

A INFLUÊNCIA DA CO-ASSIMETRIA E DA CO-CURTOSE NO RETORNO DE FUNDOS DE INVESTIMENTOS BRASILEIROS

Bruno Milani¹

Paulo Sérgio Ceretta²

RESUMO

A indústria de fundos de investimento representa uma das principais formas de captação e investimento de recursos no mundo. Entre os problemas mais comuns no estudo dos fundos de investimento estão a mensuração, comparação e classificação dos retornos financeiros obtidos pelos fundos de investimento. Entre os principais modelos utilizados para tanto, está o Capital Asset Pricing Model (CAPM). Há uma gama de estudos que testam a validade do CAPM, bem como criticam e sugerem complementações que visam incrementar a qualidade do modelo. Entre as críticas mais conhecidas está a influência dos momentos superiores, preconizada por Miller e Scholes (1972), Kraus e Litzenberger (1976), Lee (1977) e Ang e Chua (1979). Este estudo foi aplicado a sub-amostras de fundos de gestão ativa e passiva cujos benchmarks são o Ibovespa, o IBrX e o ISE, segregadas em quartis, no intuito de verificar se os momentos superiores impactam a precificação dos fundos de investimentos brasileiros. Foi evidenciado que a inclusão dos momentos superiores é capaz de gerar coeficientes significativos, especialmente no que tange à co-curtose. Também verificou-se que o coeficiente linear tende a desaparecer conforme as novas variáveis são incluídas no modelo.

Palavras-chave: Fundos de Investimento, Momentos Superiores, CAPM.

1 INTRODUÇÃO

A indústria de fundos de investimento representa uma das principais formas de captação e investimento de recursos 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, movimento que abriu caminho para a criação de diversos novos fundos e o aumento do investimento nos fundos existentes.

Um fundo de Investimento, de acordo com Oliveira e Pacheco (2010) pode ser considerado uma concentração de recursos na forma de um condomínio, aberto ou fechado, que objetiva o investimento em títulos e valores mobiliários ou qualquer ativo disponível no mercado financeiro. A Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA) é a principal entidade representante dos fundos de investimento no cenário nacional.

Desde os primórdios dos fundos de investimento, a principal justificativa para sua existência é a vantagem de leigos poderem delegar seus recursos financeiros a gestores que supostamente possuem habilidade superior para atuar no mercado, formando carteiras eficientes e mais rentáveis que a média. 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.

Há pelo menos duas formas de gerir os fundos de investimento: ativamente e passivamente. Fortuna (2008) define que os fundos passivos buscam replicar a rentabilidade de um índice ou indexador de largo uso e que funcione como uma referência (*benchmark*), como, por exemplo, o Índice Bovespa (Ibovespa), o Índice Brasil 50 (IBrX) e o índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE). A gestão dos fundos passivos procura reduzir os dispêndios com corretagem, montando uma carteira eficiente, ajustada periodicamente. Dessa forma, o rendimento bruto não é corroído. Já os fundos de gestão ativa buscam superar a média de retorno do mercado, selecionando as melhores oportunidades de aplicação existentes entre as alternativas do mercado financeiro. São preponderantemente *Day-traders* que especulam oportunidades de ganhos imediatos, buscando ativos mal precificados. Os fundos ativos também podem ter uma *Proxy* ou *benchmark* que sirva como referência para suas aplicações.

Entre os problemas mais comuns no estudo dos fundos de investimento estão a mensuração, comparação e classificação dos retornos financeiros obtidos pelos fundos de investimento. Diversos autores propuseram modelos visando explicar a origem dos retornos dos fundos, bem como fatores que influenciam tais retornos, na tentativa de prever ou explicar os resultados da indústria de fundos de investimento.

Entre os modelos que buscaram explicar o desempenho dos fundos de investimento está o de Markowitz (1952), pioneiro teorizador da relação entre risco e retorno. Depois, Lintner (1965), Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1967) desenvolveram, individualmente, índices e medidas de desempenho que culminariam no atualmente chamado modelo CAPM, o mais conhecido e utilizado modelo de precificação de ativos. O modelo CAPM postula que o excesso de retorno dos fundos de investimento é determinado pelo excesso de retorno do mercado, sendo que quanto maior for a co-variância entre um e outro, maior será o retorno dos fundos. O retorno que se mantiver constante e não for explicado pelo coeficiente de co-variância, de acordo com o CAPM, advém da habilidade ou inabilidade do gestor.

Há uma gama de estudos que testam a validade do CAPM, bem como criticam e sugerem complementações que visam incrementar a qualidade do modelo. Entre as críticas mais conhecidas está a influência dos momentos superiores. Diversos autores, como Miller e Scholes (1972), Kraus e Litzenberger (1976), Lee (1977), Ang e Chua (1979) argumentam que apenas o coeficiente da co-variância não basta para explicar o excesso de retorno dos fundos de investimento, ou portfólios quaisquer, pois a co-assimetria e a co-curtose também desempenham papel fundamental. Assim sendo, o objetivo do presente estudo é averiguar o impacto que a inclusão dos momentos superiores no modelo CAPM gera na precificação dos Fundos de Investimentos.

2 OS MODELOS QUE INCORPORAM 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 através 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. 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. Esta relação pode ser expressa pela equação [01].

$$E[R_i] = \frac{Cov(R_i, R_M)}{E[(R_M - E(R_M))^2]} E[R_M]. \quad [01]$$

Na equação [01], $E[R_i]$ e $E[R_M]$ representam, 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 na equação [02].

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i (R_{M,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}. \quad [02]$$

Na equação [02], $(R_{i,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do portfolio i , no período t ; $(R_{M,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do mercado M , no período t ; α_i é uma constante; β_i é o coeficiente da variância sistemática, para o portfolio i ; $\varepsilon_{i,t}$ representa o erro aleatório.

