
PRESSUPOSTOS DE EFICIÊNCIA DE MERCADO: UM ESTUDO EMPÍRICO NA BOVESPA

Pierre Lucena

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (IAG/PUC-Rio)
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

Antonio Carlos Figueiredo

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (IAG/PUC-Rio)

Sumário: 1. Introdução; 2. Referencial Teórico; 3. Metodologia; 4. Análise dos Resultados; 5. Conclusões Finais.

RESUMO

Este *paper* trata de um dos assuntos mais discutidos na teoria financeira: a previsão de retornos futuros. Trabalhamos com o modelo de multifatores de Fama e French, e da regressão,

apresentada por Grinblatt e Moskowitz (2002), que agregam os ativos de acordo com alguns indicadores, neste caso o tamanho da empresa e o índice preço/valor patrimonial (P/VP). Apresentamos aqui também uma análise ampla das autocorrelações mensais entre as ações mais negociadas no Brasil a partir de 1995. Os resultados encontrados sugerem que a análise de multifatores de Fama e French se mostra bastante útil e com variáveis de tamanho da empresa e do índice P/VP significativos. Em relação às autocorrelações, na maioria dos casos não se mostraram significativas individualmente, o que sugere indícios de eficiência na forma fraca. Os resultados também sugerem que o modelo apresentado por Grinblatt e Moskowitz (2002) não mostraria resultados satisfatórios, pois não seria possível, em um primeiro momento, uma estratégia de ganhos excessivos apenas através de utilização de dados de séries temporais.

Palavras-chave: BOVESPA, Modelo de multi-fatores, autocorrelações.

ABSTRACT

This paper is about one of the most argued subjects in the financial theory: the forecast of future returns. We work with the model of multifactors of Fama and French, and the regression presented for Grinblatt and Moskowitz (2002), that work with the size of the company and the book-to-value. We present here also an ample analysis of the monthly autocorrelations between the most negotiated shares in Brazil from 1995. The joined results suggest that the analysis of multifactors of Fama and French shows sufficiently useful and with variables like size and book-to-value being significant. In relation to the autocorrelations, in the majority of the cases if they had not shown individually significant, what it suggests efficiency in the weak form. The results suggest that the model presented by Grinblatt and Moskowitz (2002) won't show good results, in the first moment, strategy of abnormal returns only with time series data.

Key-words: BOVESPA, Multifactor Models, autocorrelation

1. INTRODUÇÃO

A previsão de retornos futuros de ativos é um dos assuntos mais discutidos e estudados na teoria financeira nos últimos 40 anos. Partindo da base do Modelo CAPM, vários testes e proposições ganharam espaço, principalmente a partir da extensão do modelo, apresentada por Fama e French (1995), que incluíram dois outros fatores como influenciadores da média de retornos, além de Ross (1976), que formalizou a *Arbitrage Pricing Theory* (APT). Além disso, a incorporação de outras variáveis, como os momentos, foi estudada por Carhart (1997) para os fundos nos Estados Unidos.

A proposta deste trabalho é realizar alguns testes empíricos no mercado de capitais brasileiro, com dados da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), e verificar quais variáveis destes diversos testes se mostraram significativos. Também faremos algumas análises estatísticas descritivas, além da parte econométrica, a fim de investigar fatores que possam afetar os retornos dos ativos negociados no Brasil, e principalmente, oferecer subsídios para a futura construção de modelos de previsão de retornos futuros.

O principal problema de modelagens de séries financeiras vem do fato de que elas apresentam grandes obstáculos econométricos, principalmente em se tratando de modelos de séries temporais univariados, como os propostos por Box e Jenkins, já que a maioria das séries financeiras pode ser classificada como **ruído branco**. Quando observamos as funções de autocorrelação das séries de retornos, dificilmente encontramos alguma correlação significativa que justifique um modelo auto-regressivo. As que diferem destes resultados normalmente apresentam apenas autocorrelações espúrias.

