

A Relação entre Risco Idiossincrático e Retorno no Mercado Acionário Brasileiro

The Relationship between Idiosyncratic Risk and Returns in the Brazilian Stock Market

Fernanda Primo de Mendonça

Mestre em Administração pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro
E-mail: fernanda_primo@hotmail.com

Marcelo Cabus Klotzle

Professor Doutor do Departamento de Administração da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro
E-mail: klotzle@iag.puc-rio.br

Antonio Carlos Figueiredo Pinto

Professor Doutor do Departamento de Administração da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro
E-mail: figueiredo@iag.puc-rio.br

Roberto Marcos da Silva Montezano

Professor Titular do Departamento de Administração e Economia da Faculdade Instituto Brasileiro de Mercados de Capitais do Rio de Janeiro
E-mail: rmontezano@ibmecrj.br

Recebido em 2.5.2012 – Aceito em 17.5.2012 – 2ª versão aceita em 21.9.2012

RESUMO

A relação entre risco idiossincrático e retorno tem sido amplamente estudada em várias publicações internacionais, com resultados controversos. No contexto brasileiro, os estudos sobre este tema ainda são escassos. Este trabalho visa verificar a relação entre o risco idiossincrático e o retorno das ações no mercado acionário brasileiro. Para atingir este objetivo, foram utilizados dois métodos de estimação da volatilidade idiossincrática: primeiro, os resíduos de regressões baseadas no Modelo de Três Fatores de Fama e French, e segundo, o modelo EGARCH, que forneceu a volatilidade convencional. Essas variáveis foram adicionadas a modelos de regressão *cross-section*, juntamente com outras variáveis específicas às ações, tais como: beta, valor de mercado, índice *book-to-market*, efeito *momentum* e liquidez. Os resultados mostram que a volatilidade idiossincrática tem uma influência positiva e significativa sobre o retorno das ações, e que o modelo mais apropriado é aquele que inclui todas as variáveis mencionadas. A análise das outras variáveis também produziu resultados importantes. Contrariamente às expectativas, o valor de mercado das ações e a liquidez tiveram uma influência importante sobre o retorno. Os coeficientes dessas variáveis foram positivos em todos os modelos analisados. Esse resultado pode ser reflexo de uma particularidade do mercado brasileiro, que é menor, mais recente e menos consolidado que o mercado dos EUA. Por outro lado, os resultados relativos ao índice *book-to-market* e ao efeito *momentum* foram consistentes com a literatura. Ações de valor e ações com bom desempenho anterior tendem a produzir retornos maiores.

Palavras-chave: Risco idiossincrático. Mercado acionário. Retorno. Modelo EGARCH. Modelo de Três Fatores.

ABSTRACT

The relationship between idiosyncratic risk and stock returns has been widely studied in various international publications with controversial results. In the Brazilian context, studies on this subject are scarce. This study seeks to verify the relationship between idiosyncratic risk and stock returns in the Brazilian stock market. To achieve this goal, two methods were used to estimate idiosyncratic volatility: first, the residuals of regressions based on the Fama and French Three-Factor Model and second, the EGARCH model, which provided the conditional volatility. These variables were added to cross-section regression models, along with the following stock-specific variables: beta, market value, book-to-market ratio, momentum effect and liquidity. The results show that idiosyncratic volatility has a positive and significant influence on stock returns and that the most appropriate model is the one that includes all the mentioned variables. The analysis of the other variables also produced important results. Contrary to expectations, the market value of stocks and liquidity had an important influence on returns. These variables' coefficients were positive in all the analyzed models. This result may reflect the particularities of the Brazilian market, which is smaller, more recent and less consolidated than the USA stock market. On the other hand, the results relating to the book-to-market ratio and the momentum effect were consistent with the literature. Value stocks and those with a good past performance tended to produce higher returns.

Keywords: Idiosyncratic risk. Stock market. Stock returns. EGARCH model. Three-Factor model.

1 INTRODUÇÃO

O comportamento dos preços dos ativos em mercados financeiros sempre atraiu a curiosidade de investidores e acadêmicos, e tem sido um importante objeto de estudo há várias décadas. O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), um dos modelos centrais da Teoria de Precificação de Ativos, foi pioneiro na descrição da relação entre risco e retorno. Desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965), o modelo relacionou o retorno esperado de um ativo ao risco sistêmico.

O CAPM gerou vários modelos que visam investigar a relação entre o retorno e o risco dos ativos – muitos dos quais, como o ICAPM (Merton, 1973) e o D-CAPM (Estrada, 2002), são extensões do próprio CAPM. Alguns estudos confirmam a relação positiva entre essas duas variáveis tanto nos mercados de ações mais consolidados, como o dos EUA, quanto nos mercados emergentes. Deve-se conceder especial destaque ao estudo de Fama e MacBeth (1973), no qual realizaram uma análise de carteiras em uma ampla amostra e encontraram uma relação positiva entre seus betas e seus retornos em um período subsequente.

Contudo, um dos resultados mais significativos nesta área foi encontrado por Fama e French (1992). Seu estudo mostrou que o retorno das ações é insensível ao beta, que é a medida de risco adotada pelo CAPM. Adicionalmente, Fama e French (1992) contribuíram para o estudo de precificação de ativos ao analisarem também variáveis fundamentais que já haviam sido examinadas em estudos anteriores, como os de Banz (1981) e Stattman (1980).

No Brasil, também são comuns, embora em número bem menor, os estudos que visam analisar a relação entre o retorno dos ativos e fatores como risco e outras variáveis fundamentais, ou os padrões de volatilidade idiossincrática. Dentre eles, incluem-se os estudos de Malaga e Securato (2004), Galdi e Securato (2007), Ricca (2010) e Martin, Cia, e Kayo (2010).

O objetivo deste estudo é investigar, para o caso do mercado acionário brasileiro, a relação entre o retorno de uma ação e seu risco idiossincrático, que é a parcela de risco específica àquela ação em particular. Assim, o estudo estima as volatilidades idiossincráticas e as volatilidades idiossincráticas condicionais das ações da amostra, utilizando-se a metodologia de Fu (2009). Essas variáveis são então adicionadas a modelos de regressão *cross-section*, criados para analisar sua influência sobre o retorno.

Este trabalho complementa outros estudos brasileiros, na medida em que utiliza uma metodologia ainda não aplicada ao contexto brasileiro para avaliar a volatilidade

idiossincrática condicional no mercado acionário nacional e, então, testar sua influência sobre o retorno das ações e outras variáveis. Isso é realizado modelando-se a volatilidade idiossincrática como um Processo GARCH, além do procedimento padrão de utilizar os resíduos do Modelo de Três Fatores de Fama e French.

Outras variáveis explicativas, selecionadas de acordo com sua importância para a teoria de finanças, também estão incluídas nesses modelos. São elas: o beta; duas variáveis analisadas nos dois estudos de Fama e French (Fama & French, 1992, 1993) – valor de mercado e índice *book-to-market* –; e duas variáveis – liquidez e efeito *momentum* – cuja importância aumentou recentemente. O objetivo do presente estudo é, mantendo os efeitos da volatilidade idiossincrática sob controle, analisar a influência dessas variáveis sobre o retorno, e verificar se seu comportamento está de acordo com a literatura.

Este estudo é relevante porque a volatilidade do mercado de capitais brasileiro cresceu substancialmente nos últimos anos. A volatilidade do Índice BOVESPA subiu de 16,80% no período de julho de 2010 a julho de 2011 para 27,60% no período de julho de 2011 a julho de 2012 (Comdinheiro, 2012). Assim, é importante compreender as implicações da volatilidade elevada sobre o retorno das ações nos mercados de capitais brasileiros.

Este estudo também é de interesse para os profissionais, pois o risco idiossincrático afeta decisões relativas à gestão de carteiras. Se tudo o mais permanecer inalterado, um aumento no risco idiossincrático diminui a correlação entre o retorno das ações (Angelidis, 2010). Por exemplo, Campbell, Lettau, Malkiel, e Xu (2001) mostram que, antes de 1985, 20 ações eram necessárias para reduzir o desvio padrão em excesso para 10%, mas só foi possível atingir esse nível de risco com uma carteira de 50 ações nos anos 1990. Kearney e Poti (2008) chegaram a uma conclusão semelhante, relatando que 166 ações europeias foram necessárias para reduzir o risco idiossincrático em 2003, em comparação com 35 ações em 1974.

