

ESTUDO DE MODELOS DE APREÇAMENTO DE ATIVOS DE RISCO ANTES E DEPOIS DA CRISE FINANCEIRA DE 2008 NO MERCADO BRASILEIRO

ADRIANA BRUSCATO BORTOLUZZO

Inspere Instituto de Ensino e Pesquisa
adrianab@insper.edu.br

MARIA KELLY VENEZUELA

Inspere Instituto de Ensino e Pesquisa
mariakv@insper.edu.br

WILSON TOSHIRO NAKAMURA

Universidade Presbiteriana Mackenzie
wtakamura@uol.com.br

MAURICIO MESQUITA BORTOLUZZO

Universidade Presbiteriana Mackenzie
mauriciomesquita@hotmail.com

ESTUDO DE MODELOS DE APREÇAMENTO DE ATIVOS DE RISCO ANTES E DEPOIS DA CRISE FINANCEIRA DE 2008 NO MERCADO BRASILEIRO

RESUMO

Este artigo analisa três modelos de apreçamento de ativos de risco, o CAPM de Sharpe-Lintner, o modelo de 3 fatores de Fama e French e o de 4 fatores de Cahart, no mercado brasileiro para o período de 2002 a 2013. Os dados são compostos por ações negociadas na BM&FBOVESPA, com periodicidade mensal, excluídas ações do setor financeiro, com patrimônio líquido negativo e sem cotações mensais consecutivas. A proxy para o retorno de mercado é o IBRX e para o ativo livre de risco é a poupança. A primeira contribuição do artigo é a modificação do método de Fama e French para formação de carteiras, que é responsável por melhorar até 42,7% a previsão do retorno quando comparado ao método tradicional, devido a maior adequação do mesmo a mercados com poucos ativos de risco com liquidez. A segunda contribuição é a separação do período entre os períodos pré-crise, crise e pós crise. Esta separação é necessária devido à identificação da existência de quebra estrutural no período de crise. Anomalias de tamanho, valor e *momentum* se mostraram relevantes para explicar o retorno esperado, e o modelo de 4 fatores melhora até 81,8% a previsão do retorno quando comparado ao CAPM.

Palavras-chave: CAPM, anomalias de mercado, quebra estrutural.

INTRODUÇÃO

O modelo de apreçamento de ativos de capital (CAPM), desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965) é, até hoje, o modelo mais utilizado pelo mercado no cálculo de taxas de retorno esperadas para ativos de risco. Embora o CAPM derive o retorno em excesso esperado dos ativos de risco como função única do seu risco sistemático, estudos empíricos posteriores apontam para a existência de outros fatores que teriam influência em retornos históricos realizados. Banz (1981) encontrou evidências de retornos históricos maiores para empresas de baixa capitalização (*small stocks*). Stattman (1980) mostra que o retorno médio de ações norte-americanas é maior para empresas de valor, isto é, com uma alta razão entre o valor contábil do patrimônio líquido para seu valor de mercado (alto índice *book-to-market*). Com base nestas anomalias de mercado, Fama e French (1993) propuseram um modelo empírico em que identificavam três fatores de risco que determinariam o retorno esperado de ações: um fator de mercado, um fator relacionado ao tamanho da firma e outro ao índice *book-to-market* (BM). Posteriormente, Carhart (1997) adicionou um quarto fator relacionado ao *momentum*, baseado nas evidências de Jegadeesh e Titman (1993) sobre retornos históricos significativamente positivos ao se adotar a estratégia de comprar ações vencedoras, financiado pela venda de ações perdedoras.

Este artigo tem três principais objetivos. O primeiro é examinar os prêmios de risco no mercado brasileiro e avaliar a aderência dos modelos no período de 2002 a 2013 e em subperíodos da amostra, sendo a crise financeira de 2008 utilizada como divisora da amostra. O segundo é analisar para o mercado brasileiro a capacidade preditiva de cada um dos três modelos: CAPM, modelo de 3 fatores de Fama e French e modelo de 4 fatores de Cahart. O terceiro objetivo é validar uma modificação proposta no método de formação de carteiras, que se acredita funcionar melhor em mercados com poucos ativos com liquidez.

A próxima seção descreve os modelos, suas variáveis e resultados esperados. Na seguinte é feita uma revisão da literatura empírica dos estudos do mercado brasileiro. Depois apresentamos uma sugestão metodológica para separação dos ativos entre as carteiras que garante a diversificação das carteiras mesmo para amostras de poucos ativos. Em seguida os resultados dos modelos são apresentados e analisados na conclusão.

MODELOS UNI E MULTIFATORIAIS DE RISCO

O CAPM de Sharpe e Lintner é um modelo teórico que, de acordo com Jensen, Black e Scholes (1972), depende das seguintes hipóteses: (a) todos os investidores são maximizadores de riqueza e possuem uma função utilidade avessa ao risco de horizonte único e escolhem seus portfólios somente baseados na média e variância dos retornos; (b) não existem custos de transação e (c) todos os investidores possuem simetria de informação a respeito da função densidade de probabilidade conjunta dos retornos dos ativos; (4) todos os investidores podem emprestar e tomar emprestado à taxa livre de risco. Sob estas hipóteses, o principal resultado do modelo indica que:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i(E(r_m) - r_f) \quad (1)$$

em que $E(r_i)$ representa o retorno esperado do ativo de risco i ; r_f é o retorno do ativo livre de risco; $E(r_m)$ é o retorno esperado da carteira representativa do mercado e β é uma medida de sensibilidade do retorno do ativo i com o retorno de mercado, representando o coeficiente de risco sistemático do ativo.

Embora Roll (1977) considere ser impossível testar o CAPM empiricamente, sob a alegação de que não existiria uma *proxy* adequada para a carteira de mercado tal como definida pelo modelo, vários autores (Banz, 1981; Stattman, 1980; Jegadeesh e Titman, 1993; Fama e French, 1993; Carhart, 1997) encontraram evidências empíricas de que o retorno de um ativo de risco depende de outros fatores de risco que não são capturados pelo β do ativo.