Este trabalho é dividido em quatro partes principais, além da introdução. Na primeira parte apresentamos o referencial teórico, inclusive o que vem sendo discutido sobre este assunto no mercado de capitais brasileiro. Na segunda parte discutimos a metodologia trabalhada, com os dados que utilizamos, bem como os modelos econométricos. Na terceira parte estão os resultados encontrados, primeiramente uma análise descritiva dos ativos estudados, depois os resultados das regressões e uma análise ampla e detalhada das autocorrelações das 51 principais ações negociadas na BOVESPA. Por fim, apresentamos as conclusões finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O estudo da influência dos retornos passados nos retornos futuros é certamente um dos mais discutidos na teoria financeira, não sem razão, visto a importância na vida de investidores individuais e institucionais. Apesar da relevância do trabalho de Markowitz (1953), podemos considerar o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), proposto por Sharpe-Lintner, como o arcabouço teórico inicial para o nosso trabalho. Segundo Sharpe (1964), os ativos tendem a se alinhar a longo prazo em uma reta proveniente da seguinte equação:

$$E[R_i] - R_f = \beta_i (R_m - R_f)$$

onde $E(R_i)$ é o retorno que o investidor espera receber pelo ativo i , R_f é o retorno livre de risco, o β_i o índice de co-movimento do ativo i com o mercado e R_m o retorno médio do mercado, normalmente medido pelo Ibovespa, para aplicações no caso brasileiro. Esta equação é de uso comum na literatura financeira, mas cabe aqui seu registro pelo fato dela servir de base para modelagens posteriores.

A discussão sobre a validade do modelo CAPM dominou os trabalhos acadêmicos nas duas décadas posteriores à sua publicação.

2.1. Eficiência de Mercado

Um dos principais pressupostos do Modelo CAPM e de grande parte das teorias econômicas, a hipótese de eficiência de mercado (HEM) vem gerando grande discussão nos últimos 30 anos. Em poucas palavras, poderíamos definir um mercado eficiente como aquele onde os agentes rapidamente assimilam as informações disponíveis, não possibilitando ganhos exagerados com os ativos de empresas, provenientes de tais informações. Esse conceito vai de encontro a alguns pré-requisitos necessários para sua plenitude, como a fácil disseminação das informações entre os agentes, a convergência de objetivos de ganhos entre os mesmos e a maximização da simetria de informações.

A disseminação de informação entre os agentes é um ponto que vem ganhando forte impulso devido à melhoria da qualidade das informações disponíveis no mercado financeiro nos últimos anos. A implantação de bancos de dados on-line, como o Bloomberg e o CMA, ou ainda dos atualizados diariamente, como o Economática, que utilizaremos neste trabalho, vem auxiliando os operadores de bolsa e o público interessado, aumentando a eficiência do mercado. A facilidade do tráfego de informações com a Internet também deve ser ressaltada como benéfica à HEM. Não esperamos que a informação disponível seja totalmente simétrica, mas, caso fosse, teríamos um mercado totalmente eficiente. Segundo Fama (1970), existem graus de eficiência, que abordaremos posteriormente. Quanto ao *tradeoff* risco/retorno, é de fácil percepção lógica que todos os agentes iriam preferir investimentos mais rentáveis, com o menor risco. Isto aqui não entra em discussão, já que a racionalidade dos mesmos é um pressuposto que deveremos assumir. Os investidores podem até agir de maneira irracional em muitos momentos, mas, mesmo este comportamento irracional teve como objetivo uma atitude ponderada, isto é, de obtenção de retornos mais altos a riscos menores. Ainda que em momentos de bolhas especulativas, podemos considerar que a irracionalidade dos agentes foi resultado de uma avaliação equivocada da precificação dos títulos, e não de divergência de objetivos. No Brasil, Bonomo e Agnol (2003) constataram que, com o início do Plano Real, aumentou significativamente a eficiência do mercado brasileiro. Isso era de se esperar, já que as informações neste caso são mais precisas e não necessitam de tratamento específico para a inflação. É verdade também que coincidiu com um momento onde as facilidades de comunicação se acentuaram.

A idéia mais aceita no meio acadêmico é a de que existiriam vários níveis de eficiência de mercado. Partimos neste caso de um pressuposto comum, o de que o mercado tenderia a longo prazo a um determinado equilíbrio, que o levaria a uma maior eficiência, considerando, porém, que, até chegar a este ponto, existiriam eficiências de diversas formas. Em outras palavras, nenhum mercado é totalmente eficiente nem totalmente ineficiente, e o seu grau de eficiência seria derivado de vários fatores. Fama (1970) dividiu o mercado em três níveis de eficiência: fraco, semiforte e forte. Segundo ele, um mercado é eficiente na forma fraca quando não possibilita ganhos apenas com informações de retornos passados. Neste caso, um ramo da administração financeira, a análise técnica, não teria grande valor, pois utiliza resultados de preços anteriores para possibilitar ganhos aos investidores. Em um mercado eficiente na forma fraca, estas informações não seriam de grande valia, já que haveria uma independência entre os valores anteriores e os futuros. Na verdade, esperamos que um mercado em razoável formação realmente não possibilite estas estratégias, pois a facilidade de obtenção destes dados e a sua disseminação já geraram os ganhos possíveis. Quando falamos nesta forma de eficiência, estamos querendo

dizer também que não há possibilidades de modelarmos econometricamente uma série de previsão de retornos através de modelos auto-regressivos da família ARIMA, de Box e Jenkins. A série temporal de retornos seria dada por um comportamento de ruído branco, onde as autocorrelações de ordem n seriam estatisticamente nulas. As informações sobre dados passados já foram devidamente assimiladas por todos e incorporadas aos títulos.

