

Influência da crise financeira de 2008 na previsibilidade dos modelos de apreçamento de ativos de risco no Brasil*

The influence of the 2008 financial crisis on the predictiveness of risky asset pricing models in Brazil

Adriana Bruscato Bortoluzzo

Inspier, Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento de Métodos Quantitativos, São Paulo, SP, Brasil

Maria Kelly Venezuela

Inspier, Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento de Métodos Quantitativos, São Paulo, SP, Brasil

Maurício Mesquita Bortoluzzo

Universidade Presbiteriana Mackenzie, Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas, São Paulo, SP, Brasil

Wilson Toshiro Nakamura

Universidade Presbiteriana Mackenzie, Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas, São Paulo, SP, Brasil

Recebido em 18.02.2016 – Desk aceite em 17.03.2016 – 2ª versão aprovada em 18.08.2016

RESUMO

Este artigo analisa três modelos de apreçamento de ativos de risco, o CAPM (do inglês *capital asset pricing model*), de Sharpe e Lintner, o modelo de três fatores, de Fama e French, e o de quatro fatores, de Carhart, no mercado brasileiro para o período de 2002 a 2013. Os dados são compostos por ações negociadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (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 Índice Brasil (IBrX) e para o ativo livre de risco é a poupança. A crise de 2008, evento de imensa proporção e prejuízo para os mercados, pode ter causado alterações na estrutura de relação dos ativos de risco, gerando mudanças nos resultados dos modelos de apreçamento. Utiliza-se a estratégia de divisão do período total em pré-crise e pós-crise para atingir o principal objetivo: analisar os efeitos da crise sobre os resultados dos modelos de apreçamento de ativos e seu poder de previsão. Verifica-se que os fatores considerados são relevantes no mercado brasileiro nos dois períodos, mas entre os períodos ocorrem mudanças na relevância estatística das sensibilidades ao prêmio de mercado e ao fator valor. Além disso, a capacidade preditiva dos modelos de apreçamento é maior no período pós-crise, em especial para os modelos multifatoriais, sendo o modelo de quatro fatores capaz de melhorar em até 80% a previsão do retorno das carteiras, neste período, quando comparado ao CAPM.

Palavras-chave: CAPM, anomalias de mercado, modelo multifatorial, previsão, crise de 2008.

ABSTRACT

This article examines three models for pricing risky assets, the capital asset pricing model (CAPM) from Sharpe and Lintner, the three factor model from Fama and French, and the four factor model from Carhart, in the Brazilian market for the period from 2002 to 2013. The data is composed of shares traded on the São Paulo Stock, Commodities, and Futures Exchange (BM&FBOVESPA) on a monthly basis, excluding financial sector shares, those with negative net equity, and those without consecutive monthly quotations. The proxy for market return is the Brazil Index (IBrX) and for riskless assets savings accounts are used. The 2008 crisis, an event of immense proportions and market losses, may have caused alterations in the relationship structure of risky assets, causing changes in pricing model results. Division of the total period into pre-crisis and post-crisis sub-periods is the strategy used in order to achieve the main objective: to analyze the effects of the crisis on asset pricing model results and their predictive power. It is verified that the factors considered are relevant in the Brazilian market in both periods, but between the periods, changes occur in the statistical relevance of sensitivities to the market premium and to the value factor. Moreover, the predictive ability of the pricing models is greater in the post-crisis period, especially for the multifactor models, with the four factor model able to improve predictions of portfolio returns in this period by up to 80%, when compared to the CAPM.

Keywords: CAPM, market anomalies, multifactor model, prediction, 2008 financial crisis.

* Trabalho apresentado no XVIII SemeAd, São Paulo, SP, Brasil, novembro de 2015.

1 INTRODUÇÃO

O modelo de apuração de ativos de capital, CAPM (do inglês *capital asset pricing model*), desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965) é, até hoje, o modelo mais utilizado pelo mercado para 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 de seu risco sistemático, estudos empíricos posteriores apontam 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) mostrou que o retorno médio de ações norte-americanas é maior para empresas de valor, isto é, com alta razão entre o valor contábil do patrimônio líquido para seu valor de mercado (alto índice *book-to-market* [BM]). 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: o fator de mercado, o fator relacionado ao tamanho da firma e outro ao índice 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 financiadas pela venda de ações perdedoras.

Garcia e Ghysels (1998) documentaram a importância de se estudar as mudanças estruturais em mercados emergentes e, recentemente, artigos que tratam da estimação do risco sistemático de forma dinâmica vêm ganhando maior participação na literatura, uma vez que a estrutura de correlação entre os fatores envolvidos nos modelos sofre alteração ao longo do tempo, especialmente quando existem quebras estruturais nas séries temporais oriundas, por exemplo, de um período de crise. Silva, Pinto, Melo e Camargos (2009), Garcia e Bonomo (2001), Machado, Bortoluzzo, Martins e Sanvicente (2013) e Tambosi Filho, da Costa e Rossetto (2006) publicaram trabalhos que avaliaram a eficiência do modelo CAPM condicional (C-CAPM) proposto por Bodurtha e Mark (1991) no mercado brasileiro. Por outro lado, Lewellen e Nagel (2006) encontraram evidências empíricas de que os resultados do C-CAPM não destoam de forma significativa dos resultados do CAPM

não condicional, uma vez que a relação entre os betas e o prêmio de risco de mercado varia muito suavemente ao longo do tempo. Isso leva a crer que, para haver mudanças significativas nos coeficientes dos modelos de apuração de ativos, é necessária a ocorrência de um evento com maior intensidade para provocar alteração na estrutura de dependência das variáveis, como por exemplo uma crise.