Várias foram as tentativas de modificar o modelo CAPM. Miller e Scholes (1972), Kraus e Litzenberger (1976), Lee (1977), Ang e Chua (1979) argumentam que apenas a co-variância não basta para explicar o excesso de retorno; seria preciso incluir outros momentos superiores, como a co-assimetria e a co-curtose. Nos anos de 1990, os modelos preconizados por Grinblatt e Titman (1989), Jegadeesh e Titman (1989), Jegadeesh e Titman (1992), Fama e French (1992), Fama e French (1993) e Carhart (1997) lançaram novas bases para o estudo da *performance* dos fundos de investimento, ampliando a discussão para além dos momentos superiores.

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 [03].

$$E[R_i] = \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{E[(R_M - E(R_M))^2]} E[R_M] + \frac{\text{Cov}(R_i, R_M^2)}{E[(R_M - E(R_M))^3]} E[R_M^2]. \quad [03]$$

O modelo apresentado na equação [03] 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 pela fórmula [04].

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + \gamma_i(R_{M,t} - R_{f,t})^2 + \varepsilon_{i,t}. \quad [04]$$

Na equação [04], $(R_{i,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do portfólio i no período t ; $(R_{M,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do mercado M , no período t ; α_i 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 de 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 [05].

$$E[R_i] = \frac{Cov(R_i, R_M)}{E[(R_M - E(R_M))^2]} E[R_M] + \frac{Cov(R_i, R_M^2)}{E[(R_M - E(R_M))^3]} E[R_M^2] + \frac{Cov(R_i, R_M^3)}{E[(R_M - E(R_M))^4]} E[R_M^3]. \quad [05]$$

A fórmula consistente com o modelo CAPM, incluindo o quarto modelo em torno da média, pode ser representada por [06].

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + \gamma_i(R_{M,t} - R_{f,t})^2 + \delta_i(R_{M,t} - R_{f,t})^3 + \varepsilon_{i,t}. \quad [06]$$

Na equação [06], $(R_{i,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do portfólio i , no período t ; $(R_{M,t} - R_{f,t})$ é o excesso de retorno do mercado M , no período t ; α_i é uma constante; β_i é o coeficiente da variância sistemática do portfólio i , no período t ; γ_i é o coeficiente da assimetria sistemática do portfólio i , no período t ; δ_i é o coeficiente da curtose sistemática do portfólio i , no período t ; $\varepsilon_{i,t}$ representa o erro aleatório. A seção 3 apresenta estudos anteriores baseados nos modelos que incorporam momentos superiores.

3 ESTUDOS ANTERIORES COM BASE NOS MODELOS QUE INCORPORAM MOMENTOS SUPERIORES

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 viés 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 seminais 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, através 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 Lintner (1965), Sharpe (1966), Treynor (1965), e Jensen (1967), 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 viés 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 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) através do método de momentos generalizados (GMM), apresentado por Hansen (1982). O índice 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 idéia de que, para os investidores, taxas de retorno com co-assimetria positiva são preferíveis aos de co-assimetria negativa. O autor 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-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 distribuição 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 (1999), também estudam a co-assimetria e expandem o tradicional modelo GARCH, preconizado por Engle (1982) e Bollerslev (1986), 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 bolsa de Nova York (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 (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 do 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 através do teste de Jarque-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 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. Esta 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 - Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro. 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 multimercados e 189 de renda fixa. O 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 ASPI (*Adjusted for skewness performance index*). O *ranking* de *performance* dos fundos feito com base no modelo ASPI é comparado ao *ranking* feito através 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.

Milani *et. al.* (2010) avaliaram a aplicação dos modelos que incorporam os momentos superiores em fundos de investimento brasileiros de gestão ativa e cujo *benchmark* é o Ibovespa, com uma base de dados diários que compreende o período de 02/01/2007 a 08/04/2009. Seus resultados demonstraram que a inserção dos momentos superiores é capaz de gerar coeficientes significativos e positivos,

tanto para co-assimetria como para a co-curtose. Contudo, o R^2 , ou seja, o grau de explicação do modelo, praticamente manteve-se inalterado.

4 MÉTODO E DADOS

Os dados referentes a Fundos de Investimento utilizados neste estudo foram gentilmente cedidos pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros correspondendo ao período de 02/01/2007 a 08/04/2009. Com a finalidade de viabilizar as análises, foi necessário obter outros dados, referentes aos índices que servem como *benchmarks* para os fundos analisados, os quais são Ibovespa, IBrX e ISE, obtidos no *site* da BMF&BOVESPA. Também foi obtida a série do CDI, junto ao *site* do Banco Central do Brasil. Em ambos casos, o período da séries obtidas corresponde ao período de análise dos fundos, tanto de frequência diária como mensal.

Entende-se por bases de dados como os dados extraídos do software Si-Anbid 4.2, previamente divididos por *benchmark* e tipo de gestão. Tais bases foram transformadas, com a exclusão e acoplamento de dados (procedimento que será detalhado posteriormente) formando sub-amostras. As sub-amostras são o resultado da transformação das bases de dados.

As bases de dados de fundos cujos *benchmarks* são o IBrX e o Ibovespa formaram cinco sub-amostras: (i) fundos cujo *benchmark* é o Ibovespa e cuja gestão é ativa; (ii) fundos cujo *benchmark* é o Ibovespa e cuja gestão é passiva; (iii) fundos cujo *benchmark* é o IBrX e cuja gestão é ativa; (iv) fundos cujo *benchmark* é o IBrX e cuja gestão é passiva; (v) fundos cujo *benchmark* é o ISE, a qual não foi possível dividir de acordo com o tipo de gestão, pois há poucos fundos em atividade. O ISE representa uma tendência recente, portanto o contingente de fundos atrelados a este indicador ainda é pequeno, além de serem muito novos. Ou seja, a quantia de observações neste tipo de fundo ainda é reduzida, o que faria com que a divisão em tipos de gestão resultasse em sub-amostras pequenas demais. Para facilitar a expressão dos resultados, as sub-amostras serão chamadas simplesmente de Fundos Ibovespa ativos, Ibovespa passivos, IBrX ativos, IBrX Passivo e ISE.