Em um mercado eficiente na forma semiforte, não haveria ganhos possíveis através de informações públicas, como os dados referentes a publicações contábeis. Neste caso, além das informações referentes aos preços anteriores, resultados relacionados a lucros e receitas também foram incorporados aos títulos. Então, só seriam possíveis estratégias rentáveis de negociação através de informações privadas ou transmitidas por *insiders*.

O mercado eficiente na forma forte significaria a impossibilidade de ganhos com estratégias resultantes de qualquer tipo de informação, seja pública ou privada. Todos os agentes econômicos teriam acesso a elas, que seriam rapidamente incorporadas às ações das empresas. Espera-se que neste caso os ganhos referentes aos títulos sejam provenientes apenas de ganhos operacionais, de incorporação de reservas, ou de aberturas de novos mercados.

Vários trabalhos testaram a eficiência do mercado norte-americano. O de maior repercussão, além dos trabalhos de Fama, foi o estudo realizado por DeBondt e Thaler (1985), que analisaram a persistência dos sinais de retornos ao longo do tempo. Chegaram à conclusão que podem ocorrer ganhos através de estratégias contrárias, já que títulos com rentabilidades inferiores ou superiores à média tenderiam a reverter estes resultados a longo prazo. Além disso, há indícios de *overreaction* do mercado em vários momentos. Esse comportamento irracional normalmente é uma leitura equivocada de informações por parte dos agentes econômicos.

Outras aplicações desta natureza vêm sendo realizadas, tais como os trabalhos de Ajili (2003) e o de Beltratti e Tria (2003), para os mercados de capitais francês e italiano, respectivamente. Os autores encontraram correlações razoavelmente significativas, o que mostra que a construção de um modelo intertemporal também pode ser útil para o Brasil.

2.2. A Hipótese de *Random Walk*

Quando tratamos do assunto de eficiência de mercado, necessariamente temos de entender o seu funcionamento e verificar o comportamento de sua curva de preços histórica. Uma das perguntas clássicas é sobre a previsibilidade das mudanças de preços, talvez pela forte curiosidade dos economistas e matemáticos em acertar previsões que não seriam possíveis se o mercado assimilasse rapidamente as informações.

Dentro desta perspectiva, uma das hipóteses mais testadas é a da independência dos preços anteriores na determinação de preços futuros. Para sermos mais precisos, trata-se da independência entre os *logs* dos preços anteriores do título. A essa independência é dado o nome de *random walk*. Caso a curva de preços tivesse esse comportamento, a equação seria dada por:

$$\ln P_t = \mu + \ln P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde P_t é o preço no período t , μ é um retorno ou ganho esperado e ε_t é o erro aleatório, que teria média zero e distribuição normal, no caso da teoria original.

Em um trabalho recente, Torres, Bonomo e Fernandes (2001) não rejeitaram a hipótese de *random walk* para a BOVESPA, em sua forma tradicional, citada acima, o que não descarta a possibilidade de estratégias de ganhos anormais e de um mercado relativamente ineficiente. A não-rejeição desta hipótese não necessariamente nos leva a um mercado eficiente. Trabalhos semelhantes a esse, realizados nos Estados Unidos, chegaram a conclusões diversas. O teste de maior repercussão tem sido o realizado por Lo e MacKinlay (1999), que rejeitaram a hipótese de *random walk* para dados semanais do mercado de capitais americano.

2.3. *Arbitrage Pricing Theory*

O desenvolvimento do Modelo CAPM na década de 60 e 70 trouxe o debate sobre a sua validação e as suas deficiências, principalmente porque se tratava de um modelo no qual apenas uma variável era a responsável pela determinação do retorno esperado dos ativos. Alguns testes posteriores observaram a necessidade de reformas nesse modelo, já que outros fatores seriam importantes na determinação dos retornos. A essa modelagem multifatores é dado o nome de *Arbitrage Pricing Theory* (APT), sendo primeiramente formalizada por Stephen Ross (1976).