Após esta introdução, a próxima seção faz uma revisão da literatura relevante sobre os estudos de precificação de ativos e, mais especificamente, sobre o risco idiossincrático. A terceira seção descreve todas as etapas da pesquisa, incluindo a seleção da amostra, a estimação das variáveis e a metodologia. A quarta seção apresenta os principais resultados do estudo e resume os modelos estimados, terminando com as conclusões do estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O comportamento do retorno das ações, principalmente em mercados acionários mais antigos e consolidados como os dos EUA, vem sendo estudado há muito tempo.

O conhecido *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), proposto por Sharpe (1964) e Lintner (1965), é amplamente utilizado para determinar o retorno teórico de um ativo.

Diversos estudos tentaram complementar o CAPM ou questionar sua validade.

O trabalho de Banz (1981) foi importante, pois analisou a relação entre o retorno e os valores de mercado das empresas. O autor encontrou o chamado *size effect* em ações negociadas na *New York Stock Exchange*, no qual o desem-

penho das ações de empresas menores é superior ao desempenho das ações de empresas maiores. De acordo com Banz (1981), o *size effect* evidencia uma falha na especificação do CAPM – pois, para um beta específico, o retorno médio das ações com um valor de mercado menor é superior ao de ações com um valor de mercado maior.

Adicionalmente, Banz (1981) serviu como base para outros importantes e fundamentais estudos: Fama e French (1992), seguido por Fama e French (1993), que desenvolveu seu Modelo de Três Fatores. Fama e French (1993) investigaram os principais fatores de risco associados a retornos de ação. Seu modelo utiliza os seguintes fatores: retorno de mercado; o retorno de uma variável *small minus big* (SMB), calculada como a média dos retornos de carteiras de ações de pequenas empresas menos a média dos retornos de carteiras de ações de empresas grandes; e uma variável *high minus low* (HML), calculada como a diferença de retornos de carteiras formadas por empresas com altos e baixos índices *book-to-ratio*. Fama e French (1993) concluíram que o Modelo de Três Fatores é superior ao CAPM para explicar retornos médios, e que os três coeficientes do modelo são simultaneamente significantes.

Com relação a estudos que enfocam o mercado acionário brasileiro, deve-se dar especial atenção ao de Malaga e Securato (2004), que é uma aplicação do Modelo de Três Fatores de Fama e French. Sua pesquisa abrangeu o período de 1995 a 2003. Malaga e Securato (2004) concluíram que o modelo é superior ao CAPM para explicar os retornos das ações da amostra, e que os três fatores são significantes.

Costa Jr. e Neves (2000) também aplicaram um modelo semelhante aos retornos de ações brasileiras. As variáveis analisadas foram o beta e três variáveis fundamentais: valor de mercado, o índice preço/lucro e o índice *book-to-market*. O estudo examinou o período de 1987 a 1996. Costa Jr. e Neves (2000) descobriram ainda que os três fatores fundamentais tinham uma influência significativa sobre a explicação dos retornos médios das ações. O beta, porém, foi o fator mais importante na explicação da relação risco-retorno.

O risco idiossincrático também tem sido tema de estudos. As finanças modernas afirmam que os investidores mantêm carteiras diversificadas de ações para reduzir o risco idiossincrático, que é o risco específico à ação. De acordo com o CAPM, todos os investidores deveriam possuir uma carteira de mercado equilibrada, para eliminar todo o risco idiossincrático do mercado acionário. Na prática, porém, nem os investidores individuais nem os institucionais mantêm carteiras tão diversificadas – e, portanto, algum risco idiossincrático está precificado em suas carteiras (Fu, 2009).

Diversas teorias presumem que o risco idiossincrático está positivamente correlacionado com o retorno esperado das ações. A ideia que embasa esse pressuposto é que os investidores que não diversificam seus investimentos demandam um retorno adicional para suportar o risco de suas carteiras. Os principais expoentes dessas teorias são Levy (1978), Merton (1973) e Malkiel e Xu (2002).

A existência empírica de uma relação entre risco idiossincrático e retorno esperado vem sendo testada há bastante tempo. No entanto, conforme destacado em Fu e Schutte (2010), artigos que encontram uma relação positiva entre essas vari-

áveis existem em quantidade quase igual aos que não encontram nenhuma relação, ou mesmo uma relação negativa. Por exemplo, Goyal e Santa-Clara (2003), que encontraram evidência de que a variância do mercado não prevê o retorno, devem ser destacados. No entanto, os autores encontraram uma relação positiva e significativa entre a variância média das ações, cujo maior componente é o risco idiossincrático, e retornos de mercado. Goyal e Santa-Clara (2003) utilizaram uma carteira de ações negociadas nas bolsas *New York Stock Exchange* (NYSE), *American Stock Exchange* (AMEX) e Nasdaq entre agosto de 1963 e dezembro de 1999.

Malkiel e Xu (2002) também encontraram uma relação positiva entre volatilidade idiossincrática e o *cross-section* dos retornos esperados, utilizando os testes desenvolvidos por Fama e Macbeth (1973) e Fama e French (1992). Malkiel e Xu (2002) chegaram à conclusão de que o risco idiossincrático é mais importante que o tamanho da empresa, ou o beta, para explicar o *cross-section* dos retornos. Fatores como o tamanho da empresa, o índice *book-to-market* e a liquidez foram utilizados como variáveis-controle nas regressões *cross-section*. Os dados utilizados referem-se a ações negociadas nas bolsas NYSE, AMEX e Nasdaq, bem como ações negociadas na *Tokyo Stock Exchange* (TSE), no período de 1975 a 2000.

Kotiahho (2010) realizou um estudo similar, utilizando ações negociadas nas bolsas NYSE, AMEX e Nasdaq no período de 1971 a 2008; e encontrou uma relação positiva entre o risco idiossincrático e o retorno esperado das ações, devido principalmente ao comportamento das ações de empresas pequenas.

Por outro lado, outros autores não encontraram nenhuma relação, ou até mesmo uma relação negativa, entre o componente de risco específico das ações e o retorno esperado.

Ang, Hodrick, Xing, e Zhang (2009) utilizaram dados de 23 países e concluíram que ações com alta volatilidade idiossincrática geram retornos menores no futuro que ações com baixa volatilidade idiossincrática. Um artigo anterior (Ang, Hodrick, Xing, & Zhang, 2006) mostrou uma relação negativa entre o retorno mensal de uma ação e o risco idiossincrático defasado em 1 mês.

Entretanto, essas conclusões são contestadas por Fu (2009), que sustenta que o resultado de Ang et al. (2009) foi influenciado por ações de empresas menores com alta volatilidade idiossincrática. Fu (2009) replicou o método utilizado por Ang et al. (2006) para estimar a volatilidade idiossincrática. As estatísticas da série mostram, no entanto, que o risco idiossincrático varia ao longo do tempo – e, portanto, o valor defasado em 1 mês não é um bom indicador do risco esperado para o mês corrente. Assim, Fu (2009) propõe o uso do modelo EGARCH para estimar a volatilidade idiossincrática esperada, e esta variável está incluída nas regressões *cross-section*, juntamente com outras variáveis explicativas. Os dados referem-se ao período de julho de 1963 a dezembro de 2006 para ações negociadas nas bolsas NYSE, AMEX e Nasdaq. Os resultados mostram uma relação positiva e estatisticamente significativa.

Bali e Cakici (2006) não encontraram nenhuma relação entre o retorno de uma carteira igualmente ponderada de ações e seu risco idiossincrático. Huang, Liu, Rhee, e Zhang (2010) contestam esses resultados, além dos resultados de Ang et al. (2006). A análise de Huang et al. (2010) mostra

que, em ambos os casos, a relação obtida pode ser explicada pela reversão à média de retornos em curto prazo.

