Insper

Business and Economics Working Papers

BEWP 231/2016

Estudo de modelos de apreçamento de ativos de risco antes e depois da crise financeira de 2008 no mercado brasileiro

Adriana Bruscato Bortoluzzo
Maria Kelly Venezuela
Maurício Mesquita Bortoluzzo
Wilson Toshiro Nakamura

Este documento integra a produção acadêmica da comunidade Insper e está disponível na *Coleção Working Papers*, no **Repositório Institucional**: https://repositorio.insper.edu.br/home. Para mais informações contate repositório@insper.edu.br

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

Adriana Bruscato Bortoluzzo (Insper)

Maria Kelly Venezuela (Insper)

Maurício Mesquita Bortoluzzo (Mackenzie)

Wilson Toshiro Nakamura (Mackenzie)

Este artigo faz um estudo comparativo entre três modelos de apreçamento de ativos de risco, o CAPM de Sharpe-Lintner, o modelo de 3 fatores de Fama e French e o modelo de 4 fatores de Cahart. Apresentamos uma metodologia de alocação dos ativos nas carteiras para mercados emergentes. Diferente de estudos anteriores, o foco da comparação dos modelos está em suas capacidades de previsão. O período foi subdividido para tornar possível a análise dos desempenhos nos períodos da crise financeira de 2008, anterior e posterior à crise. Os resultados apontam para um melhor desempenho dos modelos multifatoriais em todos os períodos. Para o período pós-crise, o modelo de 4 fatores apresenta uma melhora de 36,85% na qualidade de previsão comparado ao modelo de 3 fatores.

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 foi 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. O segundo objetivo e examinar a aderência dos modelos em subperíodos da amostra, sendo a crise financeira de 2008 utilizada como divisora da amostra. O terceiro é avaliar 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. Analisamos o desempenho preditivo de cada modelo no período de crise e nos períodos anteriores e posteriores à crise.

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 portfolios somente baseados na média e variância dos retornos; (b) não existem custos de transação e (c) todos os investidores possuem assimetria 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:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i(E(r_m) - r_f) \tag{1}$$

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:

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

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. Segundo eles empresas pequenas ou de crescimento teriam menor rentabilidade sobre os ativos quando comparadas a grandes 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:

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

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, Lintner e Mossin. No entanto, foi verificado que as médias históricas dos prêmios HML e SMB são muito elevados 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 significante 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.

METODOLOGIA

A população analisada é composta por todas as ações de empresas não financeiras listadas na BM&FBOVESPA entre dezembro de 1994 e dezembro de 2014, 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. Como pode ser visto na Tabela i.1 do anexo i, 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. Como resultado deste método, 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 2.

Tabela 2 – 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
HBWin	Empresas de alto índice B/M, grandes e vencedoras

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 2014.

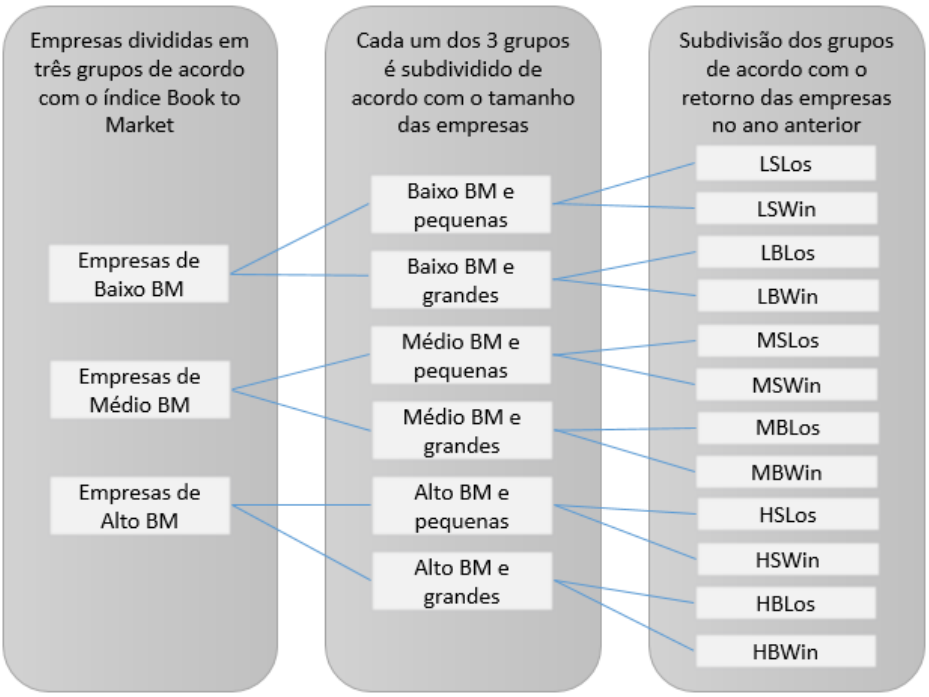

Figura 1 – Metodologia de separação das carteiras para mercados emergentes.