Diferente do CAPM, que é um modelo teórico, o modelo empírico de 3 fatores de Fama e French (1993) tem o objetivo de capturar a sensibilidade de outros fatores de risco e é representado pela equação 2:

$$E(r_i) - r_f = b_i(r_m - r_f) + s_i(SMB) + h_i(HML) \quad (2)$$

em que $E(r_i) - r_f$ é o retorno em excesso esperado da carteira i ; $r_m - r_f$ é o retorno em excesso da carteira de mercado; SMB é o prêmio de risco de manter uma carteira comprada em ações de empresas pequenas e vendida em ações de empresas grandes, também conhecido como *Small Minus Big*, ou fator tamanho; HML é o prêmio de risco de manter uma carteira comprada em ações de empresas de alto índice BM (ações de valor) e vendida em ações de baixo índice BM (ações de crescimento), também conhecido como fator *High Minus Low*, ou fator valor; b_i , s_i e h_i são as sensibilidades relacionadas aos respectivos fatores.

Fama e French (1993) consideraram os fatores como sendo *proxies* para fatores de risco. Segundo eles, há evidências empíricas que os dois fatores estão relacionados com a rentabilidade, em outras palavras, empresas grandes ou de crescimento teriam menor rentabilidade sobre os ativos quando comparadas a pequenas empresas ou com empresas de valor, respectivamente. Desta forma, espera-se encontrar prêmios de risco positivos para cada um dos três fatores.

Carhart (1997) agrega o fator *momentum* ao modelo de 3 fatores, resultando no modelo de 4 fatores:

$$E(r_i) - r_f = b_i(r_m - r_f) + s_i(SMB) + h_i(HML) + w_i(WML) \quad (3)$$

em que *WML* é o prêmio de risco de manter uma carteira comprada em ações de empresas vencedoras (que obtiveram retorno acima da mediana no ano anterior) e vendida em ações perdedoras (que obtiveram retorno abaixo da mediana no ano anterior). Também conhecido como fator *Winners Minus Losers*, ou fator *momentum*; w_i é a sensibilidade da carteira com relação ao fator *momentum*.

Assim como os fatores de tamanho e valor, a adição do fator de *momentum* é justificada empiricamente. Vayanos e Woolley (2013) explicam o fator *momentum* como resultado de uma retirada gradual de recursos investidos em uma empresa desacreditada. Em um segundo momento, o fluxo de capitais poderia ser grande o bastante para que seu valor de mercado se afastasse demais de seu valor justo, quando ocorreria a reversão. Jegadeesh e Titman (2001), no entanto, verificam que o fator não é consistente nem com hipóteses de passeio aleatório nem com as hipóteses de finanças comportamentais, já que a reversão só ocorre em alguns subperíodos analisados, concluindo-se tratar de uma anomalia. A anomalia é caracterizada por um retorno positivo acima do mercado no ano subsequente ao ano em que a ação foi vencedora (mesmo que haja uma reversão, esta se dá após esse período). Logo, esperamos um prêmio positivo para o fator *momentum*.

Para avaliar o poder preditivo dos modelos (1), (2) e (3), são feitas regressões de séries temporais com a inclusão de um intercepto, a_i , que deve ter sua significância testada. Conforme posto por Jensen, Black e Scholes (1972), o termo a_i , também conhecido como alfa de Jensen em sua versão do CAPM, caso estatisticamente diferente de zero, indica uma violação da hipótese (a) do CAPM. Como os demais modelos também se propõem a explicar a totalidade do retorno em excesso de carteiras bem diversificadas, o coeficiente a_i deveria ser estatisticamente igual a zero para os três modelos analisados. No caso de o modelo apresentar intercepto estatisticamente acima (abaixo) de zero para alguma carteira, significa que aquela carteira teve um retorno em excesso positivo (negativo) após controlar todos os fatores de risco do modelo e, portanto, há evidências que, para aquela carteira, algum fator de risco não foi capturado pelo modelo.

PRINCIPAIS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO MERCADO BRASILEIRO

A seguir, apresentamos algumas das principais evidências empíricas encontradas na literatura brasileira.

Málaga e Securato (2004) obtiveram resultados confirmando a superioridade do modelo de três fatores em relação ao CAPM na explicação dos retornos de ações brasileiras.

Mussa, Rogers e Securato (2009) realizaram trabalho em que testaram a capacidade preditiva do CAPM e do modelo de três fatores, realizando um procedimento de dois estágios conforme Fama e MacBeth (1973). Concluíram que nenhum dos dois modelos são eficientes para prever os retornos de ações brasileiras, haja vista a significância observada nos interceptos das regressões.

Em outro trabalho, Rogers e Securato (2009) realizaram estudo sobre o modelo de três fatores de Fama e French no mercado brasileiro, comparando com o CAPM tradicional de um fator e o *Reward Beta Approach*. Concluíram pela superioridade do modelo de mais de um fator, porém excluindo o fator valor contábil sobre valor de mercado que não se mostrou estatisticamente significativo. O período abrangido foi de 1995 a 2006, subdividido em dois subperíodos, um para fins de estimativa dos prêmios de risco e outro para fins de teste dos modelos.

Mussa, Famá e Santos (2012) realizaram um estudo no mercado de ações brasileiro em que testaram o modelo de três fatores de Fama e French, bem como o modelo proposto por Cahart de quatro fatores, incorporando o fator *momentum*. Os resultados da pesquisa apontaram pela validade da inclusão dos

quatro fatores numa versão ampliada do CAPM original, em que pese o fator tamanho e o fator *momentum* terem apresentado prêmio negativo, contrariando as pesquisas originais de Fama e French (1993), no caso do fator tamanho e de Cahart (1997), no caso do fator *momentum*, mas confirmando outros resultados obtidos na realidade brasileira, como o de Málaga e Securato (2004).

Argolo, Leal e Almeida (2012) realizaram pesquisa sobre o modelo de três fatores de Fama e French com dados do Brasil e abarcando o período de 1995 a 2007, ou seja, posteriormente ao plano de estabilização da moeda brasileira e anterior ao período que sucedeu a crise financeira do *subprime*. Os autores concluíram pela validade estatística de se usar o modelo de três fatores, incorporando um prêmio pelo fator tamanho e outro pelo fator para as chamadas value stocks. Verificaram, portanto, que o modelo de três fatores possui maior poder explicativo comparado ao modelo de fator único, correspondente ao CAPM de Sharpe e Lintner. No entanto, foi verificado que as médias históricas dos prêmios HML e SMB são muito elevadas e não apresentaram estimativas melhores do que o modelo tradicional de um fator para fins de estimativa de custo de capital próprio na realidade brasileira.