O APT na verdade é um modelo que incorpora outras variáveis ao CAPM, que é um modelo de equilíbrio baseado apenas nas relações entre o retorno do ativo e da carteira de mercado. O APT estabelece a relação entre o retorno esperado de um ativo sem risco e outros fatores que são efetivamente importantes na determinação desse retorno. Normalmente a determinação destes fatores se dá pela experiência histórica das diversas variáveis, o que se torna outro problema, já

que nem sempre experiências passadas se configuram em garantias de retornos futuros. Por diversas vezes estes fatos acontecem, gerando momentos de stress no mercado financeiro.

O APT proposto por Ross (1976), é dado em seu modelo geral pela seguinte equação:

$$E[R_i] - R_f = \beta_i (R_m - R_f) + \sum_{j=1}^n \beta_j K_j \quad (3)$$

onde K são os diversos fatores que importam na determinação do retorno exigido e as outras variáveis são as mesmas do Modelo CAPM. Vários trabalhos no Brasil têm encontrado razões significativas para a inclusão de variáveis macroeconômicas. Nakamura e Camargo Jr. (2003) encontraram resultados bastante satisfatórios para sete fatores, quando incluídos no APT: desemprego, desemprego, inflação, taxa de câmbio/ ouro, reservas cambiais, Ibovespa e transações correntes em relação ao PIB.

2.4. Estudos Empíricos no Brasil

Diversos estudos foram realizados no Brasil com o objetivo de mensurar e identificar fatores que são responsáveis por resultados anormais no mercado de capitais. A maioria deles são testes com base no APT tradicional, tentando captar variáveis importantes na determinação do retorno de carteiras. Outros trabalham com estudos de eventos específicos, e a influência de decisões no preço das ações das empresas.

Desde a década de 70, a hipótese de eficiência de mercados vem sendo estudada no Brasil. Contador (1975) estudou a eficiência em retornos mensais de 1955 a 1971, e retornos diários entre 1968 e 1969, chegando à conclusão que o mercado seria ineficiente. Brito (1978) também não encontrou resultados que comprovassem a hipótese de eficiência de mercados, mesmo na sua forma fraca, quando estão sob condição de inflação. Resultados diferentes foram encontrados, porém, em períodos de tempo distintos, por Menezes (1981), que viu indícios de assimilação rápida de informações de retornos passados, comprovando a eficiência de mercado na forma fraca. Brito (1985) viu ganhos de eficiência no período de 1983 e 1984 no mercado brasileiro, utilizando testes de correlação serial.

Algumas anomalias de mercado foram estudadas durante os últimos anos, como as de efeito tamanho e efeito calendário. Lemgruber, Becker e Chaves (1988) observaram a existência do efeito fim-de-semana quando estudaram os retornos diários de ações entre agosto de 1983 e agosto de 1987. Bonomo e Agnol (2003) sugeriram que há um efeito tamanho no retorno das ações, quando trabalham com carteiras hipotéticas na BOVESPA.

Outros eventos específicos foram estudados, como o efeito das decisões de investimento sobre o preço das ações (PROCIANOY e ANTUNES, 2001), ou o anúncio do lançamento público de ações (Leal e Amaral, 1990). Nos dois casos específicos constata-se uma reação anormal em função destes dois diferentes anúncios, o que reforça a hipótese de que não teríamos um mercado eficiente no Brasil.

A maioria dos trabalhos nos últimos anos, porém, visa testar a hipótese de *random walk* no mercado de capitais brasileiro. Leal e Amaral (1990) e Ceretta (2001) não rejeitam a hipótese de *random walk* para o preço das ações no Brasil. Torres, Bonomo e Fernandes (2001) encontraram indícios mais robustos de pouca eficiência e de alguma correlação serial entre os resultados passados dos ativos negociados na BOVESPA.

A grande dificuldade dos estudos no Brasil nesta área atinge justamente um dos pressupostos naturais para um mercado eficiente, que é a baixa liquidez e o baixo número de empresas com títulos em negociação. Não mais do que 55 empresas compõem o índice Ibovespa, o que acaba concentrando e enviesando a análise, pois, em alguns casos, trabalha-se com modelos tradicionais, como o CAPM. Além disso, esses modelos tradicionais pressupõem normalidade nos retornos e ausência de autocorrelação nos seus resíduos, o que não ocorre na maioria dos casos na BOVESPA, conforme sugerido por Lucena, Andres e Ness (2003).