O principal objetivo deste artigo é verificar se houve alteração na estrutura de correlação das variáveis dos modelos uni e multifatoriais pela ocorrência da crise de 2008, ou seja, examinar o comportamento dos prêmios de risco no mercado brasileiro nos períodos anterior e posterior à crise financeira de 2008. Para isso, o período de 2002 a 2013 foi dividido em três (pré-crise, crise e pós-crise) e, para o primeiro e último desses subperíodos, foram estimados modelos uni e multifatoriais não condicionais para comparação dos resultados de forma descritiva e utilizando o teste de estabilidade dos parâmetros de Chow. Os resultados deste teste indicam a existência de diferenças significativas antes e após a crise, tanto na relação entre os fatores como nos valores e significância dos coeficientes do CAPM e dos modelos de três fatores de Fama e French e de quatro fatores de Carhart, o que justifica a divisão da amostra nos subperíodos.

O trabalho também analisa a capacidade preditiva de cada um dos modelos avaliados para o mercado brasileiro com base no cálculo da raiz do erro quadrático médio (RMSE, do inglês *root-mean-square error*) e do erro absoluto médio percentual (MAPE, do inglês *mean absolute percentage error*), medidas que comparam o retorno observado com o retorno estimado por determinado modelo para as carteiras. Estas medidas indicam a supremacia dos modelos multifatoriais em comparação com o CAPM nos dois subperíodos analisados, sendo que o modelo de quatro fatores apresenta desempenho ligeiramente superior ao de três fatores e todos os modelos apresentam melhores previsões no período posterior à crise de 2008.

A próxima seção descreve os modelos uni e multifatoriais, suas variáveis e resultados esperados e em seguida é feita a revisão da literatura empírica dos estudos do mercado brasileiro. Por fim, os resultados dos modelos são apresentados, analisados e interpretados.

2 MODELOS UNI E MULTIFATORIAIS DE RISCO

O CAPM, de Sharpe e Lintner, é um modelo teórico que, de acordo com Black, Jensen e Scholes (1972), depende das seguintes hipóteses: (a) todos os investidores são maximizadores de riqueza e possuem 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; (c) todos os investidores possuem simetria de informação a respeito da função

densidade de probabilidade conjunta dos retornos dos ativos; (d) 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_i é a 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

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

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* (do inglês *small minus big*, ou fator tamanho) é o prêmio de risco de manter uma carteira comprada em ações de empresas de pequeno porte e vendida em ações de empresas de grande porte, *HML* (do inglês *high minus low*, ou fator valor) 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) e b_i , s_i e h_i são as sensibilidades relacionadas aos respectivos fatores. Fama e French (1993) consideraram os

definida pelo modelo, vários autores (Banz, 1981; Carhart, 1997; Fama & French, 1993; Jegadeesh & Titman, 1993; Stattman, 1980) 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.

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

fatores como *proxies* para fatores de risco. Segundo eles, há evidências empíricas que os dois fatores estão relacionados à rentabilidade; em outras palavras, empresas de grande porte 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* (WML, do inglês *winners minus losers*) ao modelo de três fatores, resultando no modelo de quatro 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) e w_i é a sensibilidade da carteira com relação ao *WML*.

Assim como os fatores de tamanho e valor, a adição do *WML* é justificada empiricamente. Vayanos e Woolley (2013) explicam o *WML* como resultado da 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 hipóteses de finanças comportamentais, já que a reversão só ocorre em alguns subperíodos analisados, tratando-se, então, de anomalia. A anomalia é caracterizada por 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 prêmio positivo para o *WML*.

Para avaliar o poder preditivo dos modelos (1), (2) e (3), são feitas regressões de séries temporais com a inclusão do intercepto α_i , que deve ter sua significância testada. Conforme posto por Black et al. (1972), o termo α_i , também conhecido como alfa de Jensen em sua versão do CAPM, caso seja estatisticamente diferente de zero, indica a 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 α_i deveria ser estatisticamente igual a zero para os três modelos analisados. Caso o modelo apresente intercepto estatisticamente acima (abaixo) de zero para alguma carteira, significa que aquela carteira teve 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.

3 PRINCIPAIS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO MERCADO BRASILEIRO

Málaga e Securato (2004) obtiveram resultados que confirmaram 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 o procedimento de dois estágios conforme Fama e MacBeth (1973) e concluíram que nenhum dos dois modelos é eficiente 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* e concluíram pela superioridade do modelo de mais de um fator, porém excluindo o HML contábil sobre valor de mercado que não se mostrou estatisticamente significativo. O período abrangido foi o 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 estudo no mercado de ações brasileiro em que testaram o modelo de três fatores de Fama e French, bem como o modelo proposto por Carhart de quatro fatores, incorporando o WML. Os resultados da pesquisa apontaram pela validade da inclusão dos quatro fatores em versão ampliada do CAPM original, em que pese o SMB e o WML terem apresentado prêmio negativo, contrariando as pesquisas originais de Fama e French (1993), no caso do SMB, e de Carhart (1997), no caso do WML, 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 SMB 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 que o modelo tradicional de um fator para fins de estimativa de custo de capital próprio na realidade brasileira.

Rayes, Araújo 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 40 ações com maior liquidez em 2004 e com negociação em bolsa no período de julho de 2000 a junho de 2008. Considerando as ações tanto individualmente quanto combinadas em carteiras, constataram que os fatores SMB e HML não explicam mais os retornos do mercado, em função da quebra estrutural acima mencionada.

Em 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. Este fator se mostrou significativo mesmo após controlar pelos outros componentes do modelo de três fatores de Fama e French.

Do exposto, podemos inferir que ainda não há evidências claras da superioridade do modelo de três ou quatro fatores, além de que poucas evidências existem sobre a capacidade preditiva desses modelos, pelo menos na realidade do mercado de ações brasileiro. Os artigos mais recentes não tratam o período de crise de forma específica, o que impossibilita a verificação do ajuste dos modelos neste período em que ocorre modificação na estrutura de dependência dos dados envolvidos nos modelos de apreçamento.

4 METODOLOGIA

A população analisada é composta por todas as ações de empresas não financeiras listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) entre janeiro de 2002 e dezembro de 2013, com todos os dados secundários coletados no sistema de informações da Economatica. Foram desconsideradas as ações de empresas do setor financeiro, por apresentarem altos índices de endividamento que influenciam o múltiplo de BM. 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, foram 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 e ações sem valor de mercado em 31 de dezembro de cada ano e empresas que não possuem patrimônio líquido positivo em 31 de dezembro de cada ano.

