

## O CAPM na Bolsa de São Paulo: um modelo condicional

MARCELO SCHERER PERLIN  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA -RS

PAULO SERGIO CERETTA  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA

**Resumo:** Nos anos 60 foi desenvolvido por Sharpe (1964) o modelo de precificação de ativos CAPM. Juntamente com a otimização de carteiras por Markowitz (1952), a teoria de Sharpe (1964) representa a base teórica para a academia de finanças avançada. Os principais testes empíricos para o modelo CAPM são destacados em Fama e Macbeth (1973) e posteriormente em Fama e French (1992). O objetivo deste trabalho foi, baseando-se no encontro de distribuições não-normais no mercado acionário, verificar, através da metodologia de Pettengill, Sundaram e Mathur (1995), quais variáveis estatísticas, juntamente com o coeficiente beta, possuem significância na tentativa de explicar os retornos excessivos oriundos da Bolsa de Valores de São Paulo, ou seja, se as mesmas podem ser consideradas proxys de risco. As variáveis testadas foram curtose, assimetria, *beta squared*, risco não sistemático e risco total. A conclusão da pesquisa foi que, para o mercado acionário brasileiro, o beta sozinho, estimado com base em séries temporais mais longas, é suficiente para quantificar o retorno *cross-section* das ações estudadas. A inclusão de novas variáveis estatísticas não resultou em aumento significativo da eficiência na modelagem econométrica.

### 1. Introdução

Nos anos 60 do século passado foi desenvolvido um modelo econômico, denominado Modelo de Apreçamento de Ativos – CAPM, que estabelecia uma relação positiva entre o retorno esperado e o risco de ativos financeiros em um mercado em equilíbrio. Tal modelo, juntamente com o princípio de otimização de carteiras de Markowitz em 1952, tornou-se um dos pilares da teoria financeira moderna.

Após a formulação teórica do modelo, diversos testes empíricos foram propostos para se verificar sua validade prática. Inclusive com a adição de outras variáveis explicativas para verificar se seria possível estender o modelo original.

Entre os estudos pioneiros para o teste do modelo CAPM, um dos mais conhecidos é o de Fama e Macbeth (1973), onde uma das conclusões foi a de que o coeficiente beta da versão original do CAPM possui pouca significância para explicar os retornos dos ativos. Em artigos mais recentes, como o de Fama e French (1992), foi verificado que outras variáveis como, por exemplo, índice valor patrimonial/preço, índice preço/lucro, índice fluxo de caixa/preço, entre outros, conseguem explicar com superioridade, em comparação ao uso de somente o coeficiente beta, os retornos em *cross-section* dos ativos.

Em Pettengill, Sundaram e Mathur (1995) foi sugerida uma abordagem alternativa. A proposta era separar os retornos acima e abaixo da taxa livre de risco, com a utilização de um modelo condicional. Os resultados da pesquisa favoreceram a utilização empírica do beta para explicar os retornos do mercado.

O presente trabalho utilizará o modelo condicional sugerido em Pettengill, Sundaram e Mathur (1995) e o não condicional de Fama e Macbeth (1973) onde, baseando-se no encontro

de distribuições não-normais no mercado acionário, será verificado quais variáveis estatísticas, juntamente com o coeficiente beta, possuem maior significância na tentativa de explicar os retornos efetivos oriundos da Bolsa de Valores de São Paulo. É importante salientar que neste estudo não serão usadas variáveis fundamentalistas, tais como valor de mercado, índice preço/lucro entre outras. Para tal abordagem, sugere-se a leitura de trabalhos como os de Fama e French (1992) para os EUA, Chan et al. (1991), no Japão, Costa Jr. e Neves (2000), no Brasil, entre diversos outros trabalhos.

O estudo está estruturado da seguinte forma: inicialmente é apresentada a teoria circundante à modelagem do CAPM, em seguida é evidenciada a formatação dos dados e a metodologia da pesquisa; após são explanados os resultados da pesquisa e, na última parte, conclui-se o trabalho.

## **2. Modelo CAPM**

O modelo de apreçamento de ativos, amplamente conhecido pela sigla CAPM, foi desenvolvido na década de 60 do século passado, de maneira independente, por William Sharpe, John Lintner, Jack Treynor e Ian Mossim. O CAPM foi derivado da abstração de Markowitz (1952) na modelagem de carteiras eficientemente ponderadas. Essa última preconiza o risco de uma carteira como sendo em função de três questões básicas: (a) peso dos ativos na carteira, (b) covariância entre os ativos participantes e, (c) retorno esperado de cada ativo.

A necessidade de minimização de cálculos para verificar as covariâncias entre os rendimentos dos ativos foi uma das principais causas motivadoras para a criação da abordagem CAPM. O princípio matemático básico da teoria CAPM é de que o comportamento (rendimentos) de cada ativo varia de acordo com o mercado e, portanto, ativos de maior covariância com os rendimentos do mercado são os mais arriscados, onde a relação quantitativa deste comportamento indexado é representada pelo valor do beta (risco sistêmico).

Em ambas as modelagens, teoria de carteira de Markowitz e o CAPM, é suposto que os investidores tomam decisões de forma racional, ou seja, os investidores preferem o máximo de retorno para um determinado nível de risco, de modo que a ação com a maior relação entre retorno e risco (índice Sharpe) será a escolhida para o investimento. Simplificando, a única característica do ativo que permeia a decisão financeira do investidor é o respectivo retorno e risco (primeiro e segundo momento dos retornos, respectivamente), excluindo qualquer outra inferência estatística na análise.

O motivo da exclusão de outros parâmetros estatísticos é devido à afirmativa feita, dentro da teoria CAPM, que os rendimentos do mercado possuem distribuições normais, ou seja, simétricas abaixo e acima da média. Caso dois ativos possuam a mesma distribuição normal, a caracterização das ações pode ser feita com base apenas nos desvios padrões e médias dos rendimentos, os quais, nesse caso, seriam iguais. Essa simplificação feita por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossim (1963), não corresponde ao comportamento estatístico do mercado acionário, uma vez que o mesmo não segue distribuições normais, apresentando, em grande maioria dos casos, valores significativos de curtose e assimetria. Essa questão é bastante comentada no trabalho de Chung, Johnson e Schill (2004).

