

Eixo Temático: Estratégia e Internacionalização de Empresas

PRECIFICAÇÃO DE ETFs BRASILEIROS INCORPORANDO MOMENTOS SUPERIORES

BRAZILIAN ETFs PRICING INCORPORATING HIGHER MOMENTS

Bruno Milani e Paulo Sergio Ceretta

RESUMO

Os *Exchanged Traded Funds* (ETFs) se tornaram um veículo de investimentos amplamente difundido, com características únicas que não foram ainda suficientemente estudadas, especialmente quando se trata de ETFs de mercados emergentes. Um dos principais modelos de precificação utilizados em fundos de investimentos é o CAPM, o qual pode ser estendido através da inclusão de momentos superiores. Dessa forma, o objetivo do presente trabalho foi analisar a precificação dos ETFs brasileiros através da estimação de um modelo complementar ao CAPM, incluindo momentos superiores. Entre os diversos resultados, um dos mais relevantes é o fato que, além da co-variância, a co-curtose também gera coeficiente significativo, no entanto com sinal negativo.

Palavras-chave: ETFs Brasileiros, Co-assimetria, Co-curtose, Momentos Superiores

ABSTRACT

Exchanged Traded Funds (ETFs) have become a widely diffused investment vehicle with unique features that have not been sufficiently studied yet, especially when it comes to emerging market ETFs. One of the major pricing models used in mutual funds is the CAPM, which can be extended by including higher moments. Thus, the objective of the present work was to analyze the Brazilian ETFs pricing through the estimation of a complementary model to the CAPM, including higher moments. Among the several results, one of the most relevant is the fact that, in addition to the co-variance, co-kurtosis also generates a significant coefficient, however with a negative sign.

Keywords: Brazilian ETFs, Co-skewness, Co-kurtosis, Higher Moments

1 INTRODUÇÃO

Os *Exchanged Traded Funds* (ETFs) se tornaram um veículo de investimentos amplamente difundido, com características únicas que não foram ainda suficientemente estudadas, especialmente quando se trata de ETFs de mercados emergentes.

O tradicional *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965), Treynor (1965) e Mossin (1966) é baseado na relação entre risco e retorno, delineada por Markowitz (1952). Jensen (1967) aplicou o CAPM à análise de desempenho de fundos de investimentos, calculando quanto o fundo depende do risco sistemático (coeficiente angular Beta), quanto é devido à habilidade do gestor (coeficiente linear Alfa) e quanto advém do risco idiossincrático (residual). A discussão iniciada por Jensen (1967) tornou-se um marco na análise de fundos de investimento, dando origem a estudos sobre tipos de gestão, *benchmarks* e estendendo-se a outros produtos do mercado financeiro com características de carteira de investimentos.

Posteriormente, diversos modelos complementares emergiram para melhorar a precificação dos fundos de investimento, como os modelos que incorporam os momentos superiores propostos por Miller e Scholes (1972), Kraus e Litzenberger (1976), Lee (1977) e Ang e Chua (1979), o modelo *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Ross (1976) e Chen, Roll e Ross (1986), o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Embora a discussão tradicional acerca de *performance* e precificação remonte aos fundos de investimento, o surgimento de produtos similares/derivados permitiu que os modelos fossem aplicados em novos contextos, a exemplo dos *Closed-End Funds* (CEFs), *Real Estate Investment Trusts* (REITs) e ETFs.

Os ETFs brasileiros foram criados em janeiro de 2002 pela instrução nº 359 da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), uma instituição governamental que regula o mercado financeiro brasileiro. Assim como os ETFs internacionais, eles devem seguir um índice de referência (*benchmark*), comumente o índice Ibovespa, que representa o mercado brasileiro. No mercado brasileiro, os ETFs representam uma das poucas modalidades de fundos de investimento que podem negociar cotas em bolsa de valores, diferentemente de mercados como os Estados Unidos, onde este recurso está disponível para outros tipos de fundos, como os CEFs, os REITs, entre outros. O único tipo de fundo de investimento que possui cotas negociadas na Bovespa em quantidade significativa, além dos ETFs, são os fundos Imobiliários.