Desta forma, para cada ano, a amostra possuía número diferente de ações disponíveis para fazerem parte das carteiras. Por exemplo, para 2002, nossa amostra apresentou 59 ações com dados disponíveis, enquanto que em 2013 existiam 207 ações com dados disponíveis. Na média, a amostra dispôs de 127 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 com apenas um ou dois ativos em alguns anos, o que viola a hipótese de que as carteiras são diversificadas, implicando em alto componente de risco específico, o que pode prejudicar os testes estatísticos sobre os coeficientes dos modelos analisados. Com vistas a eliminar o problema da falta de diversificação, comum em mercados menos desenvolvidos nos quais o número de empresas listadas é

muito pequeno, como o Brasil, este artigo utiliza a mesma metodologia alternativa para formação de carteiras proposta em Rogers e Securato (2009) 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 de pequeno porte e de grande porte pela mediana de cada grupo, resultando em seis grupos com aproximadamente o mesmo número de ativos; em terceiro e último passo, cada um dos seis grupos é ordenado separadamente 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 anuais 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 total em cada etapa. Utilizando-se o método proposto, garante-se que cada uma das carteiras tenha aproximadamente o mesmo número de ações em sua composição e que todas as carteiras estejam relativamente bem-diversificadas.

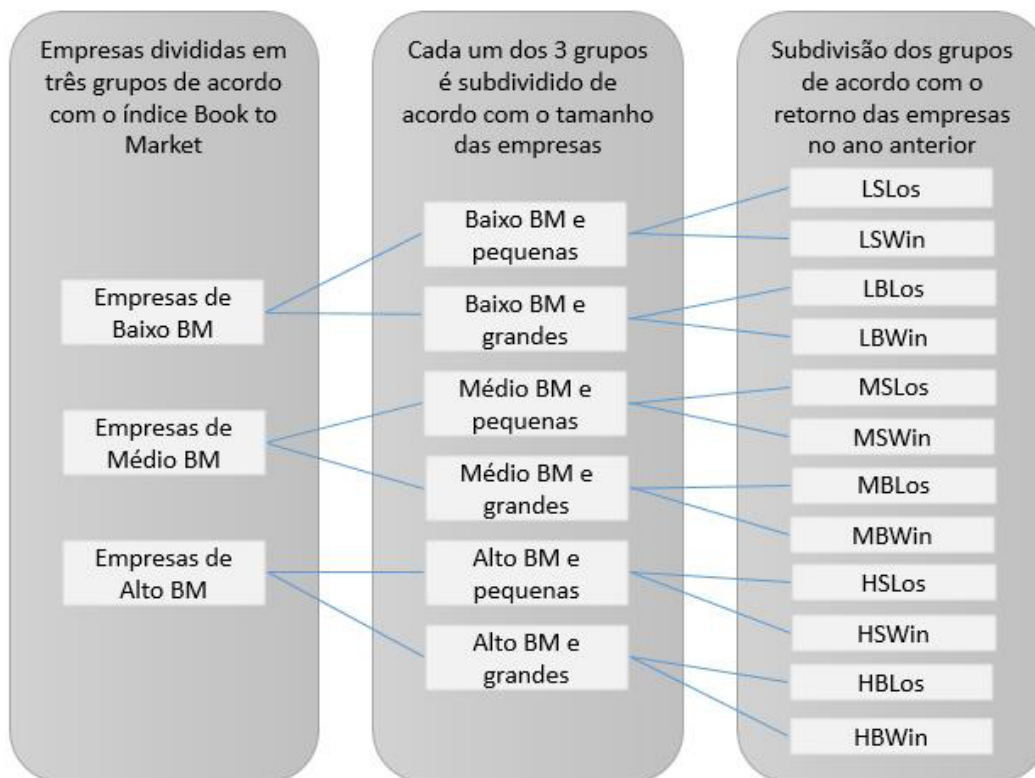


Figura 1 Metodologia de separação das carteiras para mercados emergentes

BM: índice book-to-market; L = empresas com baixo BM; M = empresas com médio BM; H = empresas com alto BM; B = empresas de grande porte; S = empresas de pequeno porte; Los = empresas perdedoras; Win = empresas vencedoras.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Apesar dos benefícios da metodologia proposta, só faz sentido utilizar esta alternativa se as variáveis originais BM, tamanho e rentabilidade forem fracamente correlacionadas de forma a garantir que, por exemplo, uma carteira com empresas de pequeno porte tenha valor de mercado inferior ao de uma carteira com empresas de grande porte, assim como ocorre na proposta de Fama e French. No período avaliado, as correlações foram muito fracas, em módulo, inferiores a 0,09 para BM e rentabilidade vs. tamanho e inferior a 0,3, no caso de rentabilidade vs. BM, o que possibilita a utilização deste tipo de modificação na montagem das carteiras para o mercado brasileiro sem causar viés nos portfólios formados. Além disso, validamos a construção das carteiras pela

metodologia modificada observando os valores da média e do desvio padrão (DP) de cada carteira para cada um dos anos de 2002 a 2013 e verificando a mesma ordenação das carteiras por tamanho e rentabilidade, como no método de Fama e French. A Tabela 1 mostra os resultados obtidos para as carteiras em 2013 na qual se observa, na segunda coluna, que no método proposto, assim como pelo método de Fama e French, todas as carteiras de empresas de pequeno porte possuem menor valor de mercado quando comparado com carteiras de empresas de grande porte. É possível ainda observar que tamanho médio e rentabilidade média possuem valores muito próximos entre as duas metodologias.