Além da crítica de simplificação matemática, outro grande ponto de atrito entre a abstração de Markowitz e do CAPM com os estudos atuais é o fato de que grande maioria dos investidores está longe de tomar decisões baseadas em análise racional das alternativas financeiras. Para o Brasil, tal fato pode ser observado em Castro e Famá (2002).

No mercado acionário brasileiro é baixa a presença de estudos sobre a validação do modelo CAPM. Em Araújo, Barbachan e Tavani (2004) é testado o uso de um modelo de mercado agregando os valores do PIB brasileiro nas carteiras. Uma das conclusões do estudo foi a aderência do risco sistemático em explicar os retornos do mercado nos períodos testados sem a restrição de renda fixa. Nos trabalhos de Ribenboim (2002) e Hagler (2003) foi concluído, na maioria dos testes, a evidência de baixa aderência do modelo CAPM para explicar os retornos do mercado. No primeiro utilizou-se do índice Ibovespa como carteira do mercado e no segundo foram utilizados diversos índices como *proxies* representantes do mercado. Para variáveis fundamentalistas, como o trabalho de Costa Jr. e Neves (2000), também foram verificados resultados positivos no relacionamento entre retornos e betas, apesar de que algumas variáveis fundamentalistas também se apresentaram significantes.

Observa-se que na maioria dos estudos anteriores realizados no Brasil, com exceção de Costa Jr. e Neves (2000), buscou-se apenas validar ou invalidar o modelo básico de Sharpe, Lintner e Mossim, não objetivando esclarecer quais variáveis, além do risco sistemático (não-diversificável), possuem ou não relação com a rentabilidade *cross-section* de ações ou carteiras. As variáveis que serão testadas na presente pesquisa são: beta, beta ao quadrado, risco não-sistemático, assimetria e curtose. A explicação para o uso de cada variável será apresentada no decorrer do artigo, no tópico sobre modelagem da pesquisa.

### **3. Obtenção e ajustamento dos dados**

O presente trabalho possui como objetivo evidenciar o grau de aderência do modelo CAPM para o mercado acionário brasileiro, tanto com a equação condicional de Pettengill, Sundaram e Mathur (1995), quanto com o modelo mais simplificado proposto anteriormente em Fama e Macbeth (1973). As informações obtidas sobre as 90 ações da Bovespa com maiores valores de mercado são originárias do banco de dados do programa Economática, no período de junho de 1994 até dezembro de 2001, com 90 observações para cada ativo. Foram utilizados preços de fechamento mensal tomado em dólares americanos, tomando-se o cuidado para não haver mais de 10% de dados omissos em cada série. Deve-se salientar que em nenhum dos casos foram utilizadas duas ações de uma mesma empresa e, nas situações que apareceram uma ação ordinária e uma preferencial, optou-se pela de maior liquidez.

É importante observar que estudos descritivos desta magnitude necessitam do uso de grande escala temporal para obtenção dos dados, porém, para o mercado acionário brasileiro, no período de 1990 até meados de 1994, a economia brasileira se encontrava em uma fase bastante instável, onde a taxa mensal de poupança não tinha características estatísticas para sua utilização como taxa livre de risco. Neste período, o desvio padrão dos rendimentos mensais da caderneta de poupança estava em 12%, o qual é um valor muito alto em comparação com do desvio de aproximadamente 1% no período de junho de 1994 até dezembro de 2001. Esta é a razão da utilização de dados da economia brasileira a partir de junho de 1994.

O primeiro passo no tratamento dos dados, para a aplicação da metodologia de Fama e Macbeth (1973), é dividir os dados históricos dos ativos em 2 partes. A primeira parte corresponde à estimação dos betas para a formação das carteiras, a segunda parte é o período de cálculo dos parâmetros e, também, teste do poder explicativo dos valores estatísticos frente aos dados reais de retornos efetivos do mercado. A seguir, na Tabela 1, são apresentados os dois períodos com suas respectivas datas de ocorrência.

Tabela 1 – Datas das etapas da pesquisa

Períodos	Período 1		Período 2			
	Definição de Carteiras		Estimação de Parâmetros		Teste dos Parâmetros	
	Início	Fim	Início	Fim	Início	Fim
Datas	jun/94	dez/96	jan/97	dez/01	jul/99	jan/02

Conforme pode ser observado, na Tabela 1, o período 2 será utilizado tanto para estimar os parâmetros quanto para testá-los. A razão disso é a utilização da metodologia de parâmetros móveis na geração das variáveis explicativas, com um período de estimação com base em 30 meses anteriores. Exemplificando, o grau de curtose em agosto de 1999 será calculado com base em dados de fevereiro de 1997 até julho de 1999 e, para a curtose em setembro de 1999, a base será de março de 1997 até agosto de 1999, ou seja, os parâmetros irão variar no tempo.

Depois de calculados os betas, posicionam-se os mesmos em ordem decrescente de valor, de modo a formar carteiras. A primeira carteira será formada com os 9 ativos de maior beta, e, sucessivamente nesta lógica, obtendo-se 10 carteiras representativas do mercado, cada uma com 9 ativos.

É importante salientar que serão utilizadas duas abordagens no cálculo da participação de cada ativo em sua carteira. Na primeira abordagem, leva-se em conta o valor total do papel no mercado, ou seja, ativos com maiores valores no mercado obtiveram maiores pesos na montagem de suas respectivas carteiras. Na segunda abordagem, os ativos tiveram pesos iguais em suas carteiras, não havendo diferenciação de acordo com a participação no mercado. O objetivo de usar as duas metodologias é verificar se existe algum tipo de diferença nos resultados obtidos. Para o restante do artigo, as carteiras formadas de acordo com a participação de cada ativo será indicada como carteiras *value weights* e as carteiras formadas por pesos iguais entre os papéis será indicada por *equal weights*.