Angelidis (2010) investiga o componente da volatilidade idiossincrática em 24 países emergentes. O estudo confirma a ideia de que a porcentagem de volatilidade que pode ser atribuída ao risco específico de um ativo é menor em mercados emergentes do que em mercados desenvolvidos, dada a maior eficiência destes últimos. Angelidis (2010) também testou a relação entre risco idiossincrático e o retorno nesses países e os resultados mostram que o risco idiossincrático é um indicador do retorno apenas quando considerado juntamente com o risco de mercado.

No caso do mercado brasileiro, alguns estudos já analisaram o risco idiossincrático.

Galdi e Securato (2007) estudaram a questão se o risco idiossincrático ajuda a explicar o retorno de uma carteira diversificada de ativos no mercado acionário brasileiro. Esse artigo utilizou as quinze principais ações do Índice BOVESPA e abrangeu o período de 1999 a 2006. Para estimar o risco específico da carteira, Galdi e Securato (2007) isolaram o componente idiossincrático da variância dos retornos da carteira através da remoção da variância associada ao risco sistêmico. Concluíram que não havia evidência empírica de que o risco idiossincrático influencia o retorno de uma carteira diversificada no Brasil.

Martin, Cia, e Kayo (2010) analisaram os determinantes do risco idiossincrático no Brasil de 1996 a 2009. Para estudar a volatilidade da ação relativa ao mercado, os autores utilizaram

dois indicadores para o risco idiossincrático. No primeiro modelo, a variável dependente era a relação entre as volatilidades de uma ação e do mercado, esta última representada pelo Índice BOVESPA. No segundo modelo, o risco idiossincrático foi definido como a relação entre a volatilidade idiossincrática de uma ação, que é o componente do risco total de uma empresa não correlacionado ao mercado, e a volatilidade do mercado. Os autores encontraram uma influência positiva estatisticamente significativa da liquidez e do endividamento de uma empresa e uma influência negativa do tamanho de uma empresa sobre o risco idiossincrático, conforme medido pelos dois indicadores.

Ricca (2010) estudou a relação entre volatilidade idiossincrática, assimetria idiossincrática e retorno da ação no Brasil no período de 1998 a 2009. Ambos os indicadores de risco idiossincrático foram construídos com base nos resíduos de regressão, aplicando o Modelo de Três Fatores de Fama e French para as sessenta e nove ações mais líquidas negociadas na Bolsa de Valores - BM&FBOVESPA. Enquanto a volatilidade idiossincrática baseou-se na raiz quadrada da média dos resíduos ao quadrado, a assimetria idiossincrática foi construída como a soma dos resíduos elevada à terceira potência, dividida pela volatilidade idiossincrática elevada à terceira potência. O autor concluiu que a volatilidade idiossincrática foi maior para as carteiras com maior assimetria idiossincrática. Além disso, a carteira com a maior volatilidade idiossincrática e assimetria idiossincrática também exibiu retorno maior do que aquela com volatilidade e assimetria mais baixa.

3 METODOLOGIA

A amostra considerada neste estudo abrange 58 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) entre julho de 2005 e dezembro de 2010. Esta amostra incluiu todas as ações negociadas neste período, seguindo o critério adotado por Fu (2009), que exige que cada ação seja negociada por um mínimo de 15 dias em cada mês do período amostral. Por uma questão de conveniência, a pesquisa considerou apenas as ações presentes em todos os meses do período amostral. Além disso, seguindo outros estudos que adotaram o modelo de Fama e French (Fama & French, 1993), tal como Malaga e Securato (2004) e Rogers e Securato (2009), a pesquisa excluiu da amostra ações de empresas financeiras, pelo fato de elas geralmente apresentarem um alto nível de endividamento – que é normal nesse setor –, o que afeta o índice *book-to-market*. Adicionalmente, em conformidade com as metodologias desses estudos, a presente pesquisa excluiu empresas que apresentaram patrimônio líquido negativo no dia 31 de dezembro de pelo menos um dos anos entre 2004 e 2009.

Na primeira parte deste estudo, as volatilidades idiossincráticas (VI) de cada ação em cada mês foram calculadas utilizando-se os desvios padrão dos resíduos das regressões mensais de cada ação com base nos três fatores de Fama e French, conforme empreendido por Fu (2009) no caso do mercado acionário dos EUA. De acordo com o modelo de Fama e French (1993), três fatores explicam o retorno do ativo: excesso de retorno do mercado (retorno da carteira de mercado menos o retorno do ativo livre de risco), o re-

torno de uma carteira *small minus big* (SMB) e o retorno de uma carteira *high minus low* (HML).

O modelo foi aplicado com base na metodologia de Fu (2009), que utilizou os dados diários das ações durante todo o período amostral. O estudo utilizou o Modelo de Três Fatores de Fama e French, expresso pela Equação (1):

$$R_{i\tau} - r_{\tau} = \alpha_{it} + b_{it}(R_{m\tau} - r_{\tau}) + s_{it}SMB_{\tau} + h_{it}HML_{\tau} + \varepsilon_{i\tau} \quad 1$$

Onde τ indica o dia e t indica o mês, $\tau \leq t$, $R_{i\tau}$ representa o retorno de cada ação em cada dia, r_{τ} representa a taxa livre de risco diária, $R_{m\tau}$ é o retorno diário da carteira de mercado, SMB_{τ} e HML_{τ} representam os retornos diários das carteiras SMB e HML, e b_{it} , s_{it} e h_{it} são os coeficientes relativos a cada fator. O estudo utilizou o Certificado de Depósito Interbancário (CDI) como a taxa de retorno livre de risco e todas as variáveis de retorno foram calculadas de forma contínua.

A carteira de mercado foi obtida através da ponderação de cada uma das 58 ações da amostra de acordo com seu valor de mercado, seguindo Malaga e Securato (2004). O excesso de retorno do mercado (o primeiro fator do modelo) foi calculado diariamente utilizando a diferença entre o retorno da carteira de mercado e a taxa CDI. A metodologia de Fama e French (1993) foi utilizada para obter os prêmios pelo fator de risco SMB e HML. Finalmente, o retorno diário de cada ação da amostra, isto é, seu retorno menos a taxa

livre de risco, foi escolhido como a variável dependente.

Foram realizadas regressões em série temporal para cada ação em cada mês da amostra (66 meses), de acordo com a Equação (1), para obter o desvio padrão do resíduo de cada ação. A volatilidade idiossincrática mensal foi encontrada multiplicando o desvio padrão dos resíduos pela raiz quadrada do número de dias nos quais cada ação foi negociada em cada mês. Deve-se enfatizar que apenas esta parte do estudo utilizou dados diários para calcular a volatilidade mensal.

A Tabela 1 mostra as estatísticas individuais de volatilidade idiossincrática (média, desvio padrão, assimetria, curtose e autocorrelação). Primeiramente, foram computadas as estatísticas da série temporal de volatilidade idiossincrática de cada ação, e então as médias para todas as 58 ações foram calculadas. As

duas variáveis consideradas foram a volatilidade idiossincrática (VI) e sua variação em tempo contínuo ($\ln(VI_t/VI_{t-1})$).

A volatilidade idiossincrática média das ações foi de 7,54%, com desvio padrão médio de 2,92%.

A parte inferior da Tabela 1 mostra as autocorrelações das variáveis. O objetivo é verificar se a série temporal de volatilidade idiossincrática pode ser considerada um passeio aleatório, conforme constatado por Ang et al. (2006). Se isso for verdade, significa que é válido utilizar o valor da volatilidade idiossincrática em um determinado mês para estimar o valor no mês seguinte. Neste caso, a autocorrelação da variável em nível deve ser igual a um na primeira defasagem. De outro modo, deve ser igual a zero em todas as defasagens da primeira diferença ($\ln(VI_t/VI_{t-1})$).

