

Efeitos da Volatilidade Idiossincrática na Precificação de Ativos

Effects of Idiosyncratic Volatility in Asset Pricing

André Luís Leite

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Centro de Ciências Sociais, Departamento de Administração, Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Antonio Carlos Figueiredo Pinto

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Centro de Ciências Sociais, Departamento de Administração, Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Marcelo Cabus Klotzle

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Centro de Ciências Sociais, Departamento de Administração, Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Recebido em 28.04.2015 – Desk Aceite em 21.05.2015 – 2ª versão aceita em 21.10.2015.

RESUMO

Este artigo tem por objetivo avaliar os efeitos das componentes da volatilidade agregada de mercado - volatilidade média e correlação média - no apreçamento de portfólios ordenados por volatilidade idiossincrática, utilizando-se dados brasileiros. O estudo investiga se portfólios com altas e baixas volatilidades idiossincráticas - em relação ao modelo de Fama e French (1996) - têm diferentes exposições às inovações na volatilidade média do mercado e, conseqüentemente, diferentes expectativas de retorno. Os resultados estão em linha com os encontrados para dados norte-americanos, embora retratando a realidade brasileira. A decomposição da volatilidade permite que a componente volatilidade média, sem a perturbação gerada pela componente correlação média, possa precificar melhor os efeitos da piora ou da melhora do cenário de investimentos. Esse resultado também é idêntico ao encontrado para dados norte-americanos. A variância média deveria, então, comandar um prêmio de risco. Para dados norte-americanos, esse prêmio é negativo. O principal motivo citado em Chen e Petkova (2012) para esse sinal negativo é o alto grau de investimento em Pesquisa e Desenvolvimento registrado pelas empresas com alto nível de volatilidade idiossincrática. Como no Brasil esse tipo de investimento é sensivelmente inferior aos níveis norte-americanos, esperava-se encontrar um resultado com sinal inverso, o que de fato ocorreu.

Palavras-chave: volatilidade idiossincrática, retornos esperados, apreçamento de ativos, preço de risco.

ABSTRACT

This paper aims to evaluate the effects of the aggregate market volatility components – average volatility and average correlation – on the pricing of portfolios sorted by idiosyncratic volatility, using Brazilian data. The study investigates whether portfolios with high and low idiosyncratic volatility - in relation to the Fama and French model (1996) - have different exposures to innovations in average market volatility, and consequently, different expectations for return. The results are in line with those found for US data, although they portray the Brazilian reality. Decomposition of volatility allows the average volatility component, without the disturbance generated by the average correlation component, to better price the effects of a worsening or an improvement in the investment environment. This result is also identical to that found for US data. Average variance should thus command a risk premium. For US data, this premium is negative. According to Chen and Petkova (2012), the main reason for this negative sign is the high level of investment in research and development recorded by companies with high idiosyncratic volatility. As in Brazil this type of investment is significantly lower than in the US, it was expected that a result with the opposite sign would be found, which is in fact what occurred.

Keywords: idiosyncratic volatility, expected returns, asset pricing, price of risk.

1 INTRODUÇÃO

Para um modelo de fatores, com fatores que refletem a rentabilidade de portfólios negociáveis, a constante da equação que descreve o modelo, normalmente definido por α , serve como um indicador de quão bem especificado está o modelo. No caso de fatores omitidos, o α será diferente de zero e estatisticamente significativo. No modelo de Fama e French (1996), em particular, testes estatísticos apontam a existência de fatores esquecidos. Nesse caso, a volatilidade dos resíduos, i.e., a volatilidade idiossincrática (VI), sofre influência proporcional à sensibilidade da carteira ao fator esquecido. Carteiras mais sensíveis aos fatores esquecidos têm maior VI do que as menos sensíveis. Novos fatores deveriam então ser incluídos no modelo, a fim de melhorar sua especificação. Uma forma de abordar esse problema foi apresentada por Chen e Petkova (2012) e, neste artigo, é demonstrada para o caso brasileiro.

A teoria de precificação de ativos afirma que a volatilidade idiossincrática (VI), definida como sendo o desvio padrão dos resíduos do modelo de Fama e French (1996), não deveria ser precificada. Por outro lado, Merton (1987) demonstra que, se os investidores não são capazes de diversificar corretamente seus portfólios, então, a volatilidade idiossincrática deve ser remunerada positivamente. Em suma, o risco específico de uma carteira deve ser irrelevante ou positivamente relacionado com seu retorno esperado.

Ang, Hodrick, Xing e Zhang (2006) demonstram que a volatilidade do retorno do mercado é precificada como fator de risco em carteiras de ações. A partir desta evidência, seus estudos testaram essa medida como fator esquecido no modelo de Fama e French (1996). Os resultados foram contraditórios em relação à teoria que sugere que a VI deveria ser irrelevante ou positivamente relacionada com o retorno; portfólios com alta (baixa) VI apresentaram retorno esperado menor (maior). Chen e Petkova (2012) apresentaram, então, a proposta de decompor a volatilidade de mercado, na procura por esclarecer tal resultado. A metodologia sugere decompor a variância do mercado em dois componentes - a variância média e a covariância média - e testá-los separadamente como fatores no modelo.

A decomposição da variância de mercado é feita de forma que o produto dos dois componentes corresponda à volatilidade total. São estimados os choques ortogonais para essas variáveis, os quais são usados como dois fatores adicionais ao modelo de Fama e French (1996), de modo a ter seus coeficientes estimados separadamente. Os resultados encontrados na literatura, no que concerne a dados norte-americanos, mostram que o componente de variância média prediz melhor os efeitos da piora ou melhora do cenário de investimentos do que a variância total, bem como comanda um preço de risco negativo para o retorno esperado dos portfólios. O

componente de covariância média não é significativo em ambos os casos.

Segundo Chen e Petkova (2012), citando Merton (1980), o esperado é que quando a volatilidade média suba, a volatilidade geral do mercado também suba, aumentando a incerteza, o que comanda um aumento no prêmio de risco esperado do mercado. Isso deve elevar a taxa de desconto das empresas, reduzindo seu valor e, conseqüentemente, aumentando o retorno esperado - maior risco, maior retorno. Segundo Avramov, Chordia, Jostova e Philipov (2013), os retornos futuros dos portfólios norte-americanos são negativamente relacionados à volatilidade idiossincrática e, por isso, fazem parte de um grupo de retornos classificados como anômalos. Empresas com alta VI - em tese, maior risco - apresentam menor retorno. A justificativa econômica apresentada em Chen e Petkova (2012) para essa anomalia é o fato de que os participantes do mercado acionário norte-americano percebem o investimento em P&D presente nas empresas como fator redutor de risco, ou seja, como volatilidade positiva, i.e., originária de um fator (P&D) que valoriza a empresa em períodos de incerteza. Dessa forma, a taxa de desconto dos fluxos de caixa dessas empresas é aumentada, mas em menor intensidade, o que faz com que o valor das ações caia menos, gerando uma expectativa de retorno proporcionalmente menor - segundo os autores, o risco seria menor, portanto, menor deve ser o retorno. No Brasil, esses retornos futuros anômalos não se repetem; os agentes econômicos exigem um prêmio positivo no retorno futuro para portfólios com VI. O prêmio de risco positivo encontrado no Brasil indica uma percepção econômica diferente por parte dos participantes do mercado acionário nacional. Portfólios ordenados por VI no Brasil não são vistos como possuidores de fatores redutores de risco, isto é, não há identificação de volatilidade positiva - como a gerada por investimentos em P&D - compondo a VI no Brasil. Portanto, os portfólios são percebidos como, de fato, mais arriscados e, por este motivo, têm elevada a taxa de desconto dos seus fluxos de caixa no caso de um aumento na volatilidade média, reduzindo seu preço e aumentando com isso seu retorno esperado; esse efeito é capturado pelo preço de risco positivo apontado nos resultados deste trabalho. Sem a percepção de fatores que reduzam a exposição à volatilidade média (AV), vale a teoria tradicional - maior risco, maior retorno.

A contribuição deste trabalho é de caráter empírico. O objetivo é testar, no que se refere a dados brasileiros, uma nova metodologia de precificação de ativos financeiros, que apresentou resultados interessantes para dados norte-americanos. Dessa forma, acredita-se colaborar para um melhor entendimento do assunto e, assim, lançar novas evidências sobre a precificação de portfólios no Brasil.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Desde o surgimento da Teoria de Portfólios - proposta por Markowitz (1952), unindo os conceitos de alocação eficiente/

ineficiente de recursos, risco/retorno e diversificação -, diversos modelos de precificação de ativos tiveram suas origens

inspiradas pelas premissas então apresentadas. Dentre estes, o Modelo de Apreçamento de Ativos Financeiros (CAPM) tornou-se o mais famoso e a referência para estudos acadêmicos.