A razão de montar carteiras, ao invés de usar diretamente algum índice que identifique o comportamento do mercado, é atenuar o risco não-sistêmico (diversificável), conforme observado em Araújo, Barbachan e Tavani (2004), evidenciando, assim, o risco sistemático (não diversificável), cujos valores serão testados em função de sua capacidade de explicar os retornos do mercado.

O índice de mercado utilizado para calcular os betas das carteiras será o Ibovespa. Conforme pode ser visto em Penteadó e Famá (2002), as características desse índice não correspondem ao índice teórico indicado pelo modelo CAPM, o qual é montado com a utilização de todos os ativos participantes do mercado, onde o peso de cada ação seria determinado pela participação do valor da mesma no valor total do mercado. Conforme pode ser visto em Leite e Sanvicente (1995), o Ibovespa é calculado levando-se em conta, também, a liquidez dos ativos.

Observando as conclusões da pesquisa de Penteadó e Famá (2002), verifica-se que as mudanças no beta das ações, entre o uso do Ibovespa e a carteira teórica (IVM), são positivas e de baixo valor. Percebe-se que, para a pesquisa empírica do modelo CAPM, a utilização da carteira IVM como modelo de mercado, a qual era a proposta dos autores, não iria causar diferenças significativas nos resultados da pesquisa.

As diferenças, em comparação com o uso do índice Ibovespa como proxy de mercado, seriam principalmente nos valores dos coeficientes agregados à variável beta, não afetando significativamente os valores do teste *t* ou a validade dos modelos como um todo. Essa

conclusão corrobora, dentro do estudo empírico do modelo CAPM, com a validade do uso do índice Bovespa como carteira do mercado para os cálculos dos betas.

Conforme explicita Roll (1977), uma crítica para o teste do modelo CAPM é o fato de que a carteira de mercado não pode ser obtida na prática, pois, na teoria do CAPM, ela incluiria investimentos fora do mercado de capitais como, por exemplo, investimentos em imóveis, obras de arte, capital humano, dentre muitas outras possibilidades. A consequência disso é que a carteira de mercado não corresponderá à realidade, uma vez que a população das relações entre risco e retorno existentes no ambiente empresarial não é quantificável em sua totalidade. Esta observação deve ser levada em conta nas conclusões retiradas do presente trabalho.

Para o cálculo dos rendimentos do ativo livre de risco, foi utilizado como base os valores mensais referentes à caderneta de poupança. No período do estudo, a caderneta de poupança apresentou um desvio padrão de aproximadamente 1% e um beta de 0,012. Essas informações evidenciam que, além de possuir boa estabilidade, os rendimentos da poupança têm baixa relação com os movimentos do mercado, satisfazendo os requisitos para o conceito de ativo livre de risco, conforme definido em Copeland, Koller e Murrin (1995) e Black (1972). Com o objetivo de economizar espaço, a estatística descritiva para ambas carteiras formadas não serão apresentadas no trabalho.

#### 4. Modelagem da pesquisa

O modelo não condicional e o modelo condicional desenvolvidos neste estudo são originários, respectivamente, do trabalho de Fama e Macbeth (1973) e de Pettengill, Sundaram e Mathur (1995). A seguir apresentam-se os modelos em sua forma algébrica.

$$R_{jt} = a_{jt} + b_{1jt} \beta_{jt} + (\text{Variável}) c_{1jt} + e_{jt} \quad [1],$$

$$R_{jt} = a_{jt} + mb_{1jt} \beta_{jt} + (1-m)b_{2jt} \beta_{jt} + mc_{1jt} (\text{Variável}) + (1-m)c_{2jt} (\text{Variável}) + e_{jt} \quad [2].$$

Na Equação [1], o símbolo de  $R_{jt}$  é designado como sendo o retorno efetivo da carteira  $j$  no tempo  $t$ , os valores de  $a_{jt}$  são as constantes da equação, os valores de  $b_{jt}$  indicam a relação do retorno com o valor do beta ( $\beta_{jt}$ ) da carteira  $j$  no tempo  $t$ , e o coeficiente  $c_{jt}$  irá testar a relação do retorno do mercado com a variável em questão. As variáveis que serão testadas no estudo são: beta ao quadrado, risco não-sistemático, grau de assimetria da distribuição, risco total e curtose.

Na Equação [2], implementa-se uma condição de modo que os coeficientes tenham um maior detalhamento de acordo com o desejado. O símbolo  $m$  toma valor 1 (um) quando o rendimento do mercado no tempo  $t$  estiver acima da taxa livre de risco do respectivo mês, e valor 0 (zero) quando o rendimento do mercado estiver abaixo da taxa livre de risco. Os coeficientes  $b_{1jt}$  e  $c_{1jt}$  denotam a relação quantitativa entre o retorno da carteira e, respectivamente, o beta e a variável para *up markets*, enquanto os coeficientes de  $b_{2jt}$  e  $c_{2jt}$  demonstram a relação entre o retorno do mercado e as variáveis para *down markets* (rendimento do mercado abaixo do rendimento da taxa livre de risco).

A explicação para a inserção de uma variável binária (1, 0) é testar se existem diferenças quantitativas entre a relação dos retornos efetivos com a variável em questão, em

momentos de *up* e *down markets*. As expectativas com relação ao valor de cada variável serão explanadas a seguir.

O símbolo algébrico denotado por  $e$ , presente nas Equações [1] e [2], é o valor do resíduo do modelo, o qual deve ter uma distribuição normal, média zero e não possuir correlação significativa com as outras variáveis da sua respectiva equação. Essas qualidades do resíduo na modelagem são uma condição básica do modelo econométrico de regressão com múltiplas variáveis. Para maiores detalhes sobre essa questão sugere-se a obra de Madalla (2001). A hipótese de existência de baixa correlação entre as variáveis explicativas será relaxada para a variável beta ao quadrado, uma vez que existe alta covariância da mesma com os valores de beta.