Apesar de estudo de Araújo, Oliveira e Silva (2012) apontarem para a prevalências 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

As Tabelas 3 a 6 apresentam 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 significante 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%. Os fatores Tamanho e Valor foram estatisticamente significantes para todos os subperíodos calculados, com exceção do período de crise, porém somente o fator Tamanho apresentou o sinal esperado. O fator Valor apresenta o sinal negativo, diferente do resultado obtido por Fama e French (1993), 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. Já o fator *momentum*, embora tenha apresentado o sinal esperado para todos os subperíodos da amostra, não apresentou significância estatística.

Tabela 3 – Prêmios de risco calculados utilizando toda a amostra (todos os períodos). Em negrito estão os prêmios que apresentam significância estatística a 10%. À direita se apresenta a matriz de correlação das variáveis explicativas das regressões de séries temporais.

Prêmio de Risco	Média Mensal	DP	t	p-value	R_m-R_f	SMB	HML	WML
Mercado (R_m-R_f)	**0,89%**	6,44%	1,6583	0,0995	1			
Tamanho (SMB)	**5,40%**	24,07%	2,6912	0,0080	-0,2059	1		
Valor (HML)	**-9,61%**	18,14%	-6,3574	0,0000	-0,0958	-0,1068	1	

Momentum (WML)	2,11%	19,21%	1,3180	0,1896	-0,1888	0,1945	-0,0817	1

Tabela 4 – Prêmios de risco calculados utilizando o período pré-crise.

Prêmio de Risco	**Média Mensal**	**DP**	**t**	**p-value**	**R_m-R_f**	**SMB**	**HML**	**WML**
Mercado (R_m-R_f)	**2,07%**	6,46%	2,7514	0,0075	1			
Tamanho (SMB)	**7,61%**	27,48%	2,3835	0,0198	-0,3651	1		
Valor (HML)	**-10,28%**	20,25%	-4,3687	0,0000	-0,1815	-0,0878	1	
Momentum (WML)	2,46%	22,23%	0,9516	0,3444	-0,3907	0,1811	-0,0578	1

Tabela 5 – Prêmios de risco calculados utilizando o período de crise.

Prêmio de Risco	Média Mensal	DP	t	p-value	R_m-R_f	SMB	HML	WML
Mercado (R_m-R_f)	-2,22%	10,43%	-0,7950	0,4409	1			
Tamanho (SMB)	-4,85%	19,63%	-0,9239	0,3723	0,4733	1		
Valor (HML)	-7,11%	17,06%	-1,5599	0,1428	0,1895	-0,0031	1	
Momentum (WML)	3,69%	18,23%	0,7582	0,4619	0,5230	0,3919	0,2233	1

Tabela 6 – Prêmios de risco calculados utilizando o período pós-crise.

Prêmio de Risco	Média Mensal	DP	t	p-value	R_m-R_f	SMB	HML	WML
Mercado (R_m-R_f)	0,11%	4,65%	0,1771	0,8601	1			
Tamanho (SMB)	**5,03%**	19,48%	1,9331	0,0584	0,4733	1		
Valor (HML)	**-9,34%**	15,49%	-4,5121	0,0000	0,1895	-0,1573	1	
Momentum (WML)	1,25%	14,95%	0,6270	0,5332	0,5230	0,1945	-0,2435	1

Tabela 7 – Resultados das regressões de séries temporais para o período todo da amostra. 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 abaixo dos respectivos coeficientes. Na última linha de cada regressão encontra-se o R^2 ajustado.