Tabela 1 Estatísticas da série de volatilidade idiossincrática individual (% mensal)

| | N | Média | D.P. | Assim. | Curtose | Autocorrelação - defasagens | | | | | | | | | | |
|----------------------|----|-------|-------|--------|---------|-----------------------------|------|------|-------|------|-------|-------|------|-------|-------|-------|
| VI | 58 | 7,54 | 2,92 | 1,49 | 6,96 | | | | | | | | | | | |
| $\ln(VI_t/VI_{t-1})$ | 58 | -0,42 | 37,83 | 0,10 | 3,08 | | | | | | | | | | | |
| | | | | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 11 | 12 | 13 |
| VI | | | | | | 0,40 | 0,29 | 0,22 | 0,17 | 0,18 | 0,11 | 0,07 | 0,05 | -0,03 | -0,05 | -0,08 |
| $\ln(VI_t/VI_{t-1})$ | | | | | | -0,63 | 0,13 | 0,02 | -0,05 | 0,07 | -0,02 | -0,02 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | -0,07 |

Para a volatilidade em nível (VI), a autocorrelação da defasagem 1 é 0,40 e diminui à medida que mais defasagens são consideradas. No caso da volatilidade na primeira diferença ($\ln(VI_t/VI_{t-1})$), a autocorrelação na defasagem 1 é de 0,63, seguida por 0,13, enquanto as outras se aproximam de zero. Esses resultados são similares aos encontrados por Fu (2009) para o mercado acionário dos EUA.

Assim, as autocorrelações sugerem que a variável VI não segue um passeio aleatório. Para testar com maior robustez se a série segue um passeio aleatório, é necessário realizar o teste de raiz unitária (teste de Dickey-Fuller), conforme descrito na Tabela 2.

A Tabela 2 utiliza o teste de raiz unitária para verificar se a volatilidade idiossincrática das ações da amostra segue um passeio aleatório. A pesquisa estimou dois modelos,

Modelo 1 e Modelo2:

$$\text{Modelo 1: } VI_{i,t+1} - VI_{i,t} = \alpha_i + \beta_i VI_{i,t} + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T_i \tag{2a}$$

$$\text{Modelo 2: } \ln VI_{i,t+1} - \ln VI_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \ln VI_{i,t} + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T_i \tag{2b}$$

O Modelo 1 é descrito por VI em diferença de nível ($VI_{i,t+1} - VI_{i,t}$), enquanto o Modelo 2 é descrito por sua diferença em tempo contínuo ($\ln VI_{i,t+1} - \ln VI_{i,t}$). Se a série temporal em questão for um passeio aleatório, o parâmetro beta da regressão não deve ser significativamente diferente de zero. Assim, as estatísticas-t de cada beta são estimadas para cada regressão e em seguida comparadas aos valores críticos de Dickey-Fuller (Fuller, 1996).

Tabela 2 Teste de passeio aleatório para as séries de volatilidade idiossincrática (VI)

| | N | Média | Mediana | Q1 | Q3 | Rej. P.A. %* |
|---|---------|--------------------------------|---------|-------|-------|--------------|
| Modelo: $VI_{i,t+1} - VI_{i,t} = \alpha_i + \beta_i VI_{i,t} + \epsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T_i$ | | | | | | |
| β | 58 | -0,59 | -0,58 | -0,69 | -0,49 | 100% |
| t(β) | 58 | -5,16 | -5,07 | -5,77 | -4,49 | |
| Modelo: $\ln VI_{i,t+1} - \ln VI_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \ln VI_{i,t} + \epsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T_i$ | | | | | | |
| β | 58 | -0,59 | -0,57 | -0,67 | -0,48 | 98% |
| t(β) | 58 | -5,11 | -5,05 | -5,67 | -4,43 | |
| Valores críticos do teste de Dickey-Fuller (1996) | | | | | | |
| | Amostra | Valor crítico da estatística-t | | | | |
| | 25 | -3,75 | | | | |
| | 50 | -3,59 | | | | |
| | 100 | -3,50 | | | | |

* porcentagem de ações para as quais a hipótese do passeio aleatório é rejeitada

A Tabela 2 mostra as médias e medianas, bem como os quartis 1 e 3, dos betas obtidos para cada uma das 58 ações da amostra. A coluna “Rej. P.A.” mostra a porcentagem de ações para as quais a hipótese do passeio aleatório foi rejeitada em cada modelo, a um nível de significância de 1%: 100% no primeiro modelo e 98% no segundo. Isso demonstra que não é apropriado representar esta variável como um passeio aleatório.

O próximo passo é analisar os modelos *Autoregressive Conditionally Heteroscedastic* (ARCH), que também serão utilizados na modelagem de VI no presente estudo. Em primeiro lugar, esses modelos não presumem uma variância constante dos erros, isto é, trata-se de modelos heterocedásticos. A segunda característica está relacionada ao fenômeno conhecido como *clustering* de volatilidade, que representa a tendência, em séries financeiras, de grandes variações em preços de ativos (positivas ou negativas) serem seguidas de grandes variações, e pequenas variações nos preços de ativos (positivas ou negativas) serem seguidas de pequenas variações (Brooks, 2008). Em outras palavras, a volatilidade tende a ser autocorrelacionada até certo ponto.

Essas duas características estão presentes no modelo ARCH devido à forma como a variância condicional é modelada, onde a variância dos erros da regressão hipotética é considerada dependente dos erros defasados ao quadrado. O ARCH generalizado (modelo GARCH), desenvolvido por Bollerslev (1986), é uma extensão do modelo ARCH. No modelo GARCH, a variância condicional pode depender de suas próprias defasagens, além dos erros defasados, de modo que o modelo permite que as informações sobre erros quadrados anteriores influenciem a variância corrente, sem que seja necessário incluir múltiplos parâmetros. Um exemplo do modelo GARCH (p,q) pode ser observado na Equação (3):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad 3$$

onde u_t e σ_t^2 são os erros da regressão e a variância dos erros, respectivamente.

Entretanto, embora amplamente utilizado em séries financeiras, o modelo apresentado acima não está isento de críticas. Os parâmetros de condições de não-negatividade, no caso da variância condicional, podem ainda não ser observados – gerando, portanto, variâncias negativas. Além disso, o modelo não corrige o chamado *leverage effect*, muito comum em séries financeiras. O *leverage effect* refere-se ao fato de que choques negativos têm um efeito maior sobre a volatilidade do que choques positivos, isto é, geram um aumento maior da volatilidade. De acordo com o modelo GARCH, choques positivos e negativos afetam a variância da mesma forma.

Por fim, o modelo exponencial GARCH (EGARCH) proposto por Nelson (1991), uma extensão do modelo GARCH, deve ser destacado. Este modelo tem uma série de vantagens, como a impossibilidade de gerar variâncias negativas, e o fato de permitir a existência de assimetrias no modelo (*leverage effect*). O modelo EGARCH (p,q), em termos gerais, pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{l=1}^p b_l \ln(\sigma_{t-l}^2) + \sum_{k=1}^q c_k \left\{ \gamma \left(\frac{u_{t-k}}{\sqrt{\sigma_{t-k}^2}} \right) + \alpha \left[\frac{|u_{t-k}|}{\sqrt{\sigma_{t-k}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \right\} \quad 4$$

Na Equação (4), dado que o logaritmo da variância é especificado, σ^2 será positivo mesmo se os parâmetros do modelo forem negativos.

Devido às suas propriedades, que se adequam perfeitamente à modelagem da volatilidade em séries financeiras, o modelo EGARCH foi utilizado neste estudo como uma forma alternativa de estimação da volatilidade idiossincrática. Como fornece uma série de variância condicional para cada modelo estimado, o modelo EGARCH é útil como uma forma de estimação da volatilidade idiossincrática esperada (Fu, 2009).

O segundo método utilizado para calcular a volatilidade idiossincrática das ações da amostra foi, assim, constituído pelo modelo EGARCH acima descrito. O Modelo de Três Fatores de Fama e French (1993) foi utilizado novamente, desta vez usando dados mensais. Foi estimada uma regressão para cada ação, abrangendo todo o período amostral. A Equação (5) foi a regressão utilizada nesta etapa.

$$R_{it} - r_t = \alpha_i + b_i (R_{mt} - r_t) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + u_{it}, \quad u_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$$

$$\ln(\sigma_{it}^2) = \omega + \sum_{l=1}^p b_{i,l} \ln(\sigma_{i,t-l}^2) + \sum_{k=1}^q c_{i,k} \left\{ \gamma \left(\frac{u_{i,t-k}}{\sqrt{\sigma_{i,t-k}^2}} \right) + \alpha \left[\frac{|u_{i,t-k}|}{\sqrt{\sigma_{i,t-k}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \right\} \quad 5$$

A variável dependente ($R_{it} - r_t$) é o excesso de retorno mensal de cada ação, ou seu retorno mensal após a dedução da taxa CDI brasileira. A variável $R_{mt} - r_t$ representa o excesso de retorno do mercado. O retorno do mercado mensal foi calculado através da ponderação dos retornos individuais mensais, de acordo com o valor de mercado de cada ação. As variáveis SMB e HML seguiram a mesma metodologia acima descrita. Todos os retornos foram calculados continuamente.