A seguir, na Tabela 2, apresentam-se as hipóteses concordantes com a teoria do CAPM em relação aos valores dos coeficientes presentes nas Equações [1] e [2].

Tabela 2 - Hipóteses concordantes com a teoria do CAPM

Variáveis	Hipóteses						
	Equações [1] e [2]	Equação [1]		Equação [2]			
	$a_{jt}$	$b_{jt}$	$c_{jt}$	$b_{1jt}$	$b_{2jt}$	$c_{1jt}$	$c_{2jt}$
-	= 0	> 0	-	> 0	< 0	-	-
Beta <sup>2</sup>	= 0	> 0	≠ 0	> 0	< 0	≠ 0	≠ 0
Risco não-sistemático	= 0	> 0	> 0	> 0	< 0	> 0	< 0
Assimetria	= 0	> 0	< 0	> 0	< 0	< 0	> 0
Risco Total	= 0	> 0	> 0	> 0	< 0	> 0	< 0
Curtose	= 0	> 0	> 0	> 0	< 0	> 0	< 0

Observa-se, na Tabela 2, que para os modelos das Equações [1] e [2] são esperados que os coeficientes  $b_{jt}$  e  $b_{1jt}$  sejam positivos, ou seja, que exista uma relação positiva entre beta e retorno, seja no modelo condicional ou no não-condicional, com a adição ou não de qualquer variável estatística. Tal propriedade é invertida no coeficiente  $b_{2jt}$  do modelo condicional, ou seja, um retorno negativo alto deve corresponder a um valor alto de beta.

Os coeficientes esperados para o risco não-sistemático e para o risco total preconizam o princípio central da teoria desenvolvida por Sharpe (1964), tendo como base os estudos anteriores de Markowitz (1952), ou seja, o retorno de um ativo deve ser proporcional ao seu risco, quanto maior a instabilidade dos rendimentos, maior deve ser o ganho do investidor por submeter-se às fortes oscilações.

Para a variável que identifica o achatamento da distribuição dos rendimentos excessivos (curtose), espera-se que seu coeficiente possua valor negativo para *down markets* e valor positivo para *up markets*. Infere-se tal proposição pelo fato de que a mesma representa, indiretamente, o risco do ativo (baixo ou alto desvio padrão dos rendimentos).

Na variável assimetria, a qual designa o grau de simetria da distribuição, é esperado que seu coeficiente seja menor que zero em *up markets* e maior que zero em *down markets*. Justifica-se tal afirmativa pelo fato de que grau de assimetria é inversamente proporcional ao risco, uma vez que um grande valor de assimetria indica que a probabilidade de retornos positivos é maior do que de retornos negativos, resultando em menor nível de risco. Portanto,

inferindo-se validade na relação risco e retorno, espera-se que exista uma diminuição do retorno à medida que o grau de assimetria aumenta.

Outro ponto importante a ser observado diz respeito aos valores esperados do coeficiente  $a_{jt}$  nas equações [1] e [2]. No trabalho de Tang e Shum (2004), são esperados valores diferentes de zero enquanto que no trabalho de Ocamp (2003) são esperados valores iguais a zero. Em ambos trabalhos o símbolo algébrico  $a_{jt}$  é designado como sendo o rendimento de um ativo com valor zero para o beta.

Para a presente pesquisa, os valores de  $a_{jt}$  são entendidos como um ganho excessivo fixo no investimento em mercados de capitais, uma vez que os mesmos não dependem dos valores dos betas ou outras variáveis quaisquer da carteira  $j$ . Corroborando com o trabalho de Ocampo (2003), espera-se que os valores do coeficiente  $a_{jt}$  sejam iguais a zero, ou seja, não exista retorno excessivo fixo para qualquer investimento no mercado acionário brasileiro.

Dentro dos testes empíricos do CAPM, o principal aspecto que irá garantir a validade do modelo, relativo ao mercado brasileiro, é a observação da simetria existente entre os coeficientes  $b_{1jt}$  e  $b_{2jt}$  do modelo condicional, Equação [2]. Se existe a relação entre beta e retorno, conforme preconiza a teoria do CAPM, então os coeficientes em *up markets* e *down markets* devem ser iguais (sinal positivo para  $b_{1jt}$  e negativo para  $b_{2jt}$ ), ou seja, haverá simetria entre os valores.

Por exemplo, caso uma ação possua beta igual a 0,2, espera-se, quando o mercado estiver em baixa, que seu retorno seja igual a 20 % do retorno negativo do mercado e, quando o mercado estiver em alta, que seu retorno seja igual a 20% do retorno positivo do mercado. Essa simetria, para a relação entre retorno positivo/negativo e beta, é a principal prova da coerência da teoria de Sharpe, Lintner, Treynor e Mossim frente a testes empíricos.

Para evidenciar a validade dos modelos explicitados pelas Equações [1] e [2], será calculado o coeficiente de determinação ajustado à inserção de novas variáveis (adj  $r^2$ ), o qual indica o poder do modelo em explicar as variações dos rendimentos do mercado frente sua média. A validação dos coeficientes das respectivas variáveis será visualizada através da aplicação do teste  $t$  à significância de 5% e 10%.

Uma condição, destacada em Pettengill, Sundaram e Mathur (1995), para o teste do modelo CAPM, é que o rendimento médio do mercado no intervalo de tempo estudado seja maior que o rendimento médio do ativo livre de risco, ou seja, é necessário que exista um prêmio pelo risco de mercado.