Rayes, Araujo e Barbedo (2012) testaram o modelo de três fatores de Fama e French, considerando, em especial, a quebra estrutural ocorrida no mercado de ações brasileiro em função do súbito aumento de liquidez em meados de 2006. Selecionaram as quarenta ações com maior liquidez no ano de 2004 e com negociação em bolsa em todo o período, que foi de julho de 2000 a junho de 2008. Considerando as ações tanto individualmente quanto combinadas em carteiras, constataram que os fatores SMB (tamanho) e HML (razão entre valor contábil e valor de mercado) não explicam mais os retornos do mercado em função da quebra estrutural acima mencionada.

Num trabalho mais recente, Noda, Martelanc e Kayo (2015) incluíram o fator de risco lucro sobre preço no CAPM tradicional, verificando a validade de se usar esse fator na explicação dos retornos de ações no Brasil, abarcando o período de 1995 a 2014. Os resultados da pesquisa indicaram que quanto maior o índice lucro sobre preço, maior tende a ser o retorno das ações em complemento ao efeito do beta do CAPM. Esse fator se mostrou significativo mesmo após controlar pelos outros componentes do modelo de três fatores de Fama e French.

Do exposto, podemos inferir que não há ainda evidências claras da superioridade do modelo de três ou quatro fatores, além de que poucas evidências existem ainda sobre a capacidade preditiva desses modelos, pelo menos na realidade do mercado de ações brasileiro. Em especial, os artigos mais recentes não tratam o período de crise de forma específica, o que impossibilita a verificação do ajuste dos modelos neste período.

METODOLOGIA

A população analisada é composta por todas as ações de empresas não financeiras listadas na BM&FBOVESPA entre Janeiro de 2002 a dezembro de 2013, com todos os dados secundários coletados no sistema de informações da Economática. Foram desconsideradas as ações de empresas do setor financeiro por estas apresentarem altos índices de endividamento que influenciam o múltiplo de book-to-market (B/M). Para a composição da base de dados, foram excluídas ações que não haviam sido negociadas em nenhum pregão no período de análise. Empresas que possuíam mais de um tipo de ação tiveram as ações menos líquidas excluídas da base. Somente estas exclusões fizeram com que a base de dados se restringisse a 253 ações.

Para a formação das carteiras, feita em dezembro de cada ano, são necessárias as seguintes exclusões adicionais:

- Ações que não apresentam cotações mensais consecutivas para o período de 12 meses posteriores ao de formação das carteiras, para que seja possível o cálculo do retorno das ações.

- Ações que não apresentam cotações mensais consecutivas para o período de 12 meses anteriores ao de formação das carteiras, para que seja possível a classificação entre vencedoras e perdedoras.
- Ações sem valor de mercado em 31 de dezembro de cada ano.
- Ações de empresas que não possuem Patrimônio Líquido positivo em 31 de dezembro de cada ano.

Desta forma, para cada ano a amostra possui um número diferente de ações disponíveis para fazerem parte das carteiras. Por exemplo, para o ano de 2002 nossa amostra apresenta 86 ações com dados disponíveis, enquanto que em 2013 existem 236 ações com dados disponíveis. Na média, a amostra dispõe de 164 ações com dados disponíveis para composição das carteiras.

Verifica-se que a utilização da metodologia proposta por Fama e French (1993) para formação de carteiras, resulta em carteiras sem nenhum ativo em alguns anos ou com apenas poucos ativos, o que claramente viola a hipótese de que as carteiras são diversificadas, implicando em um alto componente de risco específico, o que prejudica os testes estatísticos sobre os coeficientes dos modelos analisados. Todavia, todos os artigos de que temos conhecimento os quais testaram os modelos (2) e (3) no mercado brasileiro utilizaram esta metodologia. Com vistas a eliminar o problema da não diversificação, comum em mercados menos desenvolvidos onde o número de empresas listadas é muito pequeno, como é o caso do Brasil, este artigo propõe uma metodologia alternativa para a formação de carteiras, descrita a seguir.

Primeiro, as ações são ordenadas pelo índice BM e divididas em três grupos com aproximadamente o mesmo número de ações de acordo com os percentis 30% e 70%; segundo, para cada um dos três grupos separadamente, ordenam-se as ações pelo seu valor de mercado e cada grupo é subdividido entre empresas pequenas e grandes pela mediana de cada grupo, resultando em seis grupos; no terceiro passo cada um dos seis grupos separadamente é ordenado de acordo com a rentabilidade do ano anterior e subdividido em mais dois, entre as ações vencedoras e as perdedoras de acordo com a mediana de cada subgrupo. A lógica do método está ilustrada na Figura 1. A diferença do método proposto é que as divisões dos grupos são feitas utilizando os percentis dos subgrupos, formados na etapa anterior, enquanto que o método de Fama e French utiliza os percentis da amostra toda em cada etapa. Utilizando-se esta proposta, garante-se que cada uma das carteiras terá aproximadamente o mesmo número de ações em sua composição, e que todas as carteiras estarão relativamente bem diversificadas. As carteiras formadas através deste método são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1. Descrição das carteiras

Carteira	Descrição
LSLos	Empresas de baixo índice B/M, pequenas e perdedoras
LSWin	Empresas de baixo índice B/M, pequenas e vencedoras
LBWin	Empresas de baixo índice B/M, grandes e vencedoras
LBLos	Empresas de baixo índice B/M, grandes e perdedoras
MSLos	Empresas de médio índice B/M, pequenas e perdedoras
MSWin	Empresas de médio índice B/M, pequenas e vencedoras
MBLos	Empresas de médio índice B/M, grandes e perdedoras
MBWin	Empresas de médio índice B/M, grandes e vencedoras
HSLos	Empresas de alto índice B/M, pequenas e perdedoras
HSWin	Empresas de alto índice B/M, pequenas e vencedoras
HBLos	Empresas de alto índice B/M, grandes e perdedoras

Após a montagem das carteiras, para cada uma delas são feitas regressões de séries temporais dos modelos (1), (2) e (3) para os períodos pré-crise, de crise, pós-crise e para o período total. A crise financeira de 2007-2009 foi subdividida por Phillips & Yu (2011) em 3 estouros de bolha, a saber: crise do *Subprime*, de agosto a dezembro de 2007; crise das commodities, de março a julho de 2008; e crise dos *Bonds*, de setembro de 2008 a abril de 2009. A crise do *Subprime* foi localizada nos Estados Unidos da América e não afetou de forma significativa o mercado brasileiro. Através da análise gráfica do índice da bolsa brasileira verifica-se que a mesma foi afetada somente após o estouro da bolha das commodities, de forma que o período de março de 2008 a abril de 2009 foi utilizado como delimitação do período de crise. Desta maneira o período anterior à crise foi delimitado de janeiro de 2002 a fevereiro de 2008 e o período pós-crise entre maio de 2009 e dezembro de 2013.