Total	Portfolio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
a	**0,0166**	**0,0223**	**0,0162**	**0,0099**	**0,0098**	0,0084	0,0008	0,0016	-0,0019	0,0027	**-0,0135**	**-0,0119**
p-value	0,0246	0,0000	0,0002	0,0071	0,0438	0,1102	0,8156	0,6797	0,7981	0,7196	0,0062	0,0056
b	**0,8362**	**0,6351**	**0,8130**	**0,7213**	**0,7904**	**0,6588**	**0,8761**	**0,9116**	**0,7979**	**0,5427**	**0,8715**	**0,7414**
p-value	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%	38,1%	52,0%	53,6%	43,7%	31,6%	64,9%	62,4%	25,2%	12,5%	48,5%	47,2%
a	**-0,0136**	0,0083	0,0082	0,0026	0,0008	0,0014	0,0032	-0,0022	0,0031	0,0070	-0,0035	-0,0011
p-value	0,0316	0,0527	0,0818	0,5263	0,8812	0,7833	0,4331	0,6121	0,6659	0,2599	0,5132	0,8116
b	**0,9735**	**0,7051**	**0,8027**	**0,7225**	**0,8568**	**0,7518**	**0,8719**	**0,9119**	**0,9134**	**0,6994**	**0,8633**	**0,7277**
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
s	**0,2195**	**0,1107**	-0,0080	0,0078	**0,1016**	**0,1374**	-0,0080	0,0035	**0,1596**	**0,2184**	-0,0198	-0,0283
p-value	0,0000	0,0000	0,6368	0,5935	0,0000	0,0000	0,5869	0,8278	0,0000	0,0000	0,3154	0,0927
h	**-0,2024**	**-0,0887**	**-0,0944**	**-0,0772**	-0,0391	0,0066	0,0217	-0,0406	**0,1533**	**0,1818**	**0,0987**	**0,1034**
p-value	0,0000	0,0000	0,0001	0,0002	0,1280	0,7987	0,2850	0,0666	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000
R^2_A	60,6%	56,6%	56,8%	57,5%	53,1%	50,3%	64,7%	62,8%	48,2%	56,7%	52,4%	53,6%
a	**-0,0116**	0,0080	**0,0100**	0,0018	0,0026	0,0006	0,0048	-0,0029	0,0064	0,0048	-0,0014	-0,0015
p-value	0,0436	0,0612	0,0119	0,6507	0,5668	0,9050	0,1627	0,5140	0,2578	0,3830	0,7583	0,7509
b	**0,8873**	**0,7165**	**0,7222**	**0,7561**	**0,7783**	**0,7867**	**0,8018**	**0,9381**	**0,7719**	**0,7938**	**0,7730**	**0,7433**
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
s	**0,2200**	**0,1106**	-0,0075	0,0076	**0,1021**	**0,1372**	-0,0076	0,0033	**0,1605**	**0,2179**	-0,0192	-0,0284
p-value	0,0000	0,0000	0,6002	0,5918	0,0000	0,0000	0,5433	0,8333	0,0000	0,0000	0,2552	0,0910
h	**-0,1857**	**-0,0909**	**-0,0789**	**-0,0837**	-0,0239	-0,0002	**0,0352**	**-0,0457**	**0,1807**	**0,1636**	**0,1162**	**0,1004**
p-value	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,2931	0,9944	0,0423	0,0379	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
w	**-0,1130**	0,0150	**-0,1055**	**0,0439**	**-0,1029**	**0,0457**	**-0,0918**	**0,0343**	**-0,1854**	**0,1237**	**-0,1183**	0,0205
p-value	0,0000	0,3230	0,0000	0,0019	0,0000	0,0123	0,0000	0,0286	0,0000	0,0000	0,0000	0,2133
R^2_A	67,7%	56,6%	69,1%	60,0%	63,5%	52,1%	74,7%	63,8%	67,8%	66,2%	65,0%	53,8%

As Tabelas 7, 8, 9 e 10 apresentam os resultados das regressões de séries temporais para os períodos total, pré-crise, crise e pós-crise, respectivamente. Conforme o esperado, o coeficiente b, que mede a sensibilidade ao fator de risco de mercado, apresentou significância estatística a 5% para todas as carteiras, em todos os subperíodos analisados, e para todos os modelos, ou seja, mesmo após considerados os demais fatores. Apesar disso, verifica-se na Tabela 7 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.

Tabela 8 – Resultados das regressões de séries temporais para o período pré-crise. 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 abaixo dos respectivos coeficientes. Na última linha de cada regressão encontra-se o R^2 ajustado.