## 5. Resultados obtidos

Antes de apresentar os resultados das regressões é necessário verificar a presença de multicolinearidade excessiva entre as variáveis explicativas, a qual é indesejável. Uma covariância excessiva entre as variáveis explicativas pode resultar em baixos valores do teste  $t$ , indicando, erroneamente, insignificância estatística para as variáveis estatísticas. Isso poderia resultar em conclusões infundadas para a presente pesquisa. A seguir, na Tabela 3, apresentam-se os resultados dessa averiguação, tendo como base a metodologia presente em Maddala (2001).

Tabela 3 – Resultado das regressões do beta com demais variáveis.

	Variáveis				
	Beta <sup>2</sup>	Risco não sistêmico	Assimetria	Risco Total	Curtose
	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>
<i>Carteiras Value Weighted</i>					
Beta	0,958	0,204	0,127	0,000	0,127
<i>Carteiras Equal Weighted</i>					
Beta	0,971	0,261	0,183	0,022	0,024

Conforme pode ser visualizado na Tabela 3, o método sugerido por Maddala (2001) consiste em executar regressões entre as variáveis explicativas, observando os valores dos coeficientes de determinação. Um alto valor de R<sup>2</sup> indica a presença de alta covariância entre as respectivas variáveis testadas no estudo.

Observa-se, na Tabela 3, que as variáveis das carteiras não apresentaram significativos valores de covariância com os respectivos betas. A exceção é para a variável beta ao quadrado, cujo alto grau de covariância já era esperado devido à existência de perfeita multicolinearidade entre a mesma com o risco sistêmico (beta).

Para a hipótese de rendimento excessivo médio positivo para as carteiras montadas, foi encontrado um valor de -0,89% para carteiras *equal weighted*, e -0,41% para carteiras *value weighted*. Essa propriedade viola uma das premissas do trabalho em Pettengill, Sundaram e Mathur (1995) e deve ser levada em conta nas conclusões da pesquisa.

Prosseguindo com o desenvolvimento do trabalho, afirma-se que a eficiência do modelo incondicional, Equação [1], foi muito fraca, resultando em valores de adj r<sup>2</sup> negativos para grande maioria das regressões, além de insignificância estatística para grande parte dos coeficientes. A exceção ficou por conta da variável curtose, a qual apresentou significância estatística à 5%, além de valor positivo, porém baixíssimo, para os adj r<sup>2</sup> nas regressões em carteiras *value weighted* e *equal weighted*. Devido às limitações de espaço, o quadro com os resultados do modelo incondicional será omitido. A seguir, Tabela 4, apresentam-se os resultados para o modelo condicional, Equação [2].

Tabela 4 – Modelo condicional \*

Estimação para carteiras *Value Weighted*

Variáveis	Coeficiente $a_{jt}$			Coeficiente $b_{1jt}$			Coeficiente $b_{2jt}$			Coeficiente $c_{1jt}$			Coeficiente $c_{2jt}$			adj r <sup>2</sup>
	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	
Beta sozinho	0,002	0,172	0,863	0,124	6,394	0,000	-0,122	-6,468	0,000	-	-	-	-	-	-	0,658
Beta + Beta <sup>2</sup>	-0,018	-0,580	0,563	0,280	2,987	0,003	-0,147	-1,655	0,099	-0,160	-2,295	0,022	0,061	0,973	0,331	0,675
Beta + Risco não-sistemático	-0,018	-0,965	0,335	0,115	5,254	0,000	-0,084	-3,989	0,000	2,282	3,772	0,000	-0,689	-1,174	0,241	0,678
Beta + Assimetria	0,000	0,017	0,986	0,121	5,882	0,000	-0,117	-5,831	0,000	-0,016	-1,946	0,053	0,009	1,160	0,247	0,662
Beta + Risco Total	-0,013	-0,774	0,439	0,092	4,297	0,000	-0,090	-4,298	0,000	1,785	3,455	0,001	-0,420	-0,794	0,428	0,671
Beta + Curtose	0,003	0,170	0,865	0,113	5,434	0,000	-0,109	-5,428	0,000	0,007	2,207	0,028	-0,007	-2,262	0,024	0,669

Estimação para carteiras *Equal Weighted*

Variáveis	Coeficiente $a_{jt}$			Coeficiente $b_{1jt}$			Coeficiente $b_{2jt}$			Coeficiente $c_{1jt}$			Coeficiente $c_{2jt}$			adj r <sup>2</sup>
	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	Valor	Teste t	Prob.	
Beta sozinho	0,027	1,995	0,047	0,108	4,861	0,000	-0,174	-7,778	0,000	-	-	-	-	-	-	0,648
Beta + Beta <sup>2</sup>	0,002	0,057	0,954	0,278	2,135	0,034	-0,173	-1,408	0,160	-0,185	-1,809	0,071	0,053	0,568	0,570	0,660
Beta + Risco não-sistemático	0,019	0,861	0,390	0,088	3,263	0,001	-0,138	-5,094	0,000	1,744	1,910	0,057	-1,193	-1,317	0,189	0,655
Beta + Assimetria	0,026	1,684	0,093	0,109	4,448	0,000	-0,171	-6,975	0,000	-0,012	-1,246	0,214	0,007	0,778	0,437	0,646
Beta + Risco Total	0,010	0,504	0,615	0,086	3,398	0,001	-0,138	-5,227	0,000	1,695	2,243	0,026	-0,307	-0,399	0,690	0,651
Beta + Curtose	0,030	2,006	0,046	0,099	4,299	0,000	-0,162	-6,718	0,000	0,002	0,516	0,606	-0,007	-1,612	0,108	0,647

\* Equação  $R_{jt} = a_{jt} + mb_{1jt}\beta_{jt} + (1 - m)b_{2jt}\beta_{jt} + mc_{1jt}(Variável) + (1 - m)c_{2jt}(Variável) + e_{jt}$

Analisando a Tabela 4, pode-se observar que os coeficientes de determinação ajustados denotam uma grande superioridade, se comparados com os obtidos através da equação incondicional, dos modelos condicionais em explicar os retornos das carteiras *value weighted* e *equal weighted*.