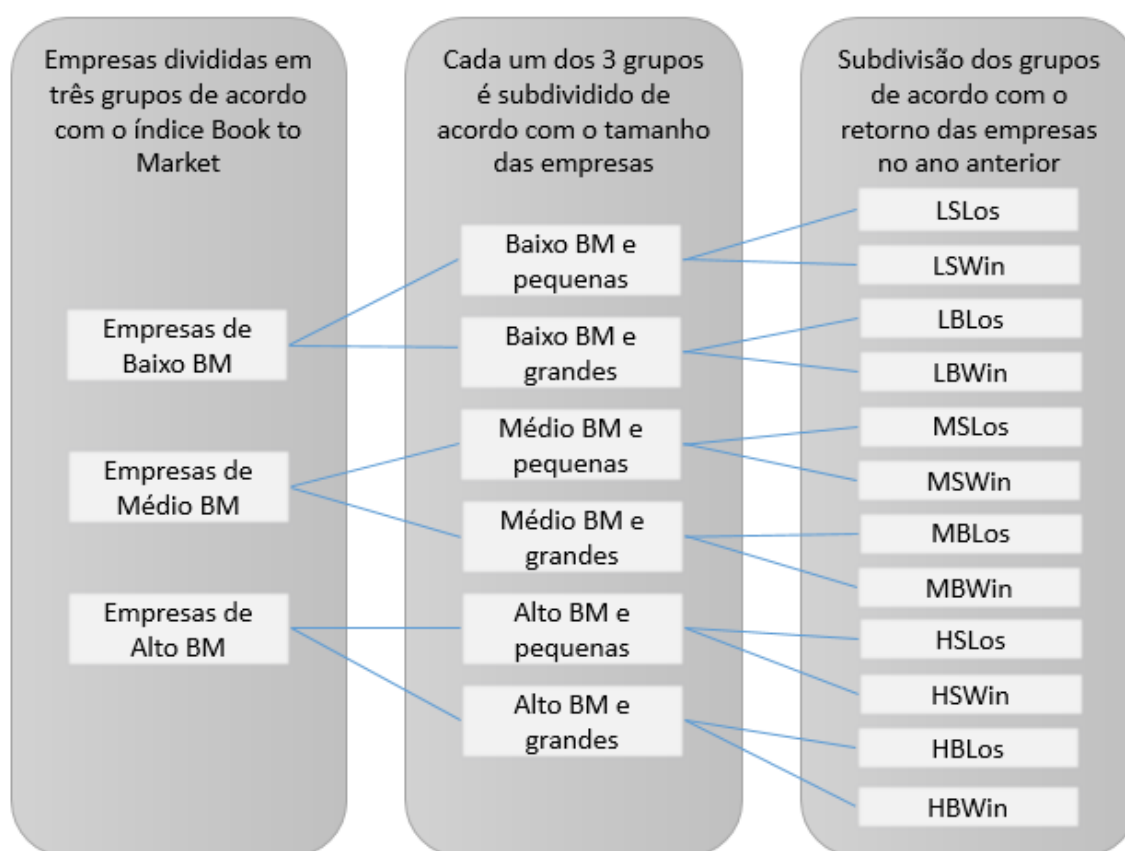


Figura 1. Metodologia de separação das carteiras para mercados emergentes.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Apesar de estudo de Araújo, Oliveira e Silva (2012) apontarem para a prevalência em estudos brasileiros do Ibovespa e da SELIC como *proxies* para a carteira de mercado e do ativo livre de risco respectivamente, adotamos o IBRX e a poupança por serem mais condizentes com a teoria do CAPM. Enquanto o Ibovespa é um índice de ações ponderado pela liquidez, o IBRX é um índice de ações que é ponderado pelo valor de mercado das ações e contém as 100 ações mais líquidas da Bolsa brasileira. A caderneta de poupança apresenta baixo desvio-padrão e é acessível a qualquer investidor. Sua utilização é justificada por Silva et al. (2009) e utilizada no recente de estudo de Sanvicente (2014).

RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta os prêmios de risco calculados para os quatro diferentes períodos analisados. Verifica-se que o prêmio de risco de mercado para toda a amostra foi positivo, conforme esperado, e igual a 0,89% ao mês, além de estatisticamente significativa a 10%. Este valor é menor que os encontrados por Sanvicente (2014), Machado e Medeiros (2011), Málaga e Securato (2004), e Mussa, Famá e Santos (2012), respectivamente 1,65%, 3,09%, 1,09% e 1,56%; o que era esperado pelo longo período de baixo retorno histórico da amostra, nos períodos de crise e pós crise.

Tabela 2. Prêmios de risco

	Prêmio de Risco	Média Mensal	DP	t	valor-p	Rm-Rf	SMB	HML
Total	Mercado (Rm-Rf)	0,89%	6,44%	1,6583	0,0995	1		
	Tamanho (SMB)	-0,04%	4,23%	-0,1244	0,9012	-0,4646	1	
	Valor (HML)	-8,99%	17,29%	-6,2381	0,0000	-0,1521	0,3800	1
	<i>Momentum</i> (WML)	0,49%	4,23%	1,3959	0,1649	-0,1011	0,3517	0,0875
Pré crise	Mercado (Rm-Rf)	2,07%	6,46%	2,7514	0,0067	1		
	Tamanho (SMB)	0,70%	5,04%	1,2011	0,2317	-0,4547	1	
	Valor (HML)	-7,80%	21,21%	-3,1623	0,0019	-0,1600	0,3688	1
	<i>Momentum</i> (WML)	1,17%	4,38%	2,3034	0,0227	-0,1079	0,3603	0,0828
Crise	Mercado (Rm-Rf)	-2,22%	10,43%	-0,7950	0,4280	1		
	Tamanho (SMB)	-1,84%	3,68%	-1,8640	0,0644	0,4360	1	
	Valor (HML)	-9,31%	15,56%	-2,2393	0,0267	0,1462	0,5126	1
	<i>Momentum</i> (WML)	-1,37%	6,20%	-0,8269	0,4096	-0,3440	-0,3019	0,3880
Pós crise	Mercado (Rm-Rf)	0,11%	4,65%	0,1771	0,8597	1		
	Tamanho (SMB)	-0,58%	2,80%	-1,5617	0,1206	-0,3009	1	
	Valor (HML)	-10,48%	10,88%	-7,2052	0,0000	0,1538	0,2575	1
	<i>Momentum</i> (WML)	0,06%	3,21%	0,1354	0,8925	-0,3805	-0,2625	-0,3443

Nota. À direita se apresenta a matriz de correlação das variáveis explicativas das regressões de séries temporais. Em negrito estão os prêmios que apresentam significância estatística a 10%.