Dessa forma, o objetivo do presente trabalho é analisar a precificação dos ETFs brasileiros através da estimação de um modelo complementar ao CAPM, incluindo momentos superiores. O estudo se justifica devido ao pequeno conjunto de pesquisas acerca de ETFs brasileiros, sendo que os resultados obtidos são de interesses de gestores, investidos e acadêmicos.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

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 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 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].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}. \quad [01]$$

Na equação [01], $r_{i,t}$ é o retorno do fundo i no período t ; $r_{f,t}$ é o retorno do ativo livre de risco f no período t ; $r_{M,t}$ é o retorno do índice de mercado M no período t ; $r_{i,t} - r_{f,t}$ é o excesso de retorno do fundo 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 fundo i ; $\varepsilon_{i,t}$ representa o erro aleatório.

Várias foram as tentativas de modificar o 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.

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. O modelo que agrega a assimetria sistemática também pode ser expresso pela Equação [02].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_i(r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \varepsilon_{i,t}. \quad [02]$$

Na equação [02], $r_{i,t} - r_{f,t}$ é o excesso de retorno do fundo 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. A fórmula consistente com o CAPM, incluindo o quarto modelo em torno da média, pode ser representada pela Equação [03].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2(r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \beta_3(r_{M,t} - r_{f,t})^3 + \varepsilon_{i,t}. \quad [03]$$

Na Equação [03], $r_{i,t} - r_{f,t}$ é o excesso de retorno do fundo 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_1 é o coeficiente da variância sistemática, no período t ; β_2 é o coeficiente da assimetria sistemática, no período t ; β_3 é o coeficiente da curtose sistemática, no período t ; $\varepsilon_{i,t}$ representa o erro aleatório.

2.1 ESTUDOS ANTERIORES

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 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.

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.

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. 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.

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.

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, 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.

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. O *ranking de performance* dos fundos feito com base no modelo que agrega momentos superiores é comparado ao *ranking* feito através do tradicional *Sharpe Ratio*, desenvolvido por Sharpe (1966;1994). 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.

Doan *et al.* (2010) precificam ações dos mercados estadunidense e australiano no período de janeiro de 2001 a julho de 2007 agregando ao CAPM a co-assimetria e a co-curtose. Seu estudo evidenciou que as ações australianas tendem a apresentar maior co-assimetria e menor co-curtose, ao contrário das ações estadunidenses, o que pode estar relacionado com a diferença de tamanho das empresas, pois as empresas australianas tendem a ser menores. Os autores ainda testam um modelo alternativo que inclui os fatores SMB, HML e Momento, demonstrando que os coeficientes gerados pela inclusão dos momentos superiores mantem-se significativos.

Hasan *et al.* (2013) emprega o modelo que inclui momentos superiores na precificação de fundos do mercado de Bangladesh, com dados mensais de 80 empresas não-financeiras listadas na *Dhaka Stock Exchange* de janeiro de 2005 a de dezembro de 2009. Foi verificado que o excesso de retorno do mercado não explica o retorno das empresas quando incluído como a única variável dependente. Tampouco o segundo e o terceiro momento são significativos, embora sua inclusão aumente o R^2 de 0,037 para 0,257.

You e Nguyen (2013) examinam se a otimização baseada na média-variância contribui para diversificar o risco oriundo de momentos superiores. Em um universo de 39 contratos futuros, escolhidos entre os mais negociados no mercado estadunidense os autores concluem que carteiras eficientes montadas com apenas nove ativos não apresentam sensibilidade a estes fatores de risco.

Milani e Ceretta (2014) estenderam os resultados de Milani *et al.* (2010) incluindo os fundos de gestão passiva e os fundos cujo *benchmark* é o IBrX e o Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), além de segregar a análise dos momentos superiores em quartis. De uma maneira geral, a inclusão da co-curtose gerou coeficiente significativo em todos os quartis de todas as categorias de fundos, fato que não foi consistente para a variável co-assimetria em vários quartis analisados, especialmente os quartis de fundos maiores. O fato de que o R^2 aumentou de maneira pífia com a inclusão dos momentos superiores foi novamente verificado.