As regressões foram realizadas utilizando o método EGARCH. Seguindo o método de Fu (2009), nove modelos EGARCH(p,q) foram estimados para cada ação: EGARCH(1,1), EGARCH(1,2), EGARCH(1,3), EGARCH(2,1), EGARCH(2,2), EGARCH(2,3), EGARCH(3,1), EGARCH(3,2) e EGARCH(3,3). Dentre os modelos que convergiram, aquele com o menor critério de Akaike (AIC) foi selecionado para cada ação.

Na amostra de ações utilizada neste estudo, EGARCH (2,2), que foi selecionado para 13 das 58 ações, foi o modelo mais comum, seguido por EGARCH (3,1), que foi utilizado em 10 casos.

Por fim, a série de variância condicional individual foi obtida de acordo com o modelo adotado. A raiz quadrada foi removida dos valores obtidos para torná-los equivalentes aos valores de volatilidade idiossincrática calculados utilizando o primeiro método (desvio padrão dos resíduos da regressão mensal, segundo o modelo de Fama e French). Assim, a nova série temporal corresponde à volatilidade idiossincrática esperada de cada ação. Esta nova variável foi denominada E(VI).

As estatísticas descritivas de E(VI), bem como a respectiva variável em tempo contínuo ($\ln(E(VI)_t)/E(VI)_{t-1}$) estão apresentadas na Tabela 3. Assim como na Tabela 1, a média, desvio padrão, assimetria e curtose foram computados para cada uma das 58 ações da amostra, e então a média

de cada uma dessas estatísticas foi calculada. A média da volatilidade condicional idiossincrática dessas ações foi de 7,11%, com um desvio-padrão de 3,53%.

Tabela 3 Estatísticas das séries de volatilidade idiossincrática condicionais individuais (% mensal)

| | N | Média | D.P. | Assim. | Curtose |
|----------------------------|----|-------|-------|--------|---------|
| E(VI) | 58 | 7,11 | 3,53 | 1,08 | 5,05 |
| $\ln(E(VI)_t/E(VI)_{t-1})$ | 58 | -0,11 | 63,98 | -0,13 | 3,00 |

Por fim, para investigar a relação entre o retorno de uma ação e seu risco idiossincrático, diversas regressões *cross-section* foram realizadas, utilizando também outras variáveis específicas à ação, bem como as duas variáveis de volatilidade idiossincrática anteriormente calculadas.

Primeiro, o beta mensal para cada ação da amostra foi estimado durante o período analisado. Isso foi feito através de regressões lineares mensais simples entre o retorno da ação e o retorno da carteira de mercado formada pelas ações da amostra, ponderadas segundo seu valor de merca-

do. Os retornos mensais dos últimos 60, 36 ou 24 meses – o que quer que estivesse disponível – foram utilizados. Esta variável foi denominada BETA.

Além disso, uma segunda variável foi incluída como um beta das ações. A variável BETAIBOV corresponde ao beta calculado pelo sistema Economática®. A diferença é que, neste caso, a carteira de mercado considerada é o Índice BOVESPA: o sistema Economática® calcula o beta de cada ação utilizando regressões lineares simples para relacionar o seu retorno ao retorno da BOVESPA. Nesta etapa, os retornos mensais dos últimos 60, 36 ou 24 meses – o que quer que estivesse disponível – também foram utilizados.

Seguindo a metodologia de Fu (2009), quatro outras variáveis foram incluídas nas regressões *cross-section*: valor de mercado (VM, tamanho), índice *book-to-market*, uma variável representando o *momentum* e uma variável representando a liquidez. A variável VM representa o valor de mercado mensal das ações. Como se observa na Tabela 4, esta variável é altamente assimétrica; portanto, utilizou-se o logaritmo natural do valor de mercado, representado por $\ln(VM)$.

Tabela 4 Estatísticas descritivas das variáveis (pooled sample)

| Variáveis | Média | D.P. | Mediana | Q1 | Q3 | Assimetria |
|------------------|-------------|-------------|------------|------------|-------------|------------|
| RET | 0,015 | 0,106 | 0,016 | -0,044 | 0,077 | -0,482 |
| EXRET | 0,005 | 0,105 | 0,007 | -0,052 | 0,066 | -0,494 |
| VI | 0,075 | 0,035 | 0,069 | 0,053 | 0,090 | 1,961 |
| E(VI) | 0,071 | 0,043 | 0,062 | 0,043 | 0,088 | 2,526 |
| BETA | 0,810 | 0,342 | 0,795 | 0,555 | 1,059 | 0,200 |
| BETAIBOV | 0,819 | 0,335 | 0,826 | 0,548 | 1,034 | 0,236 |
| VM | 26.940.074* | 62.232.263* | 9.188.237* | 2.825.241* | 17.916.057* | 3,927 |
| $\ln(VM)$ | 15,854 | 1,595 | 16,033 | 14,854 | 16,701 | -0,127 |
| B/M | 0,679 | 0,608 | 0,504 | 0,348 | 0,747 | 2,608 |
| $\ln(B/M)$ | -0,687 | 0,792 | -0,686 | -1,055 | -0,291 | -0,374 |
| $\ln RET(-2,-7)$ | 0,060 | 0,274 | 0,076 | -0,075 | 0,227 | -0,710 |
| $\ln RET(-2,-5)$ | 0,037 | 0,203 | 0,046 | -0,063 | 0,159 | -0,681 |
| VOL | 0,039 | 0,033 | 0,032 | 0,016 | 0,052 | 1,782 |
| $\ln(VOL)$ | -3,651 | 1,070 | -3,449 | -4,127 | -2,954 | -1,150 |

* dados em milhares de R\$
N = 3828

O índice *book-to-market*, representado por B/M, foi calculado através da metodologia de Fama e French (1992). O patrimônio líquido de cada ação no mês de dezembro de cada ano foi dividido por seu valor de mercado. As séries obtidas também foram assimétricas (Tabela 4) e, portanto, seu logaritmo natural ($\ln(B/M)$) foi utilizado.

O efeito *momentum*, citado com frequência em estudos de finanças comportamentais, é comumente observado em mercados acionários do mundo todo. Este efeito descreve o fato de que ações ganhadoras (aquelas que tiveram um desempenho positivo em um horizonte temporal específico) tendem a continuar ganhadoras, e ações perdedoras (aquelas que tiveram um desempenho negativo em um horizonte temporal específico) tendem a continuar perdedoras. Em outras palavras, retornos passados tendem a prever retornos futuros (Jegadeesh & Titman, 1993). O estudo de Fu (2009),

que abrange ações negociadas em mercados acionários dos EUA, utiliza o retorno acumulado de uma ação entre os meses t-7 e t-2 como variável de *momentum*, isto é, um período de formação de cinco meses. O mês t-1 é excluído do cálculo para evitar qualquer influência sobre o mês t causada por *thin trading* ou efeitos do *spread* de compra e venda. Assim, para representar o efeito *momentum*, a variável $RET(-2;-7)$ é acrescentada ao presente modelo. Ela é calculada através do logaritmo do retorno entre os meses t-7 e t-2.

Lacerda (2007), porém, encontrou um efeito *momentum* significativo no mercado acionário brasileiro utilizando um período de formação de três meses, ligeiramente menor do que o utilizado no modelo de Fu (2009). Assim, por ser mais apropriado ao caso brasileiro, este estudo incluiu uma segunda variável para representar o efeito *momentum* no presente modelo, que considera os retornos acumulados do mês t-5

ao mês $t-2$. A nova variável é denominada $RET(-2;-5)$, e também é calculada através do logaritmo natural do retorno.