O CAPM foi proposto independente e quase simultaneamente por Jack Treynor (1961, 1962), William Sharpe (1964), John Lintner (1965) e Jan Mossin (1966). A versão de Shar-

pe tornou-se a mais conhecida, levando seu autor a receber o Prêmio Nobel, em 1990. Apesar de diversos problemas empíricos, o CAPM é bastante popular até os dias atuais devido à sua simplicidade e intuitividade. O modelo estabelece uma relação entre o retorno de um ativo, o retorno livre de risco e o retorno médio do mercado, da seguinte forma:

$$E(r_{it}) = rf_t + \beta_{im} (rm_t - rf_t) + e_t \quad \mathbf{1}$$

sendo que r_{it} é o retorno do ativo i no tempo t ; rf_t é o retorno da taxa livre de risco em t ; e rm_t é o retorno médio de mercado no mesmo instante. O parâmetro β_{im} reflete a sensibilidade do ativo observado em relação à variação do retorno do mercado, i.e., o quociente entre a covariância ativo-mercado e a variância do mercado. O fator e_t representa um “resíduo” de

apreçamento referente ao risco específico do ativo. O desvio padrão de e_t é chamado de volatilidade idiossincrática, e é citado na literatura como o risco de um determinado ativo que pode ser eliminado através da diversificação.

Com uma pequena manipulação algébrica, é possível reescrever o modelo acima da seguinte forma:

$$E(R_{it}) = \beta_i (RM_t) + e_t \quad \mathbf{2}$$

sendo que R_{it} agora representa o excesso de retorno do ativo objeto, e RM_t evidencia o excesso de retorno do mercado, ambos em relação à taxa livre de risco. O modelo fica então definido, de forma bem simples, como um modelo de um fator. Testes empíricos para verificar a validade do modelo apontam problemas; ocorre que, para um grande número de ativos e/ou portfólios, ao se estimar os coeficientes da equação acima, uma constante (α) diferente de zero aparece com significância estatística. A literatura afirma que, nesse tipo de modelo, o surgimento de uma constante diferente de zero indica possível má especificação do modelo; estariam faltando um ou mais fatores que ajudassem a explicar o excesso de retorno dos ativos (Lo & MacKinlay, 2002).

Inspirados por esses resultados, diversos pesquisadores realizaram testes empíricos e propuseram novas ideias na tentativa de eliminar os desvios do CAPM. Para citar alguns exemplos: Jensen, Black e Scholes (1972) executam testes no CAPM e apresentam um modelo de dois fatores, sem em-

préstimos a taxa livre de risco, que representaria melhor o retorno dos ativos; Ross (1977) analisa a questão do portfólio de mercado ser eficiente no sentido de média variância e, partindo dessa premissa, testa a robustez do modelo; Fama e French (1996) analisam cinco fatores que influenciam o retorno de ativos financeiros e apresentam um modelo de três fatores que se tornou o mais popular CAPM expandido; MacKinlay (1995) apresenta um resultado que sugere que modelos de apreçamento de vários fatores não explicam totalmente os desvios do CAPM original. Segundo o autor, existem desvios explicados por fontes não baseadas em risco.

Dentre os supracitados e inúmeros outros modelos, o de três fatores - apresentado por Fama e French (1996) - ganhou relevância e uma sequência de estudos e testes, assim como o CAPM original. Basicamente, os autores propõem que os excessos dos retornos dos ativos financeiros sejam explicados por um modelo da seguinte forma:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + h_i HML_t + s_i SMB_t + \varepsilon_{it} \quad \mathbf{3}$$

no qual R_{Mt} , HML e SMB são o excesso de retorno do portfólio de mercado, o fator de valor e o fator de tamanho, respectivamente, e α_i é o indicador de má especificação do modelo. Ocorre que, em diversos testes empíricos realizados, o alfa apresenta-se diferente de zero e estatisticamente significativo (Chen & Petkova, 2012).

Entre diversos estudos sobre o modelo descrito acima, Ang et al. (2006) demonstraram que a volatilidade de mer-

cado é um fator de risco precificado no *cross-section* das ações. Além disso, argumentaram que um fator esquecido no modelo de Fama e French (1996) deveria influenciar a volatilidade idiossincrática (VI) da carteira proporcionalmente a sua sensibilidade a esse fator. Dessa forma, empresas com grande sensibilidade ao fator esquecido, por exemplo, deveriam demonstrar uma maior VI, tudo o mais mantido constante. Unindo esses dois conceitos, tais auto-

res argumentaram que, ordenando as ações por VI, conseguiriam construir portfólios que fossem precificados erroneamente pelo modelo de Fama e French (1996), mas que pudessem ser corrigidos pela inclusão de um novo fator referente à volatilidade de mercado. Ao realizarem os testes, chegaram a um resultado intrigante e contraditório: carteiras com maior (menor) VI apresentaram menor (maior) expectativa de retorno, e o *spread* entre as carteiras, apesar de grande, não justifica a diferença entre os retornos futuros. Na busca de explicar esse resultado intrigante, Chen e Petkova (2012) propõem a decomposição da variância agregada de mercado em dois componentes – a variância média (AV) e a covariância média (AC) – e a utilização desses fatores, independentemente, como fatores esquecidos do modelo, ao invés da variância agregada de mercado. Os resultados mostram que a variância média, além de ser um bom predictor para a variância do mercado e para o retorno dos portfólios, apresenta um preço de risco coerente; o mesmo não se verifica para a covariância média. Além disso, o preço de risco encontrado para a AV é grande e suficiente para explicar o *spread* entre as carteiras de alta e baixa VI.

No Brasil, vários estudos têm sido feitos nas últimas

décadas com intuito de testar a adequação do modelo ao mercado doméstico e propor alterações que melhorem os resultados da proposta original: Costa Jr. e Neves (2000) e Bonomo e Agnol (2003) executaram testes com fatores baseados em fundamentos específicos das empresas/carteiras e chegaram a conclusões parecidas com as do modelo original; Lucena e Figueiredo (2008) propõem novos fatores a serem adicionados ao modelo a partir de parâmetros ARCH e GARCH. Os resultados apresentados demonstraram que os fatores incluídos se revelaram estatisticamente significantes e poderiam ser usados para a melhoria do modelo de Fama e French (1996), no Brasil; Rayes, Araújo e Barbedo (2012) investigam se um grande aumento de liquidez na Bovespa teria afetado a capacidade do modelo de explicar os retornos no mercado brasileiro. Os resultados sugerem que os fatores do modelo não explicariam os retornos, nem para ações individuais e nem para carteiras, durante o período testado; Mendonça, Klotzle, Pinto e Montezano (2012) investigam a relação entre risco idiossincrático e o retorno das ações no Brasil. Seguindo essa linha, a seguir serão mostrados tanto a adaptação da metodologia apresentada em Chen e Petkova (2012) para os dados brasileiros, como os resultados encontrados.

3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

3.1 A Base de Dados

Na elaboração deste estudo, tomou-se como base uma listagem de 352 ações negociadas na BM&FBOVESPA entre janeiro de 2003 e julho de 2014. Foram, então, excluídas as ações que não apresentavam liquidez mínima, pelo menos 15 dias com negociações por mês, de forma que as ações selecionadas tivessem preços que refletissem condições realistas de mercado, a cada momento. Foram também excluídas as ações que apresentavam valor contábil (*book value*) negativo. Essas exclusões foram feitas mês a mês, ou seja, uma ação excluída em um mês pode estar listada em outro mês.

Nesse intervalo de tempo, o mercado acionário brasileiro observou um grande número de IPOs, elevando a cada mês a quantidade de ações líquidas disponíveis, principalmente entre o final de 2006 e o meio de 2008. Devido a essas condições, a cada mês tem-se uma diferente quantidade de ações líquidas para construção dos portfólios referentes ao modelo de Fama e French (1996). Os meses com menor e maior número de ações disponíveis foram, respectivamente, fevereiro de 2003, com 43 ações, e fevereiro de 2014, com 215 ações. Na média para todo o período, tem-se aproximadamente 140 ações líquidas por mês. Dividindo a amostra em duas partes - antes e depois do aumento de ações em mercado - tem-se, para os 48 primeiros meses, uma média de 62 ações líquidas por mês. Essa primeira parte compreende os anos de 2003 a 2006; para a segunda parte, compreendendo o período de 2007 a 2014, tem-se, em média, 182 ações líquidas por mês.

