

ÁREA TEMÁTICA: FINANÇAS E ECONOMIA

Fundos de Investimento Brasileiros: a influência dos momentos superiores na avaliação de desempenho

Brazilian Investments Funds: the influence of higher moments in performance evaluation

Fondos de Inversión Brasileños: la influencia de los momentos superiores en la evaluación de la rentabilidad

Bruno Milani¹

Paulo Sérgio Ceretta²

Fernanda Galvão de Barba³

Fernando Casarin⁴

Recebido em 07 de janeiro de 2010 / Aprovado em 20 de setembro de 2010

Editor Responsável: João Maurício Gama Boaventura, Dr.

Processo de Avaliação: *Double Blind Review*

RESUMO

A indústria de fundos de investimento desempenha importante papel na captação e alocação de recursos no mercado brasileiro. Sua importância aumentou consideravelmente após a abertura econômica do país, bem como o número de fundos e o montante de recursos por eles administrado. Os principais modelos de mensuração de performance de portfólios estão atrelados ao pressuposto da normalidade das distribuições de retornos e à relação entre o primeiro e o segundo momento, como é o caso do tradicional modelo CAPM. Contudo, a normalidade nem sempre é verificada e a inclusão

de momentos superiores no modelo de precificação pode ser interessante para captar os efeitos da assimetria e curtose sistemáticas. No presente artigo, as variáveis co-assimetria e co-curtose são adicionadas ao modelo CAPM. Por meio do método de mínimos quadrados ordinários, são estimadas diversas regressões, aplicadas ao contexto do mercado brasileiro de fundos de investimento. Os resultados apontam que a inclusão dos momentos superiores, no contexto nacional, não é de grande relevância para a melhoria do modelo. Para validar o estudo, duas sub-amostras alternativas foram formadas, nas quais os resultados mantêm-se os mesmos.

1. Mestrando em Administração na Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas – UFSM [milani_bruno@yahoo.com.br]

2. Doutor em Engenharia da Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC. Professor da Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas – UFSM [ceretta@mail.ufsm.br]

3. Mestranda em Administração na Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas – UFSM [fernandadebarba@yahoo.com.br]

4. Mestrando em Administração na Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas – UFSM [fernando@drescap.com.br]

Endereço dos autores: Floriano Peixoto, 1184 – Centro, Santa Maria – RS Cep. 97015-372 – Brasil

Palavras-chave: Fundos de investimento. Performance. Momentos superiores.

ABSTRACT

The mutual fund industry plays an important role in picking up and allocating resources in the Brazilian market. Its importance increased significantly after the country's economic opening, as well as the number of funds and its amount of resources under management. The main models of portfolio's performance evaluation are conditioned to the assumption of normality of returns distribution and the relation between the first and the second moment, like the traditional CAPM model. But, the normality is not always observed and the inclusion of superior moments in the model may be interesting to catch the systematic skewness and kurtosis effect. In the present article, the co-skewness and co-kurtosis variables are added to the CAPM model. Several regressions are estimated by the ordinary least squares method, applied into the Brazilian mutual fund context. The results point out that the addition of superior moments in the national context, is not very relevant. In order to validate the study, two alternative sub-samples were made, in which the results kept the same.

Key words: Mutual funds. Performance. Superior moments.

RESUMEN

La industria de fondos de inversión desempeña importante papel en la captación y asignación de recursos en el mercado brasileño. Su importancia aumentó considerablemente después de la apertura económica del país, así como el número de fondos y el monto de los recursos que ellos administran. Los principales modelos que miden la rentabilidad de los portfolios están asociados con la presuposición de la normalidad de las distribuciones del retorno y con la relación entre el primero y el segundo momento, como es el caso del tradicional modelo CAPM. Sin embargo, la normalidad no siempre se realiza y la inclusión

de momentos superiores en el modelo de fijación de precios puede ser interesante para captar los efectos de asimetría y curtosis sistemáticas. En este artículo las variables de coasimetría y cocurtosis se agregan al modelo CAPM. Por medio del método de mínimos cuadrados ordinarios se calculan diversas regresiones, aplicadas al contexto del mercado brasileño de fondos de inversión. Los resultados indican que la inclusión de los momentos superiores, en el contexto nacional, no es de gran relevancia para mejorar el modelo. Para validar el estudio se formaron dos submuestras alternativas en las que se mantuvieron los mismos resultados.

Palabras clave: Fondos de inversión. Rendimiento. Momentos superiores.

1 INTRODUÇÃO

A indústria de fundos de investimento é uma das principais formas de captação e alocação de recursos financeiros no mundo. No Brasil, o volume de capital aplicado nesta modalidade de investimento aumentou drasticamente a partir da liberalização da economia, no início dos anos 1990, acarretando a criação de diversos novos fundos e o aumento do investimento nos fundos existentes.

A Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA) é a principal representante das instituições que atuam no mercado de capitais brasileiro, resultante da fusão da Associação Nacional dos Bancos de Investimento (ANBID) e da Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (ANDIMA), ocorrida em outubro de 2009. Oliveira e Pacheco (2006) definem um fundo de investimento como uma concentração de recursos na forma de um condomínio, aberto ou fechado, que objetiva o investimento em títulos e valores mobiliários ou em qualquer ativo disponível no mercado financeiro. Há diversas modalidades de fundos de investimentos, sendo que entre elas estão os fundos de investimento em ações, cujas carteiras são compostas predominantemente (no mínimo 67%) por títu-

los negociáveis em bolsa de valores (FORTUNA, 2008, p. 479).

Dados da ANBIMA comprovam o crescimento da indústria de fundos de investimento brasileira nas últimas décadas. Em 1972 existiam 88 fundos de investimento; em 1994 eram 896; em agosto de 2009 somavam 4649. O patrimônio líquido administrado pelos fundos era de pouco mais de R\$ 46 bilhões em 1994; em agosto de 2009 era de R\$ 1,3 trilhões. Deste montante, 11% é administrado por fundos de investimento em ações. A expansão do número de fundos, associada ao crescimento do patrimônio líquido por eles administrado, tornaram os fundos de investimento importantes figuras do mercado financeiro brasileiro.

Desde os primórdios dos fundos de investimento, a principal justificativa para sua existência seria a vantagem de leigos poderem delegar seus recursos financeiros a gestores que supostamente possuiriam habilidade superior para atuar no mercado, formando carteiras eficientes. Assaf Neto (2008) ressalta que os fundos são benéficos especialmente aos pequenos investidores, por dar-lhes a chance de delegar a gestão de seus recursos a profissionais que tiram proveito de operar com grandes volumes de recursos.