Pré Crise	Portfolio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
a	0,0177	**0,0333**	0,0104	0,0101	0,0114	**0,0254**	-0,0051	-0,0027	0,0090	0,0128	**-0,0158**	-0,0049
p-value	0,1638	0,0000	0,1391	0,0970	0,0721	0,0054	0,2994	0,6850	0,4962	0,3864	0,0384	0,4941
b	**0,7888**	**0,5214**	**0,8454**	**0,8378**	**0,6694**	**0,4892**	**0,8622**	**1,1049**	**0,6972**	**0,5139**	**0,8275**	**0,6135**
p-value	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000	0,0000	0,0006	0,0214	0,0000	0,0000
R^2_A	18,8%	29,0%	47,8%	54,6%	41,0%	14,9%	65,9%	63,3%	13,9%	5,8%	42,6%	31,1%
a	**-0,0219**	**0,0171**	0,0057	0,0042	0,0000	0,0113	0,0018	-0,0074	0,0057	-0,0043	-0,0047	0,0084
p-value	0,0418	0,0063	0,4565	0,5244	0,9965	0,2148	0,7416	0,3277	0,6620	0,7002	0,5623	0,2623
b	**1,0215**	**0,6206**	**0,8074**	**0,8229**	**0,7611**	**0,6582**	**0,8489**	**1,1183**	**0,9466**	**0,9577**	**0,8005**	**0,5676**
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
s	**0,2142**	**0,0898**	-0,0078	0,0069	**0,0742**	**0,1198**	-0,0235	0,0183	**0,1339**	**0,2656**	-0,0408	**-0,0557**
p-value	0,0000	0,0000	0,7328	0,7276	0,0003	0,0000	0,1425	0,4185	0,0009	0,0000	0,0982	0,0147
h	**-0,2039**	**-0,0807**	**-0,0793**	**-0,0720**	-0,0382	-0,0004	**0,0581**	-0,0366	**0,1769**	**0,2019**	**0,0895**	**0,0959**
p-value	0,0000	0,0014	0,0114	0,0081	0,1513	0,9915	0,0080	0,2297	0,0010	0,0000	0,0078	0,0020
R^2_A	55,7%	49,9%	51,3%	57,8%	50,2%	32,0%	68,8%	63,2%	36,2%	59,4%	47,9%	41,5%
a	-0,0170	**0,0162**	0,0101	0,0026	0,0025	0,0085	0,0040	-0,0088	0,0156	-0,0108	-0,0002	0,0074
p-value	0,0870	0,0098	0,1308	0,6949	0,6943	0,3380	0,4270	0,2468	0,1084	0,2601	0,9797	0,3298
b	**0,9707**	**0,6291**	**0,7617**	**0,8398**	**0,7358**	**0,6868**	**0,8258**	**1,1327**	**0,8443**	**1,0251**	**0,7535**	**0,5784**
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
s	**0,2250**	**0,0879**	0,0020	0,0032	**0,0796**	**0,1137**	-0,0186	0,0152	**0,1559**	**0,2511**	-0,0307	**-0,0580**
p-value	0,0000	0,0000	0,9192	0,8675	0,0001	0,0001	0,2167	0,5003	0,0000	0,0000	0,1558	0,0116
h	**-0,1918**	**-0,0827**	**-0,0684**	**-0,0760**	-0,0322	-0,0072	**0,0636**	-0,0401	**0,2013**	**0,1858**	**0,1007**	**0,0934**
p-value	0,0000	0,0011	0,0118	0,0047	0,2043	0,8383	0,0022	0,1881	0,0000	0,0000	0,0008	0,0027
w	**-0,1152**	0,0193	**-0,1036**	0,0383	**-0,0574**	**0,0651**	**-0,0524**	0,0327	**-0,2321**	**0,1530**	**-0,1066**	0,0244
p-value	0,0003	0,3154	0,0000	0,0646	0,0048	0,0214	0,0013	0,1713	0,0000	0,0000	0,0000	0,3022
R^2_A	62,7%	49,9%	63,7%	59,3%	55,0%	36,1%	72,8%	63,7%	65,4%	70,2%	60,1%	41,5%

O modelo de 3 fatores foi o que apresentou o menor número de interceptos com significância estatística, porém o modelo de 4 fatores foi o que apresentou o maior R^2 ajustado para todas as

carteiras, com exceção da carteira LSWin. A não ser pela carteira LSWin e HBWin, a sensibilidade ao fator *momentum* apresentou significância para todas as demais carteiras, embora com sinais alternados entre elas.

Para o período pré-crise, apresentado na tabela 8, o modelo de 4 fatores é o que apresenta o menor número de interceptos significantes, sendo a carteira LSWin a única a apresentar retorno em excesso, a 1% de significância. Vale observar que esta carteira, no período pré-crise, apresentou retorno positivo para todos os modelos.

Tabela 9 – Resultados das regressões de séries temporais para o período de crise. 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 abaixo dos respectivos coeficientes. Na última linha de cada regressão encontra-se o R^2 ajustado.