No artigo original de Fama e French (1996), descrito no item 3.2 (Equação 4) deste trabalho, para gerar os fatores do modelo, ao final do mês de junho de cada ano as empresas utilizadas no estudo são alocadas em dois grupos - *big* e *small* (B e S) - de acordo com o fato de seus valores de mercado (valor da ação vezes o número de ações negociadas) estarem abaixo ou acima da mediana da amostra. Posteriormente, cada grupo é subdividido em três outros - *low*, *medium* e *high* (L, M e H) - de acordo com o índice B/M (*book-to-market*), que relaciona o valor contábil da empresa (*book value*) com o valor de mercado (*market value*). As empresas posicionadas entre os 30% menores B/M entram no grupo L; as entre os 40% intermediários entram no grupo M; e, finalmente, aquelas entre os 30% mais altos B/M entram no grupo H. Desse modo, tem-se seis grupos: SL, SM, SH, BL, BM e BH. Os retornos desses seis portfólios - ponderados pelo valor de mercado de cada empresa - são, então, gerados a partir do mês de julho até o mês de junho do ano seguinte, quando a composição dos portfólios é redefinida, utilizando-se a mesma metodologia descrita. O fator SMB é gerado a partir das diferenças entre o retorno médio dos portfólios de empresas pequenas (SL, SM, SH) e o retorno médio dos portfólios de empresas grandes (BL, BM, BH). O fator HML é gerado a partir das diferenças entre o retorno médio dos portfólios de empresas com alto B/M (SH e BH) e o retorno médio dos portfólios de empresas com baixo B/M (SL e BL). As informações para o cálculo do índice B/M utilizados para a formação dos portfólios no ano *t* são observadas no final do ano fis-

cal do ano t-1 (*book value*) e no final de dezembro de t-1 (*market value*). Essas defasagens são feitas para garantir que os dados já sejam públicos na data da montagem dos portfólios (ano t).

Para construção dos fatores SMB e HML, com dados brasileiros, seguiu-se os passos descritos no artigo original, apenas introduzindo duas modificações que se julgou representar melhor a realidade do mercado brasileiro. Na forma de cálculo original, a redefinição dos seis portfólios que servem de base para os fatores é feita anualmente; neste estudo, optou-se por redefinir os portfólios mensalmente. Isso foi feito a fim de refletir a grande variação na quantidade de ativos negociados, conforme descrito acima. Como os fatores visam refletir as condições de mercado em um determinado momento, observou-se que se a redefinição fosse feita anualmente haveria uma distorção grande no período entre o final de 2006 e o meio de 2008. A segunda alteração se deu na forma de cálculo do índice B/M. Na forma original, busca-se os dados para os portfólios do ano t no ano t-1. Isso foi feito porque o ano fiscal norte-americano termina em 30 de setembro. Como o ano fiscal brasileiro termina em 31 de dezembro, usou-se esse dado para o valor contábil, e o valor de 30 de junho para o valor de mercado da empresa. Dessa forma, garantiu-se tanto a padronização para todas as empresas como a publicidade dos dados na data de construção dos portfólios, com uma menor defasagem na informação do que a ori-

ginal, consequentemente refletindo condições de mercado mais próximas da data de construção dos portfólios.

Para a construção dos portfólios ordenados por volatilidade idiossincrática, a cada mês as ações foram ordenadas por tamanho da empresa (*size*) e separadas em cinco quintis. Então, dentro de cada quintil, as ações foram novamente ordenadas por VI e, uma vez mais, separadas em cinco quintis, totalizando assim 25 portfólios. Os retornos ponderados pelos valores de mercado das empresas (*value-weighted*) são os objetos de teste deste estudo.

Todos os excessos de retornos são calculados em relação à taxa de juros de 30 dias, a partir de dados de DI futuro da BM&FBOVESPA. A fim de ajustar a curva de juros, utiliza-se o modelo de Diebold e Li (2006), com um segundo fator de curvatura proposto por Svensson (1994), na forma apresentada por Almeida, Gomes, Leite, Simonsen e Vicente (2009).

Tanto para o valor das ações, como para o valor contábil e o valor de mercado das empresas foram utilizados os dados fornecidos pela Bloomberg. Os dados referentes ao DI futuro foram obtidos no sistema de recuperação de informações da BM&FBOVESPA.

3.2 O Modelo de Fama e French

A relação linear existente entre o retorno dos ativos e os fatores de risco propostos pelos autores é descrita pela Equação 4.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + h_i HML_i + S_i SMB_i + \varepsilon_{it} \quad 4$$

na qual R_{Mt} , HML e SMB são o excesso de retorno do portfólio de mercado, o fator de valor e o fator de tamanho, respectivamente, e α_i é o indicador de má especificação do modelo.

Em modelos de fatores que se utilizam de excesso de retorno ou de portfólios “zero investimento”, se existir uma relação exata entre o ativo observado e os fatores do modelo, então, α_i será zero. O interesse aqui é, portanto, determinar qual a relação entre o α_i quando diferente de zero, e a matriz de covariância dos erros (Σ). Para entender essa relação, usar-se-á

a definição de Portfólio Ortogonal Ótimo (PO) descrita em MacKinlay e Pastor (2000).

O PO é ortogonal aos demais fatores do modelo e ótimo no sentido de que, quando incluído no modelo, forma com os demais fatores o portfólio tangente. Por ser ortogonal, quando incluído no modelo, o PO preservará os valores de β_i , h_i e S_i , como na estimação original. Dessa forma, quando inserido no modelo, a relação entre os retornos e os fatores passa a ser a seguinte:

$$R_{it} = \beta_{poi} R_{pot} + \beta_i R_{Mt} + h_i HML_t + S_i SMB_i + u_{it} \quad 5$$

O β_{poi} representa a sensibilidade dos retornos dependentes em relação ao fator omitido, aqui representado pelo novo fator ortogonal. A interação entre essa sensibilidade e

a variância dos erros do modelo original se obtém da comparação das duas equações. Equiparando-se a variância de ε_{it} com a variância de $(\beta_{poi} R_{pot} + u_{it})$ tem-se a Equação 6.

$$Var[\varepsilon_{it}] = \beta_{poi}^2 Var[R_{pot}] + Var[u_{it}] \quad 6$$

Percebe-se então, que a volatilidade idiossincrática do modelo original tem uma relação positiva com a volatilidade do fator omitido, na proporção da sensibilidade dos ativos a esse fator. Quanto maior a sensibilidade do ativo dependente ao fator omitido, maior será a volatilidade idiossincrática desse ativo no modelo original. Importante notar ainda que, sob essa configuração, surge a verdadeira volatilidade idiossincrática dos ativos, $\text{Var}[u_{it}]$.

Estudos anteriores - citados na revisão do referencial teórico - demonstram que, para dados brasileiros, há indícios de fatores omitidos no modelo de Fama e French (1996).

3.3 Fator Omitido

Diversos estudos, tais como Campbell (1993), Chen (2003) e Driessen, Maenhout e Vilkov (2009), sugerem que o retorno dos ativos está correlacionado a variáveis que preveem o retorno e a variância do mercado. Além disso, a literatura de séries temporais sugere que a variância agregada do mercado se divide em dois componentes, um relacionado à variância das ações e outro à covariância.

Inspirados por esses resultados, Chen e Petkova (2012) sugerem que os fatores omitidos no modelo de Fama e French (1996) podem ser os componentes da variância agregada de mercado, definidos por variância média e covariância média. Dessa forma, sugerem o seguinte modelo com 5 fatores:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{m_i} R_{Mt} + \beta_{HML_i} HML_t + \beta_{SMB_i} SMB_t + \beta_{\Delta AV_t} \Delta AV_t + \beta_{\Delta AC_t} \Delta AC_t + \varepsilon_{it} \quad 7$$

no qual R_M , HML e SMB são o excesso de retorno do portfólio de mercado, o fator de valor e o fator de tamanho, respectivamente, ΔAV e ΔAC são as inovações das compo-

nentes da variância agregada do mercado, calculadas como demonstrado a seguir.