O processo de formação de carteiras eficientes com base no retorno esperado e na variância remonta a Markowitz (1952). A discussão acerca da mensuração da performance de portfólios fez com que Lintner (1965), Sharpe (1966) e Treynor (1965), baseados no modelo de Markowitz (1952), construíssem, individualmente, o hoje conhecido *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Jensen (1967) utiliza tal modelo para avaliar a performance dos fundos de investimento dos Estados Unidos, concluindo que nenhum fundo consegue obter retornos acima da média do mercado e que as estratégias *buy-the-market-and-hold* (característica dos fundos passivos) geram retornos melhores do que os fundos com estratégias ativas. Jensen (1967) ainda deixou o legado do que posteriormente ficou conhecido como Alfa de Jensen, medida utilizada para mensurar a performance de fundos, contribuindo expressivamente com o modelo CAPM. Contudo, tal modelo está condicionado ao pressuposto da dis-

tribuição normal e à relação entre o primeiro e o segundo momento.

Uma das críticas ao modelo CAPM diz respeito ao problema do viés sistemático, examinado por Friend e Blume (1970), os quais sustentam que as medidas de risco aplicadas a fundos de investimento ou portfólios demonstram vieses em função de seu relacionamento com o risco sistemático, também conhecido como risco de mercado.

Na tentativa de resolver deficiências do modelo CAPM, vários autores sugeriram formas complementares. Por exemplo, Fama e French (1992) desenvolveram o modelo de três fatores que, posteriormente, foi expandido por Carhart (1997), o qual incorporou um fator adicional, tornando-o conhecido como modelo de quatro fatores. Outros modelos preferiram expandir o CAPM incorporando as variáveis co-assimetria e co-curtose, conforme será comentado no referencial teórico.

O objetivo do presente estudo é analisar, dado o contexto brasileiro, a significância da inclusão das variáveis co-assimetria e co-curtose no modelo CAPM, a exemplo de Castro Júnior, Zwicker e Yoshinaga (2009), bem como suas consequências na mensuração da performance de fundos de investimento. A co-assimetria e a co-curtose podem ser entendidas como a assimetria e a curtose sistemáticas, ou seja, a assimetria e a curtose entre as distribuições dos retornos dos fundos em relação ao mercado. Também visa a analisar se a co-assimetria e a co-curtose impactam positiva ou negativamente nos retornos dos fundos de investimento, visto que estudos como os de Almeida (2004) encontraram coeficiente de co-assimetria positivo, ao passo que estudos internacionais como Kraus e Litzenberger (1976) encontraram o contrário.

2 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO INCORPORANDO MOMENTOS SUPERIORES

A teoria de finanças considera que há dois tipos de risco: sistemático e não-sistemático (ou idiossincrático) (JENSEN, 1967). O risco não-

sistemático é inerente a cada opção de investimento e o risco sistemático é o risco das oscilações do mercado. O tradicional modelo CAPM baseia-se na dicotomia do risco-retorno, sendo que, nesta abordagem, o risco não-sistemático pode ser eliminado por meio da diversificação. O risco de mercado é representado pelo Beta, que é o coeficiente da covariância do retorno dos fundos em relação ao retorno do mercado, dividido pela variância do excesso de retorno do mercado. A variância pode ser entendida como a média dos desvios de cada observação em relação à média, elevados ao quadrado. Também é conhecida como o segundo momento em torno da média. A covariância, contudo, é a medida de quanto duas variáveis variam conjuntamente. No contexto deste estudo, a covariância do modelo CAPM mede o quanto o excesso de retorno dos fundos de investimento varia conjuntamente com o excesso de retorno do mercado. O Beta é comumente utilizado como uma medida da sensibilidade do excesso de retorno esperado do ativo em relação ao excesso de retorno esperado do mercado, ou seja, da exposição do ativo a variações no valor de mercado. Essa relação pode ser expressa pela equação a seguir:

$$E[R_i] = \frac{Cov(R_i, R_m)}{E[(R_m - E(R_m))^2]} E[R_m] \quad [1]$$

Onde $E[R_i]$ e $E[R_m]$ são, respectivamente, os excessos de retorno para o fundo i e para o mercado m ; $Cov(R_i, R_m)$ é a covariância entre os retornos dos fundos e o retorno do mercado; $E[(R_m - E(R_m))^2]$ representa a variância do retorno do mercado. Na prática, utiliza-se uma *proxy* de mercado (por exemplo, o Ibovespa) e o modelo CAPM aplicado aos fundos de investimento pode ser representado como:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_i (R_{M,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad [2]$$

Onde $R_{i,t} - R_{f,t}$ é o excesso de retorno do fundo de investimento; $(R_{M,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do mercado; α é uma constante; β_i é o coeficiente da variância sistemática; $\varepsilon_{i,t}$ representa o erro aleatório.

Kraus e Litzenberger (1976) incluíram no modelo a co-assimetria, também chamada de assimetria sistemática. O coeficiente de assimetria representa a falta de simetria da distribuição dos retornos. A distribuição normal possui coeficiente de assimetria nulo, fazendo com que a curva de distribuição seja espelhada. Uma distribuição com assimetria negativa apresenta curva de frequência longa e fina, à esquerda da média (o que poderia levar a perdas, por parte do investidor) e curta e grossa à direita da média. A assimetria positiva, ao contrário, caracteriza-se por possuir cauda longa e fina à direita da média (dando indícios de ganhos elevados) e curta e grossa à esquerda da média. A assimetria também é conhecida como o terceiro momento em torno da média. A co-assimetria, também chamada de assimetria sistemática, a exemplo da covariância, é a medida de quanto a assimetria do excesso de retorno dos fundos de investimento varia conjuntamente com a assimetria do excesso de retorno da *proxy* de mercado. O modelo que inclui a co-assimetria pode ser representado como na equação [3]:

$$E[R_i] = \frac{Cov(R_i, R_m)}{E[(R_m - E(R_m))^2]} E[R_m] + \frac{Cov(R_i, R_m^2)}{E[(R_m - E(R_m))^3]} E[R_m^2] \quad [3]$$

O modelo apresentado na equação [3] difere do CAPM devido à adição da assimetria sistemática, que é a razão entre a covariância dos retornos do fundo com o quadrado do excesso de retorno do mercado. O modelo que agrega a assimetria sistemática também pode ser expresso como:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_i (R_{M,t} - R_{f,t}) + \gamma_i (R_{M,t} - R_{f,t})^2 \quad [4]$$

Onde $R_{i,t} - R_{f,t}$ é o excesso de retorno do fundo de investimento; $(R_{M,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do mercado; α é uma constante; β_i é o coeficiente da variância sistemática; γ_i é o coeficiente da assimetria sistemática; $\varepsilon_{i,t}$ representa o erro aleatório.