Tabela 1 Quantidade de ativos, tamanho e rentabilidade das carteiras formadas em 2013 pelo método de Fama e French (FF) e com a modificação proposta neste trabalho (Novo)

Carteira	Ativos (R\$ mil)		Carteira	Tamanho (R\$ mil)		Carteira	Rentabilidade (%)	
	Método	Método		Método	Método			
	FF	Novo		FF	Novo		FF	Novo
LSLos	8	16	LSLos	500.866	1.817.066	LSLos	-28,43	-0,55
LSWin	9	15	LSWin	1.299.633	2.823.315	LBLos	5,11	17,40
LBLos	12	16	MSLos	710.643	788.818	MSLos	-14,84	-5,12
LBWin	33	15	MSWin	1.048.125	1.217.058	MBLos	-0,35	0,85
MSLos	16	21	HSLos	330.613	97.088	HSLos	-22,47	-43,08
MSWin	23	21	HSWin	921.305	185.708	HBLos	-18,39	-28,21
			Média	801.864	1.154.842	Média	-13,23	-9,79
MBLos	20	21	LBLos	13.473.852	18.873.244	LSWin	89,68	89,50
MBWin	24	20	LBWin	20.453.979	31.931.765	LBWin	60,77	68,96
HSLos	38	16	MBLos	22.117.773	21.190.639	MSWin	50,20	58,72
HSWin	10	15	MBWin	8.285.358	9.477.719	MBWin	63,43	64,46
HBLos	10	16	HBLos	27.060.877	16.772.027	HSWin	36,65	9,70
HBWin	4	15	HBWin	8.422.178	3.558.824	HBWin	32,71	30,30
			Média	16.635.669	16.967.370	Média	55,57	53,61

Nota. HBLos = empresas de alto índice book-and-market (BM), grandes e perdedoras; HBWin = empresas de alto índice BM, grandes e vencedoras; HSLos = empresas de alto índice BM, pequenas e perdedoras; HSWin = empresas de alto índice BM, pequenas e vencedoras; LBLos = empresas de baixo índice BM, grandes e perdedoras; LBWin = empresas de baixo índice BM, grandes e vencedoras; LSLos = empresas de baixo índice BM, pequenas e perdedoras; LSWin = empresas de baixo índice BM, pequenas e vencedoras; MBLos = empresas de médio índice BM, grandes e perdedoras; MBWin = empresas de médio índice BM, grandes e vencedoras; MSLos = empresas de médio índice BM, pequenas e perdedoras; MSWin = empresas de médio índice BM, pequenas e vencedoras.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Após a montagem das carteiras, para cada uma das metodologias são feitas regressões de séries temporais dos modelos (1), (2) e (3) para os períodos pré-crise, pós-crise e total. A crise financeira de 2007 a 2009 foi subdividida por Phillips e Yu (2011) em três 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 desencadeada nos Estados Unidos da América e não afetou de forma significativa o mercado brasileiro. Por meio da análise gráfica do índice da bolsa brasileira verifica-se que ela foi afetada somente após o estouro da bolha das *commodities* de forma que o período entre março de 2008 e 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.

Apesar de o estudo de Araújo, Oliveira e Silva (2012) apontar para a prevalência em estudos brasileiros do Índice Bovespa (Ibovespa) e do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) como *proxies* para a carteira de mercado e do ativo livre de risco, respectivamente, adotamos o Índice Brasil (IBrX) e a poupança por serem mais condizentes com a teoria do CAPM. O Ibovespa era um índice de ações ponderado apenas pela liquidez e passou a ser pelo

valor de mercado com limite de participação baseado na liquidez, enquanto que o IBrX é um índice de ações somente ponderado pelo valor de mercado das ações e contém as 100 ações mais líquidas da bolsa brasileira. Vale ressaltar que a mudança de critério de ponderação das ações no Ibovespa ocorreu somente após o período abrangido em nossa amostra. A caderneta de poupança apresenta baixo DP e é acessível a qualquer investidor. Sua utilização é justificada por Silva, Pinto, Melo e Camargos (2009) e utilizada no recente estudo de Sanvicente (2014), dentre outros trabalhos.

5 RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta os prêmios de risco calculados para o período de 2002 a 2013 (total) e para os subperíodos pré-crise, crise e pós-crise, além da correlação entre os fatores de mercado, SMB, HML e WML. Verifica-se que o prêmio de risco de mercado para toda a amostra foi positivo, conforme esperado, igual a 0,89% ao mês e 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 histórico de baixo retorno de mercado da amostra utilizada neste trabalho, com os períodos de crise e pós-crise.

Analisando os subperíodos, é importante salientar que o prêmio de risco de mercado é positivo e significativo apenas para pré-crise, sendo negativo na crise e próximo de zero no pós-crise, mas sem relevância estatística nestes dois últimos subperíodos. Nota-se ainda que, ao se utilizar a amostra total na regressão temporal, há preponderância do período pré-crise por ele possuir mais observações, influenciando os coeficientes da regressão. No entanto, como sugerido em Bortoluzzo, Minardi e Passos (2014) e Sandoval Jr., Bortoluzzo e Venezuela (2014), o curto prazo pode explicar de forma mais eficiente a relação entre risco e retorno. Alterações desta natureza podem ser observadas para os demais fatores, em especial para SMB e WML.

O SMB só foi estatisticamente significativo no período de crise e seu sinal negativo indica que neste período o retorno das empresas de grande porte foi maior que o de empresas de pequeno porte, provavelmente devido ao problema de liquidez das empresas de baixo valor de mercado. Embora haja expectativa de 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. Comparando os valores para os períodos pré-crise e pós-crise, percebe-se que antes da crise este prêmio era positivo e, após, passou a negativo, embora não significativo estatisticamente.

O HML se comporta de forma mais estável ao longo do tempo; negativo e estatisticamente significativo para todos os subperíodos, porém um pouco menor no pós-crise, comparado ao pré-crise. Salienta-se que o resultado com sinal negativo para o Brasil é diferente do resultado obtido por Fama e French (1993), indicando que o fator captura uma anomalia diferente para o Brasil em comparação ao mercado americano. Uma possível explicação para esta diferença é que nos Estados Unidos da América este fator se baseia na existência de empresas de crescimento, nas quais o valor contábil dos ativos é muito pequeno quando comparado com o valor de mercado, empresas de tecnologia, intensivas em ativos intangíveis não contabilizados. No Brasil, estas empresas seriam as que possuem histórico de valorização consistente ao longo dos anos, de forma que o valor de mercado acabe superando o valor contábil, ou seja, no Brasil praticamente não temos empresas de tecnologia listadas na bolsa e as empresas classificadas como de crescimento são as que apresentaram grande valorização no período do estudo, o que repercute em alto valor de mercado comparado ao valor contábil do patrimônio líquido. Em nossa pesquisa, as empresas que se enquadraram nessa situação foram grandes grupos consolidados. Por exemplo a Companhia de Bebidas das Américas (AMBEV), empresa que no mercado norteamericano seria considerada como de valor por conta do histórico recente de valorização de suas ações, acabou sendo classificada como de crescimento e há outros vários casos similares.