A Tabela 2 ilustra também a quebra estrutural. Verifica-se que entre os subperíodos há variações nos fatores estatisticamente significantes e, principalmente, no comportamento da variância de cada um dos fatores. Percebe-se, por exemplo, que o desvio padrão no período pós crise é muito inferior ao período pré-crise, tendo metade da magnitude dependendo do fator em análise. A quebra estrutural também foi confirmada pelo teste de Chow realizado sobre os resíduos das regressões de séries temporais, utilizando-se o início e o final do período de crise como pontos de quebra.

O fator *momentum* apresentou o sinal esperado, porém somente apresentou significância estatística no subperíodo pré-crise. O fator tamanho só foi estatisticamente significativo no período de crise e seu sinal negativo indica que neste período o retorno das empresas grandes foi maior do que o de empresas pequenas, o que se acredita ser devido ao problema de liquidez das empresas de baixo valor de mercado. Embora a esperança de um maior retorno destas empresas no longo prazo, o motivo deste prêmio seria justamente a dificuldade em se vender estas ações em momentos de crise, ou da venda destas com grandes variações negativas no preço dada a pressão vendedora. Já o fator valor é estatisticamente significativo para todos os subperíodos calculados, porém apresenta o sinal negativo, diferente do resultado obtido por Fama e French (1993), e indicando que o fator captura uma anomalia diferente para o Brasil do que a anomalia do mercado americano. Nos EUA este fator se baseia na existência de empresas de crescimento, em que o valor contábil dos ativos é muito pequeno quando comparado com o valor de mercado, já que seriam empresas de tecnologia, intensivas em ativos

intangíveis não contabilizados. Já no Brasil estas empresas seriam as que possuem um histórico de valorização consistente ao longo de vários anos seguidos, de forma que o valor de mercado acaba superando o valor contábil. A favor desta hipótese há o fato de que grandes empresas consolidadas como Ambev, Souza Cruz, Pão de Açúcar, entre outras, se encontrarem neste grupo.

As Tabelas 4 e 5 apresentam os resultados das regressões de séries temporais para o período total da amostra utilizando-se o método de Fama e French para formação de carteira e o método proposto, respectivamente, para fins de comparação. Verifica-se que os resultados são muito similares com relação ao número de carteiras que apresentaram significância estatística nas estimativas de sensibilidade aos fatores de risco, sempre apresentando o mesmo sinal em ambos os métodos. Isto ocorre porque a correlação entre as variáveis utilizadas para divisão das carteiras é muito fraca, não causando viés nos portfólios ao utilizar o método proposto. No período de nossa amostra, as correlações foram, em módulo, inferiores a 0,09 para book-to-market e rentabilidade versus valor de mercado, e inferior a 0,3 no caso de rentabilidade versus book-to-market.

Tabela 3

Resultados das regressões de séries temporais para o período total da amostra utilizando o método de Fama e French de formação de carteiras.

	Portfólio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
α	0,0095	0,0308	0,0137	0,0117	0,0109	0,0078	0,0034	0,0011	-0,0078	0,0066	-0,0124	-0,0126
	0,2848	0,0000	0,0063	0,0002	0,0551	0,1346	0,3791	0,7379	0,1035	0,5954	0,0270	0,0529
β	0,7082	0,6148	0,9133	0,7264	0,7452	0,6431	0,9095	0,9040	0,7488	0,7444	0,9253	0,6615
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000
R ² _a	15,4%	17,6%	49,8%	62,0%	33,7%	30,7%	61,8%	69,9%	41,9%	9,0%	44,7%	23,2%
α	-0,0195	0,0117	0,0024	0,0048	0,0016	0,0013	0,0053	-0,0009	-0,0035	0,0297	0,0029	-0,0051
	0,0129	0,0719	0,6500	0,1549	0,7862	0,7903	0,2338	0,8068	0,4455	0,0117	0,6126	0,4808
β	0,9378	0,8012	0,8983	0,7400	0,8443	0,7942	0,9002	0,8952	0,8562	0,9864	0,8470	0,6855
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SMB	1,6317	1,2935	-0,0155	0,1331	0,6815	0,9871	-0,0712	-0,0410	0,6395	1,3472	-0,5940	0,0979
	0,0000	0,0000	0,8979	0,0819	0,0000	0,0000	0,4827	0,6244	0,0000	0,0000	0,0000	0,5548
HML	-0,3073	-0,2005	-0,1274	-0,0768	-0,0966	-0,0628	0,0207	-0,0227	0,0552	0,2742	0,1654	0,0848
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0032	0,0153	0,3912	0,2561	0,0273	0,0000	0,0000	0,0327
R ² _a	50,7%	48,0%	56,5%	65,9%	43,5%	56,3%	61,5%	69,9%	59,0%	39,0%	55,5%	25,7%
α	-0,0162	0,0111	0,0062	0,0043	0,0059	0,0003	0,0088	-0,0018	0,0005	0,0223	0,0063	-0,0060
	0,0308	0,0890	0,1698	0,1978	0,2463	0,9519	0,0174	0,6262	0,8845	0,0337	0,2324	0,4160
β	0,8845	0,8103	0,8357	0,7470	0,7739	0,8101	0,8429	0,9096	0,7907	1,1061	0,7924	0,6990
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SMB	1,7210	1,2783	0,0894	0,1214	0,7994	0,9605	0,0248	-0,0652	0,7492	1,1467	-0,5025	0,0752
	0,0000	0,0000	0,3880	0,1155	0,0000	0,0000	0,7676	0,4361	0,0000	0,0000	0,0000	0,6531
HML	-0,3091	-0,2002	-0,1295	-0,0766	-0,0990	-0,0623	0,0187	-0,0222	0,0530	0,2783	0,1635	0,0852
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0154	0,3436	0,2608	0,0062	0,0000	0,0000	0,0318
WML	-0,5939	0,1012	-0,6972	0,0780	-0,7846	0,1770	-0,6388	0,1605	-0,7300	1,3339	-0,6088	0,1509
	0,0002	0,4577	0,0000	0,2684	0,0000	0,0751	0,0000	0,0374	0,0000	0,0000	0,0000	0,3253
R ² _a	55,1%	47,8%	68,5%	65,9%	59,1%	57,0%	74,1%	70,6%	75,7%	51,7%	63,4%	25,7%

Nota. Os modelos (1), (2) e (3) estão separados pelas linhas da tabela sendo o modelo (1) apresentado mais acima e o modelo (3) apresentado mais abaixo. Em negrito estão os coeficientes que apresentaram significância estatísticas a 5%. Os valores-p são apresentados na linha abaixo dos respectivos coeficientes. Na última linha de cada regressão encontra-se o R² ajustado.