3. METODOLOGIA

3.1. Amostra

Utilizamos como amostra representativa do mercado brasileiro 51 ações negociadas na BOVESPA. Consideramos apenas as que não tiveram série interrompida de retornos mensais, desde fevereiro de 1995 até março de 2003. Vale ressaltar que muitas delas tiveram seus lançamentos após esta data, como é o caso das ações do setor de telefonia, mas, não foram retiradas, por serem de extrema importância, e porque pretendíamos trabalhar com a média de retornos e com seu desvio-padrão, não perdendo consistência neste caso. A iniciativa de retirar da

amostra as ações com série incompleta parte do pressuposto de que elas não possuiriam liquidez suficiente para representar o mercado como um todo. A escolha da data inicial se deu também pelo fato de que seis meses antes teve início o Plano Real, e os dados anteriores deveriam estar deflacionados e poderiam conter distorções. De toda maneira, esta série é razoavelmente extensa e pode ser trabalhada sem problemas. Os dados foram coletados no banco de dados da Economatica.

Utilizamos o preço de fechamento em reais para o cálculo do retorno mensal das ações que foi feito através da seguinte fórmula:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) \quad (4)$$

onde P_t é o preço de fechamento do ativo i no mês t e P_{t-1} é o preço de fechamento no mês anterior a t .

Como o principal critério utilizado para a inclusão da ação de determinada empresa no índice BOVESPA é o seu volume de negociação, e a maioria das ações em nossa amostra também compõe este índice, espera-se que a amostra selecionada realmente represente o mercado brasileiro. Sabemos dos vários questionamentos do Índice Bovespa por parte de acadêmicos e investidores, mas fizemos uma opção por trabalhar com informações oficiais. Para o cálculo da média de cada ação totalizamos um máximo de 98 meses, porém em alguns casos este número é sensivelmente menor devido ao início das negociações em mercado aberto ter ocorrido após esta data. Como o mercado brasileiro de ações é composto fortemente por ações de companhias de telefonia, que têm sua série iniciada posteriormente, retirá-las da amostra prejudicaria os resultados que seriam encontrados, na medida em que as ações de maior liquidez não se fariam representadas.

3.2. O Objetivo do Trabalho

Este trabalho tem como objetivo principal a investigação da relação dos retornos passados e sua influência em resultados futuros. Para isso, serão realizadas algumas aplicações empíricas no mercado de ações brasileiro.

Esta investigação é um trabalho preliminar, na tentativa de encontrar um modelo robusto e coerente com a teoria econômica, que possa tratar da relação entre os retornos discutida anteriormente. A literatura normalmente vem trabalhando com a hipótese de que o comportamento dos ativos em alguns meses anteriores, em especial o de 1 mês, o de 12 e o de 36 meses atrás, possa representar alguma significância estatística com o próximo retorno. Grinblatt e Moskowitz (2002) partem justamente deste pressuposto para realizar uma análise empírica no mercado de capitais norte-americano.

O objetivo secundário é o de verificar a possibilidade de algumas anomalias prejudicarem a eficiência do mercado de capitais brasileiro, como o efeito tamanho e o efeito preço/valor patrimonial. Estas anomalias já foram testadas em outros trabalhos no Brasil, apresentando-se aqui apenas como um complemento e, portanto, não se configurando no objetivo principal. Vale salientar que outras modelagens foram utilizadas nestes testes em trabalhos semelhantes.

3.3. A Formação de *Portfolios*

As ações negociadas na BOVESPA foram divididas em seis carteiras, de acordo com dois indicadores: o valor da firma e o índice preço de mercado/valor patrimonial. Dividimos as firmas em 2 grupos principais, de acordo com o seu valor: um com valor menor que R\$ 7 bilhões, formado por 26 empresas, chamado aqui de pequenas empresas (P), e outro, formado por 25 organizações que estão acima deste ponto, chamadas de grandes empresas (G). De acordo com o índice preço de mercado/valor patrimonial, dividimos as empresas em 3 grupos: com o índice menor que 0,70, entre 0,70 e 1,30, e maior que este último valor. Do primeiro grupo fazem parte 15 empresas, chamadas de baixo índice (B), do segundo 21 e do último 15 firmas. A estes dois últimos grupos demos os nomes de médios (M) e altos (A) índices.

Após essa divisão inicial, formamos seis carteiras, que são as constituídas pelas seguintes ações, de acordo com o índice e o tamanho (valor) da empresa: AG, AP, MG, MP, BG, BP.

3.4. O Modelo de Três Fatores de Fama e French

Fama e French (1993) partiram do pressuposto de que o tamanho da empresa e o índice de preço de mercado/valor contábil (*book-to-market ratio*) são fatores de risco que devem ser analisados. A versão do modelo é apresentada abaixo:

$$E(R_i) - R_f = \beta_1(E(R_M) - R_f) + \beta_2E(SMB) + \beta_3E(HML) + \varepsilon \quad (5)$$

onde R_i é o retorno do ativo, R_f o retorno do ativo livre de risco, R_M o retorno de mercado, SMB o retorno da carteira formada por ativos de empresas pequenas menos as grandes, HML a carteira de empresas com alto índice *book-to-market* menos as de baixo índice.