A extração dos dados do *software* SI-Anbid 4.2 compôs o primeiro passo para a formação das sub-amostras que serão usadas neste trabalho. Em seguida, foi necessário acoplar a base dos fundos com os demais dados necessários, ou seja,

os *benchmarks* e o ativo livre de risco, procedimento realizado através do *software* STATA 10, o qual também foi utilizado para a estimação dos modelos. O acoplamento causou certo impacto na base de dados diários, pois foram excluídas algumas observações, referentes a dados faltantes. Grande parte dos dados faltantes ocorreu devido a dias como feriados municipais e estaduais que afetam a cidade de São Paulo, a exemplo do dia da Consciência Negra (20/11) e da Revolução Constitucionalista (09/07). Contudo, também havia alguns casos de dados faltantes por motivos desconhecidos. Após o acoplamento, restaram apenas as observações de dias em que havia disponibilidade de dados tanto dos fundos de investimento quanto dos índices da bolsa de valores.

Há muitos problemas em relação à sobrevivência e ao nascimento de fundos. A base de dados contém um contingente grande de fundos que não estavam presentes no início do período de estudo, bem como existem muitos fundos que encerraram suas atividades em meio ao período. Se todos os fundos fossem utilizados, a análise seria prejudicada devido ao desbalanceamento, ou seja, devido à comparação de fundos com períodos de existência distintos. Seria inadequado comparar a rentabilidade de fundos que podem nem ter existido ao mesmo tempo. Por exemplo, um fundo pode ter encerrado antes do final de 2007, enquanto outro pode ter iniciado em 2008. Acerca deste problema, Brooks (2008, p. 490) distingue painéis balanceados de painéis desbalanceados, argumentando que um painel balanceado possui o mesmo número de observações temporais para cada seção-cruzada, enquanto um painel desbalanceado pode ter diferentes números de observações temporais para cada seção-cruzada.

Para resolver este problema, foi necessário excluir todos os fundos que não estavam ativos no primeiro dia do período estudado, ou seja, excluir todos os fundos que iniciaram suas atividades em meio ao período estudado. Ainda com o objetivo de qualificar a amostra, foram excluídos todos os fundos que não apresentavam pelo menos a metade das observações de uma amostra completa. Em resumo, a amostra é formada por fundos que estavam ativos desde o início do período em questão e que permaneceram ativos por pelo menos metade deste período. A Tabela 01 apresenta de forma resumida as transformações sofridas por cada sub-amostra:

Tabela 01 – Transformações na base de dados

Sub-amostra	Planilha Original		Acoplamento		Início do período		Mais de 50% das obs		% base original	
	Fundos	Nº Obs	Fundos	Nº Obs	Fundos	Nº Obs	Fundos	Nº Obs	Fundos	Nº Obs
Ibovespa ativos	201	75925	201	74589	102	50491	89	48329	44,28	63,65
Ibovespa passivos	41	17361	41	17065	32	14548	24	13175	58,54	75,89
IBrX ativos	133	55946	133	54952	86	43961	86	43961	64,66	78,58
IBrX Passivo	20	8030	20	7878	9	4857	9	4857	45,00	60,49
ISE	30	16678	30	13476	14	7759	14	7759	46,67	46,52

A Tabela 01 deixa evidente que as sub-amostras reduziram-se bastante em relação às bases de dados originais. Contudo, verifica-se também que a redução percentual do número de fundos implicou em uma redução percentual não tão acentuada no número de observações (52% dos fundos sobreviveram, mas 68% das observações mantiveram-se), pois os fundos excluídos apresentavam um contingente reduzido de observações. Com a sub-amostra acoplada aos *benchmarks* e ao ativo livre de risco, foram calculadas e criadas as variáveis que correspondem ao excesso de retorno dos fundos de investimento (y) e ao excesso de retorno do mercado elevado na primeira ($excM$), segunda ($excM2$) e terceira potência ($excM3$). A seção 5 apresentará os resultados obtidos.

5 RESULTADOS

Dando início à apresentação dos resultados, a Tabela 02 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo.

Tabela 02 – Estatísticas Descritivas

Varivel	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose
Y	-0,02	2,40	-16,35	31,44	0,32	9,34
Ibovespa $excM$	-0,04	2,60	-12,15	13,63	0,01	7,09
Ativos $excM2$	6,79	16,74	0,00	185,73	6,03	48,89
$excM3$	-0,66	185,25	-1792,26	2531,26	4,28	103,19
pl (milhões)	87,90	154,00	0,00	1430,00	3,99	23,69
Ibovespa Y	-0,03	2,51	-11,79	14,59	0,29	8,39

Passivos	<i>excM</i>	-0,05	2,63	-12,15	13,63	0,02	7,12
	<i>excM2</i>	6,92	17,11	0,00	185,73	5,96	48,41
	<i>excM3</i>	-0,79	190,36	-1792,26	2531,26	4,19	98,41
	<i>pl (milhões)</i>	88,90	86,30	0,00	444,00	1,45	4,79
	<i>Y</i>	-0,01	2,49	-13,74	16,51	0,26	8,12
IBrX Ativos	<i>excM</i>	-0,04	2,61	-12,24	13,65	0,01	6,78
	<i>excM2</i>	6,83	16,43	0,00	186,27	5,79	47,30
	<i>excM3</i>	-0,65	177,60	-1832,04	2542,25	3,95	106,83
	<i>pl (milhões)</i>	103,00	140,00	0,00	1310,00	3,99	23,92
	<i>Y</i>	-0,01	2,53	-12,11	14,87	0,28	8,05
IBrX Passivos	<i>excM</i>	-0,04	2,58	-12,24	13,65	0,01	6,81
	<i>excM2</i>	6,67	16,08	0,00	186,27	5,89	49,10
	<i>excM3</i>	-0,61	173,06	-1832,04	2542,25	4,04	112,10
	<i>pl (milhões)</i>	87,00	115,00	0,00	532,00	2,20	7,11
	<i>Y</i>	-0,04	2,43	-11,09	15,86	0,40	8,03
ISE	<i>ExcM</i>	-0,07	2,51	-10,44	14,43	0,12	6,66
	<i>excM2</i>	6,38	15,51	0,00	208,18	6,63	66,31
	<i>excM3</i>	2,48	171,97	-1136,99	3003,62	9,76	180,53
	<i>pl (milhões)</i>	200,00	200,00	0,00	963,00	1,20	3,74