Tabela 4

Resultados das regressões de séries temporais para o período total da amostra utilizando o método proposto para a formação de carteiras.

	Portfólio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
α	0,0166	0,0225	0,0143	0,0098	0,0098	0,0079	0,0009	0,0028	-0,0035	0,0032	-0,0135	-0,0121
	0,0246	0,0000	0,0006	0,0095	0,0441	0,1328	0,7901	0,4718	0,6299	0,6730	0,0068	0,0042
β	0,8362	0,6320	0,8082	0,7242	0,7870	0,6676	0,8695	0,9231	0,7619	0,5433	0,8874	0,7087
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ² _a	27,4%	37,8%	53,0%	52,5%	43,5%	32,1%	64,2%	62,2%	24,3%	12,6%	48,8%	45,8%
α	-0,0079	0,0115	0,0066	0,0023	0,0028	0,0010	0,0030	-0,0002	0,0054	0,0163	-0,0049	-0,0043
	0,2352	0,0089	0,1456	0,5749	0,5666	0,8414	0,4640	0,9643	0,4426	0,0212	0,3639	0,3318
β	1,0049	0,7235	0,7916	0,7331	0,8901	0,8193	0,8631	0,9030	0,9084	0,7053	0,8995	0,7399
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SMB	1,2213	0,6463	-0,0496	0,1079	0,6913	0,9934	-0,0536	-0,1043	0,8506	0,9184	0,0161	0,1407
	0,0000	0,0000	0,6267	0,2488	0,0000	0,0000	0,5608	0,3000	0,0000	0,0000	0,8961	0,1672
HML	-0,2616	-0,1167	-0,0879	-0,0828	-0,0708	-0,0671	0,0222	-0,0349	0,1094	0,1570	0,0961	0,0885
	0,0000	0,0000	0,0004	0,0003	0,0092	0,0101	0,3105	0,1458	0,0047	0,0001	0,0013	0,0003
R ² _a	54,6%	53,7%	57,6%	56,2%	54,8%	57,2%	63,9%	63,0%	45,0%	43,5%	52,5%	52,6%
α	-0,0048	0,0113	0,0097	0,0010	0,0066	0,0000	0,0061	-0,0013	0,0106	0,0120	-0,0011	-0,0041
	0,4459	0,0103	0,0133	0,7955	0,1119	0,9976	0,0722	0,7686	0,0812	0,0596	0,8104	0,3634
β	0,9547	0,7253	0,7400	0,7536	0,8283	0,8351	0,8121	0,9208	0,8246	0,7755	0,8375	0,7360
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SMB	1,3055	0,6432	0,0367	0,0736	0,7949	0,9670	0,0319	-0,1341	0,9910	0,8008	0,1200	0,1472
	0,0000	0,0000	0,6782	0,4249	0,0000	0,0000	0,6786	0,1816	0,0000	0,0000	0,2651	0,1537
HML	-0,2633	-0,1166	-0,0897	-0,0821	-0,0729	-0,0665	0,0205	-0,0343	0,1065	0,1594	0,0940	0,0884
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0014	0,0101	0,2590	0,1476	0,0012	0,0000	0,0003	0,0004
WML	-0,5595	0,0206	-0,5744	0,2278	-0,6895	0,1757	-0,5683	0,1985	-0,9340	0,7824	-0,6909	-0,0430
	0,0000	0,8215	0,0000	0,0077	0,0000	0,0789	0,0000	0,0316	0,0000	0,0000	0,0000	0,6477
R ² _a	59,6%	53,4%	68,6%	58,1%	68,7%	57,8%	75,3%	64,0%	60,4%	54,7%	64,7%	52,4%

Nota. Os modelos (1), (2) e (3) estão separados pelas linhas da tabela sendo o modelo (1) apresentado mais acima e o modelo (3) apresentado mais abaixo. Em negrito estão os coeficientes que apresentaram significância estatística a 5%. Os valores-p são apresentados na linha abaixo dos respectivos coeficientes. Na última linha de cada regressão encontra-se o R² ajustado.

Conforme o esperado, o coeficiente β , que mede a sensibilidade ao fator de risco de mercado, apresentou significância estatística a 5% para todas as carteiras e para todos os modelos, ou seja, mesmo após considerados os demais fatores. Apesar disso, verifica-se na Tabela 4 que mais da metade das carteiras (7 entre 12) apresentam intercepto diferentes de zero, o que, como discutido anteriormente, contraria as previsões do CAPM. Isto indica que o fator de risco de mercado, embora seja o fator mais importante, não é suficiente para capturar todos os prêmios de risco no mercado brasileiro. Neste sentido os modelos de 3 fatores e de 4 fatores se saíram melhor. Ainda de acordo com a Tabela 4, ao considerar somente o fator de risco de mercado, todas as carteiras de baixo índice BM apresentam retornos em excesso (alfa) positivos, sempre a 5% de significância. Este resultado difere do apontado por Stattman (1980) e Fama e French (1993), conforme já comentado.

O modelo de 3 fatores é o que apresenta o menor número de interceptos com significância estatística, porém o modelo de 4 fatores é o que apresenta o maior R² ajustado para todas as carteiras, com exceção da carteira LSWin e HBWin. A não ser por estas duas carteiras, a sensibilidade ao fator *momentum* apresenta significância para todas as demais, embora com sinais alternados entre elas, ou seja, as

carteiras vencedoras apresentam coeficientes com sinal positivo, enquanto que as perdedoras apresentam sinal negativo. Em princípio o coeficiente deveria ser positivo em ambos os casos, mas parece que no caso das carteiras vencedoras o efeito momento funciona como esperado o que tende a não acontecer no caso de carteiras perdedoras, supostamente porque o comportamento do investidor não seja o mesmo diante de ações que sobem e ações que caem de preço ao longo do tempo, comprando mais das ações que sobem e vendendo rápido as ações que caem, embora isso contrarie o efeito disposição das finanças comportamentais.