Com este modelo, espera-se captar a importância de outras variáveis, além da relação normal encontrada no Modelo CAPM entre o retorno de mercado e o do ativo livre de risco. No modelo apresentado acima, as outras duas variáveis podem ser consideradas mais como provenientes do refinamento do modelo do que propriamente efeitos exógenos ao mercado de capitais.

No nosso caso, utilizamos o inverso do *book-to-market* proposto por Fama e French (1993), que é o preço-valor patrimonial, por ser uma variável mais utilizada no mercado brasileiro. Não há prejuízo dos resultados, já que o objetivo é a verificação da influência destes indicadores na determinação de retornos, e não sua previsão.

3.5. Modelos Auto-regressivos de Box e Jenkins

Com o intuito de verificar influências de retornos passados na previsão de retornos futuros, é necessária a mensuração da exata relação entre os dados de uma série. Os modelos da série ARIMA, propostos por Box e Jenkins (1976), e sua função de autocorrelação parcial podem ser muito importantes na determinação da força desta relação.

O Modelo ARIMA é dado por:

$$\phi(B)w_t = \theta(B)a_t \quad (6)$$

onde $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são polinômios de retardo do tipo $(1 - \phi_1B - \phi_2B^2 + \phi_3B^3 + \dots)$, que no caso da parte auto-regressiva determina quais dados passados influenciam os retornos futuros, e w_t e a_t são, respectivamente, a série, já estacionária, e o operador de médias móveis dos erros. Como trabalhamos com a perspectiva de séries normalmente heteroscedásticas, em geral são necessárias transformações na série. Porém, como estamos apenas com a idéia de identificar influências dos dados, podemos utilizar as funções de autocorrelação parcial dessa série, que serão calculadas com o auxílio do SPSS 8.0.

3.6. A Formulação de Grinblatt e Moskowitz

Grinblatt e Moskowitz (2002) testaram a persistência de resultados de retornos, e as relações entre retornos passados e futuros, mais precisamente o do mês anterior, o de 12 e o de 36 meses atrás. Ainda testaram se há persistência de resultados negativos e positivos, isto é, se há ativos que tendem a perder ou adicionar valor, de acordo com os retornos dos últimos meses.

Os autores realizam um estudo *cross-section*, dado pela seguinte fórmula:

$$R_i - R_t^B = \alpha + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 r_{t-1}^L + \beta_3 D_{t-1}^{CW} + \gamma_1 r_{t-12} + \gamma_2 r_{t-12}^L + \gamma_3 r_{t-12}^{CW} + \gamma_4 r_{t-12}^{CL} + \delta_1 r_{t-36t-12}^L + \delta_2 r_{t-36t-12}^L + \delta_3 r_{t-36t-12}^{CW} + \delta_4 r_{t-36t-12}^{CL} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde R_i é o retorno do ativo i ; R^B o retorno do *portfolio* de *benchmark* formado, que pode ser por setor ou por tamanho da empresa; a variável com rL é dada por $\text{MIN}(0, r_{t-i})$; r^{CW} é uma dummy, igual a 1 (um), se o ativo é *consistent winning*, e zero, em caso contrário; e r^{CL} é uma dummy, igual a 1 (um) se o ativo é *consistent losing*, e zero, em caso contrário. Entende-se por *consistent winning* o ativo que teve retornos positivos em pelo menos 8 dos 12 meses, se estivermos calculando os 12 meses anteriores, e *consistent losing* o que obteve retornos negativos em pelo menos 8 dos 12 meses anteriores. Se o cálculo for o acumulado de 12 a 36 meses, devem ser considerados retornos de, no mínimo, 15 meses.