Crise	Portfolio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
a	0,0010	0,0155	0,0356	-0,0043	0,0149	-0,0229	0,0106	-0,0039	-0,0116	-0,0113	-0,0049	-0,0141
p-value	0,9648	0,4964	0,1024	0,6628	0,5771	0,1408	0,6298	0,6479	0,6134	0,3351	0,8176	0,4085
b	**1,0673**	**0,8063**	**0,9256**	**0,6526**	**1,1532**	**0,9082**	**0,9264**	**0,7143**	**1,0566**	**0,6270**	**0,9424**	**0,9492**
p-value	0,0005	0,0028	0,0005	0,0000	0,0006	0,0000	0,0008	0,0000	0,0004	0,0001	0,0006	0,0001
R^2_A	62,2%	50,0%	62,1%	78,5%	60,5%	75,7%	59,0%	85,8%	63,7%	71,0%	61,5%	72,5%
a	-0,0018	0,0063	0,0075	-0,0062	0,0069	-0,0159	-0,0082	-0,0059	-0,0053	0,0042	0,0053	0,0017
p-value	0,9320	0,7298	0,6944	0,5504	0,7809	0,3722	0,7080	0,5831	0,7268	0,6856	0,8171	0,9271
b	**0,9203**	**0,6766**	**0,9624**	**0,6060**	**1,0133**	**0,8486**	**0,8788**	**0,7116**	**0,8711**	**0,5614**	**0,8279**	**0,9048**
p-value	0,0004	0,0014	0,0001	0,0000	0,0007	0,0002	0,0008	0,0000	0,0001	0,0001	0,0018	0,0002
s	**0,3265**	**0,3080**	0,0038	0,1064	**0,3264**	0,1080	0,1589	0,0120	**0,3826**	0,0958	0,2173	0,0490
p-value	0,0089	0,0060	0,9681	0,0581	0,0215	0,2309	0,1645	0,8215	0,0004	0,0836	0,0815	0,6091
h	-0,1526	-0,2172	**-0,3144**	-0,0601	-0,2105	0,0380	**-0,2684**	-0,0271	-0,0728	**0,1368**	0,0334	0,1583
p-value	0,2087	0,0546	0,0134	0,3089	0,1503	0,6989	0,0483	0,6520	0,4036	0,0352	0,7969	0,1612
R^2_A	78,9%	76,4%	76,2%	83,1%	75,1%	75,5%	70,5%	83,4%	88,2%	83,2%	66,9%	74,1%
a	-0,0044	0,0074	0,0040	-0,0055	0,0025	-0,0177	-0,0123	-0,0064	-0,0079	0,0047	0,0026	0,0021
p-value	0,8017	0,6936	0,6914	0,5971	0,8615	0,2816	0,2641	0,5663	0,4357	0,6548	0,8978	0,9181
b	**0,7677**	**0,7368**	**0,7597**	**0,6467**	**0,7617**	**0,7409**	**0,6421**	**0,6834**	**0,7244**	**0,5935**	**0,6694**	**0,9236**
p-value	0,0011	0,0021	0,0000	0,0001	0,0003	0,0007	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0061	0,0008
s	**0,2300**	**0,3460**	**-0,1243**	**0,1322**	0,1674	0,0399	0,0093	-0,0058	**0,2899**	0,1161	0,1170	0,0609
p-value	0,0384	0,0074	0,0495	0,0411	0,0606	0,6542	0,8750	0,9246	0,0004	0,0717	0,3130	0,5905
h	-0,0198	**-0,2696**	-0,1379	-0,0956	0,0084	0,1318	-0,0624	-0,0026	0,0550	0,1089	0,1714	0,1419
p-value	0,8640	0,0496	0,0620	0,1790	0,9291	0,2280	0,3817	0,9712	0,4092	0,1397	0,2180	0,3000
w	**-0,1310**	0,0517	**-0,1740**	0,0350	**-0,2160**	-0,0925	**-0,2032**	-0,0242	**-0,1260**	0,0275	-0,1361	0,0162
p-value	0,0500	0,4221	0,0006	0,3283	0,0014	0,1125	0,0003	0,5232	0,0040	0,4485	0,0722	0,8135
R^2_A	85,1%	75,7%	93,4%	83,2%	91,6%	79,8%	93,1%	82,4%	95,0%	82,6%	74,8%	71,4%

Para o período de crise apresentado na tabela 9, o modelo CAPM apresenta o melhor desempenho entre todos os períodos de análise. Além de não apresentar nenhum intercepto estatisticamente diferente de zero, todas as regressões apresentam um R^2 ajustado superior a 50% e, para duas

carteiras, o R^2 ajustado é superior ao do modelo de 3 fatores. O modelo de 4 fatores explica grande parte da variabilidade, e a medida de R^2 ajustado chega a 95% para a regressão da carteira HSLos.

Assim como foi observado na regressão para o período total, ao considerar somente o fator de risco de mercado no período pós-crise (Tabela 10), todas as carteiras de baixo índice BM apresentam retornos em excesso positivos, sempre a 5% de significância.

Tabela 10 – Resultados das regressões de séries temporais para o período pós crise. 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 abaixo dos respectivos coeficientes. Na última linha de cada regressão encontra-se o R^2 ajustado.