Milani e Ceretta (2015) analisam os ETFs e fundos de investimento brasileiros através do modelo que incorpora momentos superiores, porém aproveitando-se da decomposição dos retornos em escalas de tempo através do método de ondaletas. De maneira geral, os coeficientes de co-variância e co-curtose são significativos na maioria dos casos, sendo que as categorias de fundos/ETFs de pior *performance* são justamente as poucas que não apresentam coeficiente de co-curtose significativo. Além disto, os fundos com melhor *performance* apresentaram coeficientes de co-assimetria negativos nas maiores escalas de tempo.

3 MÉTODO

Os dados utilizados neste estudo são de frequência diária, abrangendo o período de 02/01/2009 a 31/12/2013, escolhido em função da disponibilidade, considerando que anteriormente a este período havia uma quantidade limitada de ETFs no Brasil, bem como limitada quantidade de operações, o que criaria um viés. Portanto, foram escolhidos os nove ETFs brasileiros cuja existência iniciou antes de 02/01/2009 e manteve-se até, pelo menos, 31/12/2013. Após escolhidos os ETFs, foram extraídos os dados referentes ao retorno das cotas (variação média do valor pelo qual a cota é negociada), fornecidos pela ANBIMA.

Para a estimação do CAPM, foram necessários os retornos do Ibovespa, os quais foram calculados como a primeira diferença do índice Ibovespa, obtido no site da BM&FBOVESPA. Também foi necessário obter os retornos do CDI diário, para que fosse possível calcular o excesso de retorno dos ETFs e do mercado. Os retornos do CDI diário foram extraídos do sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central do Brasil.

Após a organização dos dados, foram realizados testes de estacionariedade e obtidas as estatísticas descritivas. Por fim, as Equações [01] e [03] foram estimadas através de regressão *Ordinary Least Squares* (OLS), no software Gretl 1.9.14.

4 RESULTADOS

4.1 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Inicialmente, foram aplicados testes de estacionariedade para verificar a existência de raiz unitária, o que poderia inviabilizar a utilização de uma determinada variável. Dando início à apreciação dos resultados, a Tabela 1 apresenta os coeficientes estimados pelos testes de estacionariedade *Generalized Least Squares* Dickey-Fuller (ADF-GLS), Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Phillips-Perron.

O teste ADF-GLS possui como hipótese nula que a série tem raiz unitária, ou seja, não é estacionária. Verifica-se que a hipótese nula foi rejeitada em todas as variáveis, ao grau de significância de 1%, atestando que são estacionárias.

No teste KPSS a hipótese nula é inversa, ou seja, é de que não há raiz unitária. Como o *software* Gretl não calcula automaticamente o p-valor do teste KPSS, para interpretá-lo é preciso comparar o valor obtido pelo teste com o um valor crítico, que neste caso é de 0,462 em um nível de significância de 5%. Caso o valor de teste seja superior a 0,462, a hipótese nula é rejeitada, indicando não-estacionariedade. Esta rejeição aconteceu em uma variável.

Complementarmente, foi estimado o teste de estacionariedade de Phillips-Perron, que também possui como hipótese nula que a série tem raiz unitária. A hipótese nula foi rejeitada em nove variáveis. Nenhuma variável foi considerada não-estacionária por mais de um teste, ou seja, para todas as variáveis a estacionariedade foi comprovada por pelo menos dois testes.