Fang e Lai (1997) estendem novamente o modelo, adicionando a curtose sistemática, o quarto momento em torno da média, demonstrando

que o excesso de retorno está condicionado também à co-curtose. A curtose é uma medida de dispersão que caracteriza o “achatamento” da curva da função de distribuição. Se a curtose for igual a 3, tem o mesmo achatamento que a distribuição normal. Se a curtose for superior a 3, a distribuição é afunilada e com caudas finas e é chamada platicúrtica. Se a curtose for inferior a 3, a distribuição é achatada e possui caudas grossas, sendo chamada leptocúrtica. A co-curtose ou curtose sistemática é a medida de quanto a curtose da distribuição dos retornos dos fundos de investimento varia conjuntamente com a distribuição dos retornos da *proxy* de mercado. O modelo pode ser expresso por [5]:

$$E[R_i] = \frac{Cov(R_i, R_m)}{E[(R_m - E(R_m))^2]} E[R_m] + \frac{Cov(R_i, R_m^2)}{E[(R_m - E(R_m))^3]} E[R_m^2] + \frac{Cov(R_i, R_m^3)}{E[(R_m - E(R_m))^4]} E[R_m^3] \quad [5]$$

A fórmula consistente com o modelo CAPM, incluindo o quarto modelo em torno da média, pode ser representada por [6]:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_i (R_{M,t} - R_{f,t}) + \gamma_i (R_{M,t} - R_{f,t})^2 + \delta_i (R_{M,t} - R_{f,t})^3 \quad [6]$$

Onde $R_{i,t} - R_{f,t}$ é o excesso de retorno do fundo de investimento; $(R_{M,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do mercado; α é uma constante; β_i é o coeficiente da variância sistemática; γ_i é o coeficiente da assimetria sistemática; δ_i é o coeficiente da curtose sistemática; $\varepsilon_{i,t}$ representa o erro aleatório.

3 ESTUDOS ANTERIORES

Buscando o entendimento de vieses do recém-formado modelo CAPM, Lintner (1965) regrediu as taxas de retorno médias de ações com risco sistemático e variância residual para mostrar a importância da variância residual do CAPM na explicação da variação de taxas de retorno médias.

Miller e Scholes (1972), em relação à experiência de Lintner (1965), detectaram vários outros

possíveis causadores de vieses testando relações de risco e retorno, sendo que o resultado mostrou que o efeito da co-assimetria é o fator principal na explicação desses vieses.

A curtose, quarto momento em torno da média, pode ser entendida, de uma forma simplificada, como a variância da variância. Mandelbrot (1963) foi um dos precursores do estudo do excesso de curtose em dados financeiros, tendo percebido que a distribuição das variações de retorno possuía, em geral, caudas grossas em relação às de uma distribuição normal.

Kraus e Litzenberger (1976), em um dos estudos acerca da co-assimetria em dados financeiros, utilizaram taxas de retorno deflacionadas do período de janeiro de 1926 a junho de 1970 e, tendo como ativo livre de risco os títulos do tesouro dos Estados Unidos, incrementaram o modelo CAPM com a adição da variável co-assimetria (assimetria sistemática). Suas conclusões sustentam que o prêmio pela assimetria tem sinal oposto à assimetria do mercado. Ou seja, há aversão à co-assimetria negativa, demandando retorno adicional para portfólios com essa característica.

Lee (1977), utilizando dados referentes a 30 ações do índice Dow Jones no período compreendido entre janeiro de 1965 e dezembro de 1972 demonstraram, por meio do método de transformação de Box e Cox (1964), que os principais vieses dos métodos de precificação são a co-assimetria, as mudanças nas condições do mercado (viés sistemático) e a forma funcional. Lee (1977) destaca que quando a co-assimetria é agregada ao modelo que explica as variações das taxas de retorno, o *trade-off* entre risco e retorno se transforma em uma superfície, ao invés de uma linha. Isto indica que uma forma funcional linear é insuficiente para explicar a relação entre risco e retorno.

Ang e Chua (1979) examinaram os modelos de Jensen (1967), Lintner (1965), Sharpe (1966) e Treynor (1965), os quais são fundamentados na média e na variância. Utilizando dados trimestrais de fundos de investimentos de gestão ativa concernentes ao período compreendido entre janeiro de 1955 e janeiro de 1974 (totalizando 111 fundos), concluíram que tais modelos são insatisfatórios devido a problemas de vieses

sistemático. O viés sistemático pode ser definido como uma influência externa que afeta a precisão dos resultados e foi avaliado regredindo os índices de excesso de retorno contra o risco de mercado. Contudo, ao avaliar modelos que incluíam a variável co-assimetria, além da média e variância, os resultados obtidos foram mais satisfatórios.

Os resultados de Ang e Chua (1979) corroboram os de Arditti (1967) no sentido que, ao incluir a variável co-assimetria, o número de fundos com desempenho considerado superior aumenta consideravelmente.

Lim (1989), utilizando dados mensais de rentabilidade de ações oriundos do *Center for Research in Security Prices* (CRSP) da Universidade de Chicago, testou o modelo de Kraus e Litzenberger (1976) por meio do método de momentos generalizados (GMM), apresentado por Hansen (1982). O índice da Bolsa de Valores de Nova Iorque (NYSE) é usado como *proxy* de mercado. A taxa de retorno do *US Treasury Bills* (títulos da dívida pública dos Estados Unidos) é utilizada como ativo livre de risco. Para analisar o período de 1933 a 1982, os dados foram agrupados em dez subperíodos de cinco anos. A conclusão auferida foi de que a inserção da medida de co-assimetria contribuiu para a melhoria da precificação dos ativos. Os resultados corroboram a ideia de que, para os investidores, taxas de retorno com co-assimetria positiva são preferíveis aos de co-assimetria negativa. Lim (1989) ainda sugere a utilização de outros momentos superiores, como a co-curtose.