Como variável de liquidez, o estudo utilizou um índice de giro constituído pela razão entre a média do volume mensal negociado e a média do valor de mercado de cada ação nos últimos seis meses. Esta variável foi denominada VOL. Além disso, a alta assimetria das séries, como se verifica na Tabela 4, levou à adoção de seus logaritmos naturais ($\ln(VOL)$).

Para concluir, a variável RET representa o logaritmo natu-

ral do retorno mensal de cada ação (retorno contínuo), sendo que EXRET representa o excesso de retorno, isto é, o retorno mensal após a dedução da taxa livre de risco (CDI), também calculado continuamente. Todas as variáveis estão apresentadas na Tabela 4, junto com suas respectivas estatísticas descritivas (média, desvio padrão, mediana, primeiro e terceiro quartis, e assimetria). N representa o número de observações em cada variável (ação-mês). Todas as estatísticas foram calculadas utilizando amostras combinadas das ações.

4 RESULTADOS

A Tabela 5 mostra a média das correlações *cross-section* entre as variáveis e suas respectivas estatísticas-t. As correlações entre variáveis foram estimadas mensalmente, e o tempo médio foi calculado para cada caso.

A correlação entre retorno mensal e volatilidade idiossincrática (VI) contemporânea foi positiva e significativa ao nível de 1%. Na verdade, esta foi a única variável que apresentou correlação significativa com o retorno. O valor obtido (+0,11) foi muito próximo ao valor encontrado no estudo de Fu (2009) sobre ações dos EUA. No entanto, a correlação com a volatilidade idiossincrática condicional (E(VI)) foi próxima de zero e não foi significativa, contrastando com os resultados daquele estudo, que novamente obteve uma correlação positiva e significativa.

A correlação entre volatilidade idiossincrática (VI) e volatilidade idiossincrática condicional (E(VI)) foi positiva e significativa: +0,33, com uma estatística-t de +17,88, um

resultado alinhado ao de Fu (2009). As correlações entre variáveis de volatilidade e as outras variáveis do estudo também mostraram coeficientes significantes. A volatilidade idiossincrática (tanto VI quanto E(VI)) foi positivamente correlacionada com o beta, o índice *book-to-market* e a variável de liquidez, e foi negativamente correlacionada com o valor de mercado e o retorno defasado. Ações com maior beta e menor valor de mercado, ações de valor (alto índice B/M), ações com menores retornos defasados e ações com maior índice de giro tendem a ser mais arriscadas.

Ambas as variáveis beta mostraram correlações negativas com o retorno, mas não foram significantes. Com relação às duas principais variáveis analisadas em Fama e French (1992), o valor de mercado e o índice *book-to-market*, as correlações com o retorno mensal foram positivas mas não significantes. A correlação positiva obtida entre o retorno e o índice B/M é consistente com a literatura.

Tabela 5 Média das correlações entre variáveis utilizadas nas regressões *cross-section*

| | VI | E(IV) | BETA | BETAIBOV | $\ln(VM)$ | $\ln(B/M)$ | $\ln RET$ (-2;-7) | $\ln RET$ (-2;-5) | $\ln VOL$ |
|----------------------|-------------------|--------------------|------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $\ln RET$ | 0,11*** (3,85) | 0,01 (0,13) | -0,04 (-1,11) | -0,04 (-1,23) | 0,01 (0,13) | 0,03 (1,26) | 0,04 (1,43) | 0,02 (0,63) | 0,01 (0,86) |
| VI | | 0,33*** (17,88) | -0,01 (-0,65) | 0,09*** (4,69) | -0,40*** (-20,28) | 0,02 (1,22) | -0,09*** (-3,49) | -0,06** (-2,17) | 0,13*** (9,72) |
| E(VI) | | | 0,02 (1,11) | 0,08*** (4,16) | -0,29*** (-19,15) | 0,06*** (4,45) | -0,035 (-1,575) | -0,03 (-1,39) | 0,13*** (8,77) |
| BETA | | | | 0,94*** (221,43) | 0,19*** (7,32) | 0,04** (2,21) | -0,08* (-1,85) | -0,07* (-1,75) | 0,16*** (25,17) |
| BETAIBOV | | | | | 0,10*** (3,75) | 0,08*** (3,72) | -0,09** (-2,17) | -0,08** (-2,05) | 0,19*** (22,31) |
| $\ln(VM)$ | | | | | | -0,18*** (-21,4) | 0,05 (1,40) | 0,03 (1,04) | -0,29*** (-24,25) |
| $\ln(B/M)$ | | | | | | | 0,06*** (3,36) | 0,05** (2,16) | -0,04*** (-3,48) |
| $\ln RET$ (-2;-7) | | | | | | | | 0,77*** (59,52) | 0,00 (0,26) |
| $\ln RET$ (-2;-5) | | | | | | | | | 0,01 (0,77) |

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

Com relação às variáveis de *momentum*, ambas foram correlacionadas positivamente (embora sem apresentar significância) com o retorno, o que pode ser explicado pela teoria de finanças comportamentais. Entretanto, pode-se observar que a estatística-t relacionada a RET (-2;-7) (+1,43) foi muito maior do que a estatística-t da segunda variável de *momentum* (+0,63), e o valor de correlação obtido (+0,04) foi o dobro do encontrado no segundo caso (+0,02). Estes resultados podem ser considerados evidência de que os períodos nos quais o efeito *momentum* é mais forte no Brasil estão se alinhando progressivamente àqueles verificados no mercado acionário dos EUA.

O resultado da variável de liquidez, representado por lnVOL, foi divergente do encontrado na literatura, quando sua correlação com o retorno foi analisada. Estudos mostram que ações menos líquidas tendem a fornecer maiores retornos. O resultado mostrou uma correlação ligeiramente positiva entre o retorno e o índice de liquidez, mas a estatística-t não foi significativa a 10%.

A última etapa deste estudo compreendeu as regressões *cross-section* envolvendo as variáveis acima descritas. Para cada mês, realizou-se uma regressão *cross-section* entre o retorno mensal (lnRET) e outras variáveis que mudaram de acordo com o modelo. Os coeficientes beta de cada variável foram estimados mensalmente para cada modelo, e a média mensal de cada coeficiente também foi calculada. A Tabela 6 resume os resulta-

dos encontrados para cada modelo estimado.

O Modelo 1 baseia-se em Fama e French (1992), e examina as três variáveis seguintes: beta, valor de mercado e índice *book-to-market*. A variável escolhida para representar beta foi BETAIBOV, pois apresentou os resultados mais significantes nas correlações descritas na seção anterior. De modo semelhante ao verificado em Fama e French (1992), o beta não foi capaz de explicar a variação em retornos e seu coeficiente foi próximo de zero. O comportamento de beta não sofreu alteração quando outras variáveis foram incluídas no modelo, como será mostrado a seguir. O valor de mercado, porém, mostrou resultados divergentes dos esperados. Fama e French (1992) encontraram uma relação negativa entre o valor de mercado de uma empresa e o retorno sobre sua ação. No Modelo 1, o coeficiente estimado para esta variável foi positivo, porém não significativo, e próximo de zero. Contudo, esse resultado está em consonância com outros estudos sobre o mercado brasileiro, que encontraram uma relação positiva entre tamanho e retorno (Malaga & Securato, 2004). Os resultados para o índice *book-to-market* estiveram em consonância com os achados de Fama e French (1992) e Fu (2009): embora bem próximo de zero, o coeficiente foi significativo e ligeiramente positivo (+0,004). De acordo com a literatura, ações de empresas com altos índices *book-to-market* tendem a desempenhos melhores do que ações com índice baixo.