Tabela 1 – Testes de Estacionariedade ADF-GLS, KPSS e Phillips-Perron

Variável	ADF		KPSS	Phillips-Perron	Variável	ADF		KPSS	Phillips-Perron
	Valor de Teste	p-valor	Valor de Teste	p-valor		Valor de Teste	p-valor	Valor de Teste	p-valor
$r_{ETF1-r_{CDI}}$	-36,1900	0,0000	0,2647	0,3529	r_{ETF1}	-36,1574	0,0000	0,2770	0,3530
$r_{ETF2-r_{CDI}}$	-39,0385	0,0000	0,2484	0,0002	r_{ETF2}	-39,0077	0,0000	0,2599	0,0002
$r_{ETF3-r_{CDI}}$	-39,1648	0,0000	0,2344	0,0001	r_{ETF3}	-39,1294	0,0000	0,2446	0,0001
$r_{ETF4-r_{CDI}}$	-39,0689	0,0000	0,2498	0,0002	r_{ETF4}	-39,0367	0,0000	0,2611	0,0002
$r_{ETF5-r_{CDI}}$	-39,1467	0,0000	0,2503	0,0001	r_{ETF5}	-39,1139	0,0000	0,2618	0,0001
$r_{ETF6-r_{CDI}}$	-39,1306	0,0000	0,2520	0,0001	r_{ETF6}	-39,0980	0,0000	0,2638	0,0001
$r_{ETF7-r_{CDI}}$	-39,1451	0,0000	0,2461	0,0001	r_{ETF7}	-39,1116	0,0000	0,2574	0,0001

$r_{ETF8-r_{CDI}}$	-39,1613	0,0000	0,2461	0,0001	r_{ETF8}	-39,1278	0,0000	0,2574	0,0001
$r_{ETF9-r_{CDI}}$	-39,0574	0,0000	0,2494	0,0002	r_{ETF9}	-39,0259	0,0000	0,2609	0,0002
$r_{IBO-r_{CDI}}$	-35,9125	0,0000	0,3338	0,4325	r_{NAV1}	-36,0152	0,0000	0,1778	0,2333
$(r_{IBO-r_{CDI}})^2$	-26,9786	0,0000	0,9252	0,0025	r_{NAV2}	-39,0200	0,0000	0,1754	0,0716
$(r_{IBO-r_{CDI}})^3$	-37,6248	0,0000	0,1798	0,1996	r_{NAV3}	-39,1561	0,0000	0,1671	0,0000

As séries analisadas foram constituídas de 1215 observações, em frequência diária. Dando continuidade, as estatísticas descritivas foram calculadas e apresentadas juntamente com o índice de Sharpe (1966).

4.2 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E ÍNDICE DE SHARPE

As estatísticas descritivas são apresentadas na Tabela 2. O índice de Sharpe está disposto na última coluna desta para fins de condensação das informações, tendo em vista que ele é calculado com informações oriundas das próprias estatísticas descritivas.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas

Variável	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Assimetria	Exc. Curtose	Índice de Sharpe
$r_{ETF1-r_{CDI}}$	0,0169	-8,1957	7,9368	1,4665	0,1335	3,0313	0,0115
$r_{ETF2-r_{CDI}}$	0,0115	-8,9959	6,7530	1,5715	0,1432	2,2313	0,0073
$r_{ETF3-r_{CDI}}$	0,0154	-9,0125	6,8497	1,5703	0,1431	2,2969	0,0098
$r_{ETF4-r_{CDI}}$	0,0129	-8,9352	6,8391	1,5760	0,1550	2,2162	0,0082
$r_{ETF5-r_{CDI}}$	0,0131	-9,0122	6,8677	1,5777	0,1479	2,2555	0,0083
$r_{ETF6-r_{CDI}}$	0,0127	-9,0061	6,8391	1,5692	0,1446	2,2581	0,0081
$r_{ETF7-r_{CDI}}$	0,0137	-8,9928	6,8620	1,5754	0,1484	2,2696	0,0087
$r_{ETF8-r_{CDI}}$	0,0139	-8,9935	6,9478	1,5757	0,1509	2,2796	0,0088
$r_{ETF9-r_{CDI}}$	0,0122	-8,9982	6,8302	1,5740	0,1451	2,2368	0,0077
$(r_{IBO-r_{CDI}})$	-0,0026	-8,4771	8,3250	1,5385	0,1037	2,7048	-0,0017
$(r_{IBO-r_{CDI}})^2$	2,3650	0,0000	71,8619	5,1316	6,5559	64,2361	-
$(r_{IBO-r_{CDI}})^3$	0,3588	-609,1840	576,9600	32,9471	0,3599	187,3440	-

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas de todas as variáveis analisadas no estudo, incluindo adicionalmente o cálculo do Índice de Sharpe para os retornos de ETFs e índice Ibovespa, para fins de comparação.