A análise da Tabela 02 esclarece que os maiores retornos (*y*) foram obtidos pelos fundos classificados como IBrX Passivos e IBrX Ativos, seguidos dos Ibovespa Ativos, Ibovespa Passivos e ISE, nesta ordem. A média da variável *excM* pode apresentar certas diferenças entre as categorias porque os fundos que compõem o painel coexistiram por períodos de tempo diferentes entre si. A média da variável *excM2* foi semelhante entre todas as categorias, diferentemente da média da variável *excM3*, que foi consideravelmente mais alta para os Fundos ISE. Chama a atenção o fato de que os fundos de todas as categorias obtiveram excesso de retorno superior ao excesso de retorno do mercado, além de desvios padrões inferiores. Segundo os pressupostos do Índice de Sharpe (1966), são indicativos de que os fundos apresentaram *performance* superior ao mercado. Evidencia-se ainda que a variável *excM3* apresenta desvio-padrão consideravelmente mais alto do que a variável *excM2*.

Verifica-se que os coeficientes de assimetria estimados para todas as variáveis são positivos, de forma que existe maior probabilidade de ocorrência de valores

extremos positivos do que valores extremos negativos. Ainda chama a atenção os altos coeficientes de curtose, característica natural das séries temporais financeiras.

Em todas as categorias de fundos, o ponto mínimo do pI é zero, pois isto representa a situação de lançamento dos fundos. Verifica-se a tendência de que fundos de gestão ativa apresentam pI maior do que os de gestão passiva, indicando certa preferência por parte do investidor.

Para dar início ao procedimento de análise baseado nas Equações [02], [04] e [06], a Tabela 03 traz os coeficientes estimados para a sub-amostra de Fundos Ibovespa Ativos.

Tabela 03 – Coeficientes Estimados para os fundos de gestão ativa cujo benchmark é o Ibovespa

Quartil	Coeficiente	Equação [02]		Equação [04]		Equação [06]		Nº Obs	Nº Fundos
		Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor		
1	α	0,127	0,138	-0,018	0,054	-0,005	0,618	12241	22
	β	0,847	0,000	0,847	0,000	0,792	0,000		
	γ	-	-	0,004	0,000	0,002	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,847		0,848		0,852			
2	α	0,010	0,000	-0,020	0,030	-0,006	0,501	12127	22
	β	0,847	0,000	0,847	0,000	0,791	0,000		
	γ	-	-	0,004	0,000	0,002	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,847		0,848		0,852			
3	α	0,022	0,022	0,003	0,758	0,016	0,113	11905	22
	β	0,826	0,000	0,826	0,000	0,773	0,000		
	γ	-	-	0,003	0,000	0,001	0,276		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,804		0,804		0,808			
4	α	0,001	0,963	-0,004	0,734	0,006	0,601	12014	23
	β	0,778	0,000	0,778	0,000	0,734	0,000		
	γ	-	-	0,001	0,306	-0,001	0,140		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,719		0,719		0,722			

A Tabela 03 evidencia, primeiramente, que o coeficiente β foi significativo em todas as regressões, ao grau de significância de 5%, o que já era esperado, tendo em vista que as teorias de Markowitz (1952) e Jensen (1966) estão consolidadas. Quanto às constantes, apenas o segundo quartil com o modelo que inclui a co-assimetria e o terceiro quartil com o modelo que inclui apenas a co-variância apresentaram coeficientes lineares significativos (-0,020 e 0,022, respectivamente). Destaca-se que, no primeiro caso, a constante é negativa. Em todos os casos, a inclusão da co-assimetria e da co-curtose foi capaz de aumentar o valor de R^2 nos quatro quartis, embora tal diferença seja muito pequena.

A inclusão da co-assimetria, conforme Equação [04], gerou coeficientes significativos no primeiro (0,004), no segundo (0,004) e no terceiro quartil (0,003), todos positivos. No quarto quartil, o coeficiente γ não foi significativo. Percebe-se que no modelo baseado na equação [04], os coeficientes gerados são maiores nos quartis de fundos maiores.

A inclusão da co-curtose, conforme equação [06], gerou coeficientes positivos para a co-assimetria no primeiro e no segundo quartil (0,002 e 0,002), ambos positivos, além de gerar coeficientes positivos e significativos para a co-curtose em todos os quartis (0,001, para todos). Dando continuidade às análises, a Tabela 04 apresenta os resultados para os fundos Ibovespa passivos.

Tabela 04 – Coeficientes estimados para os fundos de gestão passiva cujo *benchmark* é o Ibovespa

Quartil	Variável	Equação [02]		Equação [04]		Equação [06]		Nº Obs	Nº Fundos
		Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor		
1	α	0,019	0,186	-0,017	0,270	-0,003	0,823	3366	6
	β	0,908	0,000	0,908	0,000	0,850	0,000		
	γ	-	-	0,005	0,000	0,003	0,001		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,888		0,889		0,893			
2	α	0,018	0,233	-0,020	-0,218	-0,005	0,773	3366	6
	β	0,894	0,000	0,894	0,000	0,831	0,000		
	γ	-	-	0,005	0,000	0,003	0,001		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,878		0,880		0,885			
3	α	0,016	0,317	-0,018	0,279	-0,003	0,849	3076	6

	β	0,892 0,000	0,893 0,000	0,828 0,000		
	γ	- -	0,005 0,000	0,002 0,008		
	δ	- -	- -	0,001 0,000		
	$R^2 overall$	0,879	0,880	0,885		
4	α	0,024 0,106	-0,011 0,493	0,003 0,856	3366	6
	β	0,894 0,000	0,894 0,000	0,837 0,000		
	γ	- -	0,005 0,000	0,003 0,002		
	δ	- -	- -	0,003 0,000		
	$R^2 overall$	0,883	0,884	0,888		