Tabela 6 Modelos de regressão *cross-section*: regressões dos retornos contra volatilidade idiossincrática e outras variáveis específicas

| Modelo 1 | | | |
|-------------------------|-----------------|----------------|------------|
| | β (média) | Estatística-t | Valor de P |
| BETAIBOV | -0,021* | -1,859 | 0,068 |
| ln(VM) | 0,002 | 1,016 | 0,314 |
| ln(B/M) | 0,004* | 1,707 | 0,093 |
| <hr/> | | | |
| R ² | 0,152 | | |
| R ² ajustado | 0,104 | | |
| Estatística-F | 3,894 | Valor de P (F) | 0,014 |

| Modelo 3 | | | |
|-------------------------|-----------------|----------------|------------|
| | β (média) | Estatística-t | Valor de P |
| VI | 0,439*** | 4,761 | 0,000 |
| BETAIBOV | -0,027** | -2,486 | 0,016 |
| ln(VM) | 0,005*** | 3,000 | 0,004 |
| ln(B/M) | 0,004 | 1,528 | 0,131 |
| lnRET(-2;-7) | 0,017 | 1,464 | 0,148 |
| lnVOL | 0,003** | 2,507 | 0,015 |
| <hr/> | | | |
| R ² | 0,256 | | |
| R ² ajustado | 0,167 | | |
| Estatística-F | 3,329 | Valor de P (F) | 0,008 |

| Modelo 2 | | | |
|-------------------------|-----------------|----------------|------------|
| | β (média) | Estatística-t | Valor de P |
| BETAIBOV | -0,019* | -1,680 | 0,098 |
| ln(VM) | 0,001 | 0,658 | 0,513 |
| ln(B/M) | 0,003 | 1,416 | 0,162 |
| lnRET(-2;-7) | 0,015 | 1,291 | 0,201 |
| lnVOL | 0,002* | 1,855 | 0,068 |
| <hr/> | | | |
| R ² | 0,197 | | |
| R ² ajustado | 0,118 | | |
| Estatística-F | 2,9621 | Valor de P (F) | 0,020 |

| Modelo 4 | | | |
|-------------------------|-----------------|----------------|------------|
| | β (média) | Estatística-t | Valor de P |
| VI | 0,396*** | 4,368 | 0,000 |
| ln(VM) | 0,004** | 2,323 | 0,023 |
| ln(B/M) | 0,003 | 1,297 | 0,199 |
| lnRET(-2;-7) | 0,018 | 1,589 | 0,117 |
| lnVOL | 0,001 | 0,514 | 0,609 |
| <hr/> | | | |
| R ² | 0,189 | | |
| R ² ajustado | 0,111 | | |
| Estatística-F | 2,631 | Valor de P (F) | 0,034 |

continua

continuação

| Modelo 5 | | | |
|-------------------------------|-----------------|----------------------|------------|
| | β (média) | Estatística-t | Valor de P |
| ln(VM) | 0,001 | 0,318 | 0,752 |
| ln(B/M) | 0,003 | 1,240 | 0,219 |
| lnRET(-2;-7) | 0,014 | 1,191 | 0,238 |
| lnVOL | 0,001 | 0,580 | 0,564 |
| R ² 0,131 | | | |
| R ² ajustado 0,065 | | | |
| Estatística-F 2,123 | | Valor de P (F) 0,091 | |

| Modelo 7 | | | |
|-------------------------------|-----------------|----------------------|------------|
| | β (média) | Estatística-t | Valor de P |
| E(VI) | 0,007 | 0,109 | 0,913 |
| ln(VM) | 0,001 | 0,337 | 0,737 |
| ln(B/M) | 0,003 | 1,307 | 0,196 |
| lnRET(-2;-7) | 0,015 | 1,339 | 0,185 |
| lnVOL | 0,001 | 0,470 | 0,640 |
| R ² 0,183 | | | |
| R ² ajustado 0,104 | | | |
| Estatística-F 2,553 | | Valor de P (F) 0,039 | |

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

O Modelo 2 inclui outras variáveis amplamente utilizadas para explicar o retorno em estudos desse tipo: *momentum* e liquidez. A variável escolhida para representar o *momentum* foi lnRET(-2;-7), que mostra o retorno acumulado do mês t-7 ao mês t-2. Esta variável foi considerada mais apropriada, com base na análise das regressões *cross-section* detalhada na Tabela 5. O estudo utilizou o índice de giro (lnVOL) para representar a liquidez. Como se pode observar, com a inclusão destas duas novas variáveis, ln(B/M) não foi significativa a 10%. Contudo, os parâmetros destas três variáveis no Modelo 1 comportaram-se da mesma forma no Modelo 2. A variável *momentum* comportou-se de acordo com a teoria e na linha prevista por Fu (2009): o coeficiente de lnRET(-2;-7) foi positivo (embora não significativo). No entanto, a variável de liquidez apresentou comportamento contrário às expectativas. O coeficiente de lnVOL foi ligeiramente positivo, indicando que ações mais líquidas tendem a gerar maiores retornos.

Além das cinco variáveis incluídas no Modelo 2, o Modelo 3 incluiu também a volatilidade idiossincrática (VI). A significância de todos os coeficientes melhorou, indicando a importância da VI para explicar o retorno das ações. Os coeficientes de determinação – R² e R² ajustado –, bem como a estatística-F, foram maiores. O valor de P (0,008) associado à estatística-F foi muito menor do que no Modelo 2. O coeficiente de VI (+0,439) foi positivo, alto e significativo a 1% (na verdade, o valor de P foi bem próximo de zero). Os coeficientes de BETAIBOV e ln(VM) foram muito mais significantes neste modelo. Os coeficientes do índice *book-to-market* e do retorno defasado continuaram não significantes, mas o valor de P associado a ambos caiu.

| Modelo 6 | | | |
|-------------------------------|-----------------|----------------------|------------|
| | β (média) | Estatística-t | Valor de P |
| E(VI) | 0,024 | 0,3936 | 0,695 |
| BETAIBOV | -0,019* | -1,790 | 0,078 |
| ln(VM) | 0,001 | 0,824 | 0,413 |
| ln(B/M) | 0,004 | 1,517 | 0,134 |
| lnRET(-2;-7) | 0,016 | 1,442 | 0,154 |
| lnVOL | 0,002* | 1,901 | 0,062 |
| R ² 0,243 | | | |
| R ² ajustado 0,152 | | | |
| Estatística-F 3,235 | | Valor de P (F) 0,009 | |

O coeficiente de liquidez também aumentou: o valor de P caiu de 0,068 no Modelo 2 para 0,015 neste modelo.

A variável BETAIBOV foi excluída do Modelo 4. As estatísticas que determinaram a robustez das regressões – R², R² ajustado e F – pioraram, mostrando que o modelo mais apropriado é o completo, que inclui as seis variáveis. No Modelo 4, o valor de P da VI permaneceu bem próximo de zero, e seu coeficiente permaneceu alto (+0,396). O comportamento de cada coeficiente não diferiu marcadamente do modelo anterior, com exceção da variável lnVOL, que perdeu sua significância (o valor de P subiu de 0,015 no Modelo 3 para 0,609 no presente modelo).

No caso do Modelo 5, o estudo excluiu a volatilidade idiossincrática (VI) e o resultado foi ainda pior do que o anterior. Os coeficientes de determinação, R² e R² ajustado, e a estatística-F foram ainda menores, e o valor de P associado à estatística-F foi o maior dos sete modelos analisados. Entretanto, o comportamento dos coeficientes permaneceu consistente com os modelos anteriores. Pode-se inferir, assim, que as duas variáveis excluídas neste caso são importantes na explicação dos retornos.

O Modelo 6 contém todas as variáveis novamente, mas a volatilidade idiossincrática (VI) foi substituída pela volatilidade idiossincrática condicional (E(VI)), utilizada nos modelos de regressão *cross-section* de Fu (2009). Comparado ao Modelo 3, que é o outro modelo completo, o R² ajustado e a estatística-F foram ligeiramente menores. O coeficiente de E(VI), a 0,024, foi muito menor do que o coeficiente de VI no Modelo 3 (+0,439). O valor de P de E(VI), de 0,695, foi muito maior do que o obtido para a variável VI nos Modelos 3 e 4, mostrando que, no contexto brasileiro, a volatilidade

idiossincrática normal proporciona uma explicação melhor dos retornos. Em Fu (2009), tanto a volatilidade idiossincrática normal quanto a condicional são significantes enquanto variáveis explicativas dos retornos.

A exclusão da variável BETAIBOV do Modelo 7 não melhorou os níveis de significância das regressões. Todos os coeficientes perderam significância. O valor de P de E(VI) subiu ainda mais, para 0,913.