Embora não existam grandes diferenças nos retornos médios entre os fundos, o ETF 1 destacou-se como o mais alto. O Ibovespa apresentou excesso de retorno médio negativo no período, indicando que o gestor dos ETFs foi bem sucedido em sua função de agregar valor.

Todos os excessos de retorno de ETFs apresentaram desvio-padrão superior ao do excesso de retorno do Ibovespa, o que também pode estar relacionado com suas estratégias que proporcionaram melhores retornos. Portanto, percebe-se certo equilíbrio na relação risco retorno, pois os fundos precisaram assumir mais riscos para proporcionar maiores retornos. Embora não existam grandes diferenças nos desvios padrões entre os fundos, o ETF 1 destacou-se como o menor.

O índice de Sharpe do excesso de retorno dos ETFs foi superior ao índice de Sharpe do excesso de retorno do Ibovespa. Logo, apesar de os ETFs terem assumido maiores riscos, o retorno auferido por unidade de risco foi superior, indicando que constituíram uma oportunidade de investimento mais atrativa do que a média do mercado, no período analisado. O fato do ETF 1 ter apresentado maior retorno médio e menor desvio-padrão naturalmente fez

com que apresentasse maior índice de Sharpe, indicando que foi a melhor opção de investimento entre os ETFs analisados, no período.

Quanto à assimetria, percebe-se que todos os ETFs apresentam coeficiente positivo, indicando maior probabilidade de ocorrência de valores extremos positivos do que negativos. Chama a atenção o fato de que o ETF 1 apresenta coeficiente maior do que os demais.

4.3 ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES [01] e [03]

A Tabela 3 apresenta os coeficientes estimados pelo CAPM, conforme especificado na Equação [01].

Tabela 3 – Coeficientes estimados pelo CAPM, especificados na Equação [01]

ETF	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R ² Ajustado	
ETF1	α	0,0192	0,0109	1,7650	0,0778	0,9328
	β_1	0,9206	0,0071	129,8167	0,0000	
ETF2	α	0,0138	0,0213	0,6482	0,5170	0,7768
	β_1	0,9004	0,0139	65,0091	0,0000	
ETF3	α	0,0177	0,0213	0,8298	0,4068	0,7755
	β_1	0,8990	0,0139	64,7742	0,0000	
ETF4	α	0,0152	0,0213	0,7137	0,4756	0,7771
	β_1	0,9031	0,0139	65,0725	0,0000	
ETF5	α	0,0155	0,0214	0,7238	0,4693	0,7772
	β_1	0,9042	0,0139	65,0876	0,0000	
ETF6	α	0,0151	0,0213	0,7063	0,4801	0,7760
	β_1	0,8986	0,0139	64,8580	0,0000	
ETF7	α	0,0161	0,0214	0,7517	0,4524	0,7764
	β_1	0,9024	0,0139	64,9359	0,0000	
ETF8	α	0,0162	0,0214	0,7576	0,4488	0,7764
	β_1	0,9025	0,0139	64,9352	0,0000	
ETF9	α	0,0145	0,0213	0,6792	0,4972	0,7773
	β_1	0,9021	0,0139	65,0971	0,0000	

Os coeficientes estimados pelo modelo CAPM indicam que nenhum ETF foi capaz de gerar coeficiente linear (α) significativo, o que segundo Jensen (1967) indicaria a parcela de retorno agregada pelo gestor do fundo. Cabe destacar que o ETF 1 gerou o coeficiente linear de menor p-valor, que poderia ser considerado significativo caso o nível de significância de 10% fosse adotado. Esta observação é relevante no sentido de que reforça, mais uma vez, que este ETF teve *performance* superior aos demais.

Todos os ETFs apresentaram alta exposição ao risco sistemático, tomando por base seus coeficientes angulares (β), que variaram entre 0,8986 e 0,9206. Esta característica é natural em portfólios financeiros.