Chunhachinda et al. (1997) analisaram o processo de formação de portfólios considerando a co-assimetria, baseando-se em dados mensais e semanais de 14 bolsas de valores referentes ao período compreendido entre janeiro de 1988 a dezembro de 1993 e tomando os títulos do tesouro estadunidense como ativo livre de risco. O teste de normalidade de Shapiro e Wilk (1965) apontou que, para dados semanais, os mercados de *Hong Kong*, Itália, Japão, País Baixo e Singapura apresentam distribuições de retornos com padrões diferentes de uma distribuição normal, em função da co-assimetria. Ao considerar os dados mensais, apenas três mercados demonstraram distri-

buição normal: Reino Unido, Suécia e País Baixo. A co-curtose também afeta a distribuição em todos os casos. Os autores concluem que a seleção de portfólios é afetada quando se leva em conta a co-assimetria, tanto que, de acordo com esta nova forma de classificação, os portfólios selecionados como mais rentáveis não foram os que apresentaram maior co-variância, mas os de maior co-assimetria.

Fang e Lai (1997) estenderam o CAPM incluindo a co-assimetria e a co-curtose como variáveis no modelo, num estudo abrangendo todas as ações da NYSE, com dados de periodicidade mensal provenientes da CRSP, referentes ao período entre janeiro de 1974 e dezembro de 1988. Os títulos do tesouro dos Estados Unidos foram considerados o ativo livre de risco. A amostra foi dividida em três períodos: 1974-1978, 1979-1983, 1984-1988, sendo que 27 portfólios foram formados. Para o primeiro e o terceiro período, foi aferido que o retorno do mercado tinha distribuição significativamente assimétrica, ao grau de significância de 5%. Da mesma forma, o coeficiente da co-curtose é significativo em todos os períodos. Quanto aos portfólios, a maioria tem co-assimetria e co-curtose significativas. Ao estimar o modelo, percebeu-se que a assimetria e a curtose sistemáticas apresentaram coeficientes significativos, o que permitiu concluir que os investidores são avessos a elas e esperam um prêmio por aceitá-las.

Harvey e Siddique (2000), também estudam a co-assimetria e expandem o tradicional modelo GARCH, preconizado por Bollerslev (1986) e Engle (1982), acrescentando o terceiro momento. Os autores lançam as bases para a modelagem e estimação da volatilidade e da co-assimetria através de uma função de máxima verossimilhança, assumindo a não-normalidade da distribuição dos resíduos. O estudo valeu-se de dados diários e mensais dos índices dos mercados dos Estados Unidos da América, Alemanha e Japão, além de dados semanais dos mercados do Chile, México, Taiwan e Tailândia. Seus resultados apontaram que, além dos índices de retorno serem assimétricos, a volatilidade é muito mais persistente quando se inclui no modelo a variável co-assimetria. Particularmente, o retorno em mercados de energia,

em ações de pequeno porte e em ações de empresas em apuros demonstra co-assimetria substancial. Dessa forma, não haveria como entender o retorno desconsiderando a co-assimetria.

Premaratne e Bera (2000) consideram que uma co-assimetria negativa reflete as variações dos preços de maneira que há uma maior probabilidade de um aumento significativo no preço do que de uma queda significativa. Conhecendo tais características do portfólio, o investidor estará apto a fazer melhores escolhas levando em conta suas preferências de risco. Os autores chamam a atenção para o fato de que a assertiva de normalidade da distribuição dificulta o aumento da complexidade das equações.

Utilizando dados de retornos diários da NYSE provenientes do CRSP, referentes ao período compreendido entre agosto de 1991 e abril de 1996, Premaratne e Bera (2000) abordaram a distribuição tipo IV de Pearson e Merrington (1958) e o modelo ARCH de Engle (1982). Considerando como parâmetros a variância, a co-assimetria e a co-curtose, os autores concluem que os resultados nesta abordagem são melhores do que quando se considera a distribuição como normal.

Em outro estudo, Harvey e Siddique (2000) realizaram várias análises valendo-se dos retornos mensais das ações da NYSE/AMEX e NASDAQ obtidos da base de dados do CRSP. Os dados são de seção cruzada e referem-se, predominantemente, ao período de julho de 1963 e dezembro de 1993. Os autores destacaram que, tanto no modelo CAPM quanto no de quatro fatores, a variância não foi suficiente para explicar os retornos. Dessa forma, a variável co-assimetria é inserida nas modelagens. Seus resultados apontam que portfólios com co-assimetria negativa têm retornos superiores.

Moreno e Rodríguez (2009), tendo como base os dados mensais de 6819 fundos de investimentos dos Estados Unidos concernentes ao período compreendido entre janeiro de 1962 e dezembro de 2006 (obtidos do CRSP), incluem a variável co-assimetria nos modelos CAPM e de quatro fatores de Carhart (1997). A hipótese de normalidade dos retornos dos fundos é rejeitada para 48% da amostra, o que foi averiguado por meio do teste de Jarque e Bera (1980), sendo a curtose,

em média, superior a 3. Os *benchmarks* utilizados são os índices das bolsas NYSE/AMEX e NASDAQ e o ativo livre de risco equivale aos títulos do tesouro dos Estados Unidos (dívida pública). Os resultados indicam que 49% dos fundos possuem retornos com co-assimetria negativa, em um nível de significância de 5% e que 19,63% são co-assimétricos em relação ao mercado. Não obstante, a estimativa de performance do fundo também é afetada. Moreno e Rodríguez (2009) destacam que se o coeficiente da co-assimetria for positivo (indicando exposição do fundo a ativos com co-assimetria negativa) o alfa diminui, enquanto que se tal coeficiente for negativo, o alfa aumenta. Essa relação é significativa para 80% dos fundos mensurados pelo CAPM acrescido da co-assimetria e para 20% a 40% dos fundos mensurados pelo modelo de quatro fatores acrescido da co-assimetria.

No Brasil, Castro Júnior, Zwicker e Yoshinaga (2009) estudaram a inclusão de momentos superiores contando com ações de empresas negociadas regularmente na Bovespa, agrupados em um painel desbalanceado de dados semanais de 179 empresas, referentes ao período compreendido entre 01/01/2003 e 31/12/2003. Foram descartadas ações com negociação inferior a um ano. Tanto quando o Ibovespa é usado como *proxy* de mercado como quando é utilizado o IBrx, os resultados apontam que a co-curtose é significativa, ao contrário da co-assimetria.