Pós Crise	Portfolio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
a	**0,0219**	**0,0136**	**0,0189**	**0,0100**	0,0119	-0,0002	0,0068	0,0025	-0,0095	-0,0057	-0,0110	**-0,0160**
p-value	0,0097	0,0159	0,0000	0,0266	0,0935	0,9652	0,0961	0,5216	0,1747	0,2283	0,0936	0,0006
b	**0,6254**	**0,5888**	**0,7056**	**0,4386**	**0,6720**	**0,5317**	**0,9511**	**0,6519**	**0,5995**	**0,3575**	**0,9590**	**0,7503**
p-value	0,0008	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0008	0,0000	0,0000
R^2_A	17,3%	30,2%	53,1%	27,1%	25,4%	29,8%	68,6%	51,7%	21,6%	17,4%	45,7%	52,7%
a	-0,0035	0,0019	**0,0128**	0,0012	0,0139	-0,0017	0,0049	-0,0002	0,0042	0,0060	0,0077	-0,0056
p-value	0,6847	0,7854	0,0318	0,8351	0,1306	0,7768	0,3899	0,9759	0,5497	0,3018	0,3638	0,3577
b	**0,9705**	**0,7337**	**0,7202**	**0,4220**	**0,8305**	**0,6959**	**1,0014**	**0,6296**	**0,7872**	**0,4072**	**0,9310**	**0,7209**
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000
s	**0,2661**	**0,1089**	-0,0030	-0,0411	**0,1610**	**0,1567**	0,0440	-0,0294	**0,2227**	**0,0817**	0,0256	0,0009
p-value	0,0000	0,0053	0,9231	0,1927	0,0014	0,0000	0,1440	0,3153	0,0000	0,0093	0,5662	0,9776
h	**-0,1864**	-0,0879	-0,0578	**-0,0902**	0,0505	0,0172	-0,0089	-0,0309	**0,1726**	**0,1257**	**0,1809**	**0,0986**
p-value	0,0019	0,0650	0,1336	0,0240	0,3989	0,6568	0,8116	0,3966	0,0005	0,0016	0,0019	0,0152
R^2_A	53,4%	40,9%	53,3%	33,6%	37,4%	51,5%	68,7%	51,6%	58,9%	37,1%	53,6%	56,2%
a	-0,0083	0,0039	0,0100	0,0040	0,0087	0,0009	0,0008	0,0021	0,0020	0,0085	0,0026	-0,0036
p-value	0,3118	0,5857	0,0787	0,4917	0,3068	0,8684	0,8747	0,6940	0,7727	0,1337	0,7367	0,5450
b	**0,7660**	**0,8182**	**0,6018**	**0,5384**	**0,6093**	**0,8077**	**0,8259**	**0,7279**	**0,6934**	**0,5152**	**0,7134**	**0,8024**
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
s	**0,2111**	**0,1316**	-0,0348	-0,0098	**0,1015**	**0,1868**	-0,0032	-0,0030	**0,1975**	**0,1107**	-0,0329	0,0228
p-value	0,0000	0,0018	0,2700	0,7615	0,0368	0,0000	0,9078	0,9215	0,0000	0,0009	0,4530	0,4990
h	**-0,2012**	-0,0818	-0,0664	**-0,0817**	0,0345	0,0253	-0,0216	-0,0238	**0,1657**	**0,1335**	**0,1651**	**0,1045**
p-value	0,0004	0,0833	0,0712	0,0318	0,5316	0,4953	0,4988	0,4990	0,0007	0,0005	0,0019	0,0094
w	**-0,1253**	0,0518	**-0,0725**	**0,0714**	**-0,1356**	**0,0685**	**-0,1076**	**0,0603**	-0,0575	**0,0662**	**-0,1334**	0,0500
p-value	0,0027	0,1442	0,0102	0,0137	0,0018	0,0171	0,0000	0,0263	0,1012	0,0189	0,0009	0,0932
R^2_A	60,2%	42,2%	58,3%	40,0%	47,3%	55,8%	77,2%	55,2%	60,3%	42,5%	61,9%	57,7%

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. Isto pode ser observado para qualquer um dos 3 subperíodos, assim como para toda a amostra. Atribuímos este fenômeno à possibilidade de que as carteiras mais ao extremo apresentarem uma

maior correlação com os fatores SMB e HML devido a forma como as carteiras são formadas, conforme apontado por Lewellen, Nagel e Shanken (2010).

As Tabelas 11, 12 e 13 apresentam diferentes métricas para o erro de previsão. As fórmulas para cálculos das estatísticas encontram-se no anexo ii. Para cada estatística utilizada, quanto menor o valor, melhor a qualidade de previsão. Um dos principais objetivos deste trabalho é escolher o modelo que apresenta uma melhor qualidade de previsão. A análise destas tabelas indica que, de um modo geral, o modelo de 4 fatores apresentou os melhores resultados para fins de previsão. Para o período pré-crise, no entanto, as estatísticas são iguais entre os modelos de 3 e 4 fatores. Caso a parcimônia seja um critério de escolha do modelo, o de 3 fatores pode ser levado em consideração.