O WML apresentou o sinal esperado, porém somente com significância estatística no subperíodo pré-crise. No pós-crise praticamente não houve diferença entre rentabilidade dos ativos das empresas vencedoras e perdedoras, com valor próximo de zero e não relevante. Este fato revela indícios de que a crise pode ter causado alguma mudança de regime não absorvida pelos modelos de apreçamento tradicionais.

A Tabela 2 ilustra o comportamento diferenciado dos prêmios de risco nos subperíodos avaliados, o que pode sugerir a existência de quebra estrutural nas séries temporais

e indicar a necessidade de se trabalhar com um modelo de apreçamento somente com o passado mais recente. Para avaliar as diferenças na estrutura de dependência dos fatores ao longo do tempo foi utilizado o teste M de Box (Silva, 2016) que indicou a existência de alteração do comportamento das correlações entre os subperíodos pré-crise e pós-crise (valor do $p < 0,001$). Algumas das relações que sofreram alterações são: dependência entre os fatores de mercado

e valor, cuja relação era inversamente proporcional antes da crise e passou a ser diretamente proporcional na crise e permaneceu assim após a crise; a relação entre os fatores de mercado e WML, que era negativa e fraca antes da crise e se tornou moderada durante e após a crise; e a relação entre o WML com o SMB, que apresentou alteração de sinal positivo antes da crise para negativo no pós-crise.

Tabela 2 Prêmios de risco no período de 2002 a 2013 e nos subperíodos pré-crise, crise e pós-crise

	Prêmio de risco	Média mensal (%)	DP (%)	t	p	$r_m - r_f$	SMB	HML
Total	$r_m - r_f$	0,89	6,44	1,6583	0,0995	1	-	-
	SMB	-0,04	4,23	-0,1244	0,9012	-0,2424	1	-
	HML	-8,99	17,29	-6,2381	0,0000	-0,0369	0,3703	1
	WML	0,49	4,23	1,3959	0,1649	-0,1726	0,1789	0,0483
Pré-crise	$r_m - r_f$	2,07	6,49	2,6441	0,0100	1	-	-
	SMB	0,70	5,05	1,2824	0,2038	-0,4685	1	-
	HML	-7,80	21,36	-3,1313	0,0025	-0,1506	0,3772	1
	WML	1,17	4,36	2,4408	0,0171	-0,1112	0,3600	0,0848
Crise	$r_m - r_f$	-2,22	10,43	-0,7950	0,4409	1	-	-
	SMB	-1,84	3,68	-1,8640	0,0851	0,4360	1	-
	HML	-9,31	15,56	-2,2393	0,0433	0,1462	0,5126	1
	WML	-1,37	6,20	-0,8269	0,4232	-0,3440	-0,3019	0,3880
Pós-crise	$r_m - r_f$	0,11	4,65	0,1771	0,8601	1	-	-
	SMB	-0,58	2,80	-1,5617	0,1241	-0,3009	1	-
	HML	-10,48	10,88	-7,2052	0,0000	0,1538	0,2575	1
	WML	0,06	3,21	0,1354	0,8928	-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 as estimativas dos prêmios que apresentaram significância estatística a 10%. Pré-crise: janeiro de 2002 a fevereiro de 2008; pós-crise: maio de 2009 a dezembro de 2013.

DP = desvio padrão; HML = do inglês high minus low, ou fator valor $r_m - r_f$ = retorno em excesso da carteira de mercado; SMB = do inglês small minus big, ou fator tamanho; WML = do inglês winners minus losers, ou fator momentum.

Fonte: Elaborada pelos autores.

As Tabelas 3 e 4 apresentam os resultados das regressões de séries temporais para os modelos (1), (2) e (3) nos períodos pré-crise e pós-crise, utilizando-se o método modificado para formação de carteiras. Todas as análises foram realizadas utilizando a taxa SELIC como ativo livre de risco e os resultados obtidos foram similares. As análises também foram feitas montando as carteiras utilizando o método proposto por Fama e French, porém houve ganho no poder preditivo dos modelos utilizando o método proposto neste artigo, que variou de 3% para o CAPM a 61% no caso do modelo de quatro fatores para o período pós-crise. Todos os resultados estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

Analisando-se o intercepto do CAPM, verifica-se que três entre 12 carteiras antes da crise e que cinco entre 12 carteiras após a crise apresentam este coeficiente diferente de zero com

95% de confiança, o que contraria as hipóteses do CAPM, como discutido anteriormente. Isto indica que o fator de risco de mercado não é suficiente para capturar todos os prêmios de risco no mercado brasileiro. Neste sentido, os modelos multifatoriais se saíram melhor, uma vez que apenas uma carteira apresentou o intercepto estatisticamente relevante a 5% de significância antes da crise e nenhuma após a crise, o que leva à conclusão de que os modelos multifatoriais utilizados conseguiram capturar as anomalias existentes no mercado. Ainda de acordo com a Tabela 4, ao considerar somente o fator de risco de mercado, as quatro carteiras de baixo índice BM apresentam retornos em excesso (α) positivos, sempre a 5% de significância. Este resultado difere do apontado por Stattman (1980) e Fama e French (1993), conforme comentado.

De acordo com o esperado, o coeficiente β , que mede a

sensibilidade ao fator de risco de mercado, apresentou sinal positivo e significância estatística a 5% para todas as carteiras e modelos, ou seja, mesmo depois de considerados os demais fatores. Apesar da importância do fator de risco de mercado, ele foi insuficiente para capturar todos os prêmios de risco no mercado brasileiro, como comentado no parágrafo anterior.