A variância agregada do mercado será dada por:

$$V_t = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \omega_{it} \omega_{jt} \text{Corr}(R_{it}, R_{jt}) \text{sd}(R_{it}) \text{sd}(R_{jt}) \quad 8$$

sendo que ω_{it} é o peso do ativo i no instante t , aplicado para cálculo da carteira de mercado ponderada pelo valor de cada ativo, e N é o número total de ativos na carteira de mercado. Para definir os componentes da variância agregada, são definidos:

$$AV_t = \sum_{i=1}^N \omega_{it} V(R_{it}) \quad 9$$

como o componente variância média, e:

$$AC_t = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \omega_{it} \omega_{jt} \text{Corr}(R_{it}, R_{jt}) \quad 10$$

como o componente covariância média. Os autores ressaltam então que, assumindo que todas as ações têm variância individual igual, a Equação 8 se reduz a:

$$V_t = AV_t AC_t \quad 11$$

e que a expectativa incondicional de equilíbrio para o retorno, no contexto do ICAPM a tempo discreto, será dada por:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_M \beta_{mi} + \gamma_{HML} \beta_{HMLi} + \gamma_{SMB} \beta_{SMBi} + \gamma_{\Delta AV} \beta_{\Delta AVi} + \gamma_{\Delta AC} \beta_{\Delta ACi} + \varepsilon_{it} \quad 12$$

sendo que os γ s representam os preços de risco relacionados com o mercado, HML, SMB, variação da AV e variação da AC, respectivamente, e os β s são as cargas dos fatores, estimados conforme a Equação 7.

Dado que os preços de risco (γ s) estimados na Equação 12 se referem aos fatores, são iguais para todos os portfólios. Dessa forma, diferentes conjuntos de betas (cargas dos fatores) levarão a diferentes retornos esperados. Assim, um dos objetivos deste estudo é verificar se portfólios de diferentes VI apresentam cargas de diferente magnitude e/ou de sinais opostos em relação às componentes da

variância – variância média e covariância média – e se essas cargas influenciam a formação do retorno esperado dos portfólios.

3.4 O Cálculo da Variância de Mercado, da AV e da AC

Seguindo French, Schwert e Stambaugh (1987), calculou-se a volatilidade de mercado e a AV (mensais) utilizando uma correção para a autocorrelação dos retornos diários. Os dados utilizados são retornos diários dentro de cada mês. Para a variância agregada do mercado, tem-se:

$$V_{Mt} = \sum_{d=1}^{D_t} R_{Md}^2 + 2 \sum_{d=2}^{D_t} R_{Md} R_{Md-1} \quad 13$$

sendo que D é o número de dias no mês t e R_{Md} o retorno do mercado no dia d. Para AV, tem-se:

$$AV_t = \sum_{i=1}^{N_t} \omega_{it} \left[\sum_{d=1}^{D_t} R_{id}^2 + 2 \sum_{d=2}^{D_t} R_{id} R_{id-1} \right] \quad 14$$

sendo que R_{id} é o retorno do ativo i no dia d e N_t o número de ativos que existem no mês t. A componente AC é a média ponderada (*value-weighted*) da correlação (*pairwise*) dos retornos diários de cada ação, a cada mês.

3.5 Extraíndo as Inovações em AV e AC

Para avaliar o modelo na Equação 7 é necessário estimar as inovações na AV e AC. Para essa tarefa foi adotada a abordagem descrita em Campbell (1996) e também assumida por Chen e Petkova (2012). Utilizou-se um VAR de primeira ordem a partir de um vetor de estado z_t que contém R_M , HML, SMB, AV e AC. O modelo é, então, descrito na forma matricial por:

$$z_t = Az_{t-1} + u_t \quad 15$$

sendo que os resíduos serão as inovações utilizadas como fator de risco na Equação 7.

Campbell (1996) explica que é muito difícil analisar o resultado de um VAR se os fatores não estiverem ortogonalizados e normalizados de alguma forma. No modelo acima, o sistema foi triangularizado de forma que as inovações referentes ao excesso de retorno de mercado não sejam alte-

radas, mas as demais sejam ortogonais em relação àquelas imediatamente anteriores. Assim, as inovações em AV são ortogonais às do excesso de retorno do mercado, de HML e de SML. O mesmo ocorre para as inovações referentes a AC. O sistema também foi normalizado para que as inovações dos novos fatores apresentem a mesma variância; o procedimento segue o proposto em Chen e Petkova (2012).

4 RESULTADOS ENCONTRADOS

4.1 Resultados Principais

A decomposição de variância agregada de mercado em dois componentes - variância média e correlação

média - foi executada como descrito no item 3.4. As estatísticas descritivas resumidas são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1 Estatísticas Descritivas

Variância	Média	Mediana	Desv. Pad.	Mín.	Máx.
Vm	0,0061	0,0032	0,0125	0,0005	0,1333
AV	0,0128	0,0090	0,0138	0,0046	0,1332
AC	0,4305	0,4140	0,1458	0,1195	0,9332

Nota. Esta tabela apresenta as estatísticas descritivas da variância do mercado, Vm, e suas componentes, variância média, AV e correlação média, AC. Vm é calculada como descrito na Equação 13. AV é calculada como descrito na Equação 14. AC é a média ponderada (*value-weighted*) da correlação ao par dos retornos diários em cada mês.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Figura 1.a mostra o gráfico da variância de mercado e do produto dos dois componentes estimados - variância média e correlação média. Nota-se que as séries de dados praticamente se sobrepõem, mostrando que a forma adotada para a decomposição da variância de mercado parece bastante consistente, apesar da hipótese de igualdade das volatilidades de todas as ações parecer muito forte à primeira vista. As Figuras 1.b e 1.c mostram, separadamente, os gráficos dos componentes de variância de mercado - variância média (1.b) e correlação média (1.c).

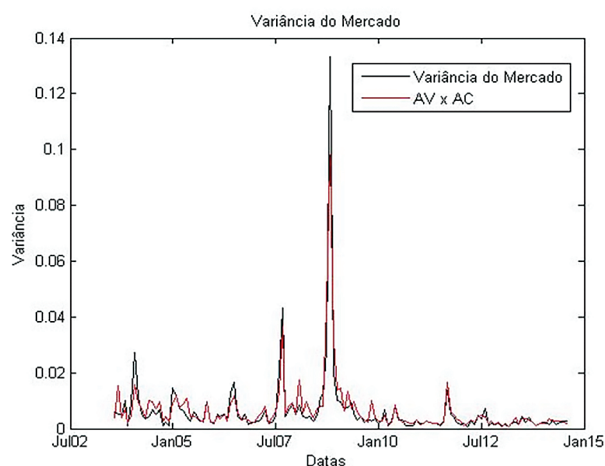


Figura 1.a Variância mensal do portfólio de mercado, Vm, calculada conforme a Equação 13 e o produto da variância média, AV – calculada conforme a Equação 14, e da correlação média, AC – média da correlação ao par do retorno dos ativos a cada mês. Período da amostra – jul./2003 a jul./2014.

Fonte: Elaborado pelos autores.

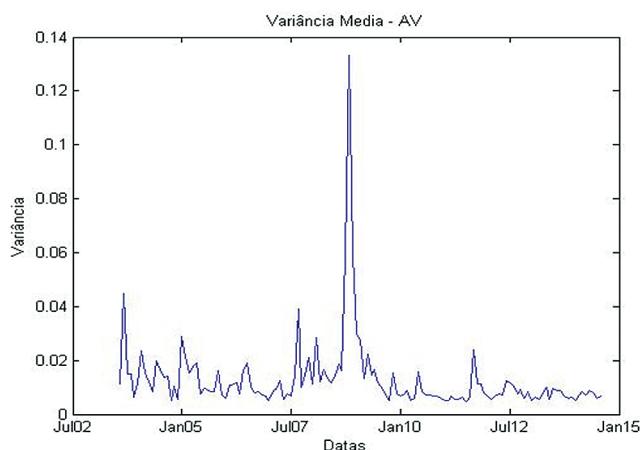


Figura 1.b Componente da variância do mercado, variância média, AV – calculada conforme a Equação 14. Período da amostra – jul./2003 a jul./2014.

Fonte: Elaborado pelos autores.