Para as hipóteses apresentadas na Tabela 2, verifica-se, observando-se os valores da Tabela 4, que o modelo explicativo condicional em *up* e *down markets* apresentou total concordância com os sinais esperados dos coeficientes, tanto para carteiras *equal weighted* quanto para carteiras *value weighted*. Essa propriedade indica um aceitável grau de coerência do mercado acionário brasileiro com o modelo de precificação de ativos CAPM.

Os valores da modelagem dos retornos em relação ao risco total estão condizentes com a teoria moderna de finanças, onde o investidor é premiado com maior retorno por suportar elevado grau de risco. Os coeficientes  $c_{1jt}$  do risco total, para carteiras *value weighted* e *equal weighted*, são estatisticamente significantes à 5%, para a modelação do retorno efetivo em *up markets*. Isso indica que um aumento do risco corresponde a retornos positivos maiores. A mesma relação para risco total em *down markets* apresentou-se, em ambas abordagens na geração de carteiras, por não ser estatisticamente significativa a 5%.

Os coeficientes de beta ao quadrado indicam a existência de uma não linearidade entre retornos excessivos positivos e o beta das carteiras. Caso a relação entre risco sistêmico e retorno fosse linear, os coeficientes do beta ao quadrado deveriam ser estatisticamente insignificantes, porém os mesmos apresentam validade estatística em *up markets*, dentro de uma análise à 10%. Esta qualidade foi encontrada em ambas abordagens de montagem de carteiras.

Ainda, referente aos valores do teste *t* dos coeficientes, pode-se observar que os valores de  $b_{1jt}$  e  $b_{2jt}$  possuem significância estatística a 5%, para grande maioria das situações, onde seus sinais estão conforme esperado, ou seja, valores positivos para  $b_{1jt}$  (*up market*) e valores negativos para  $b_{2jt}$  (*down market*). Essa propriedade indica forte aderência da teoria do CAPM em explicar os retornos do mercado. Porém, o principal teste para validação do CAPM está centrado na observação da simetria entre os coeficientes  $b_{1jt}$  e  $b_{2jt}$ , conforme explicado anteriormente no trabalho. Esta simetria será testada com base em um teste *t* para equivalência de médias entre os coeficientes  $b_{1jt}$  e  $b_{2jt}$  resultantes das regressões em carteiras *value weighted* e *equal weighted*. A seguir, na Tabela 6, apresentam-se os resultados do teste.

Tabela 5 – Teste *t* para simetria entre coeficientes.

	$b_{1jt} + b_{2jt} = 0$
<i>Carteiras Value Weighted</i>	
Valor teste <i>t</i>	1,38
Prob.	0,23
<i>Carteiras Equal Weighted</i>	
Valor teste <i>t</i>	-1,16
Prob.	0,30

Conforme pode ser observado na Tabela 5, os valores do teste *t* indicam que, dentro de uma análise estatística a 5%, não é possível negar a hipótese de simetria entre os coeficientes  $b_{1jt}$  e  $b_{2jt}$  resultantes das regressões realizadas nos rendimentos efetivos das carteiras *value* e

*equal weighted*. Esse resultado corrobora com a hipótese de validade do modelo CAPM para o mercado acionário brasileiro.

A variável que obteve melhor performance estatística na função de complementar a explicação dos retornos, juntamente com o risco sistemático, foi a curtose. O coeficiente da quantificação do achatamento da distribuição de rendimentos apresentou significância estatística para *up* e *down markets* em carteiras *value weighted*, não apresentando o mesmo padrão para carteiras *equal weighted*. Os valores dos coeficientes  $c_{1jt}$  e  $c_{2jt}$  apresentadas na Tabela 4, para carteiras *value weighted*, são simétricos, isto é, possuem o mesmo valor. Essa propriedade indica que a curtose foi a variável cuja relação matemática com os retornos excessivos das carteiras *value weighted*, foi a mais adequada dentro das premissas matemáticas do estudo.

Porém, analisando o valor dos coeficientes da curtose, observa-se que sua relação quantitativa com o retorno é bastante baixa (aproximadamente 0,007). Exemplificando, para o aumento de 10 % no retorno efetivo das carteiras *value weighted*, é necessário que o aumento na curtose, inferindo-se que o beta e a constante  $a_{jt}$  permaneçam estáveis, seja na ordem de aproximadamente 14,28 unidades. Isto demonstra uma falta de sensibilidade do aumento do retorno em relação ao aumento da curtose, o que indica baixa relevância, apesar da significância estatística, da variável em determinar o retorno do mercado.

De maneira geral, pode-se afirmar, observando os valores da Tabela 4, que a inclusão de novas variáveis não apresentou significativo aumento do poder explicativo ( $adj\ r^2$ ) dos modelos em comparação ao uso do beta isolado. Esse fato corrobora com as conclusões anteriores do presente trabalho, indicando que o modelo CAPM ainda está vivo para o mercado brasileiro, ou seja, o beta sozinho continua sendo um adequado índice para quantificar o retorno de um ativo ou carteira originária da bolsa de valores de São Paulo.

Um fato interessante que surgiu no desenvolvimento do trabalho foi a relação entre o período utilizado para a geração dos parâmetros móveis das carteiras, o qual foi de 30 meses, com as conclusões desta pesquisa. É importante observar que, para o restante do artigo, o período de estimação de parâmetros será abreviado para PEP.

A seguir, na Tabela 6, apresentam-se os resultados das regressões da Equação [2], usando-se apenas a variável beta com diferentes PEPs, em carteiras *value weighted*. Utiliza-se tal metodologia apenas para carteiras *value weighted* devido à superioridade da mesma nos resultados apresentados na Tabela 4.