Esta equação só faz sentido se encontrarmos correlações entre os retornos passados e futuros. Caso contrário, há grandes possibilidades dos parâmetros não se mostrarem significativos, o que pode inviabilizar o modelo. A variável de refinamento, que neste caso é o retorno do ativo de *benchmark*, tem grande importância. Se não for confirmada, nas funções de autocorrelação e autocorrelação parcial do Modelo ARIMA, a influência de resultados passados na determinação de retornos futuros, os pressupostos deste modelo ficarão prejudicados. Neste caso, autocorrelações espúrias não devem ser consideradas.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1. Estatística Descritiva das Ações da BOVESPA

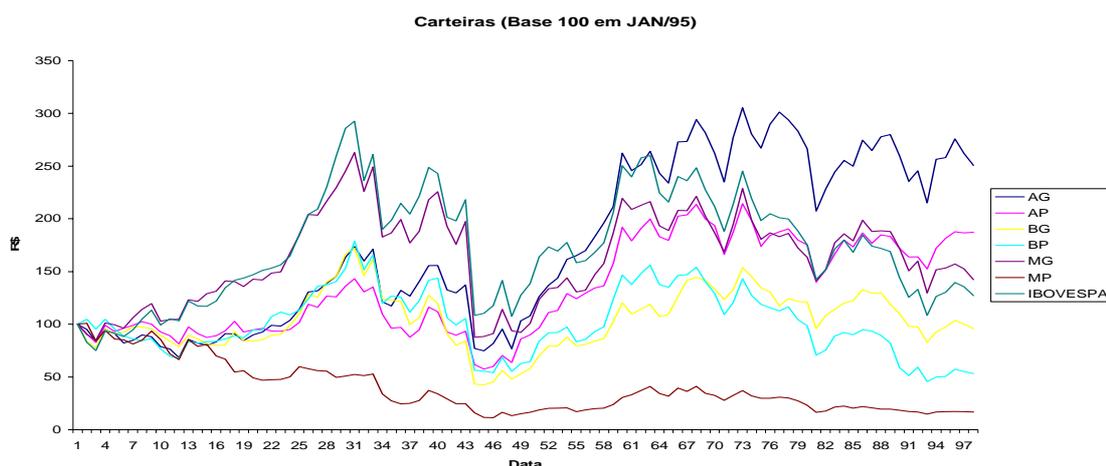
Acreditamos que, para o início da análise, alguns indicadores provenientes de estatísticas descritivas simples são necessários, sendo apresentados na tabela a seguir.

Tabela 1 – Estatística descritiva das carteiras formadas

Tamanho	P/VP		
	Baixo	Médio	Alto
	<i>Número de Firmas no Portfólio</i>		
Pequeno	11	10	5
Grande	4	11	10
	<i>Média do Valor da Firma</i>		
Pequeno	2.437	2.239	12.058
Grande	18.229	15.084	21.127
	<i>Média do P/VP</i>		
Pequeno	0,493	1,038	2,035
Grande	0,220	1,032	2,107
	<i>Média de meses das empresas no Portfólio</i>		
Pequeno	75,5	61,0	81,0
Grande	92,5	82,6	89,2
	<i>Retorno Médio e Volatilidade(σ) da Carteira</i>		
Pequeno	0,0019 (0,1245)	-0,0074 (0,1375)	0,0127 (0,1017)
Grande	0,0078 (0,1143)	0,0115 (0,1134)	0,0165 (0,1100)

Como podemos ver, a amostra contém 51 ações, que formaram seis carteiras, baseadas no tamanho da empresa e no índice de Preço/Valor Patrimonial da ação. Percebemos que poucas são as empresas, entre as representantes das 51 ações mais líquidas, que apresentam alto índice e são pequenas, ou baixo índice e são grandes. Isto mostra que há uma tendência das maiores empresas apresentarem melhores relações entre o preço e o seu valor patrimonial. Isto se justifica pela liquidez mais alta das ações das maiores empresas. Reforçando este argumento apresentam-se os retornos médios das carteiras formadas. As de empresas grandes sempre apresentam maiores rentabilidades médias quando comparadas às das pequenas.

O gráfico a seguir oferece uma noção da performance destas carteiras, comparadas, inclusive, com o Índice Bovespa.



No gráfico vemos que a carteira formada pelas empresas de altos índices P/V/P teve a melhor performance, o que confirma a premissa de que ativos mais líquidos tendem a se valorizar mais do que os menos líquidos. Chama-nos a atenção a forte perda de valor da carteira formada pelas ações MP e BP.

4.2. Regressão de Fama e French

Quando voltamos a regressão do modelo de multifatores proposto por Fama e French (1993) para o mercado de capitais no Brasil, encontramos resultados bastante significativos quando agrupados em carteiras de acordo com os critérios pré-estabelecidos, que foram o tamanho da empresa e o índice preço/valor patrimonial. A equação de regressão é dada por:

$$E(R_i) - R_f = \beta_1(E(R_M) - R_f) + \beta_2 E(PMG) + \beta_3 E(AMB) + \varepsilon$$

Como podemos ver na tabela abaixo, na maioria dos *portfolios* os parâmetros de ajuste (PMG) e (AMB) se mostraram significativos, evidenciando-se que o tamanho e o índice preço/valor patrimonial possui influência significativa no Modelo Tradicional de Precificação de Ativos. Quando analisamos os coeficientes de determinação, estes também se mostraram bastante razoáveis, em nenhum dos *portfolios* estando menor do que 0,80.