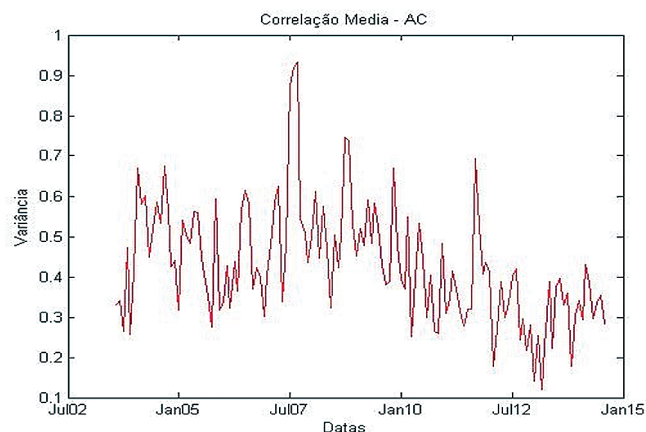


Figura 1.c Componente da variância do mercado, covariância média, AC – média ponderada (*value-weighted*) da correlação ao par do retorno diário dos ativos a cada mês. Período da amostra – jul./2003 a jul./2014.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Tabela 2 são apresentados resultados das regressões OLS que buscam analisar o papel da variância média e da correlação média na explicação das mudanças na variância do mercado e no excesso de retorno do mercado. Para todas as regressões foram adotadas estatísticas t de Newey-West com 4 lags. Na coluna 1 é apresentada a relação entre a variância do mercado e o produto de seus dois componentes. A constante, apesar de estatisticamente significativa, apresenta um valor bem próximo a zero. O produto dos componentes explica praticamente toda a variação contemporânea na variância do mercado, como demonstrado pelo R^2 de aproximadamente 90%. Na coluna 2 é apresentada a relevância da componente AV em relação às mudanças na variância do mercado, que atinge 81%, enquanto a coluna 3 refere-se à correlação média que captura 21% dessas mudanças. Nota-se aí um indício de uma maior relevância do componente de variância média no comportamento da variância do mercado. Na coluna 4 são incluídos os dois componentes da variância de mercado na regressão. Em conjunto, AV e AC explicam, aproximadamente 82% da variância contemporânea do mercado, e somente AV se mostra estatisticamente significativa. Se comparado com o resultado na coluna 2, percebe-se que a inclusão do AC no modelo não acrescenta praticamente nenhuma capacidade explicativa. Na coluna 5 é feito um teste da capacidade preditiva da AV e da AC no comportamento da variância do mercado, encontrando-se um R^2 de 20%; o mesmo tes-

te feito para dados norte-americanos apresenta um R² de 22% (Chen & Petkova, 2012). A coluna 6 apresenta uma regressão preditiva do excesso de retorno do mercado em relação à variância média e à correlação média da variância do mercado. O R² encontrado foi de 10%, ou seja, superior ao encontrado no mesmo procedimento para dados norte-americanos, que foi de 2% (Chen & Petkova, 2012). Este nível de capacidade do modelo em explicar o excesso de retorno do mercado um período à frente, segundo Chen e Petkova (2012), “é comparável a outros estudos que analisam a previsibilidade do retorno mensal do mercado”.

É interessante notar que a AV apresenta, segundo os resultados reportados na Tabela 2, uma relação negativa com o excesso de mercado no período seguinte, e positiva com a variância de mercado no período seguinte. Campbell (1993) apresenta uma descrição de como um choque em uma variável que representa redução no retorno esperado de mercado indica uma piora nos cenários dos inves-

tidores. Chen (2003) estende esse resultado e demonstra que a piora dos cenários de investimentos também depende do aumento na variância do mercado. Como um choque positivo em AV indica uma redução no excesso de retorno esperado do mercado e um aumento na variância esperada, essa variável indica uma deterioração das condições de investimento no futuro, tanto no aspecto de retorno esperado quanto no de risco. Uma variável com essas características deveria comandar um prêmio de risco. Ativos que respondem bem quando ocorrem choques positivos em AV servem como *hedge* em cenários ruins de mercado e, portanto, deveriam ter um menor retorno esperado. Segundo Chen e Petkova (2012), ativos que respondem bem a choques de positivos em AV são ativos com altos investimentos em Pesquisa e Desenvolvimento. Esse tipo de investimento, por seu caráter inovador, oferece alternativas para períodos de crise, fazendo com que esse ativo/portfólio sirva como *hedge*. Conseqüentemente, seu retorno esperado será menor (prêmio de risco negativo).

Tabela 2 Regressões em séries temporais

	1	2	3	4	5	6
Constante	-0,0015* (-2,73)	-0,0045* (-4,05)	-0,0109* (-2,0817)	-0,065* (-3,1863)	-0,0057 (-1,4387)	-0,0156 (-0,8317)
AV _t x AV _t	1,1765* (16,2923)					
AV _t		0,8219* (9,1061)		0,7951* (7,0594)		
AC _t			0,0394* (2,7036)	0,0056 (0,8554)		
AV _{t-1}					0,2753* (2,3124)	-0,8530* (-2,4590)
AC _{t-1}					0,0190 (1,8643)	0,1010* (2,2931)
R ²	0,896	0,814	0,211	0,818	0,200	0,100

Regressões de séries temporais: contemporâneas (colunas (1) a (4)) e preditiva (5) para variância do mercado, Vm, e preditiva (6) para o excesso de retorno do mercado, Rm. As variáveis explicativas são AV x AC, AV e AC. Estatísticas t de Newey-West com quatro lags estão entre parênteses. O asterisco indica significância de 5% ou maior.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 3 a seguir resume a média e o desvio padrão dos fatores utilizados para capturar a sensibilidade (cargas) dos portfólios ordenados por tamanho da empresa e por volatilidade idiossincrática. Posteriormente, essas cargas serão utilizadas para explicitar o preço de risco de cada um desses

fatores em relação aos mesmos portfólios. Rm é o excesso de retorno do mercado, enquanto HML e SMB são os fatores tradicionais do modelo de Fama e French (1996). As variações nas componentes da variância de mercado, ΔAV e ΔAC foram calculadas conforme descrito no item 3.5.

Tabela 3 Média e Correlação dos fatores

	Média	Desv. Pad.	HML	SMB	ΔAV	ΔAC
Rm	0,0172	0,0636	0,0187	-0,0207	0,0657	-0,1055
HML	0,0031	0,0470		0,1276	0,2501	0,0049
SMB	0,0003	0,0437			-0,5072	-0,1317
ΔAV	3,1911	1				0,0000
ΔAC	0,7424	1				

Apresenta a média amostral, o desvio padrão e a correlação para os fatores de Fama e French, Rm, HML e SMB, e as inovações na variância média, AV, e na correlação média, AC. As inovações em AV e AC são provenientes do VAR ortogonalizado e normalizado descrito no item 3.5.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 4 apresenta os coeficientes que indicam a sensibilidade de cada portfólio aos fatores do modelo de Fama e French (1996), aumentado pela variação da variância média, ΔAV , e pela variação da correlação média, ΔAC . Os valores indicam que o modelo se ajusta bem, e que os fatores claramente mais importantes para o mercado brasileiro são: o excesso de retorno do mercado, Rm; e o fator de tamanho das empresas, SMB.

Quanto ao fator de variância média, ativos que têm bom desempenho em períodos de deterioração do mercado deveriam ter uma carga positiva em relação à variação da AV, uma vez que essa variável prevê aumento de volatilidade e redução do retorno médio do mercado (cf. Tabela 2). Inversamente, ativos com desempenho fraco em períodos de crise deveriam apresentar carga negativa em relação à variação da AV. Se os dados brasileiros reproduzissem os resultados norte-americanos, o esperado seria ter cargas com sinais trocados para portfólios com alta e baixa volatilidade idiossincrática, porém, ao contrário do mercado norte-americano, isso não se verifica, de acordo com os resultados encontrados neste estudo. Chen e Petkova (2012) verificam que, na economia americana, empresas com alta (baixa) VI apresentam alto (baixo) nível de investimento em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), o que é considerado como indicativo de presença de opções reais. De acordo com a literatura, o valor de uma opção real amplia com o aumento de volatilidade do ativo subjacente. Esse fato explicaria, para o mercado norte-americano, a característica de empresas que têm alta (baixa) VI terem desempenho melhor (pior) em períodos de crise, e conseqüentemente, terem sensibilidade positiva (negativa) ao fator de variação na AV. No Brasil, quase todos os portfólios apresentaram carga negativa tanto em relação à variação na AV quanto à variação na AC, sendo quase todos também estatisticamente insignificantes, apesar de esses fatores melhorarem o poder explicativo do modelo. A conclusão a que se chega é que, para o mercado brasileiro, a volatilidade idiossincrática não provém de fontes que mitigam efeitos de uma piora no cenário dos investidores, i.e., não provém de P&D.