Novamente, o ETF1 apresentou comportamento diferenciado, pois teve o maior coeficiente angular. Possivelmente, sua alta exposição ao risco sistemático no período viabilizou a obtenção de retorno superior. Tal afirmação parece estranha quando considera-se que o excesso de retorno do Ibovespa foi negativo no período analisado, porém é possível que o ETF 1 tenha sido exposto a esta forma de risco de maneira não linear.

Como consequência da maior significância de seus coeficientes linear e angular, o ETF 1 apresentou o maior coeficiente R² ajustado, indicando foi melhor explicado pelo CAPM do que os demais ETFs. No entanto, todos apresentaram R² ajustado superior a 0,7755, evidenciando que o CAPM consegue explicar uma considerável parcela do retorno dos ETFs brasileiros.

A Tabela 4 dá continuidade à análise dos resultados com a estimação dos coeficientes do modelo CAPM com momentos superiores, conforme especificado pela Equação [03].

Tabela 4 – Coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, especificados na Equação [03], para os ETFs 1 a 5

ETF	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R ² Ajustado	
ETF1	α	0.0386	0.0118	3.2679	0.0011	0.9352
	β_1	0.9525	0.0090	106.2087	0.0000	
	β_2	-0.0078	0.0021	-3.7098	0.0002	
	β_3	-0.0023	0.0004	-5.4152	0.0000	
ETF2	α	0.0305	0.0233	1.3057	0.1919	0.9352
	β_1	0.9388	0.0177	52.9039	0.0000	
	β_2	-0.0066	0.0042	-1.5871	0.1128	
	β_3	-0.0028	0.0008	-3.3309	0.0009	
ETF3	α	0.0343	0.0234	1.4658	0.1430	0.7776
	β_1	0.9353	0.0178	52.5724	0.0000	
	β_2	-0.0066	0.0042	-1.5812	0.1141	
	β_3	-0.0026	0.0008	-3.1400	0.0017	
ETF4	α	0.0307	0.0234	1.3139	0.1891	0.7794
	β_1	0.9417	0.0178	52.9522	0.0000	
	β_2	-0.0061	0.0042	-1.4643	0.1434	
	β_3	-0.0028	0.0008	-3.3470	0.0008	
ETF5	α	0.0317	0.0234	1.3527	0.1764	0.7794
	β_1	0.9421	0.0178	52.9207	0.0000	
	β_2	-0.0064	0.0042	-1.5369	0.1246	
	β_3	-0.0027	0.0008	-3.2810	0.0011	

As estimações do CAPM acrescido de momentos superiores foram separadas em duas tabelas para facilitar sua visualização, devido à grande quantidade de dados expostos. A Tabela 5 traz a continuação dos coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, conforme especificado pela Equação [03].

Tabela 5 – Coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, especificados na Equação [03], para os ETFs 6 a 9.

ETF	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R ² Ajustado	
ETF6	α	0.0316	0.0234	1.3512	0.1769	0.7782
	β_1	0.9358	0.0178	52.6974	0.0000	
	β_2	-0.0065	0.0042	-1.5735	0.1159	
	β_3	-0.0027	0.0008	-3.2185	0.0013	
ETF7	α	0.0321	0.0234	1.3696	0.1711	0.7785
	β_1	0.9397	0.0178	52.7582	0.0000	
	β_2	-0.0063	0.0042	-1.5187	0.1291	
	β_3	-0.0027	0.0008	-3.2264	0.0013	
ETF8	α	0.0320	0.0234	1.3634	0.1730	0.7785
	β_2	-0.0062	0.0042	-1.4921	0.1359	

	β_3	-0.0027	0.0008	-3.2023	0.0014	
	α	0.0308	0.0234	1.3184	0.1876	
ETF9	β_1	0.9403	0.0178	52.9574	0.0000	0.7795
	β_2	-0.0064	0.0042	-1.5508	0.1212	
	β_3	-0.0028	0.0008	-3.3167	0.0009	

Primeiramente, chama a atenção que em oito dos nove ETFs analisados os coeficientes significativos foram os mesmos: β_1 e β_3 , ou seja, co-variância e co-curtose, respectivamente. Nestes oito casos, não foi gerado coeficiente linear significativo, em consonância com os resultados obtidos pelo CAPM tradicional. Contudo, percebe-se que há uma variável a mais influenciando os retornos, o que estava sendo mascarado pelo CAPM tradicional.