Tabela 11 – Root Mean Square Error (RMSE) das previsões dos modelos (1), (2) e (3), com e sem o intercepto. Em negrito estão os menores erros quadráticos médios.

Período	**COM intercepto**			**SEM intercepto**		
	CAPM	**3 fatores**	**4 fatores**	**CAPM**	**3 fatores**	**4 fatores**
Pré-crise	0,0107	**0,0060**	**0,0060**	0,0143	0,0092	0,0090
Crise	0,0152	0,0070	**0,0068**	0,0155	0,0070	0,0069
Pós-crise	0,0116	0,0055	**0,0035**	0,0119	0,0055	0,0049
Total	0,0101	0,0042	**0,0039**	0,0107	0,0055	0,0053

Tabela 12 – Mean Absolute Error (MAE) das previsões dos modelos (1), (2) e (3), com e sem o intercepto. Em negrito estão os menores erros absolutos médios.

Período	**COM constante**			**SEM constante**		
	CAPM	**3 fatores**	**4 fatores**	**CAPM**	**3 fatores**	**4 fatores**
Pré-crise	0,0088	**0,0052**	**0,0052**	0,0118	0,0074	0,0075
Crise	0,0118	0,0064	**0,0060**	0,0126	0,0064	0,0063
Pós-crise	0,0103	0,0039	**0,0029**	0,0102	0,0039	0,0040
Total	0,0082	0,0036	**0,0034**	0,0089	0,0043	0,0043

Tabela 13 – Mean Absolute Percentage Error (MAPE) das previsões dos modelos (1), (2) e (3), com e sem o intercepto. Em negrito estão os menores erros percentuais absolutos médios.

Período	**COM constante**			**SEM constante**		
	CAPM	**3 fatores**	**4 fatores**	**CAPM**	**3 fatores**	**4 fatores**
Pré-crise	173,32%	82,97%	81,71%	196,94%	86,08%	**80,15%**
Crise	112,33%	50,69%	**39,07%**	111,97%	48,98%	42,97%
Pós-crise	199,19%	134,17%	69,94%	142,83%	131,95%	**47,27%**
Total	89,12%	37,79%	**38,16%**	93,35%	36,06%	38,71%

Para deixar mais claro os ganhos advindos da utilização de um dos modelos multifatoriais em detrimento do CAPM, a Tabela 14 resume, para cada um dos subperíodos, o ganho percentual em termos de redução da raiz do erro quadrático médio. Aqui fica claro que, apesar de apresentar melhores resultados em todos os subperíodos, o modelo de 4 fatores é marginalmente superior ao modelo de 3 fatores. Uma exceção ocorre para o período pós-crise em que há uma diferença significativa de 17,5 pontos percentuais.

Tabela 14 – Ganho percentual no RMSE ao se utilizar os modelos quando comparados ao modelo CAPM. Em negrito estão os maiores ganhos percentuais.

	COM Intercepto		SEM Intercepto	
Período	**3 fatores**	**4 fatores**	**3 fatores**	**4 fatores**
Pré-crise	43,95%	**44,04%**	35,86%	36,88%
Crise	54,28%	**55,48%**	54,97%	55,25%
Pós-crise	52,61%	**70,08%**	53,55%	59,02%
Total	58,29%	**61,30%**	48,50%	50,20%

Na Tabela 15 verifica-se que neste subperíodo o modelo de 4 fatores reduz o erro de previsão em 36,85% quando comparado ao modelo de três fatores. No entanto para o período total da amostra o ganho é de apenas 7,22%, e para o subperíodo anterior à crise o ganho é desprezível.

Tabela 15 – Ganho percentual no RMSE ao se utilizar os modelos quando comparados ao modelo de 3 fatores. Em negrito estão os maiores ganhos percentuais.

	COM Intercepto		SEM Intercepto	
Período	**CAPM**	**4 fatores**	**CAPM**	**4 fatores**
Pré-crise	-78,41%	0,16%	-55,92%	**1,59%**
Crise	-118,71%	**2,62%**	-122,06%	0,62%
Pós-crise	-111,04%	**36,85%**	-115,28%	11,77%
Total	-139,72%	**7,22%**	-94,16%	3,31%

CONCLUSÃO

O presente trabalho analisou os modelos de 1 fator (CAPM), de 3 fatores e de 4 fatores para o mercado acionário brasileiro. Nossos principais resultados se dividem entre a análise dos prêmios de risco, análise das regressões de séries temporais e análise do poder preditivo dos modelos.