Outro ponto importante é que as cargas do ΔAV deveriam ser crescentes a partir dos portfólios de menor VI para os de maior VI, conforme previsto na Equação 6, o que também não é verificado no caso brasileiro.

A explicação para essa diferença entre o Brasil e os Estados Unidos pode estar na cultura de investimentos em

P&D. O registro de Marcas e Patentes no Brasil é sensivelmente menor do que nos Estados Unidos. Tomou-se como *proxy* para o volume de investimento em P&D o número de patentes registradas por cada país, segundo dados do *PCT Yearly Review* (2014), da agência da ONU, *World Intellectual Property Organization* (WIPO). O total de pedidos de patentes registrados pelos Estados Unidos em 2013 foi de aproximadamente 57.000, sendo 85% de empresas privadas. No mesmo período, o Brasil registrou aproximadamente 620 pedidos de patentes, sendo de origem privada apenas 50% desse total. Chen e Petkova (2012) citam esse fator como um dos principais para mitigar efeitos negativos em períodos de crise. Segundo tais autores, empresas com alto nível de P&D serviriam como *hedge* em períodos de deterioração do mercado, o que levaria os investidores a aceitar pagar um prêmio pela sua posse. Esse efeito causaria uma diferenciação no preço de risco desses ativos; suas cargas de sensibilidade aos fatores que prevêm a piora do mercado seriam positivas, ou seja, teriam melhor performance do que as demais empresas em cenários ruins, levando a um preço de risco negativo, isto é, à redução de sua expectativa de retorno, já que seriam vistas como empresas de menor risco.

Nenhum dos efeitos acima foi identificado no Brasil. As cargas indicativas da sensibilidade dos ativos à piora de mercado são praticamente todas estatisticamente nulas, como pode ser observado na Tabela 4. Isso indicaria que não existiriam ativos com melhor ou pior performance média em períodos ruins, em relação especificamente a esse fator de risco. O preço de risco médio identificado para esse fator foi significativo - como pode ser visto na Tabela 5 - e positivo, isto é, o oposto do encontrado para dados norte-americanos.

Esses resultados parecem coerentes com a teoria defendida em Chen e Petkova (2012). Segundo esses autores, nos Estados Unidos, empresas com alta (baixa) VI apresentam alto (baixo) nível de investimentos em P&D; tal investimento é percebido pelos participantes do mercado como *hedge* para períodos de alta volatilidade e, conseqüentemente, é demandado um menor retorno esperado - prêmio negativo. No Brasil, o nível desse tipo de investimento é muito baixo, e na ausência desse fator mitigador de risco, o prêmio de risco se apresenta positivo, ou seja, os agentes financeiros percebem a VI como risco real, por não possuir em sua composição fatores que permitam melhor desempenho em períodos de maior volatilidade. As-

sim, a maior exposição a esse fator de risco precifica maior expectativa de retorno e vice-versa – prêmio positivo. Os resultados obtidos nesta pesquisa registram que o efeito

de *hedge* observado nos Estados Unidos - gerado, segundo Chen e Petkova (2012), principalmente por investimentos em P&D - não se reproduz no Brasil.

Tabela 4 Coeficientes do modelo de Fama e French aumentado

α_0						βR_m					
	Alta IV	2	3	4	Baixa IV		Alta IV	2	3	4	Baixa IV
Grande	-0,0034	0,0145	0,0300	0,0116	-0,0041	Grande	0,9482*	0,9766*	0,9899*	0,9628*	1,0096*
2	0,0200	0,0246	0,0407	0,0353	0,0305	2	0,9833*	0,9787*	0,9883*	0,9798*	0,9848*
3	-0,0065	0,0235	0,0148	0,0367	0,0089	3	0,9690*	1,0097*	1,0325*	1,0115*	0,9941*
4	-0,0200	0,0040	0,0057	0,0210	0,0145	4	0,9571*	0,9652*	0,9839*	0,9881*	0,9861*
Pequeno	-0,0023	-0,0047	0,0341	0,0353	0,0086	Pequeno	0,8241*	0,9739*	0,9884*	1,0008*	1,0131*
β_{SMB}						β_{HML}					
	Alta IV	2	3	4	Baixa IV		Alta IV	2	3	4	Baixa IV
Grande	-0,1577	0,0654	-0,1018	-0,2877*	-0,0559	Grande	0,4609*	0,1970	0,2928	0,1817	-0,1997*
2	0,8853*	0,3421*	0,1579	0,0061	0,0038	2	0,4042*	0,3637	0,2664	0,4226*	0,2266
3	1,128*	0,9124*	0,7631*	0,7455*	0,5004*	3	-0,0957	0,1854	-0,1355	0,0065	0,1247
4	1,5281*	0,9108*	0,7712*	0,5584*	0,5653*	4	-0,0696	0,1095	0,1334	0,0314	-0,0172
Pequeno	2,3554*	1,1761*	0,8774*	0,6702*	0,6342*	Pequeno	0,9685	0,1920	0,0655	0,4381*	-0,0643
$\beta_{\Delta AV}$						$\beta_{\Delta AC}$					
	Alta IV	2	3	4	Baixa IV		Alta IV	2	3	4	Baixa IV
Grande	-0,0165	-0,0104	-0,0106	-0,0145*	0,0030	Grande	-0,0003	-0,0031	-0,0099	-0,0068	0,0018
2	-0,0086	-0,0119	-0,0179*	-0,0189*	-0,0170	2	-0,0050	-0,0048	0,0061	-0,0048	-0,0040
3	-0,0056	-0,0047	0,0038	-0,0070	-0,0060	3	0,0085	-0,0086	0,0033	-0,0127	-0,0014
4	0,0055	-0,0077	-0,0057	-0,0110	-0,0125*	4	-0,0154	-0,0041	-0,0060	-0,0122*	0,0028
Pequeno	-0,0211	0,0044	-0,0158	-0,0134	-0,0025	Pequeno	-0,0227	-0,0202	0,0028	0,0015	-0,0016

Esta tabela apresenta a constante e as cargas da regressão dos 25 portfólios ordenados por tamanho e volatilidade idiossincrática (IV). Os betas são calculados em toda a amostra (*full sample*). As variáveis independentes são os fatores Fama e French com portfólios rebalanceados mensalmente, acrescidos da ΔAV e da ΔAC . O modelo está descrito em 3.5. O asterisco indica significância a 5% ou maior, baseado na estatística *t* de Newey-West com quatro *lags*. A amostra cobre o período iniciado em janeiro de 2003 e encerrado em julho de 2014.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A coluna 1 da Tabela 5 apresenta os preços de risco para o modelo padrão. O γ_0 é estatisticamente significativo e representa o erro de apreçamento do modelo. Embora ele continue diferente de zero nas demais regressões, os componentes do modelo aumentado não são portfólios negociáveis, então nada se pode dizer sobre o seu significado. Quando os fatores referentes às componentes da volatilidade do mercado são inseridos no modelo, sua capacidade explicativa aumenta. O $\gamma_{\Delta AV}$ apresenta significância em todos os experimentos, indicando que o componente da ΔAV é precificado no excesso de retorno dos portfólios. Outro ponto interessante é a relação entre o ΔAV e o ΔVm .

Como esses dois fatores são ortogonais por construção, seus gamas podem ser interpretados como a contribuição adicional de um na presença do outro. No caso, a ΔAV captura toda a relevância, confirmando o indício apresentado na Tabela 2 de que o efeito ambíguo da componente de correlação - prevendo tanto um aumento no excesso de retorno do mercado quanto um aumento de variância agregada - poderia prejudicar o desempenho da ΔVm como fator explicativo do excesso de retorno dos ativos. Ao se segregar a Vm em AV e AC , permitiu-se expurgar o efeito contraditório do fator AC e isolar a capacidade explicativa da variância média.