Algumas inferências podem ser feitas a partir dos resultados destes sete modelos. O valor do beta foi próximo de zero, conforme o esperado. Os resultados para o valor de mercado foram opostos aos encontrados em estudos dos EUA, mas consistentes com os achados de estudos brasileiros. Seu coeficiente foi ligeiramente positivo em todos os modelos, indicando que, no contexto brasileiro e na amostra considerada, empresas maiores têm retornos ligeiramente maiores. Os resultados para a variável de liquidez foram contrários às expectativas. De acordo com a literatura, ações menos líquidas tendem a dar retornos maiores. Em todos os modelos estudados, porém, o parâmetro de *lnVOL* foi ligeiramente positivo. O índice *book-to-market* e os retornos defasados apresentaram o comportamento esperado. Ações de valor e ações com bom desempenho

anterior tendem a apresentar retornos maiores.

O principal achado do estudo foi que a volatilidade idiossincrática foi significativa para explicar o retorno das ações. O coeficiente de VI nas regressões em que esta variável foi incluída, Modelos 3 e 4, foram +0,439 e +0,396 respectivamente – ambos significantes a 1%. Como se pode observar, eles constituem os maiores coeficientes dos modelos, mostrando que, dentre os fatores analisados, a VI foi o que mais influenciou o retorno das ações. A inclusão da VI no modelo aumentou seu poder explicativo: o coeficiente de R^2 ajustado aumentou de 11,8% no Modelo 2 para 16,7% no Modelo 3, enquanto o valor de P da estatística-F caiu de 2,0% para 0,8%.

A volatilidade idiossincrática condicional, porém, não teve desempenho tão bom, e embora geralmente seja uma medida eficiente da volatilidade idiossincrática esperada, não é tão apropriada quanto a VI para a amostra e o período considerados. Nos modelos que incluíram E(VI) (Modelos 6 e 7), esta variável não foi significativa. As estatísticas que indicam a qualidade do modelo foram ligeiramente piores do que nos modelos com VI (Modelos 3 e 4).

O modelo mais apropriado foi o terceiro, que inclui todas as variáveis explicativas (BETAIBOV, *ln(VM)*, *ln(B/M)*, *lnRET(-2;-7)* e *lnVOL*), assim como a volatilidade idiossincrática (VI).

5 CONCLUSÃO

Este estudo buscou relacionar o risco idiossincrático de ações negociadas no mercado acionário brasileiro ao seu retorno. Foram estimadas a volatilidade idiossincrática e a volatilidade idiossincrática condicional para cada ação da amostra no período de julho de 2005 a dezembro de 2010, seguindo a metodologia de Fu (2009).

Foram construídos modelos de regressão *cross-section* para verificar esta relação. Com base no exame da literatura sobre precificação de ativos financeiros, uma série de variáveis relativas às ações foi selecionada e adicionada às regressões: valor de mercado, índice *book-to-market*, beta, efeito *momentum* e liquidez. A inclusão destas variáveis visou analisar sua influência sobre o retorno e verificar se seu comportamento estava de acordo com os achados da literatura. Adicionalmente, foi possível analisar o efeito da volatilidade idiossincrática sobre modelos que incluíram esses tipos de variáveis.

As duas variáveis de volatilidade idiossincrática estimadas – volatilidade idiossincrática e volatilidade idiossincrática condicional – foram analisadas em modelos separados. Os resultados obtidos através da análise das correlações das variáveis e as estatísticas dos modelos estimados mostraram que a volatilidade idiossincrática (VI) foi um excelente fator explicativo para o retorno, enquanto que a volatilidade idiossincrática condicional (E(VI)), como esperado, não foi capaz de explicá-lo.

A análise das outras variáveis também produziu resultados importantes. Contrariamente às expectativas, o valor de mercado das ações e a liquidez tiveram uma influência importante sobre o retorno. Os coeficientes destas variáveis foram positivos em todos os modelos analisados. Este resultado pode refletir uma particularidade do mercado brasileiro, que é menor, mais recente e menos consolidado que o mercado acionário dos EUA.

Por outro lado, os resultados relativos ao índice *book-to-market* e ao efeito *momentum* foram consistentes com a literatura. Ações de valor e ações com bom desempenho anterior tendem a produzir retornos maiores.

O modelo mais apropriado, dentre todos os modelos analisados, foi o que incluiu todas as variáveis utilizadas. As estatísticas e a significância dos coeficientes das variáveis mostraram os melhores resultados no Modelo três, que incluiu a volatilidade idiossincrática normal e as outras cinco variáveis selecionadas.

Deve-se destacar que estudos deste tipo, com foco no mercado brasileiro, ainda são escassos. Contudo, estudos mais completos podem ser realizados com esta metodologia, utilizando uma amostra maior, abrangendo um período de tempo mais extenso ou incluindo novas variáveis nos modelos.

Referências

- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 61 (1), 259-299.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: international and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*, 91 (1), 1-23.
- Angelidis, T. (2010). Idiosyncratic risk in emerging markets. *Financial Review*, 45 (4), 1053-1078.
- Bali, T. G., & Cakici, N. (2006). Aggregate idiosyncratic risk and market returns. *Journal of Investment Management*, 4 (4), 4-14.
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9 (1), 3-18.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive condicional

- heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3), 307-327.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. 2. ed. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Campbell, J. Y. L., Martin, M., Burton G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *Journal of Finance*, 56 (1), 1-43.
- Comdinheiro (2012). Retrieved from <http://www.comdinheiro.com.br/Risco#>.
- Costa Jr., N., & Neves, M. B. E. (2000). Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. *Revista Brasileira de Economia*, 54 (1), 123-137.
- Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Review*, 3 (4), 365-379.
- Fama, E., & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47 (2), 427-465.
- Fama, E., & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1), 3-56.
- Fama, E., & Macbeth, J. D. (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81 (3), 607-636.
- Fu, F. (2009). Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 91 (1), 24-37.
- Fu, F., & Schutte, M. G. (2010). Investor diversification and the pricing of idiosyncratic risk. *Proceedings from the 2010 FMA Asian Conference*. Singapore.
- Fuller, W. (1996). *Introduction to statistical time series*. New York: Wiley.
- Galdi, F. C., & Securato, J. R. (2007). O risco idiossincrático é relevante no mercado brasileiro? *Revista Brasileira de Finanças*, 5 (1), 41-58.
- Goyal, A., & Santa-Clara, P. (2003). Idiosyncratic risk matters! *Journal of Finance*, 58 (3), 975-1007.
- Huang, W., Liu, Q., Rhee, S. G., & Zhang, L. (2010). Return reversals, idiosyncratic risk and expected returns. *Review of Financial Studies*, 23 (1), 147-168.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48 (1), 65-92.
- Kearney, C., & Poti, V. (2008). Have European stocks become more volatile? An empirical investigation of idiosyncratic and market risk in the Euro area. *European Financial Management*, 14 (3), 419-444.
- Kotiahio, H. (2010). *Idiosyncratic risk, financial distress and the cross-section of stock returns*. Finance Master's thesis, Helsinki School of Economics, Department of Accounting and Finance, Helsinki, Finland.
- Lacerda, R. T. (2007). *Estratégias de investimento para o Brasil baseadas em finanças comportamentais*. Tese (Finance Master's thesis), Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE), Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, Brasil.
- Levy, H. (1978). Equilibrium in an imperfect market: a constraint on the number of securities in the portfolio. *American Economic Review*, 68 (4), 643-658.
- 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.
- Malaga, F., & 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 Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração (ENANPAD)*, Curitiba, PR, Brasil, 28.
- Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2002). *Idiosyncratic risk and security returns*. University of Texas at Dallas, Unpublished, mimeo.
- Martin, D. M. L., Cia, J. C., & Kayo, E. K. (2010). Determinantes do risco idiossincrático no Brasil no período de 1996 a 2009. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração (ENANPAD)*, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 34.
- Merton, R. (1973). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42 (3), 483-510.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59 (2), 347-370.
- Ricca, B. O. G. (2010). *Apreçamento da assimetria idiosincrática no mercado de ações brasileiro*. Dissertação de mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, Brasil.
- Rogers, P., & Securato, J. R. (2009). Estudo comparativo no mercado brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), Modelo 3-Fatores de Fama e French e Reward Beta Approach. *RAC-Eletrônica*, 3 (1), 159-179.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19 (3), 425-442.
- Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25-45.