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 por se tratarem de estudos sobre períodos de tempo distintos. 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.

Os resultados das regressões de séries temporais revelam que o fator de risco de mercado é o mais importante fator para explicar os retornos das carteiras, porém não é o único. Para algumas carteiras os modelos de 3 e 4 fatores obtêm melhora significativa no R^2 ajustado, embora possamos argumentar que isto pode ser devido à forma como as carteiras são selecionadas, já que para outras carteiras o ganho é praticamente nulo. São necessários estudos futuros em que a separação de ativos das carteiras se dê através da utilização de diferentes critérios, tal como 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).

A análise do poder preditivo dos modelos indicou um ganho significativo na qualidade de previsão ao utilizar algum modelo multifatorial em detrimento ao CAPM. Para o período total da amostra o ganho foi de aproximadamente 60% de redução na raiz do erro quadrático médio. 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 2014, a inclusão do fator *Momentum* ao modelo de 3 fatores de Fama e French gerou uma melhora de 36,85% na qualidade de previsão.

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: Evidencias 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 Pricng 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

Rayes, 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.

ANEXO I – Análise Descritiva

Tabela i.1 – Rentabilidade, Índice BM e Valor de Mercado (VM) para cada ano.

VARIÁVEL	MEDIA	MEDIANA	MIN	MAX	N
RENT2001	18,1%	12,1%	-69,3%	409,3%	110
BM2001	2,42	1,61	(0,81)	16,67	88
VM2001	4.534.387,27	781.054,50	1.570,00	124.722.542,00	110
RENT2002	17,5%	-0,5%	-94,8%	343,9%	112
BM2002	2,26	1,45	(9,09)	33,33	86
VM2002	4.201.968,32	616.171,50	602,00	107.002.602,00	110
RENT2003	105,1%	67,9%	-54,7%	711,3%	114
BM2003	1,47	0,93	(7,14)	33,33	97
VM2003	6.248.211,37	766.158,00	1.757,00	159.392.160,00	115
RENT2004	55,5%	37,5%	-57,9%	366,7%	112
BM2004	0,87	0,77	(20,00)	16,67	102
VM2004	7.280.598,83	999.724,00	2.256,00	187.897.980,00	127
RENT2005	33,3%	14,5%	-95,0%	380,1%	126
BM2005	1,29	0,66	(5,56)	25,00	113
VM2005	8.294.315,55	1.605.873,00	8.282,00	270.947.732,00	135
RENT2006	75,0%	41,4%	-63,2%	1036,4%	134
BM2006	0,76	0,45	(4,17)	11,11	136
VM2006	9.976.899,54	1.916.768,50	19.999,00	350.069.957,00	156
RENT2007	90,2%	42,0%	-94,8%	1266,7%	152
BM2007	0,53	0,42	(1,00)	3,85	184
VM2007	11.401.676,83	2.295.537,00	18.928,00	630.834.634,00	203
RENT2008	-43,2%	-47,1%	-91,4%	38,3%	196
BM2008	1,15	0,98	(3,03)	8,33	190
VM2008	6.112.667,44	866.222,00	13.174,00	310.337.096,00	209
RENT2009	106,3%	88,0%	-59,9%	569,5%	202
BM2009	0,68	0,53	(0,27)	5,26	199
VM2009	10.054.280,66	2.024.136,00	27.674,00	461.003.498,00	212
RENT2010	18,2%	14,0%	-55,0%	183,2%	207
BM2010	0,82	0,59	(0,09)	12,50	212
VM2010	10.077.297,20	2.382.101,00	17.860,00	476.871.257,00	225
RENT2011	-5,0%	-10,7%	-76,9%	184,3%	221
BM2011	0,97	0,71	(0,22)	10,00	227
VM2011	8.333.023,49	1.991.574,00	18.939,00	343.326.868,00	237
RENT2012	21,4%	23,1%	-85,0%	158,3%	232
BM2012	0,97	0,67	(0,75)	12,50	233
VM2012	8.883.639,73	2.338.963,00	13.651,00	294.055.330,00	241
RENT2013	-1,0%	-7,0%	-86,7%	248,4%	236
BM2013	1,01	0,70	(5,26)	16,67	241
VM2013	7.843.252,39	1.903.519,50	7.028,00	284.613.153,00	248

ANEXO II – Estatísticas utilizadas para medir os erros de previsão

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{n}\left(y_t - \hat{y}_t\right)^2}{n}}$$

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|y_t - \hat{y}_t\right|$$

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\frac{\left|y_t - \hat{y}_t\right|}{\left|y_t\right|}$$