Tabela 5 Regressões em séries temporais

	1	2	3	4	5	6
Y_0	-0,5889 (-6,2895)	-0,5934 (-6,2255)	-0,5800 (-5,9436)	-0,5888 (-6,4878)	-0,6090 (-6,5254)	-0,5896 (-6,0769)
Y_{Rm}	-0,3861 (-4,3756)	-0,3976 (-4,2086)	-0,3920 (-4,1925)	-0,3863 (-4,5462)	-0,3627 (-4,2123)	-0,3821 (-4,1766)
Y_{HML}	0,0076 (0,8847)	0,0092 (1,5544)	0,0172 (1,9211)	0,0076 (0,8445)	0,0173 (1,7730)	0,0178 (1,8601)
Y_{SMB}	-0,0099 (2,1967)	0,0143 (2,0275)	0,0093 (2,0580)	0,0099 (2,0346)	0,0100 (2,0838)	0,0096 (1,9248)
$Y_{\Delta AV}$		0,8430 (2,9175)	0,9482 (3,2703)		0,9148 (3,3694)	0,9546 (3,3611)
$Y_{\Delta AC}$			0,1710 (0,6486)			0,1324 (0,3941)
$Y_{\Delta Vm}$				0,1131 (0,7625)	0,0678 (0,6854)	0,0285 (0,2284)
R^2	0,21	0,24	0,26	0,25	0,25	0,27

Regressões de Fama e MacBeth utilizando-se excessos de retornos dos 25 portfólios ordenados por tamanho e volatilidade idiossincrática. Os betas são as variáveis independentes da regressão e foram calculados sobre toda a amostra. Rm, HML e SMB referem-se aos fatores de Fama e French, calculados com portfólios rebalanceados mês a mês. ΔAV e ΔAC são as inovações na variância média e na correlação média, calculadas conforme descrito em 3.5. ΔVm refere-se às inovações na variância de mercado e foi calculado de forma semelhante a ΔAV e ΔAC . Estatísticas t, entre parênteses, ajustadas para erro nas variáveis, conforme Shanken (1992).
Fonte: Elaborado pelos autores.

4.2 Análises Complementares

Neste trabalho, utilizou-se o modelo de Fama e French (1996) com três fatores, tendo em vista a intenção de comparar os resultados encontrados para os dados brasileiros com aqueles encontrados para dados norte-americanos, explicitados por Chen e Petkova (2012). Atualmente, a literatura vem registrando que modelos de cinco fatores se mostram melhor especificados para descrever os retornos (cf. Amihud, 2014). Como não se queria perder a capacidade de comparação, mas, ao mesmo tempo, buscava-se testar a robustez e apresentar resultados alinhados com as modelagens mais modernas, acrescentou-se uma breve reprodução do resultado principal desse artigo, i.e., o prêmio de risco

para as componentes de Volatilidade Média ($\gamma_{\Delta AV}$) e Correlação Média ($\gamma_{\Delta AC}$) para portfólios ordenados por volatilidade idiossincrática, estimados a partir de um modelo de cinco fatores. A Tabela 6, a seguir, reproduz os resultados apresentados na Tabela 5, incluindo-se na análise os dois novos fatores, WML e IML, apresentados respectivamente em Carhart (1997) e em Amihud (2014). Esses novos fatores foram gentilmente fornecidos pela equipe do Nefin – FEA/USP (n.d.). Os resultados são robustos e semelhantes aos apresentados para o modelo de três fatores. O $\gamma_{\Delta AV}$ apresentado é de 1,12 – 0,94 no modelo de três fatores – ambos estatisticamente significantes e positivos. Já o $\gamma_{\Delta AC}$ é próximo a zero e não significativo, assim como no modelo anterior.

Tabela 6 Regressões em séries temporais – Modelo de cinco fatores

	1	2	3	4	5	6
Y_0	-0,6045 (-6,2594)	-0,6002 (-6,2717)	-0,6652 (-6,7164)	-0,6579 (-6,7826)	-0,5700 (-5,3483)	-0,6334 (-5,9926)
Y_{Rm}	-0,3684 (-4,0957)	-0,3727 (-4,1767)	-0,3064 (-3,4958)	-0,3135 (-3,6498)	-0,4029 (-3,9234)	-0,3380 (-3,4814)
Y_{HML}	0,0087 (1,1164)	0,0083 (1,0220)	0,0060 (0,7859)	0,0051 (0,6546)	0,0077 (0,9394)	0,0048 (0,6109)
Y_{SMB}	0,0096 (2,1238)	0,0092 (1,9516)	0,0080 (1,7490)	0,0071 (1,5313)	0,0085 (1,8024)	0,0067 (1,4319)
Y_{IML}	0,0310 (1,1473)	0,0316 (1,1778)	0,0266 (0,9949)	0,0271 (1,0103)	0,0303 (1,1357)	0,0264 (0,9868)

Tabela 6 Continuação

Y_{WML}	-0,4871	-0,4900	-0,4459	-0,4497	-0,5027	-0,4608
	(-3,3231)	(-3,3573)	(-2,9869)	(-3,0331)	(-3,3801)	(-3,0493)
$Y_{\Delta AV}$			1,1228	1,1527		1,2344
			(3,8169)	(4,0196)		(3,8030)
$Y_{\Delta AC}$			-0,0363		0,1226	0,0506
			(-0,1419)		(0,4261)	(0,1779)
$Y_{\Delta Vm}$		0,1357		0,0825	0,1121	0,0681
		(0,9947)		(0,6490)	(0,8683)	(0,5543)
R^2	0,30	0,32	0,34	0,32	0,33	0,33

Regressões de Fama e MacBeth utilizando-se excessos de retornos dos 25 portfólios ordenados por tamanho e volatilidade idiossincrática. Os betas são as variáveis independentes da regressão e foram calculados sobre toda a amostra. R_m , HML e SMB referem-se aos fatores de Fama e French, calculados com portfólios rebalanceados mês a mês. ΔAV e ΔAC são as inovações na variância média e na correlação média, calculadas conforme descrito em 3.5. ΔVm refere-se às inovações na variância de mercado e foi calculado de forma semelhante a ΔAV e ΔAC . Estatísticas t, entre parênteses, ajustadas para erro nas variáveis, conforme Shanken (1992).
 Fonte: Elaborado pelos autores.

Além da análise apresentada acima, também foram elaborados testes de robustez relativos aos quintis e aos períodos utilizados na construção dos portfólios por tamanho e VI. Os portfólios de teste desse trabalho, conforme descrito anteriormente, são compostos por ativos ordenados por tamanho (*size*) e divididos em cinco grupos – 5 quintis – e, posteriormente, ordenados por VI e novamente divididos em cinco grupos – mais 5 quintis – formando os 25 portfólios estudados. Adotar-se-á a nomenclatura 5x5 para se referir a essa composição. Dessa forma, portfólios utilizando divisões 3x5 teriam três grupos de ações ordenadas por tamanho, seguidos de cinco grupos de ações ordenadas por VI, formando 15 portfólios de teste no total. Para efeito de avaliação de robustez, elaborou-se diversas alternativas de construção para os portfólios de teste, tais como 3x5, 3x6, 4x4, 4x5, 4x6 e 5x6. Elaborou-se também avaliações sepa-

radas na primeira e na segunda metade da amostra. Como um todo, os valores encontrados se verificam robustos. Ao se alterar a composição dos portfólios, alterou-se também a diferença (*spread*) da VI média entre as carteiras, modificando, assim, a sensibilidade dos fatores referentes à volatilidade e à correlação e, conseqüentemente, influenciando a magnitude do prêmio atrelado a esses fatores. Porém, o efeito dos fatores estudados sobre o retorno dos portfólios não foi alterado, i.e., o prêmio da componente Volatilidade Média ($Y_{\Delta AV}$) se apresenta positivo em todos os testes, ao passo que a componente Correlação Média ($Y_{\Delta AC}$) se apresenta estatisticamente insignificante. Esses resultados estão alinhados com os resultados principais do artigo. Na Tabela 7 foram reportados alguns testes considerados representativos; os demais, não reportados, apontam valores bastante semelhantes aos apresentados.