O fato de que o coeficiente de co-curtose foi negativo para os nove ETFs analisados demonstra que oscilações maiores causam impacto negativo nos excessos de retornos. Isto porque como o excesso de retorno do Ibovespa foi elevado ao cubo na formação desta variável, oscilações maiores tornam-se mais perceptíveis, gerando coeficiente significativo de co-curtose. Embora a teoria postule que quanto maior o risco, maior o retorno, é possível compreender que a co-curtose representa um risco adicional que o investidor não está disposto a correr.

Observa-se certa semelhança nos coeficientes estimados para os ETFs 2 a 9, o que consequentemente tornou semelhante seus coeficientes R^2 ajustados. Os coeficientes R^2 ajustados foram ligeiramente superiores aos estimados pelo CAPM tradicional, expostos na Tabela 3, apontando que o modelo acrescido de momentos superiores possui melhor poder de explicação. No entanto, destaca-se que o modelo é melhor não apenas por seu maior R^2 ajustado, mas porque evidencia que há mais variáveis afetando o retorno dos ETFs do que o previsto pelo tradicional CAPM. Em partes, os coeficientes β_1 estimados pelo CAPM tradicional foram menores porque o efeito da co-curtose, que é negativo, havia sido negligenciado.

Novamente, o ETF 1 apresentou características diferenciadas em relação aos demais, incluindo coeficiente linear e de co-assimetria significativos. O coeficiente linear indica, conforme tradicionalmente teorizado por Jensen (1967), a parcela de retorno não devida à exposição ao risco sistemático, a qual pode ser atribuída ao trabalho do gestor do fundo.

Quanto ao coeficiente de co-assimetria, destaca-se que foi o único significativo, com coeficiente negativo, levando a uma interpretação similar ao do coeficiente de co-curtose: uma forma de risco ao qual o investidor é avesso, conforme argumentado por Kraus e Litzenberger (1976) e Lim (1982). No entanto, o ETF1 aparentemente aproveitou-se do risco assumido pela co-assimetria para proporcionar *performance* superior ao investidor. Ainda, os resultados vão ao encontro de Chunchacinda *et al.* (1997) e Harvey e Siddique (2000) e Moreno e Rodriguez (2009), os quais averiguaram que os portfólios com co-assimetria negativa apresentam *performance* superior.

Os resultados obtidos por Milani e Ceretta (2014) na análise de fundos de investimentos são confirmados quando o modelo que incorpora momentos superiores é aplicado aos ETFs, pois ambos não geram, de maneira geral, coeficientes de co-assimetria significativos, ao contrário dos coeficientes de co-curtose. O estudo de Milani e Ceretta (2015) também estima o CAPM com momentos superiores, segregando, porém, os retornos em ondaletas (*wavelets*) para diversas escalas de tempo em diversas categorias de fundos de investimento e ETFs. Neste estudo, as diversas estimações realizadas geraram coeficientes de co-assimetria e co-curtose significativos para a maioria dos casos, destacando que os fundos com melhor *performance* apresentam co-assimetria significativa e negativa, ao passo que os fundos com pior *performance* tendem a não gerar coeficientes de co-curtose significativos.

Os resultados deste estudo, especialmente no que tange o ETF1, relacionados com a literatura acerca do tema, indicam que fundos com boa *performance* tendem a apresentar coeficientes de co-assimetria e co-curtose significativos, sendo os primeiros negativos e os segundos, positivos.

De maneira similar ao ocorrido nas estimações do CAPM tradicional, o coeficiente β_1 do ETF 1 foi superior ao dos demais ETFs, evidenciando sua maior exposição ao risco sistemático. Outra similaridade verificada é o alto coeficiente R^2 ajustado, que indica um maior poder de explicação do modelo. Uma possível interpretação deste fenômeno é que o excesso de retorno do ETF 1 depende quase que exclusivamente do excesso de retorno do Ibovespa, enquanto os demais ETFs estão sujeitos a variáveis omissas. Se assim for, a estratégia do ETF 1 parece ter sido a melhor alternativa no período analisado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dessa forma, o objetivo do presente trabalho é analisar a precificação dos ETFs brasileiros através da estimação de um modelo complementar ao CAPM, incluindo momentos superiores. Entre os diversos resultados, um dos mais relevantes é o fato que, além da co-variância, a co-curtose também gera coeficiente significativo, no entanto com sinal negativo.