Com relação à Tabela 04, verifica-se que o modelo CAPM, correspondente à Equação [02], gerou coeficientes Beta muito significativos, mas nenhum Alfa significativo. A Equação [04] gerou coeficientes de co-assimetria significativos e positivos em todos os quartis (0,005, para todos), mas não gerou coeficientes lineares significativos. Quanto à inclusão da co-assimetria e da co-curtose conjuntamente, conforme equação [06], ambos coeficientes foram significativos e positivos para os quatro quartis (0,003, 0,003, 0,002 e 0,003 para a co-assimetria e 0,001, 0,001, 0,001 e 0,003 para a co-curtose), mas não foram gerados coeficientes lineares significativos. Da mesma forma como ocorreu na análise dos fundos Ibovespa Ativos, o coeficiente R^2 aumentou com a inclusão das novas variáveis, mas de forma muito discreta. Dando continuidade, a Tabela 05 apresentará os resultados dos fundos IBrX ativos.

Tabela 05 – Coeficientes estimados para os fundos de gestão ativa cujo benchmark é o IBrX

Quartil	Variável	Equação [02]		Equação [04]		Equação [06]		Nº Obs	Nº Fundos
		Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor		
1	α	0,022	0,017	-0,012	0,240	0,001	0,881	10559	19
	β	0,881	0,017	0,882	0,000	0,824	0,000		
	γ	-	-	0,005	0,000	0,003	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	$R^2 overall$								
2	α	0,026	0,003	-0,010	0,270	0,005	0,573	10743	20
	β	0,888	0,000	0,888	0,000	0,821	0,000		
	γ	-	-	0,005	0,000	0,003	0,000		

	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,866		0,867					
3	α	0,025	0,004	-0,010	0,303	0,005	0,577	11214	20
	β	0,898	0,000	0,898	0,000	0,834	0,000		
	γ	-	-	0,004	0,000	0,003	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,869		0,870		0,875			
4	α	0,021	0,029	-0,109	0,294	0,004	0,699	10519	20
	β	0,864	0,000	0,864	0,000	0,800	0,000		
	γ	-	-	0,005	0,000	0,002	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,831		0,832		0,875			

A Tabela 05 demonstra que em todos os quartis foram gerados coeficientes Alfa significativos, de acordo com o modelo CAPM, ao contrário do que ocorreu com as sub-amostras de fundos Ibovespa ativos e Ibovespa passivos. O maior Alfa é devido ao segundo quartil (0,022), ao passo que o segundo melhor Alfa foi originado pelos fundos do terceiro quartil (0,026). O pior Alfa vem do quarto quartil (0,021). A aplicação das equações [04] e [06] não foi capaz de gerar coeficientes lineares significativos, provavelmente porque as novas variáveis incluídas no modelo explicaram o desempenho que antes era tido como constante. A co-assimetria e a co-curtose foram significativas e positivas em todos os casos, tanto na aplicação da equação [04] (coeficientes de co-assimetria de 0,005, 0,005, 0,004 e 0,005, respectivamente) quando da aplicação da equação [06] (coeficientes de co-assimetria de 0,003, 0,003, 0,003 e 0,002 e coeficientes de co-curtose de 0,001 em todos os quartis). A Tabela 06 expõe os resultados para os fundos IBrX Passivos.

Tabela 06 – Coeficientes estimados para os fundos passivos cujo *benchmark* é o IBrX

		Equação [02]		Equação [04]		Equação [06]			
Quartil	Variável	Coeficiente p-valor		Coeficiente p-valor		Coeficiente p-valor		Nº Obs	Nº Fundos
1	α	0,010	0,693	-0,031	0,258	-0,017	0,511	1122	2
	β	0,928	0,000	0,928	0,000	0,871	0,000		
	γ	-	-	0,006	0,000	0,004	0,015		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		

	R ² overall	0,895	0,896	0,900		
2	α	0,312 0,303	-0,002 0,947	0,016 0,614	929	2
	β	0,858 0,000	0,859 0,000	0,789 0,000		
	γ	- -	0,006 0,007	0,003 0,182		
	δ	- -	- -	0,002 0,000		
	R ² overall	0,828	0,829	0,836		
3	α	0,029 0,272	-0,012 0,681	0,003 0,904	1122	2
	β	0,916 0,000	0,916 0,000	0,851 0,000		
	γ	- -	0,006 0,000	0,003 0,033		
	δ	- -	- -	0,001 0,000		
	R ² overall	0,883	0,884	0,889		
4	α	0,028 0,178	-0,014 0,539	-0,001 0,980	1683	3
	β	0,941 0,000	0,941 0,000	0,883 0,000		
	γ	- -	0,006 0,000	0,004 0,002		
	δ	- -	- -	0,001 0,000		
	R ² overall	0,893	0,894	0,898		

Nenhuma constante Alfa significativa foi gerada pelo modelo CAPM, da mesma forma que os demais modelos não foram capazes de gerar coeficientes lineares significativos, conforme pode ser visualizado na Tabela 06. A equação [04] gerou coeficientes positivos e significativos para a variável co-assimetria em todos os quartis (0,006, em todos). A equação [06] gerou coeficientes significativos e positivos tanto para a co-assimetria, no primeiro (0,004), terceiro (0,003) e quarto (0,004) quartis, quanto para a co-curtose, no primeiro (0,001), segundo (0,002), terceiro (0,001) e quarto quartis (0,001). Manteve-se a tendência de que o R² melhora com a inclusão das variáveis correspondentes aos momentos superiores, mas de forma muito sutil. A Tabela 07 permitirá apreciar os resultados dos fundos atrelados ao ISE.

A Tabela 07 evidencia que os fundos cujo *benchmark* é o ISE não foram capazes de gerar coeficientes Alfa significativos, de acordo com o modelo de Jensen (1967), representado pela equação [02]. De maneira similar, as equações [04] e [06] também não geraram coeficientes lineares significativos.