Observa-se, sobre o modelo de 3 fatores, que o mesmo não parece trazer ganhos significativos relativos ao R^2 ajustado, quando diz respeito a carteiras intermediárias, ou seja, com médio índice BM. Atribuímos este fenômeno à possibilidade de que as carteiras mais ao extremo apresentem uma maior correlação com os fatores SMB e HML devido a forma como as carteiras são formadas, argumento exposto por Lewellen, Nagel e Shanken (2010). Regressões para os demais subperíodos foram feitas, podendo os resultados serem enviados mediante solicitação. A principal diferença se deu na redução da importância do fator valor no período de crise e pós crise quando comparados com o período pré-crise.

A Tabela 5 destaca a relevância da utilização do método proposto para formação de carteiras, que produziu melhores previsões de forma consistente quando comparadas às previsões utilizando o método de Fama e French, o que pode ser visto pelos menores erros de previsão considerando os três modelos e todos os subperíodos da amostra. A Tabela 5 apresenta duas diferentes métricas para o erro de previsão, sendo que para cada estatística utilizada, quanto menor o valor, melhor a qualidade de previsão. A análise da tabela ainda indica que, de um modo geral, o modelo de 4 fatores apresentou os melhores resultados para fins de previsão, o que era esperado por conter um maior número de variáveis. No entanto, em alguns subperíodos, esta superioridade foi marginal. Caso a parcimônia seja um critério de escolha do modelo, o modelo de 3 fatores deve ser levado em consideração.

Tabela 5

Medidas de previsão dos modelos CAPM, 3 fatores e 4 fatores.

	Período	Método Proposto			Método Tradicional (Fama e French)		
		CAPM	3 Fatores	4 Fatores	CAPM	3 Fatores	4 Fatores
RMSE	Antes da Crise	0,0112	0,0063	0,0059	0,0150	0,0094	0,0086
	Crise	0,0157	0,0079	0,0079	0,0131	0,0086	0,0083
	Após a Crise	0,0115	0,0052	0,0021	0,0118	0,0067	0,0054
	Total	0,0102	0,0047	0,0047	0,0110	0,0082	0,0071
MAPE	Antes da Crise	169,57%	72,17%	65,02%	434,64%	98,01%	138,84%
	Crise	116,63%	55,11%	52,66%	107,32%	74,37%	69,33%
	Após a Crise	192,84%	137,91%	27,98%	349,12%	172,98%	300,73%
	Total	98,50%	48,96%	48,32%	172,43%	123,60%	61,89%

Nota. Root Mean Square Error (RMSE) e Mean Absolute Percentage Error (MAPE). Em negrito estão as menores medidas entre os métodos proposto e de Fama e French para formação de carteiras.

Apresenta-se na Tabela 6 o ganho na qualidade de previsão ao se utilizar os modelos multifatoriais em relação ao CAPM. Observa-se uma melhora significativa ao se utilizar os modelos multifatoriais em detrimento do modelo unifatorial. Como é de se esperar, o modelo com o maior número de fatores apresenta os melhores resultados de previsão, no entanto o ganho é marginal nos períodos pré-crise e de crise. Já para o período pós crise nota-se uma melhora de 60% ao se utilizar o modelo de 4 fatores

ao invés de o modelo de 3 fatores, quando o método de formação das carteiras é o proposto, e de 19% com o método tradicional.

Tabela 6

Ganho na qualidade de previsão.

Período	Método Proposto			Método Tradicional (Fama e French)		
	CAPM	3 Fatores	4 Fatores	CAPM	3 Fatores	4 Fatores
(1) Antes da Crise		44,19%	47,93%		37,65%	42,39%
Crise		49,57%	49,64%		34,14%	36,97%
Após a Crise		54,55%	81,77%		43,20%	54,05%
Total		53,84%	54,03%		25,70%	35,47%
(2) Antes da Crise	-79,18%		6,71%	-60,39%		7,60%
Crise	-98,28%		0,15%	-51,83%		4,30%
Após a Crise	-120,04%		59,89%	-76,06%		19,11%
Total	-116,64%		0,40%	-34,59%		13,15%

Nota. (1) Ganho percentual no RMSE ao se utilizar os modelos de 3 e 4 fatores quando comparado ao modelo CAPM. (2) Ganho percentual no RMSE ao se utilizar os modelos CAPM e 4 fatores quando comparado ao modelo de 3 fatores.

Para deixar ainda mais evidente os ganhos advindos da utilização do método proposto, a Tabela 7 resume, para cada um dos subperíodos, o ganho percentual na previsão dos retornos (em termos de redução da raiz do erro quadrático médio) ao se utilizar o método proposto em detrimento ao método tradicional de formação das carteiras.

Tabela 7

Ganho percentual no RMSE ao se utilizar o método proposto quando comparado ao método de Fama e French para formação das carteiras.

Período	Modelo		
	CAPM	3 Fatores	4 Fatores
Antes da Crise	25,09%	32,94%	32,30%
Crise	-20,10%	8,04%	4,05%
Após a Crise	2,69%	22,14%	61,40%
Total	7,82%	42,73%	34,32%

CONCLUSÃO

O presente trabalho analisou os modelos de apreçamento de ativos unifatorial e multifatoriais com 3 fatores e com 4 fatores para o mercado acionário brasileiro no período de 2002 a 2013. Foram analisados os prêmios de risco, as regressões de séries temporais e o poder preditivo dos modelos, no período completo e dividindo-se o período utilizando a crise de 2008.