O modelo de quatro fatores é o que apresenta o maior R^2 ajustado para praticamente todas as carteiras em ambos os períodos pré-crise e pós-crise. Para algumas carteiras, a qualidade do ajuste dos modelos de três e quatro fatores foi similar, como por exemplo para as carteiras de empresas de baixo índice BM, pequenas e vencedoras, de baixo índice BM, grandes e vencedoras, de médio índice BM, grandes e vencedoras e de alto índice BM, grandes e vencedoras.

Baseando-se nos resultados do modelo de quatro fatores, é importante notar que 75% das carteiras (9 em

12) apresentaram descritivamente os coeficientes β com magnitude menor após a crise, o que indica diminuição da sensibilidade ao fator de mercado após a crise no mercado brasileiro. O SMB foi relevante para cerca de metade das carteiras, tanto antes como após a crise, assim como o WML apresentou relevância estatística para pouco mais da metade das carteiras consideradas em cada um dos períodos. O HML apresentou relevância estatística para a maioria das carteiras antes da crise (11 entre 12) e após a crise a sensibilidade a este fator reduziu, com apenas seis entre 12 carteiras com coeficiente estatisticamente significativo a 5%.

Regressões para o período de crise também foram feitas e os resultados estão disponíveis mediante solicitação aos autores. A principal diferença se deu na redução da importância do HML no período de crise e pós-crise quando comparados com o período pré-crise.

Tabela 3 Resultados das regressões de séries temporais para o CAPM e modelos de 3 e de 4 fatores no período pré-crise, utilizando o método modificado de formação de carteiras

Pré-crise	Portfólio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
α	0,018	0,033	0,007	0,010	0,011	0,025	-0,005	-0,001	0,007	0,014	-0,016	-0,005
p	0,164	0,000	0,312	0,109	0,072	0,008	0,286	0,925	0,569	0,351	0,040	0,422
β	0,789	0,521	0,850	0,839	0,669	0,509	0,844	1,117	0,614	0,512	0,826	0,553
p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,022	0,000	0,000
R ² a (%)	18,8	29,0	50,8	52,7	41,0	15,6	66,8	62,6	11,6	5,8	42,5	29,3
α	-0,016	0,019	0,003	0,003	0,001	0,005	0,003	-0,003	0,006	0,007	-0,005	0,000
p	0,179	0,004	0,653	0,685	0,840	0,585	0,604	0,737	0,625	0,567	0,529	0,955
β	1,094	0,668	0,783	0,852	0,812	0,851	0,797	1,089	0,956	1,061	0,788	0,592
p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
SMB	1,169	0,533	-0,089	0,141	0,458	1,037	-0,216	-0,029	0,741	1,261	-0,243	-0,007
p	0,000	0,000	0,541	0,314	0,001	0,000	0,037	0,854	0,005	0,000	0,146	0,964
HML	-0,246	-0,097	-0,070	-0,078	-0,050	-0,075	0,066	-0,035	0,144	0,178	0,103	0,084
p	0,000	0,001	0,027	0,010	0,084	0,042	0,003	0,291	0,010	0,002	0,004	0,009
R ² a (%)	44,4	44,6	54,2	55,7	48,1	43,4	70,4	62,3	32,0	43,9	47,5	34,9
α	-0,011	0,018	0,007	0,001	0,004	0,003	0,005	-0,004	0,016	-0,001	-0,001	0,001
p	0,340	0,007	0,282	0,861	0,509	0,698	0,342	0,592	0,110	0,939	0,899	0,883
β	1,132	0,660	0,811	0,840	0,833	0,842	0,812	1,077	1,027	1,001	0,819	0,597
p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
SMB	1,438	0,479	0,110	0,059	0,606	0,970	-0,113	-0,110	1,250	0,837	-0,027	0,028
p	0,000	0,001	0,436	0,687	0,000	0,000	0,277	0,511	0,000	0,001	0,867	0,860
HML	-0,256	-0,096	-0,077	-0,075	-0,056	-0,072	0,063	-0,033	0,126	0,192	0,095	0,083
p	0,000	0,001	0,008	0,012	0,045	0,049	0,003	0,329	0,004	0,000	0,004	0,010
WML	-0,740	0,147	-0,548	0,224	-0,406	0,183	-0,284	0,222	-1,398	1,168	-0,592	-0,095
p	0,002	0,267	0,000	0,115	0,003	0,294	0,006	0,168	0,000	0,000	0,000	0,532
R ² a (%)	51,0	44,8	62,5	56,7	53,8	43,5	73,2	62,8	58,8	58,6	56,1	34,4

Nota. Os modelos (1), (2) e (3) estão separados, nesta ordem, pelas linhas da tabela. Em negrito estão os coeficientes que apresentaram significância estatística a 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 4 Resultados das regressões de séries temporais para o CAPM e modelos de 3 e de 4 fatores no período pós-crise, utilizando o método modificado de formação de carteiras