Almeida (2004) avaliou as preferências dos investidores de fundos de investimento brasileiros usando dados em painel e conclui que o retorno dos fundos de investimento do Brasil possui coeficiente de co-assimetria positivo e de co-curtose negativo. Ou seja, deve haver um prêmio pela co-assimetria positiva. Farias, Ornelas e Silva Júnior (2009) destacam que a inclusão de momentos superiores tem ganho importância devido à uma mudança de paradigma na percepção de risco por parte dos investidores e porque a distribuição do retorno de muitos ativos realmente não é normal.

Farias, Ornelas e Silva Júnior (2009) utilizaram uma amostra que consiste em dados de fundos de investimento de renda fixa e multimercados do período de 2003 a 2007, provenientes do grupo *Bloomberg*. A classificação dos fundos nestes

dois tipos segue os padrões da ANDIMA. Fundos de fundos e fundos com a série incompleta (não sobreviventes ou que iniciaram em meio ao período considerado) foram excluídos. Dessa forma, a amostra consiste em 375 fundos, sendo 186 multi-mercados e 189 de renda fixa. O Certificado de Depósito Interbancário (CDI) foi considerado o ativo livre de risco. Baseados no modelo de precificação proposto por KoekeBakker e Zakamouline (2009), que já agregara a co-assimetria, expandem-no de forma a evitar a utilização do artifício de números imaginários para trabalhar com raízes de quociente negativo. O modelo de Farias, Ornelas e Silva Júnior (2009) é denominado *Adjusted for skewness performance index* (ASPI). O *ranking* de performance dos fundos feito com base no modelo ASPI é comparado ao *ranking* feito por meio do tradicional *Sharpe Ratio*, desenvolvido por Sharpe (1966, 1994), que não leva em conta momentos superiores. Os resultados diferem consideravelmente e, de acordo com os autores, a inclusão da co-assimetria no modelo está condicionada às preferências de risco dos investidores; aqueles que têm aversão a grandes perdas precisam ajustar suas preferências ao parâmetro da co-assimetria.

4 METODOLOGIA E DADOS

Os dados de rentabilidade dos fundos de investimento foram obtidos junto à Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA) e são concernentes ao período compreendido entre 09/04/2007 e 08/04/2009. O período escolhido para a análise é conturbado, em razão da crise econômica que então se deflagrava. Contudo, se fosse escolhido um período mais amplo, correria-se o risco de misturar momentos econômicos distintos. Ou seja, misturar um momento crítico com um momento normal. A frequência dos dados é diária, sendo que a amostra abrange 506 dias úteis. Mesmo sendo um período curto, pode-se dizer que a amostra é consistente, tendo em vista o considerável volume de observações. A série histórica de retorno da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) foi obtida no site da própria instituição. A série

histórica do CDI foi obtida no site da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Havia algumas divergências nos dados referentes a dias não trabalhados, tendo em vista feriados municipais e estaduais que afetam a cidade de São Paulo, como o da Consciência Negra (20/11) e da Revolução Constitucionalista (09/07). Para padronizar o calendário, todos os dados foram adaptados aos dias em que houve cotação dos fundos de investimento.

A amostra, inicialmente, incorporava 201 fundos de gestão ativa, em um painel que totalizava 69.209 linhas. Contudo, havia problemas referentes a fundos que possuíam observações somente para uma pequena parcela do período estudado, por terem surgido ou se extinguido. Para reduzir os efeitos do viés gerado por fundos com amostras incompletas, foram excluídos os fundos com menos de 50% (253) das observações, o que reduziu o número de fundos de 201 para 136. A diminuição de 32,34% no número de fundos de investimento impactou numa redução de 13% do número de observações.

Após a importação do painel do Microsoft Excel para o software Stata 10, foram anexadas as séries temporais do CDI e do Ibovespa. Nesse momento, foram eliminadas automaticamente 744 observações em função de valores faltantes, resultantes dos feriados e datas especiais descritos anteriormente. Em resumo, trabalhou-se com uma amostra de 136 fundos de investimento classificados como Gestão Ativa Ibovespa, com no mínimo 253 e no máximo 506 observações cada, num total de 60.297 observações.

Para a formação do modelo, foi necessária a inclusão de um ativo livre de risco, o que é discutido por Silveira, Famá e Barros (2002), que conceitua-o como um ativo no qual o investidor sabe exatamente o valor que receberá ao prazo final do investimento. Vários indicadores foram comparados, como os títulos da dívida pública dos Estados Unidos, a poupança e o Certificado de Depósito Interbancário (CDI). Os autores concluíram que o CDI e a poupança são os melhores indicadores por não possuírem correlação significativa com o Ibovespa, tomado como *Proxy* para o mercado brasileiro. Além disto, o CDI e a pou-

pança possuem desvios-padrões praticamente nulos. Para este estudo, a taxa CDI foi escolhida como ativo livre de risco por ter retorno superior à poupança no período em questão.

Para avaliar a inclusão das variáveis co-assimetria e co-curtose foram utilizados os modelos representados pelas equações [2], [4] e [6]. Jensen (1967) argumenta que, no CAPM, equivalente ao modelo [2] caso o coeficiente linear apresente-se significativamente positivo, pode-se dizer que os fundos estudados são capazes, em média, de proporcionar retorno superior ao mercado. Caso o coeficiente linear seja insignificante, os fundos proporcionam retornos que apenas acompanham a variação do mercado. Sendo o coeficiente linear significativamente negativo, os fundos destroem valor, proporcionando rendimento inferior ao mercado. Se for levado em consideração que o mercado é eficiente e nenhum fundo pode proporcionar retorno superior ao mercado, o alfa significativo pode ser resultado de uma parcela do excesso de retorno dos fundos não explicada pelas variáveis do tradicional modelo CAPM.

O beta (β_i) é o coeficiente da co-variância entre excesso de retorno dos fundos e o excesso de retorno do mercado, dividido pela variância do excesso de retorno do mercado. Quanto maior for o beta, mais suscetíveis às variações do mercado são os fundos de investimento. Ou seja, o beta é uma medida de risco sistemático. Se o beta for nulo, as oscilações do excesso de retorno do mercado não exercem influência sobre o excesso de retorno dos fundos. Caso o beta seja negativo, o excesso de retorno dos fundos de investimento cresce conforme o excesso de retorno do mercado decresce. Situações de co-variância nula ou negativa provavelmente não ocorrerão, tendo em vista que a teoria de Markowitz (1952) está consolidada.