Como o excesso de retorno do Ibovespa foi elevado ao cubo na formação desta variável, oscilações maiores tornam-se mais perceptíveis, gerando coeficiente significativo de co-curtose. Como já mencionado, a co-curtose representa um risco prejudicial ao investidor. Cabe destacar que o ETF1, que apresentou o melhor índice de Sharpe, apresentou o menor coeficiente de co-curtose.

Entre as limitações deste estudo, pode se destacar a pequena quantidade de ETFs sobreviventes durante o período de análise.

6 REFERÊNCIAS

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

CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**, vol. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.

CASTRO JÚNIOR, Francisco Henrique Figueiredo; ZWICKER, Ronaldo; YOSHINAGA, Cláudia Emiko. 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.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic Forces and the stock market. **The Journal of Business**, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.

CHUNHACHINDA, Pornchai; DANDAPANI, Krishnan; HAMID, Said; PRAKASH, Arun J. **Journal of Banking and Finance**, v. 21, p. 143-167, 1997.

DOAN, Phuong; LIN, Chien-Ting; ZURBRUEGG, Ralf. Pricing assets with higher moments: Evidence from the Australian and US stock markets. **Journal of International and Financial Markets, Institutions and Money**, v. 20, p. 51-67, 2010.

FAMA, Eugene; FRENCH, Kenneth. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FANG, Hsing; LAI, Tsong-Yue. Co-curtosis and Capital Asset Pricing. **The financial Review**, v. 32, n. 2, p. 293-307, 1997.

FARIAS, Aquiles; ORNELAS, José Renato Haas; SILVA JUNIOR, Antonio Francisco Almeida. Accounting for Skewness in Performance Evaluation of Brazilian Mutual Funds. **Banking and Finance Review**, v. 1, p. 119-132, 2009.

HASAN, Zobaer; KAMIL, Anton Abdulbasah; MUSTAFA, Adli; BATEN, Azizul. An Empirical Analysis of Higher Moment Capital Asset Pricing Model for Bangladesh Stock Market. **Modern Applied Science**, v. 7, n. 5, 2013.

HARVEY, Campbell R.; SIDDIQUE, Akhtar. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 3, p. 1263-1265, 2000.

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

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

LEE, C. F. Functional Form, skewness effect and the risk-return relationship. **Journal of financial and quantitative analysis**, v. 12, n. 1, p. 55-72, 1977.

LIM, K. G. A new test of the three moment capital asset pricing model. **Journal of financial and quantitative analysis**, v. 24, p. 205-216, 1989.

LINTNER, John. Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. **Journal of Finance**, v. 20, p. 587, 616, 1965.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n.1, 1952.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. A influência da co-assimetria e da co-curtose no retorno de fundos de investimento brasileiros. **Estudos do CEPE**, n. 40, p. 49-77, 2014.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Brazilian REITS performance: an analysis of higher moments and time scales influence. **SSRN**, 2015.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio; BARBA, Fernanda Galvão de; CASARIN, Fernando. Fundos de Investimento brasileiros: a influência dos momentos superiores na avaliação de desempenho. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v. 12, n. 36, p. 289-303, 2010.

MILLER, M; SCHOLES, 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.

MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

PREMARATNE, Gamini; BERA, Anil K., Modeling. Asymmetry and Excess Kurtosis in Stock Return Data. **Illinois Research & Reference Working Paper** n. 00-123. Disponível em: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=259009>.

ROSS, Stephen. The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, p. 341-360, 1976.

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

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

YOU, Leyuan; NGUYEN, Duong. Higher order moment risk in eficiente futures portfolios. **Journal of Economics and Business**, v. 65, p. 33-54, 2013.