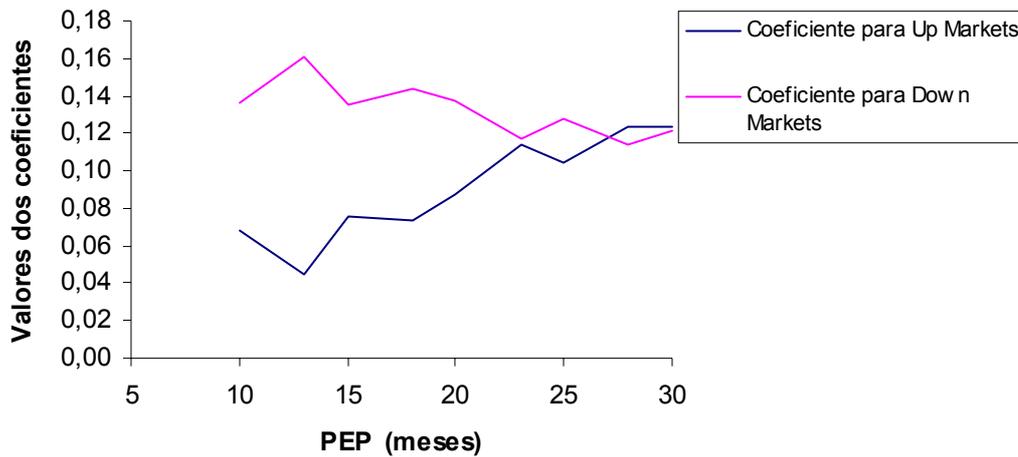
Tabela 6 – Resultados do modelo condicional apenas com a variável beta com diferentes períodos de estimação

PEP (meses)	Coeficiente $a_{jt}$			Coeficiente $b_{1jt}$			Coeficiente $b_{2jt}$			adj $r^2$
	Valor	Teste $t$	Prob.	Valor	Teste $t$	Prob.	Valor	Teste $t$	Prob.	
30	0,002	0,164	0,870	0,123	6,417	0,000	-0,122	-6,471	0,000	0,658
28	-0,001	-0,106	0,916	0,124	6,538	0,000	-0,114	-6,053	0,000	0,639
25	0,012	0,890	0,374	0,104	5,701	0,000	-0,128	-7,168	0,000	0,641
23	0,004	0,317	0,752	0,114	6,478	0,000	-0,117	-6,844	0,000	0,653
20	0,024	1,849	0,065	0,087	5,069	0,000	-0,137	-8,436	0,000	0,654
18	0,032	2,437	0,015	0,074	4,304	0,000	-0,144	-8,739	0,000	0,632
15	0,027	2,141	0,033	0,076	4,700	0,000	-0,135	-8,496	0,000	0,610
13	0,052	4,292	0,000	0,044	2,877	0,004	-0,160	-10,761	0,000	0,616
10	0,032	2,995	0,003	0,068	5,231	0,000	-0,136	-10,076	0,000	0,612

\* Equação 
$$R_{jt} = a_{jt} + mb_{1jt}\beta_{jt} + (1 - m)b_{2jt}\beta_{jt} + e_{jt}$$

Conforme pode ser observado na Tabela 6, o uso de menores valores de PEP para o cálculo dos parâmetros causou resultados diferentes com relação às premissas da validade do modelo CAPM no mercado brasileiro. Para simetria entre os coeficientes, tal fato é ilustrado a seguir, na Figura 1.

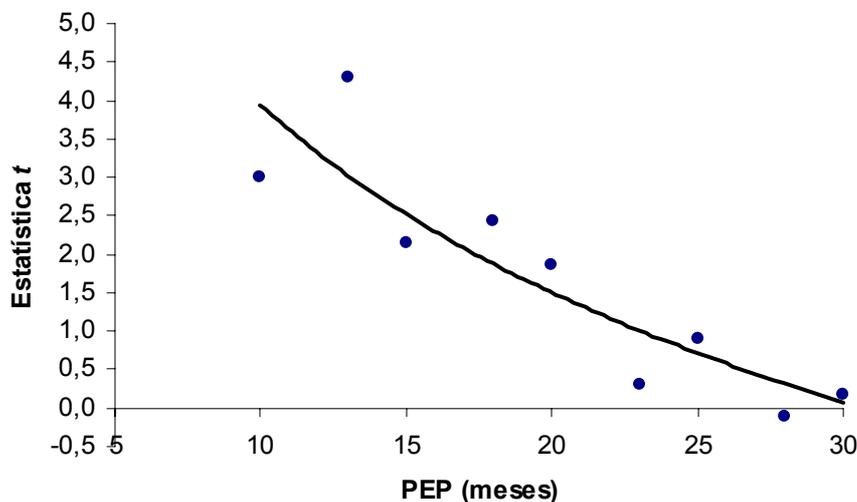
Figura 1 – Simetria entre coeficientes para diferentes valores de PEP



É importante observar que os valores de  $c_{2jt}$  foram tornados positivos, de modo que a simetria de valores em *up* e *down* markets ficasse mais clara. Conclui-se, observando as linhas da Figura 1, que a diminuição do PEP aumentou fortemente a distância entre os coeficientes de beta para *down* e *up* markets, sendo que, para averiguação do modelo CAPM, são esperados valores simétricos.

Outro ponto a ser observado é a relação entre a carteira de beta zero com o aumento do PEP. Era esperado, para a evidenciação da teoria de Sharpe et al., que o coeficiente  $a_{jt}$  tivesse valor igual a zero. Para a ilustração da relação dessa propriedade com o PEP utilizado, apresenta-se, a seguir, na Figura 2, os valores da estatística  $t$  para o coeficiente  $a_{jt}$ .

Figura 2 – Valores da estatística  $t$  em função do PEP utilizado



Analisando a Figura 2, observa-se que existe uma aceitável relação entre o uso de diferentes PEPs com a significância do coeficiente  $a_{jt}$ . Logo, pode-se esperar que à medida que se diminui o número de meses utilizados para o cálculo dos parâmetros, aumenta-se a significância do coeficiente  $a_{jt}$  em modelar os retornos das carteiras. É importante observar que, dentro da teoria de Sharpe (1964) e Lintner (1965), o valor do coeficiente  $a_{jt}$  deveria ser zero.