Os coeficientes gama (γ) e delta (δ) representam, respectivamente, as precificações da co-assimetria e da co-curtose dos fundos de investimento em relação ao mercado. Caso tais coeficientes forem significativamente positivos, pode-se dizer que o retorno dos fundos aumenta conforme aumentam os coeficientes da co-assimetria e da co-curtose. Se forem insignificantes, a co-assimetria e a co-curtose não influenciam o retorno. Se forem

significativamente negativos, os fundos apresentam retornos decrescentes conforme houver co-assimetria e co-curtose crescentes.

Após as estimações, os resultados foram validados de duas formas. Para a primeira validação foram utilizados apenas 80 dos 136 fundos, não alterando o período da amostra. Para a segunda validação, mantiveram-se todos os fundos, mas considerou-se apenas o subperíodo compreendido entre 02/01/2008 a 08/04/2009.

5 RESULTADOS

Os resultados foram subdivididos em duas seções. A primeira expõe os resultados da inclusão dos momentos superiores no modelo CAPM, utilizando a totalidade da amostra descrita no capítulo de metodologia. A segunda seção visa validar os resultados, refazendo as análises com subamostras. A primeira subamostra consiste na extração de uma parcela dos fundos da amostra completa, mantendo o mesmo período de análise. A segunda subamostra consiste na extração de uma parcela do período estudado, mantendo a totalidade dos fundos de investimento.

5.1 Resultados das estimações para a amostra completa

Para iniciar a análise, extraíram-se as estatísticas descritivas da amostra contendo os 136 fundos estudados. As estatísticas descritivas apresentam as médias, os desvios-padrões, os pontos mínimos e os pontos máximos para o retorno dos fundos, do CDI, do Ibovespa e do excesso de retorno dos fundos ($R_{i,t} - R_{f,t}$). Os dados são de frequência diária e são expressos em percentuais. Os resultados são apresentados na tabela 1.

É interessante verificar que as médias de retorno dos fundos, do Ibovespa e do excesso de retorno dos fundos foram negativas, provavelmente porque a amostra analisada engloba o período do final de 2008 e início de 2009, marcado por profunda crise financeira. Verifica-se que os fundos apresentaram retorno médio acima da média

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da amostra completa.

	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Fundos	-0,0037	2,8491	-16,3000	317,5400
CDI	0,0451	0,0032	0,0415	0,0511
Ibovespa	-0,0109	2,7300	-12,0961	13,6782
$R_{i,t} - R_{f,t}$	-0,0489	2,8641	-16,3509	317,4938

do índice Ibovespa. Contudo, apresentaram também maior desvio-padrão.

Valendo-se dos modelos baseados nas equações [2], [4] e [6], três regressões foram estimadas e seus resultados são apresentados a seguir, a fim de evidenciar qual é o melhor modelo para o mercado brasileiro. A Tabela 2 demonstra os coeficientes obtidos e suas respectivas significâncias para cada modelo.

A estimação do modelo CAPM tradicional, representado pela equação [2], apresentou alfa não significativo a 5%, da mesma forma que os dois modelos alternativos. Portanto, tomando como base o tradicional modelo CAPM, pode-se dizer que a rentabilidade dos fundos não supera, em média, o mercado. Como esperado, a co-variância apresenta coeficiente muito alto, sendo o fator mais importante para explicar o excesso de retorno dos fundos de investimento. Os coeficientes da co-assimetria e da co-curtose são muito pequenos em relação ao da co-variância. No modelo baseado na equação [4], a co-assimetria apresentou coeficiente significativo. No modelo baseado na equação [6], tanto a co-assimetria quanto a co-curtose apresentaram coeficientes significativos, a um grau de significância de 5%.

Cabe ressaltar que tanto o coeficiente da co-assimetria como o da co-curtose são posi-

vos, indicando que o investidor não é avesso aos momentos superiores. Ou seja, pode-se dizer que quanto maior for a co-assimetria e a co-curtose, maior será o retorno dos fundos. Contudo, este impacto é, proporcionalmente, muito pequeno.

A metodologia de dados em painel não permite o cálculo do R^2 ajustado, mas propicia o R^2 *overall*, que praticamente manteve-se inalterado entre as três equações. O R^2 não chega a se alterar nem sequer 1%. Os baixos coeficientes e a indiferença do R^2 dão indícios de que, mesmo que os momentos superiores sejam significativos, o acréscimo de explicação proporcionado por eles não tem grande relevância para os fundos de investimento em questão.

5.2 Validação

Para verificar a validade dos resultados, todas as análises foram refeitas, reduzindo a amostra de 136 para 80 fundos de investimento, escolhidos aleatoriamente, no mesmo período estudado (08/04/2007 a 08/04/2009). Dando início à validação, seguem as estatísticas descritivas da amostra reduzida.

Observa-se que, na tabela 3, os valores são semelhantes aos da tabela 1. O ponto máximo dos

Tabela 2 – Resultados.

	Equação [2]		Equação [4]		Equação [6]	
	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância
Alfa	0,0088	0,196	-0,0136	0,065	-0,0038	0,602
Co-Variância	0,8404	0,000	0,8402	0,000	0,7967	0,000
Co-Assimetria	-	-	0,0029	0,000	0,0013	0,001
Co-Curtose	-	-	-	-	0,0008	0,000
R^2 <i>overall</i>	0,6601		0,6604		0,6622	

Tabela 3 – Estatísticas descritivas (%) – primeira sub-amostra de validação.

	Média	Desvio- Padrão	Mínimo	Máximo
Fundos	0,0075	2,4915	-16,3000	31,4800
CDI	0,0451	0,0032	0,0415	0,0511
Ibovespa	-0,0109	2,7300	-12,0961	13,6782
$R_{i,t} - R_{f,t}$	-0,0402	3,0436	-14,2309	317,4938

fundos pode ser visto como a diferença mais significativa em relação às estatísticas descritivas da amostra completa, passando de 317,54 para 31,48.

Na presente sub-amostra, o retorno dos fundos não foi negativo como na amostra completa. Contudo, em ambos os casos, o retorno situa-se muito próximo a zero. O desvio-padrão dos fundos é menor do que o desvio-padrão do Ibovespa. Tendo em vista que o período analisado foi o mesmo da amostra inicial, as estatísticas para o CDI e para o Ibovespa são as mesmas. O excesso de retorno dos fundos foi negativo, estando muito próximo ao observado na amostra completa. Os retornos negativos são, provavelmente, resultados da crise econômica ocorrida entre o final de 2008 e início de 2009. O resultado das regressões estimadas para a primeira sub-amostra de validação, através das equações [2], [4], e [6], está exposto na Tabela 4.