Tabela 07 – Coeficientes estimados para os fundos cujo benchmark ISE

		Equação [02]	Equação [04]	Equação [06]		
Quartil	Variável	Coeficiente p-valor	Coeficiente p-valor	Coeficiente p-valor	Nº Obs	Nº Fundos
1	α	0,024 0,321	-0,008 0,775	0,019 0,460	1683	3
	β	0,880 0,000	0,878 0,000	0,820 0,000		
	γ	- -	0,005 0,002	0,000 0,818		
	δ	- -	- -	0,019 0,000		
	R^2 overall	0,832	0,833	0,837		
2	α	0,016 0,516	-0,016 0,553	0,011 0,666	1683	3
	β	0,881 0,000	0,879 0,000	0,821 0,000		
	γ	- -	0,005 0,002	0,000 0,799		
	δ	- -	- -	0,001 0,000		
	R^2 overall	0,833	0,834	0,838		
3	α	0,014 0,478	-0,009 0,668	0,010 0,643	2148	4
	β	0,889 0,000	0,887 0,000	0,846 0,000		
	γ	- -	0,004 0,004	0,000 0,911		
	δ	- -	- -	0,001 0,000		
	R^2 overall	0,858	0,858	0,861		
4	α	0,020 0,296	0,013 0,465	-0,008 0,005	2244	4
	β	0,882 0,000	0,889 0,000	0,888 0,000		
	γ	- -	0,000 0,000	0,003 0,005		
	δ	- -	- -	0,000 0,005		
	R^2 overall	0,853	0,875	0,875		

Ainda com relação à Tabela 07, a equação [04] gerou coeficientes significativos positivos para a variável co-assimetria, em todos os quartis (0,005, 0,005, 0,004 e 0,000). A equação [06] gerou coeficientes significativos e positivos para a co-assimetria apenas para o quarto quartil (0,003), mas gerou coeficiente de co-curtose positivo e significativos para todos os quartis (0,019, 0,001, 0,001, 0,000). O valor de R^2 , da mesma forma que nas sub-amostras anteriores, apresentou tímida melhora. Para finalizar a análise dos resultados da adição dos momentos superiores, a Tabela 08 apresentará os resultados para as sub-amostras em sua totalidade, sem divisão em quartis.

Os dados expostos na Tabela 08 deixam claro que o modelo CAPM gerou coeficientes Alfa significativos para os fundos Ibovespa ativos, Ibovespa passivos e IBrX ativos, diferentemente da análise segregada em quartis, na qual os fundos

Ibovespa ativos e Ibovespa passivos não geraram coeficientes Alfa significativos. Isto indica que existem relações que apenas a análise da sub-amostra completa consegue captar.

Tabela 08 – Coeficientes estimados para a amostra completa

		Equação [02]		Equação [04]		Equação [06]			
Quartil	Variável	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Nº Obs	Nº Fundos
Ibovespa Ativo	α	0,011	0,019	-0,010	0,055	0,002	0,583	48287	89
	β	0,825	0,000	0,825	0,000	0,773	0,000		
	γ	-	-	0,003	0,000	0,001	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,805		0,805		0,809			
Ibovespa Passivo	α	0,019	0,010	-0,017	0,040	-0,002	0,796	13174	24
	β	0,897	0,000	0,897	0,000	0,837	0,000		
	γ	-	-	0,005	0,000	0,003	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,882		0,883		0,888			
Ibx Ativo	α	0,023	0,000	-0,011	0,029	0,004	0,413	43046	79
	β	0,883	0,000	0,883	0,000	0,820	0,000		
	γ	-	-	0,005	0,000	0,003	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,857		0,859		0,863			
Ibx Passivo	α	0,024	0,053	-0,016	0,250	-0,001	0,954	4856	9
	β	0,919	0,000	0,919	0,000	0,856	0,000		
	γ	-	-	0,006	0,000	0,004	0,000		
	δ	-	-	-	-	0,001	0,000		
	R^2 overall	0,880		0,882		0,886			
ISE	α	0,023	0,110	-0,078	0,000	0,004	0,754	7758	14
	β	0,831	0,000	0,831	0,000	0,694	0,000		
	γ	-	-	0,016	0,000	0,000	0,901		
	δ	-	-	-	-	0,004	0,000		
	R^2 overall	0,736		0,746		0,781			

Quanto à equação [04], os resultados apontam que os fundos Ibovespa passivos, IBrX ativos e ISE geraram coeficientes lineares significativos, mas negativos. Todas sub-amostras geraram coeficientes de co-assimetria positivos e significativos.

Ainda em relação à Tabela 08, a equação [06] não gerou coeficientes lineares significativos, mas gerou coeficientes de co-assimetria e co-curtose significativos para todas sub-amostras, exceto para a sub-amostra de fundos ISE, que teve apenas o coeficiente de co-curtose significativos. Tais coeficientes foram positivos em todos os casos. Também repete-se o fato de que o R^2 aumenta um pouco com a inclusão de novas variáveis no modelo.

Analisando os resultados de forma geral, verifica-se que os fundos IBrX ativos apresentam o melhor desempenho, de acordo com a teoria proposta pelo CAPM, conforme equação [02], devido ao destaque do Alfa de Jensen (1966), ou seja, o coeficiente linear do modelo CAPM. A sub-amostra de fundos IBrX ativos foi a única a apresentar Alfas significativos em todos os quartis. Na análise das sub-amostras completas, o Alfa de Jensen (1966) dos fundos IBrX é o maior, embora os fundos cujo *benchmark* é o Ibovespa também tenham gerado coeficientes Alfa significativos. Contudo, ao incluir a variável co-assimetria, surgem coeficientes lineares negativos para três das cinco sub-amostras. Seria o Alfa de Jensen (1966) realmente desempenho superior, por parte do gestor, ou apenas uma parcela da variação da rentabilidade do excesso de retorno dos fundos de investimento que não havia sido suficientemente explicado pelo coeficiente de co-variância e que tornou-se parte do coeficiente linear?

Em poucos casos a equação [04] gerou coeficientes lineares significativos. Além dos três casos verificados na análise das sub-amostras completas, há um caso no segundo quartil dos fundos Ibovespa ativos, sendo que todos são negativos. Nas análises segregadas em quartis, o coeficiente da co-assimetria é significativo em todos os casos, exceto no quarto quartil de fundos Ibovespa ativos.