Somando-se às conclusões anteriores, o fato de que todos os modelos apresentaram validade na modelagem dos retornos, ou seja, valores significativos de  $\text{adj } r^2$ , verifica-se que a teoria CAPM possui mais validade empírica em análises de longo prazo, ou seja, com base em grandes intervalos de tempos passados. Isso indica que o risco sistemático (beta) é um bom indicador do retorno excessivo que determinado ativo pode atingir no mercado acionário brasileiro, porém, dentro de uma abordagem matemática, apenas para investimentos baseados em séries históricas de longa data. Esta propriedade foi encontrada apenas para o mercado brasileiro, de modo que não pode ser generalizada para outros mercados sem uma respectiva pesquisa.

Para as demais variáveis testadas no estudo, beta ao quadrado, risco não-sistemático, assimetria e curtose, utilizou-se a mesma metodologia de mudança do PEP para verificar se uma análise de curto prazo poderia validar os parâmetros estatísticos das demais variáveis na explicação dos retornos das carteiras *value weighted*. Não foi encontrado nenhum tipo de relação entre a mudança do PEP com os valores do teste  $t$  para os coeficientes dos parâmetros. Com o objetivo de economizar espaço, os resultados dessas regressões condicionais foram omitidos.

## 6. Conclusões

O objetivo deste estudo foi testar empiricamente o modelo CAPM no mercado acionário brasileiro e, ao mesmo tempo, evidenciar quais características estatísticas das ações e carteiras podem agregar, juntamente com o beta, maior poder explicativo frente aos retornos efetivos do mercado.

Os resultados da pesquisa indicam a evidenciação de dois pontos a serem observados, os quais são bastante similares ao trabalho de Tang e Shum (2004), no teste de aderência do modelo CAPM no mercado de capitais de Singapura.

Primeiramente, ficou evidenciado, através da análise dos coeficientes do modelo condicional e incondicional, que a variável curtose possui maior adequação estatística, em relação às demais variáveis, para explicar, juntamente com o beta, os retornos do mercado. Porém, como o valor do coeficiente de curtose foi bastante baixo, sua inclusão no modelo não adicionou substancial aumento no coeficiente de determinação em relação ao modelo somente com beta.

O segundo ponto a ser observado é a evidenciação da relação entre a aderência da teoria do CAPM com o grau de análise temporal dentro do mercado acionário brasileiro. Verificou-se que análises de longo prazo resultam em maior aderência do modelo de precificação de ativos proposto por Sharpe, Lintner, Treynor e Mossim. Tal dinâmica é inversa para análises de curto prazo.

Esses dois pontos discutidos no desenvolvimento do artigo demonstram que, para o mercado acionário brasileiro, o beta sozinho, estimado com base em séries temporais mais longas, é suficiente para quantificar o retorno de *cross-section* das ações. A inclusão de novas

variáveis estatísticas não resultou em aumento significativo da eficiência na modelagem econométrica.

É importante observar que, para as conclusões do artigo, foram verificadas fragilidades dentro da metodologia adotada para a pesquisa. A inviabilidade de modelar totalmente o mercado, assim como também o encontro de rendimento excessivo negativo para o mercado brasileiro, devem ser levadas em conta para a análise das conclusões apresentadas anteriormente.

## 7. Referências bibliográficas

ARAÚJO, E., BARBACHAN, J. F., TAVANI, L. C., CAPM - Usando uma Carteira Sintética do PIB Brasileiro. *Working Paper*, IBMEC - Finance Lab, 2004.

BLACK, F., JENSEN, M. e SCHOLLES, M. The capital asset pricing model: Some empirical tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*, 1972.

CASTRO, F. H., FAMÁ, R. As novas finanças e a teoria comportamental no contexto da tomada de decisão sobre investimentos. *Caderno de pesquisas em Administração*, São Paulo, v. 09, n. 2, 2002.

CHAN, K. C.; HAMAOKA, Y.; LAKONISHOK, J. Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance*, v. 46 (5), p.1739-1764, 1991.

CHUNG, P., JOHNSON, H., SCHILL, M. Asset pricing when returns are non-normal: Fama-French factors vs. higher-order systematic co-moments. *Working Paper*, University of California, Riverside. 2004

COPELAND, T., KOLLER, T. e MURRIN, J. *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies*. McKinsey & Company Inc, 1995.

COSTA JR, N. A., NEVES, M. B. E. Variáveis Fundamentalistas e os retornos das Ações. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, p. 123-137, 2000.

FAMA, E., FRENCH, K. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, v. 47 (2), p. 427-465, 1992.

FAMA, E., MACBETH, J., Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 607-636, 1973.

LEITE, H., SANVICENTE, A. Z. Índice Bovespa: *Um padrão para os Investimentos Brasileiros*. São Paulo: Atlas, 1995.

MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. John Wiley & Sons, 2001.

MARKOWITZ, Harry M. Portfolio selection. *Journal of finance*, v. 7 p. 77-91, 1952.

OCAMPO, Pedro B. Alternative methodologies for testing CAPM in the Philippine Equities Market. *Working Paper*, University of Limoges (France), 2003.

PENTEADO, Marco A., FAMÁ, Rubens. Será que o beta é o beta que queremos? *Caderno de pesquisas em Administração*. São Paulo, v. 09, n. 3, 2002.

PETTENGILL, G. N., SUMDARAM, S., MATHUR, I. The conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 30 (1), p.101-116, 1995.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's test. Part 1, *Journal of financial Economics*. v. 1, p. 129-176, 1977.

TANG, Gordon Y.N., SHUM, Wai Cheong, The Risk-return relations in the Singapore stock market, *Pacific-Basin Finance Journal*, v. 12, p. 179-195, 2004.