Os valores da tabela 4, referentes a subamostra de validação não são fundamentalmente diferentes dos obtidos na amostra inicial. Ademais, os coeficientes da co-variância, co-assimetria e co-curtose são significativos em todos os modelos em que cada uma é utilizada.

Na amostra de validação, a inclusão da co-assimetria e da co-curtose não foi capaz de gerar grande aumento no poder de explicação do modelo CAPM, pois o R^2 *overall* mantém-se praticamente

inalterado. Contudo, em relação à análise da amostra completa, o R^2 *overall* decai. O coeficiente da co-variância continua apresentando coeficiente muito maior que a co-assimetria e a co-curtose. Os sinais dos coeficientes não foram alterados. Tendo em vista que a amostra de validação apresentou resultados muito próximos à amostra completa, é possível dizer que características específicas de cada fundo não afetam o resultado.

Para avaliar novamente a consistência do estudo, foi realizada uma segunda validação. Desta vez, em vez de extrair uma parcela dos fundos, foi extraída uma parcela do período analisado. Assim, a nova subamostra foi construída valendo-se do período compreendido entre 02/01/2008 a 08/04/2009. Fundos que não apresentaram, no mínimo, observações referentes a 50% do período analisado, foram retirados. As estatísticas descritivas da segunda subamostra de validação estão expostas na Tabela 5.

As médias dos retornos dos fundos de investimento, do retorno do Ibovespa e do excesso de retorno dos fundos de investimento foram consideravelmente menores do que na amostra completa e na primeira subamostra. Isto ocorre porque sendo a presente subamostra referente a um período menor e mais recente do que as anteriores, a crise econômica iniciada no final de 2008

Tabela 4 – Resultados – primeira sub-amostra de validação.

	Equação [2]		Equação [4]		Equação [6]	
	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância
Alfa	0,0135	0,198	-0,0214	0,0000	0,0010	0,931
Co-Variância	0,8402	0,000	0,8590	0,0000	0,8012	0,000
Co-Assimetria	-	-	0,0039	0,0000	0,0013	0,029
Co-Curtose	-	-	-	-	0,0008	0,000
R^2 <i>overall</i>	0,5758		0,5773		0,5773	

Tabela 5 – Estatísticas descritivas (%) – segunda sub-amostra de validação.

	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Fundos	-0,0912	2,8852	-16,3000	31,4800
CDI	0,0460	0,0035	0,0415	0,0511
Ibovespa	-0,1167	3,1655	-12,0961	13,6782
$R_{i,t} - R_{f,t}$	-0,1572	3,1105	-16,3509	23,0312

tem peso maior nos resultados. A média de retorno dos fundos foi maior do que a média do Ibovespa, mas seu desvio-padrão foi menor. A Tabela 6 apresenta os resultados das estimações para a segunda subamostra de validação.

Na segunda subamostra da validação, entre os coeficientes lineares, apenas o da equação [2] é significativo a um grau de significância de 5%. Os coeficientes da co-assimetria e da co-curtose, quando incluídos no modelo, foram significativos. Contudo, da mesma forma que as estimações anteriores, os coeficientes, embora significativos, têm pouca relevância em relação ao coeficiente da co-variância. O valor do R^2 overall não apresentou consideráveis diferenças entre os três modelos, mas foi superior em relação ao obtido na análise da amostra completa. Novamente, a análise da subamostra de validação não apresentou diferenças relevantes em relação às análises realizadas com a amostra completa, o que permite dizer que os resultados não se alteram conforme o período analisado.

6 CONCLUSÃO

Os resultados auferidos nesse estudo apontam que a inclusão de momentos superiores no modelo CAPM é capaz de gerar coeficientes sig-

nificativos. Nas análises realizadas com a amostra completa e com as duas subamostras de validação, os modelos que incluíram a assimetria e a curtose sistemáticas geraram coeficientes significativos a 5%. Contudo, percebe-se que, em todos os casos, o coeficiente da co-variância é muito maior do que os da co-assimetria e da co-curtose, os quais representam uma parcela muito pequena da explicação do modelo, pois o coeficiente R^2 overall foi praticamente o mesmo nos modelos estudados (não chegou a aumentar 1%), o que corrobora a ideia de que a inclusão dos momentos superiores não aumenta muito o poder de explicação do modelo.

Em relação a outros estudos brasileiros, é possível dizer que eles diferem-se de Castro Júnior, Zwicker e Yoshinaga (2009), os quais encontraram apenas co-curtose significativa, não co-assimetria. Contudo, corrobora o resultado de Almeida (2004), que também encontrou coeficiente de co-assimetria significativo e positivo. Os resultados também estão em sintonia com os de Chunhachinda et al. (1997) e Lim (1989) no que diz respeito ao coeficiente de co-assimetria positivo. Ou seja, há um prêmio pelo aumento da co-assimetria, contrariando Harvey e Siddique (2000), Kraus e Litzenberger (1976), Premaratne e Bera (2000). Moreno e Rodríguez (2009) encontraram melhorias no alfa conforme o aumento do coeficiente

Tabela 6 – Resultados – segunda sub-amostra de validação.

	Equação [2]		Equação [4]		Equação [6]	
	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância
Alfa	0,0187	0,001	0,0000	0,9950	0,0003	0,9570
Co-Variância	0,8858	0,000	0,8851	0,0000	0,8813	0,0000
Co-Assimetria	-	-	0,0017	0,0000	0,0016	0,0000
Co-Curtose	-	-	-	-	0,0001	0,0500
R^2 overall	0,8790		0,8792		0,8792	

de co-assimetria. Contudo, neste estudo não foram encontrados coeficientes alfa significativos. Ao contrário de Fang e Lai (1997), não foram encontrados indícios de aversão à curtose sistemática, pois o coeficiente da co-curtose possui sinal positivo.

Para validar os resultados, primeiramente foi realizado um corte na amostra, reduzindo-a a oitenta fundos de investimento, com dados relativos ao mesmo período da amostra inicial. Os resultados da validação mantiveram-se semelhantes aos resultados encontrados na amostra inicial.