Pós-crise	Portfólio											
	LSLos	LSWin	LBLos	LBWin	MSLos	MSWin	MBLos	MBWin	HSLos	HSWin	HBLos	HBWin
α	0,022	0,014	0,019	0,010	0,011	0,000	0,007	0,003	-0,009	-0,006	-0,010	-0,016
p	0,010	0,014	0,000	0,033	0,109	0,964	0,091	0,502	0,175	0,228	0,109	0,001
β	0,625	0,575	0,695	0,448	0,648	0,553	0,954	0,659	0,600	0,358	0,999	0,746
p	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
R ² a (%)	17,3	29,1	51,7	27,9	24,3	32,8	66,1	53,0	21,6	17,4	48,3	51,4
α	-0,002	0,004	0,012	0,001	0,014	-0,001	0,006	0,000	0,007	0,007	0,007	-0,005
p	0,785	0,553	0,039	0,875	0,099	0,884	0,353	0,995	0,377	0,246	0,420	0,422
β	1,029	0,716	0,734	0,441	0,864	0,709	1,024	0,639	0,730	0,411	1,038	0,741
p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
SMB	1,605	0,544	0,087	-0,183	1,120	0,768	0,319	-0,144	0,932	0,476	0,484	0,160
p	0,000	0,010	0,601	0,285	0,000	0,000	0,061	0,354	0,000	0,004	0,039	0,349
HML	-0,314	-0,121	-0,066	-0,073	-0,036	-0,047	-0,034	-0,017	0,107	0,091	0,135	0,093
p	0,000	0,021	0,112	0,089	0,538	0,256	0,414	0,666	0,060	0,026	0,021	0,031
R ² a (%)	62,1	37,9	52,3	32,8	46,2	50,7	67,2	52,5	47,9	38,7	58,3	56,3
α	-0,004	0,005	0,009	0,003	0,008	0,001	0,001	0,002	0,004	0,009	0,003	-0,003
p	0,620	0,536	0,108	0,628	0,290	0,917	0,911	0,666	0,584	0,123	0,723	0,572
β	0,948	0,730	0,582	0,529	0,587	0,775	0,802	0,741	0,609	0,507	0,870	0,804
p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
SMB	1,502	0,562	-0,108	-0,071	0,765	0,852	0,035	-0,013	0,778	0,599	0,268	0,240
p	0,000	0,014	0,505	0,694	0,001	0,000	0,810	0,933	0,002	0,001	0,256	0,191
HML	-0,328	-0,118	-0,092	-0,058	-0,083	-0,036	-0,072	0,001	0,086	0,108	0,107	0,104
p	0,000	0,028	0,020	0,176	0,104	0,393	0,039	0,984	0,126	0,009	0,059	0,019
WML	-0,254	0,044	-0,481	0,276	-0,877	0,208	-0,701	0,322	-0,381	0,303	-0,533	0,197
p	0,234	0,824	0,002	0,089	0,000	0,194	0,000	0,028	0,076	0,048	0,014	0,230
R ² a (%)	62,5	36,7	60,0	35,3	61,2	51,4	78,9	56,0	50,1	42,1	62,2	56,7

Nota. Os modelos (1), (2) e (3) estão separados, nesta ordem, pelas linhas da tabela. Em negrito estão os coeficientes que apresentaram significância estatística a 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

O teste de Chow (Wooldridge, 2014), apresentado na Tabela 5, confirma a existência de diferenças entre os resultados de todos os modelos estimados antes da crise (Tabela 3) e após a crise (Tabela 4), indicando a existência de quebra estrutural na crise de 2008. Utilizando nível de

significância de 10%, os resultados do CAPM e do modelo de três fatores apresentam diferenças para 67% das carteiras avaliadas (8 em 12 carteiras), enquanto que para o modelo de quatro fatores as diferenças aparecem para 58% das carteiras (7 em 12 carteiras).

Tabela 5 Resultados do valor do p do teste de Chow para comparação dos modelos estimados nos períodos pré-crise e pós-crise

Carteira	Modelo		
	CAPM	Três fatores	Quatro fatores
LSLos	0,4623	0,3416	0,5265
LSWin	0,0459	0,0712	0,0431
LBLos	0,4131	0,0325	0,4739
LBWin	0,0477	0,0256	0,0475
MSLos	0,0328	0,0040	0,0251
MSWin	0,0049	0,6921	0,7361
MBLos	0,0016	0,0001	0,0001
MBWin	0,0121	0,0495	0,3953
HSLos	0,3933	0,6599	0,0102
HSWin	0,6341	0,0355	0,0084
HBLos	0,0850	0,0025	0,0426
HBWin	0,0439	0,5128	0,6328

Nota. Em negrito estão os coeficientes que apresentaram significância estatística a 10%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Após as regressões de séries temporais, os coeficientes estimados foram utilizados em segunda regressão, de corte transversal, com a finalidade de obter a previsão do retorno de cada uma das 12 carteiras de acordo com o esperado por cada um dos três modelos analisados. A Tabela 6 apresenta duas diferentes métricas (RMSE e MAPE) para o erro de previsão da regressão de corte transversal sendo que, para cada estatística utilizada, quanto menor o valor, melhor a qualidade de previsão. A análise da tabela indica que, de um modo geral, o modelo de quatro fatores apresentou os melhores resultados para fins de previsão, o que era esperado por conter maior número de variáveis. Contudo, em alguns subperíodos esta superioridade foi marginal. Caso a parcimônia seja o critério de escolha do modelo,

o de três fatores pode ser levado em consideração. Outra informação que merece atenção é a melhora significativa na previsibilidade do modelo de três e de quatro fatores para o período pós-crise, que pode ser creditada à ausência de “contaminação” nos dados causada pela crise.

A quarta e quinta colunas da Tabela 6 apresentam o ganho na qualidade de previsão ao se utilizar os modelos multifatoriais em vez do CAPM, em que observamos melhora significativa na previsibilidade. Como é de se esperar, o modelo com maior número de fatores apresenta melhores resultados de previsão. No entanto, o ganho é marginal nos períodos pré-crise e de crise. Para o período pós-crise, nota-se melhora de mais de 40% ao se utilizar o modelo de quatro fatores em vez do de três fatores.

Tabela 6 Medidas de qualidade de previsão do CAPM (do inglês capital asset pricing method) e dos modelos de três fatores e de quatro fatores utilizando constante para os períodos pré-crise, crise, pós-crise e total utilizando o método modificado de formação de carteiras

Período	Modelo			Ganho na qualidade de previsão em relação ao CAPM (%)		
	CAPM	Três fatores	Quatro fatores	Três fatores	Quatro fatores	
RMSE	Pré- crise	0,0112	0,0063	0,0059	44,19*	47,93*
	Crise	0,0157	0,0079	0,0078	49,57*	49,64*
	Pós-crise	0,0104	0,0035	0,0021	63,33**	80,03**
	Total	0,0102	0,0047	0,0046	53,84**	54,03**
MAPE	Pré- crise	169,57	72,17	65,02	57,44	61,66
	Crise	116,63	55,11	52,66	52,75	54,85
	Pós-crise	91,47	33,43	27,98	63,45**	69,41**
	Total	98,50	48,96	48,32	50,29*	50,94*

Nota. Em negrito estão as menores medidas entre os modelos utilizados.

