Theory (APT) e Variáveis Macroeconômicas - Um Estudo Empírico Sobre o Mercado Acionário Brasileiro, *Revista de Economia e Administração*, v. 1, (1) p. 38-63, 2002.

SOLNIK, B. Why not diversify internationally rather than domestically? *Financial Analysts Journal*. v.30, p. 48-54, 1974.

Artigo recebido em: 05/12/2009

Artigo aprovado em: 25/10/2010