Em seguida, uma nova subamostra foi extraída da amostra original, incorporando todos os fundos, mas apenas em uma parcela do período da amostra original. Novamente, os resultados das análises aplicadas à amostra de validação foram semelhantes aos resultados da amostra original, demonstrando que a amostra escolhida não altera os resultados dos modelos estudados.

Sendo assim, pode-se concluir que, para o caso do mercado brasileiro, é possível obter coeficientes de co-assimetria e co-curtose significativos e positivos. Contudo, isto não é suficiente para aumentar expressivamente o poder de explicação do CAPM, pois os coeficientes gerados são muito pequenos e o R^2 *overall* pouco difere entre os três modelos.

Este trabalho tem como limitações a escolha de um período de análise relativamente curto e conturbado. Como sugestão, seria interessante que outros trabalhos analisassem um período mais amplo e com frequência menor, além de diferenciar os períodos de crise econômica de períodos sem crise.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, M. A. Análise das preferências dos investidores: uma análise de dados em painéis. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 4., 2004, Rio de Janeiro. *Anais...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2004. 1 CD-ROM.
- ANG, J. S.; CHUA, J. H. Composite measures for the evaluation of investment performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Seattle, v. 14, n. 2, p. 361-384, June 1979.
- ARDITTI, F. D. Risk and the required return on equity. *Journal of Finance*, New York, v. 22, n. 1, p. 19-36, Mar. 1967.
- ASSAF NETO, A. *Mercado financeiro*. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2008.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedacity. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 31, n. 3, p. 307-327, Apr. 1986.
- BOX, G. E. P.; COX, D. R. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B: Statistical Methodology*, Oxford, v. 26, n. 2, p. 211-243, 1964.
- CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 52, n. 1, p. 57-82, Mar. 1997.
- CASTRO JÚNIOR, F. H. F.; ZWICKER, R.; YOSHINAGA, C. E. Apreçamento de ativos com coassimetria e cocurtose com dados em painel. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 9., 2009, São Leopoldo. *Anais...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2009. 1 CD-ROM.
- CHUNHACHINDA, P. et al. Portfolio selection and skewness: evidence from international stock markets. *Journal of Banking & Finance*, Amsterdam, v. 21, n. 2, p. 143-167, Feb. 1997.
- ENGLE, R.F. Autoregressive conditional heteroscedacity with the estimates of the variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica*, Evanston, v. 50, n. 4, p. 987-1008, July 1982.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 47, n. 2, p. 427-465, June 1992.

FANG, H.; LAI, T. Y. Co-kurtosis and capital asset pricing. **The Financial Review**, Tallahassee, v. 32, n. 2, p. 293-307, May 1997.

FARIAS, A.; ORNELAS, J. R. H.; SILVA JUNIOR, A. F. A. **Accounting for skewness in performance evaluation of brazilian mutual funds**. May 2009. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1402945>>. Acesso em: 16 dez. 2009.

FORTUNA, E. **Mercado financeiro: produtos e serviços**. 17. ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2008.

FRIEND, I.; BLUME, M. Measurement of portfolio performance under uncertainty. **The American Economic Review**, Nashville, v. 60, n. 4, p. 561-575, Sept. 1970.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalised method of moments estimators. **Econometrica**, Evanston, v. 50, p. 1029-1053, July 1982.

HARVEY, C. R.; SIDDIQUE, A. Conditional skewness in asset pricing tests. **The Journal of Finance**, Cambridge, v. 55, n. 3, p. 1263-1265, June 2000.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 6, n. 3, p. 255-259, 1980.

JENSEN, M. C. The performance of mutual funds in the period of 1945-1964. **Journal of Finance**, Cambridge, v. 23, n. 2, p. 389-416, May 1967.

KOEKEBAKKER, S.; ZAKAMOULINE, V. Portfolio performance evaluation with generalized sharpe ratios: beyond the mean and variance. **Journal of Banking & Finance**, Amsterdam, v. 33, n. 7, p. 1242-1254, July 2009.

KRAUS, A. K.; LITZENBERGER, R. H. Skewness preference and the valuation of risky assets. **The Journal of Finance**, Cambridge, v. 31, n. 4, p. 1085-1100, Sept. 1976.

LEE, C. F. Functional form, skewness effect and the risk return relationship. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 12, n. 1, p. 55-72, Mar. 1977.

LIM, K. G. A new test of the three moment capital asset pricing model. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 24, n. 2, p. 205-216, June 1989.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selections of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

MANDELBROT, B. The variation of certain speculative prices: introduction. **The Journal of Business**, Chicago, v. 36, n. 4, p. 394-419, Oct. 1963.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, Cambridge, v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar. 1952.

MILLER, M.; SCHOLES, M. Rates of returns in relation to risk: a re-examination of some recent findings. In: JENSEN, M. C. **Studies in the theory of capital markets**. New York: Praeger, 1972. p. 79-124.

MORENO, D.; RODRÍGUEZ, R. The value of coskewness in mutual fund performance evaluation. **Journal of Banking & Finance**, Amsterdam, v. 33, n. 9, p. 1664-1676, Sept. 2009.

OLIVEIRA, G. A.; PACHECO, M. M. **Mercado financeiro: objetivo e profissional**. São Paulo: Fundamento Educacional, 2006.

PEARSON, E. S.; MERRINGTON, M. An approximation to the distribution of noncentral

t'. **Biometrika**, London, v. 45, n. 3-4, p. 484-491, Dec. 1958.

PREMARATNE, G.; BERA, A. K. Modeling. Asymmetry and excess kurtosis in stock return data. Nov. 2000. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=259009>>. Acesso em: 22 dez. 2009.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, London, v. 52, n. 3-4, p. 591-611, Dec. 1965.

SHARPE, W. F. Mutual fund performance. **The Journal of Business**, Chicago, v. 39, n. 1, p. 119-138, Jan. 1966.

_____. The Sharpe ratio. **The Journal of Portfolio Management**, New York, v. 21, n. 1, p. 49-58, Fall 1994.

SILVEIRA, H. P.; FAMÁ, R.; BARROS, L. A. B. C. Conceito de taxa livre de risco e sua aplicação no capital asset pricing model: um estudo exploratório para o mercado brasileiro. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2., 2002, Rio de Janeiro. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2002. 1 CD-ROM.

TREYNOR, J. L. How to rate management of investment funds. **Harvard Business Review**, Boston, v. 43, n. 1, p. 63-75, Jan./Feb. 1965.