Encontramos prêmios de risco de mercado condizentes com a teoria, porém com um valor mais baixo que o de outros estudos do mercado brasileiro, o que consideramos normal pelo período avaliado neste trabalho considerar a crise iniciada em 2008. O prêmio sobre o fator tamanho encontrado foi positivo, de acordo com o esperado, porém diferente dos estudos para o mercado nacional como os de Málaga e Securato (2004) e de Mussa, Famá e Santos (2012). Já o prêmio sobre o fator valor (HML) apresentou

sinal diferente do esperado, enquanto que o fator *momentum* foi estatisticamente insignificante. Esses prêmios são anomalias, por natureza. No caso do fator tamanho, empresas menores tendem a gerar um retorno anormalmente mais alto do que empresas maiores, o que foi confirmado em nosso trabalho. Quanto ao fator HML esperávamos também um sinal positivo, conforme os achados de Fama e French, mas talvez não conseguimos confirmar estudos anteriores por conta de “erros nas variáveis” que podem estar presentes em ações menos líquidas e pelo fato de não haver no Brasil ações verdadeiramente de crescimento, como acontecem nos Estados Unidos, que caracterizam principalmente as empresas de tecnologia. No caso do fator *momentum* não conseguimos significância possivelmente por conta dos comportamentos diferentes dos encontrados por Fama e French no caso das ações perdedoras, em que o efeito *momentum* parece ter um efeito contrário.

Os resultados das regressões de séries temporais revelam que o fator de risco de mercado é o mais importante para explicar os retornos das carteiras, porém não é o único com significância estatística. Para a maioria das carteiras os modelos de 3 e 4 fatores obtêm melhora significativa no R^2 ajustado, confirmando a existência de anomalias no mercado acionário brasileiro, assim como verificado outros estudos (Mussa, Famá e Santos, 2012; Málaga e Securato, 2004; Argolo, Leal e Almeida, 2012), sendo que os fatores que representam anomalias com relevância estatística para a maioria das carteiras foram os de valor (HML) e *momentum* (WML).

São necessários estudos futuros em que a separação de ativos das carteiras se dê através da utilização de diferentes critérios, como por exemplo pelo beta dos ativos, conforme sugerido por Lewellen, Nagel e Shanken (2010). Através da análise dos resultados dos diversos subperíodos, observa-se que as variações das estimativas para o beta de uma mesma carteira são grandes, podendo chegar a 100%, o que pode ser um indicativo de que o beta deva variar no tempo, conforme estudo de Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988). Nossa análise apontou betas maiores durante a crise, indicando que o risco sistemático ganha importância no período de crise.

A análise do poder preditivo dos modelos indicou um ganho significativo na qualidade de previsão ao utilizar um modelo multifatorial em detrimento ao unifatorial. Para o período total da amostra o ganho foi de aproximadamente 55% de redução na raiz do erro quadrático médio utilizando a modificação proposta no método de formação de carteiras, enquanto que utilizando o método de Fama e French a redução foi de até 35%. Observamos ainda que, para os períodos pré-crise e de crise, os ganhos foram somente marginais ao se utilizar o modelo de 4 fatores em detrimento do modelo de 3 fatores. No entanto, para o subperíodo mais recente, entre maio de 2009 e dezembro de 2013, a inclusão do fator *momentum* ao modelo de 3 fatores de Fama e French gerou uma melhora de 60% na qualidade de previsão.

Para finalizar, mostramos que a modificação na proposta de formação de carteiras, utilizando os percentis dos grupos ao invés da amostra toda, permite uma melhora relevante nas previsões dos retornos das carteiras, provavelmente por permitir uma maior diversificação dos ativos nas carteiras.

REFERENCIAS

Acharya, V.V., Pedersen, L.H. (2005), Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77: 375-410.

Araújo, E.A.T., Oliveira, V.C., Silva, W.A.C. (2012), CAPM em estudos brasileiros: uma análise da pesquisa. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 15 (6), 95-122

- Argolo, E. F. B., Leal, R. P. C., Almeida, V. S. (2012), O Modelo de Fama e French é Aplicável no Brasil? Relatórios Coppead 402.
- Banz, R. W. (1981), The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.
- Bollerslev, T., Engle, R.F., Wooldridge, J.M. (1988) A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances. *Journal of Political Economy*. 96 (1), 116-131.
- Fama, E. F., French, K.R. (1993), Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Jegadeesh, N., Titman, S. (1993), Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65–91
- Jegadeesh, N., Titman, S. (2001), Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations, *Journal of Finance*, 56 (2), 699-720.
- Jensen, M., Black, F., Scholes, M. (1972), *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*. Studies in the theory of capital markets, Praeger Publishers Inc.
- Lewellen, J., Nagel, S., Shanken, J. (2010). A skeptical appraisal of asset pricing tests. *Journal of Financial Economics*, 96, 175-194.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Machado, M. A. V., e Medeiros, O. R. (2011). Modelos de Precificação de Ativos e O Efeito Liquidez: Evidências Empíricas No Mercado Acionário Brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, 9, 383–412.
- Málaga, F. K., Securato, J. R. (2004), Aplicação do Modelo de Três Fatores de Fama e French no Mercado Acionário Brasileiro: Um Estudo Empírico no Período 1995-2003, Anais do XXVIII Encontro da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração, Curitiba, PR.
- Mussa, A., Famá, R., Santos, J. O. (2012), A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. *REGE*, 19 (3), 431-447.
- Mussa, A., Rogers, P., Securato, J. R. (2009), Modelos de Retornos Esperados no Mercado Brasileiro: Testes Empíricos Utilizando Metodologia Preditiva, *Revista de Ciências da Administração*, 11 (23), 192-216.
- Noda, R. F., Martelanc, R., Kayo, E. K. (2015), The Earnings/Price Risk Factor in Capital Asset Pricing Models, *Revista Contabilidade e Finanças*.
- Phillips, P. C. B. and Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. *Quantitative Economics*, 2, 455–491. doi: 10.3982/QE82
- Raves, A. C. R. W., Araújo, G. S., Barbedo, C. H. S. (2012), O Modelo de 3 Fatores de Fama e French Ainda Explica os Retornos no Mercado Acionário Brasileiro?, *Revista Alcance*, 19 (1), 52-61.

Rogers, P., Securato, J. R. (2009), Estudo Comparativo no Mercado Brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), *RAC Eletrônica*, 3 (1), 159-179.

Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests. Part 1: On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4, 129-176.

Sanvicente, A.Z. (2014), O Mercado de Ações no Brasil antes do Índice Bovespa. *Rev. Bras. Finanças (Online)*, 12 (1), 1–12

Sharpe, W. F. (1964). Capital assets prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Silva, W.A.C., Pinto, E. A., Melo, A. O., Camargos, M. A. (2009). Análise comparativa entre o CAPM e o C-CAPM na precificação de índices acionários: evidências de mudanças nos coeficientes estimados de 2005 à 2008. Anais do IX Encontro Brasileiro de Finanças, São Paulo: SBFIN.

Stattman, D. (1980) Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4, 25–45.