MAPE = erro absoluto médio percentual (do inglês mean absolute percentage error); RMSE = raiz do erro quadrático médio (do inglês root mean square error).

*: previsão superior ao CAPM a 5% de significância; **: previsão superior ao CAPM a 1% de significância.

Fonte: Elaborada pelos autores.

6 CONCLUSÃO

O presente trabalho analisou os modelos de apreçamento de ativos unifatorial e multifatoriais com três fatores e quatro 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 valor mais baixo que o de outros estudos do mercado brasileiro, o que consideramos normal pelo período avaliado neste trabalho considerar a crise de 2008. O prêmio sobre o SMB 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). O prêmio sobre o HML apresentou sinal diferente do esperado, enquanto que o WML foi estatisticamente insignificante. Esses prêmios são anomalias, por natureza. No caso do SMB, empresas menores tendem a gerar retorno anormalmente mais alto 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 (1993), mas talvez não tenhamos conseguido 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 acontece nos Estados Unidos da América, que caracterizam, principalmente, as empresas de tecnologia. No caso do WML, não conseguimos significância possivelmente por conta dos comportamentos diferentes dos encontrados por Fama e French (1993) no caso das ações perdedoras, em que o efeito *momentum* parece ter 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 três e quatro fatores obtêm melhora significativa no R^2 ajustado, confirmando a existência de anomalias no mercado acionário brasileiro, assim como verificado em outros estudos (Argolo et al. 2012; Málaga & Securato, 2004; Mussa, Famá & Santos, 2012), sendo que os fatores que representam anomalias com relevância estatística para a maioria das carteiras foram os de HML e WML.

São necessários estudos futuros em que a separação de ativos das carteiras se dê por meio da utilização de diferentes critérios, como por exemplo pelo beta dos ativos, conforme sugerido por Lewellen, Nagel e Shanken (2010). Por meio 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 indicativo de que o beta deva variar no tempo, conforme estudo de Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988) e Bortoluzzo, Tolo e Morettin (2010) para o modelo autorregressivo de duração condicional. 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 ganho significativo na qualidade de previsão ao utilizar o modelo multifatorial em detrimento do unifatorial. Para o período total da amostra, o ganho foi de aproximadamente 54% de redução na RMSE. Além disso, observamos que para o subperíodo mais recente, a inclusão do WML ao modelo de três fatores de Fama e French gerou melhora expressiva na qualidade de previsão. Para finalizar, observamos melhora significativa na previsibilidade do modelo de quatro fatores para o período pós-crise, contrariando o senso comum de que a utilização de um período mais longo na amostra gera melhores resultados.

Referências

- 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? *Relatório COPPEAD*, 402.
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model: some empirical tests. In M. C. Jensen (Ed.), *Studies in the theory of capital markets* (pp. 79-121). New York, NY: Praeger Publishers Inc.
- Bodurtha Jr., J. N., & Mark, N. C. (1991). Testing the CAPM with time-varying risks and returns. *The Journal of Finance*, 46(4), 1485-1505.
- 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.
- Bortoluzzo, A. B., Minardi, A. M. A. F., & Passos, B. C. (2014). Analysis of multi-scale systemic risk in Brazil's financial market. *Revista de Administração (FEA-USP)*, 49, 240-250.
- Bortoluzzo, A. B., Tolo, C. M. C., & Morettin, P. A. (2010). Time-varying autoregressive conditional duration model. *Journal of Applied Statistics*, 37, 847-864.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52, 57-82.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Garcia, R., & Bonomo, M. (2001). Tests of conditional asset pricing models in the Brazilian stock market. *Journal of International Money and Finance*, 20(1), 71-90.

- Garcia, R., & Ghysels, E. (1998). Structural change and asset pricing in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 17(3), 455-473.
- 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.
- Lewellen, J., & Nagel, S. (2006). The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of Financial Economics*, 82, 289-314.
- 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., & 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.
- Machado, O. P., Bortoluzzo, A. B., Martins, S. R., & Sanvicente, A. Z. (2013). Inter-temporal CAPM: an empirical test with Brazilian market data. *Brazilian Finance Review*, 11, 149-180.
- 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 Encontro Anual da Associação Nacional de Programas de Pós-Graduação em Administração*, Curitiba, PR, Brasil, 28.
- 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 & Finanças*, 27(70), 67-79.
- Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. *Quantitative Economics*, 2, 455-491.
- 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.
- Sandoval Jr, L., Bortoluzzo, A. B., & Venezuela, M. K. (2014). Not all that glitters is RMT in the forecasting of risk of portfolios in the Brazilian stock market. *Physica A*, 410, 94-109.
- Sanvicente, A. Z. (2014). O mercado de ações no Brasil antes do índice Bovespa. *Revista Brasileira de Finanças*, 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, A. R. (2016). Biotools: tools for biometry and applied statistics in agricultural science. R package, version 3. 0. Recuperado de <https://cran.rstudio.com/web/packages/biotools/biotools.pdf>.
- 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 a 2008. *Anais do IX Encontro Brasileiro de Finanças*, São Paulo, SP, Brasil.
- Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25-45.
- Tambosi Filho, E., da Costa Jr., N. C. A., & Rossetto, J. R. (2006). Testando o CAPM condicional nos mercados brasileiro e norte-americano. *Revista de Administração Contemporânea*, 10(4), 53-168.
- Vayanos, D., & Woolley, P. (2013). An institutional theory of momentum and reversal. *The Review of Financial Studies*, 26(5), 1087-1145.
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo, SP: Cengage Learning.

Endereço para correspondência:

Adriana Bruscato Bortoluzzo

Insper, Departamento de Ciências Econômicas
Rua Quatá, 300 – CEP: 04546-042
Vila Olímpia – São Paulo – SP – Brasil
E-mail: adrianab@insper.edu.br