A inserção da variável co-curtose, conforme equação [06] não gerou nenhum coeficiente linear significativo, mas fez com que o coeficiente da co-assimetria deixasse de ser significativo no terceiro e no quarto quartil de fundos Ibovespa ativos e no primeiro, segundo e terceiro quartil de fundos ISE. Há uma tendência, em todas as análises, de que a inserção das variáveis co-assimetria e co-curtose aumente discretamente o valor de R^2 .

6 CONCLUSÕES

As conclusões acerca do assunto estudado já delineavam-se na análise das estatísticas descritivas, as quais mostraram que a média da rentabilidade dos fundos (*rent*) é sempre positiva, mas a média de excesso de retorno dos fundos (y) é sempre negativa, deixando claro que o retorno médio dos fundos de investimento não ultrapassou o retorno médio do ativo livre de risco. Também foi evidenciado que a melhor média advinha dos fundos cujo *benchmark* é o IBrX, ao passo que os fundos cujo *benchmark* é o ISE apresentaram a pior média.

Chama a atenção o fato de que o desvio-padrão da variável *rent* é maior nos fundos de gestão passiva, pois a expectativa era de que ocorresse o contrário, já que um dos objetivos da gestão passiva é a construção de uma carteira eficiente. Ao comparar o desvio-padrão do excesso de retorno dos fundos (y) com o desvio-padrão do excesso de retorno do mercado (*excM*), percebe-se que os fundos apresentam menor valor, ou seja, são menos voláteis do que o mercado.

Os fundos cujo *benchmark* é o Ibovespa apresentaram os menores Alfas. A análise dos resultados obtidos pelo modelo CAPM, demonstra que os fundos IBrX apresentaram mais alfas significativos do que os fundos Ibovespa e ISE, além de que os fundos de gestão ativa superaram os de gestão passiva nesse mesmo quesito. O Alfa de Jensen (1966) também evidenciou que os fundos ISE apresentaram o pior resultado.

Quanto à inclusão da co-assimetria no modelo CAPM, a Tabela 08 mostrou que foram formados coeficientes positivos e significativos em todas as sub-amostras, além de que os coeficientes lineares significativos gerados pelo modelo CAPM tradicional passaram a ser negativos, demonstrando que o retorno que na análise com o tradicional CAPM seria atribuído à habilidade do gestor, na verdade é oriundo da co-assimetria dos fundos com o mercado. Os fundos ISE confirmam este efeito, pois apresentaram o maior coeficiente de co-assimetria e o menor Alfa de Jensen (1966). A inclusão da co-curtose, conforme equação [06], gerou coeficientes de co-curtose significativos e positivos para todas as sub-amostras e coeficientes de co-assimetria significativos para as sub-amostras de fundos Ibovespa Ativos, Ibovespa Passivos, IBrX Ativos e IBrX Passivos. A inclusão da co-curtose gera coeficientes lineares maiores do que os obtidos na equação [04], mas menores do que os obtidos pelo tradicional CAPM. Isto acontece porque os coeficientes de co-assimetria

também decaem. Isto é exemplificado pelos resultados obtidos pelos fundos ISE, que com a equação [06] obtiveram o maior Alfa entre todas as sub-amostras, mas o menor Alfa com a equação [04]. É possível que a elevada correlação das variáveis $excM$ e $excM3$ gere efeito corrosivo na regressão. Assim, pode-se dizer que a equação [04] explica melhor os retornos dos fundos de investimento do que a equação [06], embora a segunda tenha obtido coeficiente de R^2 *overall* superior à primeira. O coeficiente de co-assimetria positiva significa que variações na assimetria do retorno do mercado geram variações de mesmo sinal na assimetria do retorno dos fundos. Como foi verificado que os retornos dos fundos e dos mercados apresentam assimetria positiva, pode-se dizer que os fundos aproveitam-se da assimetria positiva dos retornos do mercado, o que é um bom sinal, pois significa que há mais probabilidade de retornos positivos muito altos do que retornos negativos muito baixos, no mercado e nos fundos de investimento.

Em resumo, o resultado dos fundos de investimento não é plenamente satisfatório, pois não superaram o retorno de seus *benchmarks* e estão muito sujeitos às oscilações do mercado, pois os coeficientes das variáveis que representam o mercado foram extremamente altos, em relação aos demais. Dessa forma, parece que o gestor de um fundo tem impacto muito limitado na gestão, pois seu resultado está fortemente condicionado ao resultado do mercado. Contudo, os fundos passivos, os quais teoricamente buscam uma carteira eficiente, apresentaram desvios-padrões maiores do que os fundos ativos, além de que os fundos ativos obtiveram resultados superiores aos passivos, no tangente à aplicação do modelo CAPM. Mas não pode passar despercebido o fato de que o Alfa de Jensen (1966) tende a se desfazer conforme são agregadas variáveis no modelo, o que põe em dúvida sua validade como medida de desempenho. No período, o retorno dos fundos não superou sequer o retorno do ativo livre de risco, embora compete lembrar que parte do período de análise foi afetado pela crise econômica de 2008. Assim, pode-se dizer que embora os gestores tenham alguns méritos, seu desempenho está aquém do esperado, tendo em vista as altas taxas de administração e performance cobradas.

ABSTRACT

The investment fund industry is a major form of funding and investment of resources in the world. Among the most common problems in the study of investment funds are the measurement, comparison and classification of financial returns earned by mutual funds. Among the major models is the Capital Asset Pricing Model (CAPM). A wide range of studies test the validity of the CAPM, as well as criticize it and suggest additions that aim to increase the quality of the model. Among the best known critics is the influence of superior moments, studied first by Miller and Scholes (1972), Kraus and Litzenberger (1976), Lee (1977) and Ang and Chua (1979). This study was applied to sub-samples of funds actively and passively managed whose benchmarks are Ibovespa, IBrX and ISE, divided into quartiles in order to ascertain whether the superior moments impact the pricing of Brazilian investment funds. It was shown that the inclusion of superior moments can generate significant coefficients, especially in regard to the co-kurtosis. It was also found that the linear coefficient tends to disappear as the new variables are added to model.