Tabela 7 Regressões em séries temporais – Testes de robustez

	4x4	4x6	4x4 - 1ª parte	4x4 - 2ª parte	4x6 - 1ª parte	4x6 - 2ª parte
Y_0	-0,8396 (-8,382)	-0,8245 (-9,6806)	-1,1015 (-7,4717)	-0,7090 (-7,5468)	-0,9898 (-7,5335)	-0,7251 (-7,7075)
Y_{Rm}	-0,1322 (-1,8181)	-0,1484 (-2,7636)	-0,0918 (-1,3394)	-0,0520 (-1,2588)	-0,2053 (-3,1626)	-0,0360 (-0,9815)
Y_{HML}	0,0140 (1,6559)	0,0099 (1,1231)	0,0046 (0,3865)	0,0022 (0,2749)	-0,0060 (-0,5323)	0,0011 (0,1511)
Y_{SMB}	0,0041 (0,9247)	0,0054 (1,2481)	0,0130 (1,6671)	0,0090 (1,7612)	0,0144 (1,8569)	0,0079 (1,5496)
$Y_{\Delta AV}$	0,5924 (2,2912)	0,6278 (3,2656)	0,4147 (1,8337)	0,2562 (1,6730)	0,7330 (3,5177)	0,2000 (1,4022)

Tabela 7 Continuação

$\gamma_{\Delta AC}$	-0,1920 (-0,6876)	-0,1858 (-0,7725)	-0,3862 (-1,2648)	-0,0685 (-0,2949)	-0,3716 (-1,3489)	-0,3142 (-1,1744)
R ²	0,31	0,26	0,36	0,28	0,30	0,26

Regressões de Fama e MacBeth utilizando-se excessos de retornos dos diversos portfólios ordenados por tamanho e volatilidade idiossincrática. Os betas são as variáveis independentes da regressão e foram calculados sobre toda a amostra nas colunas 4x4 e 4x6. Nas demais, de acordo com o indicado na tabela – 1ª e 2ª partes da amostra. Rm, HML e SMB referem-se aos fatores de Fama e French tradicionais. ΔAV e ΔAC são as inovações na variância média e na correlação média, calculadas conforme descrito em 3.5. Estatísticas t, entre parênteses, ajustadas para erro nas variáveis, conforme Shanken (1992).

Fonte: Elaborado pelos autores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo utilizou-se o fato de que a volatilidade idiossincrática de um ativo - definida como o desvio padrão dos resíduos do modelo de Fama e French (1996) - é diretamente afetada pela ausência de um fator explicativo no modelo, em uma proporção direta da sensibilidade do ativo ao fator ausente. Dessa forma, a volatilidade idiossincrática pode ser vista como uma *proxy* para um fator de risco, conforme Chen e Petkova (2012).

Seguindo, então, a intuição de Ang et al. (2006) de que a volatilidade agregada do mercado é precificada, embora apresente um comportamento contraditório, e de Chen e Petkova (2012), que, para explicar essa contradição, propõem desmembrar a volatilidade agregada em variância média e correlação média, foi analisado se a volatilidade idiossincrática é precificada no mercado brasileiro.

Identificou-se que a componente de variância média prevê a redução do excesso de retorno do mercado e aumento da variância, sendo, então, um sinalizador da deterioração das condições de investimento. Já a correlação média apresenta um comportamento ambíguo, prevendo aumento de excesso de retorno e aumento de variância. Esses resultados estão de acordo com a literatura internacional. Dessa forma, a decomposição da volatilidade nas duas componentes permite que a variância média possa

precificar melhor os efeitos da piora ou melhora do cenário de investimentos, sem a perturbação gerada pela componente da correlação. Esses resultados também são idênticos aos encontrados para dados norte-americanos, indicando que no Brasil, assim como nos Estados Unidos, a componente de variância média deveria comandar um prêmio de risco em relação a portfólios ordenados por tamanho e VI.

Ocorre que, para dados norte-americanos, o prêmio de risco comandado pela variância média é significativo e negativo. A principal justificativa apontada em Chen e Petkova (2012) para um prêmio negativo é o alto grau de investimento em Pesquisa e Desenvolvimento por empresas com alto nível de VI. Os portfólios compostos por essas empresas atuam como *hedge* contra deterioração do cenário e, portanto, teriam expectativas de retorno menor. Como o volume registrado de investimento em Pesquisa e Desenvolvimento no Brasil é significativamente reduzido, se comparado com o registrado nos Estados Unidos, o resultado esperado era de que o prêmio brasileiro fosse positivo. De fato, isso acontece, o prêmio de risco comandado pela exposição à variância média, segundo os resultados encontrados, é estatisticamente significativo e positivo.

Referências

- Almeida, C. I., Gomes, R., Leite A. L., Simonsen, A., & Vicente, J. V. (2009). Does Curvature Enhance Forecasting? *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 12(08), 1171-1196.
- Amihud, Y. (2014). The Pricing of the Illiquidity Factor's Systematic Risk. *Working Paper*, New York University, Stern School of Business. Disponível em <http://ssrn.com/abstract=2411856> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2411856>
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The Cross-Section of Volatility and Expected Returns. *The Journal of Finance*, 61(1), 259-299.
- Avramov, D., Chordia, T., Jostova G., & Philipov, A. (2013). Anomalies and Financial Distress. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 139-159.
- Bonomo, M. & Agnol, I. D. (2003). Retornos Anormais e Estratégias Contrárias. *Revista Brasileira de Finanças*, 1(2), 165-215.
- Campbell, J. Y. (1993). Intertemporal Asset Pricing Without Consumption Data. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 3989.
- Campbell, J. (1996). Understanding Risk and Return. *Journal of Political Economy*, 104(2), 298-345.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Chen, J. (2003). Intertemporal CAPM and the Cross-section of Stock Returns. *Working Paper*, University of California, Davis.
- Chen, Z., & Petkova, R. (2012). Does Idiosyncratic Volatility Proxy for Risk Exposure?. *Review of Financial Studies*, 25(9), 2745-2787.
- Costa Jr, N. C. A., & Neves, M. B. E. (2000). Variáveis Fundamentalistas e Retorno das Ações. In N. C. A. da Costa Jr., R. P. C. Leal, & E. F. Lemgruber. *Mercados de Capitais: Análise Empírica no Brasil*. Atlas, São Paulo.
- Diebold, F. X., & Li, C. (2006). Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 130(2), 337-364.
- Drissen, J., Maenhout, P., & Vilkov, G. (2009). The Price of Correlation Risk: Evidence from Equity Options. *The Journal of Finance*, 64(3), 1377-1406.
- Fama, E. F. & French, K. (1996, march). Multifactor Explanations of

- Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- French, K., Schwert W., & Stambaugh, R. (1987). Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29.
- Jensen M. C., Black, F., & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger Publishers, 79-121.
- 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.
- Lo, A.W., & MacKinlay, A. C. (2002). *A non-random walk down Wall Street*. Princeton University Press.
- Lucena, P., & Figueiredo, A. C., P. (2008). Anomalias no Mercado de Ações Brasileiro: uma Modificação no Modelo de Fama e French. *RAC-Eletrônica*, Curitiba, 2(3), 509-530.
- MacKinlay, A. C. (1995). Multifactor Models Do Not Explain Deviations From The CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38(1), 3-28.
- MacKinlay, A. C., & Pastor, L. (2000). Asset Pricing Models: Implications for Expected Returns and Portfolio Selection. *Review of Financial Studies*, 13(4), 883-916.
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Mendonça, F. P., Klotzle, M. C., Pinto, A. C. F., & Montezano, R. (2012). The Relationship between Idiosyncratic Risk and Returns in the Brazilian Stock Market. *Revista Contabilidade & Finanças*, 23(60), 246-257.
- Merton, R. (1980). On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation. *Journal of Financial Economics*, 8(4), 323-361.
- Merton, R. (1987). A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Nefin – FEA/USP (n.d.). Brazilian Center for Research in Financial Economics. Núcleo de Estudos em Economia Financeira, da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, da Universidade de São Paulo. Disponível em <http://nefin.com.br>
- PCT Yearly Review (2014). World Intellectual Property Organization – WIPO. Disponível em www.wipo.int
- 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 – Eletrônica*, 19(1), 52-61.
- Ross, S. A. (1977). The Capital Asset Pricing Model (CAPM), Short-sale Restrictions and Related Issues. *Journal of Finance*, 32(1), 177-183.
- Shanken, J. (1992). On the Estimation of Beta-pricing Models. *Review of Financial Studies*, 5(1), 1-34.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Svensson, L. (1994). Monetary Policy with Flexible Exchange Rates and Forward Interest Rates as Indicators. *Banque de France, Cahiers Économiques et Monétaires*, 43(1), 305-332.
- Treynor, J. L. (1961). *Market Value, Time, and Risk*. Unpublished manuscript. "Rough Draft", 95-209.
- Treynor, J. L. (1962). *Toward a Theory of Market Value of Risky Assets*. Unpublished manuscript.

Endereço para Correspondência:

André Luís Leite

Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Rua Marquês de São Vicente, 225 – CEP: 22451-900

Gávea – Rio de Janeiro – RJ

E-mail: alleite@phd.iag.puc-rio.br