Key-words: Investment funds, Superior Moments, CAPM

NOTAS

¹ Mestre em Administração pela UFSM. Professor do curso de Administração da Faculdade Palotina de Santa Maria (FAPAS).

² Doutor em Engenharia da Produção pela UFSM. Professor do Departamento de Administração da UFSM.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. Análise das Preferências dos Investidores: uma Análise de Dados em Painéis. In: *IV Encontro Brasileiro de Finanças, 2004, Rio de Janeiro. Anais do IV Encontro Brasileiro de Finanças*. São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2004.

ANG, J.; CHUA, J. Composite measures for the evaluation of Investment Performance. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 14, n. 2, p. 361-384, 1979.

- ARDITTI, F. Risk and the required return on equity. *Journal of Finance*, v. 22, n. 1, p. 19-36, 1967.
- ASSAF NETO, A. *Mercado Financeiro*. São Paulo: Atlas, 2008.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedacity. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 307-327, 1986.
- BOX, G.; COX, D. An Analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, v. 26, p. 211-243, 1964.
- BROOKS, C. *Introductory econometrics for finance*. New York: Cambridge University Press, 2008.
- CASTRO JÚNIOR, F.; ZWICKER, R.; YOSHINAGA, C. Apreçamento de ativos com coassimetria e cocurtose com dados em painel. In: *IX Encontro Brasileiro de Finanças, 2009, São Leopoldo, Anais do IX Encontro Brasileiro de Finanças*. São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2009.
- CARHART, M. On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, vol. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.
- CHUNHACHINDA, P.; DANDAPANI, K.; HAMID, S.; PRAKASH, A. *Journal of Banking and Finance*, v. 21, p. 143-167, 1997.
- ENGLE, R. Autoregressive conditional Heteroskedacity with the estimates of variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1008, 1982.
- FAMA, E.; FRENCH, K. Commom risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.
- _____. The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, n. 47, p. 427-465, 1992.
- FANG, H.; LAI, T. Co-curtosis and Capital Asset Pricing. *The financial Review*, v. 32, n. 2, p. 293-307, 1997.
- FARIAS, A.; ORNELAS, J.; SILVA JUNIOR, A. Accounting for Skewness in Performance Evaluation of Brazilian Mutual Funds. *SSRN*, 2009. Disponível em:< <http://ssrn.com/abstract=1402945>>.
- FORTUNA, Eduardo. *Mercado Financeiro: Produtos e Serviços*. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2008.
- HARVEY, C.; SIDDIQUE, A. *The Journal of Finance*, v. 55, n. 3, p. 1263-1265, 2000.
- JARQUE, C.; BERA, A. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, n. 6, v. 3, p. 255–259, 1980.

- JEGADEESH, N; TITMAN, S. An analysis of quarterly portfolio holdings. *The Journal of Business*, v. 62, n. 3, p. 393-416, 1989.
- JEGADEESH, N; TITMAN, S. Does market risk really explain the size effect? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 10, p. 337-351, 1992.
- JENSEN, M. The performance of mutual funds in the period of 1945-1964. *Journal of Finance*, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1967.
- KOEKEBAKKER, S.; ZAKAMOULINE, V. Portfolio performance evaluation with generalized Sharpe ratios: beyond the mean and variance. *Journal of Banking and Finance*, p. 1242-1254, 2009.
- KRAUS, A.; LITZENBERGER, R. Skewness preference and the valuation of risky assets. *Journal of Finance*, v. 31, n. 4, p. 1085-1100, 1976.
- LEE, C. Functional Form, skewness effect and the risk-return relationship. *Journal of financial and quantitative analysis*, v. 12, n. 1, p. 55-72, 1977.
- LENCIONE, M. Modelos de precificação. *THESIS*, a. 1, v. 3, p. 26-50, 2005.
- LEVINE, D.; STEPHAN, D.; KREHBIEL, T.. BERENSON, M. *Estatística – Teoria e aplicações usando o Microsoft Excel em português*. Rio de Janeiro: LTC – Livros Técnicos e Científicos Editora S.A, 2002.
- LIM, K. A new test of the three moment capital asset pricing model. *Journal of financial and quantitative analysis*, v. 24, p. 205-216, 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*, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.
- LINTNER, J. Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. *Journal of Finance*, v. 20, p. 587, 616, 1965.
- MANDELBROT, B. The variation of certain speculative prices, *Journal of Business*, v. 36, 394-419, 1963.
- MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, v. 7. n. 1, 1952.
- MILANI, B.; CERETTA, P.; BARBA, F.; CASARIN, F. Fundos de investimentos brasileiros: a influência dos momentos superiores na avaliação de desempenho. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, v. 12, n. 36, 2010.
- MILLER, M; SCHOLLES, M. *Rates of Returns in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings*. Studies in the Theory of Capital Markets. New York: Praeger, 1972.
- MORENO, D.; RODRÍGUEZ, R. The value of coskewness in mutual fund performance evaluation. *Journal of banking and Finance*. v. 33, p. 1664-1676, 2009.

OLIVEIRA, Gilson Alves de; PACHECO, Marcelo Marques. *Mercado Financeiro: Objetivo e Profissional*. São Paulo: Editora Fundamento Educacional, 2010.

PEARSON, E.; MERRINGTON, M. An approximation to the distribution of noncentral t , *Biometrika*, v. 45, p. 484-491, 1958.

PREMARATNE, G; BERA, A. Modeling Asymmetry and Excess Kurtosis in Stock Return Data. *SSRN*, 2000. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=259009>.

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

SHARPE, William F. Mutual Fund Performance. *The Journal of business*, v. 39, n. 1, p.119-138, 1966.

SHARPE, W. The Sharpe Ratio. *Journal of Portfolio Management*, 1994.

TREYNOR, J. How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review*, v. 43, p. 63-75, 1965.