Tabela 2 – Regressão de Fama e French

Carteira	α	β_1	β_2	β_3	R ² Ajustado
AG	0,000 (0,280)	0,913 (24,706)	0,123 (1,282)	0,502 (6,241)	0,863
AP	0,000 (0,121)	0,810 (20,112)	0,480 (4,591)	0,438 (4,995)	0,809
BG	0,000 (-0,331)	0,833 (18,295)	0,000 (-0,831)	-0,373 (-3,756)	0,805
BP	0,000 (0,792)	0,890 (23,262)	0,701 (7,063)	-0,687 (-8,246)	0,884
MG	0,000 (0,504)	0,888 (27,923)	0,000 (-0,783)	-0,289 (-4,167)	0,903
MP	0,000 (-0,463)	0,935 (18,159)	1,779 (13,317)	0,000 (0,799)	0,829

Estes resultados mostram que há sérios indícios de anomalias no mercado de capitais brasileiro, como o efeito tamanho e o preço-valor patrimonial. Três e cinco dos seis resultados, respectivamente, se mostraram significativos. Este efeito tamanho foi estudado por Bonomo e Agnol (2003), que chegaram a conclusões semelhantes, confirmando-se a influência do tamanho na determinação de retornos futuros. No caso do preço-valor patrimonial, os indícios se mostraram mais significativos, ficando como sugestão para pesquisas futuras os testes referentes a este fenômeno.

4.3. Autocorrelações Parciais

O estudo preliminar das autocorrelações parciais é muito importante neste trabalho, visto que o modelo proposto por Grinblatt e Moskowitz (2002) pode não se mostrar útil caso não encontremos correlações ou indícios de sazonalidade nas séries de retornos de ativos individuais.

Tabela 3 - Autocorrelação parcial dos retornos das ações mais líquidas da BOVESPA

Ação	Carteira	Lag1	Lag12	Lag36	Não Rejeito PACF Espúria	
					H ₀	(Lags)
ACES4	MP	0,158	0,120	-0,036	Para os três	5, 10 e 35
AMBV4	AG	-0,106	0,020	0,068	Para os três	2,4,15
ARCZ6	AG	-0,176	-0,182	0,033	Para os três	6
BBDC4	AG	-0,160	0,133	0,059	Para os três	2
BRAP4	MP	0,142	0,120	-0,068	Para os três	Não
BBAS3	MG	-0,033	0,043	0,069	Para os três	2 e 5
BRTP3	MP	0,004	-0,056	0,043	Para os três	8
BRTP4	MG	-0,200	-0,268	-0,023	Lags 1 e 36	15
BRT04	MG	-0,159	-0,007	-0,002	Para os três	18
CLSC6	BP	-0,069	0,059	-0,026	Para os três	18
CMIG3	BP	-0,241	0,174	0,002	Lags 12 e 36	15
CMIG4	MG	-0,268	0,038	0,064	Lags 12 e 36	Não
CESP4	BG	-0,055	0,031	0,085	Para os três	30
CGAS5	MP	0,084	0,059	0,111	Para os três	13 e 18
CPLE6	BP	-0,205	0,032	-0,028	Para os três	Não
CRTP5	MP	0,118	0,213	-0,122	Para os três	Não
CRUZ3	AP	-0,175	-0,042	0,150	Para os três	Não
CSNA3	MG	-0,053	-0,011	0,016	Para os três	10
CSTB4	BP	-0,048	-0,143	0,052	Para os três	15
ELET3	BG	-0,215	-0,004	-0,093	Lags 12 e 36	Não
ELET6	BG	-0,212	0,036	-0,048	Lags 12 e 36	11
ELPL4	BP	-0,244	0,055	-0,073	Para os três	Não
EMBR4	AG	0,033	0,018	-0,018	Para os três	Não
EBTP3	BP	0,126	-0,004	0,065	Para os três	22
EBTP4	BP	0,162	-0,020	-0,005	Para os três	Não
GGBR4	AG	-0,045	-0,016	0,008	Para os três	Não
INEP4	BP	-0,045	-0,016	0,008	Para os três	32
PTIP4	BP	-0,112	-0,202	0,061	Lags 1 e 36	Não
ITAU4	AG	-0,275	0,076	0,061	Lags 12 e 36	Não
ITSA4	MG	-0,106	0,013	-0,045	Para os três	5
KLBN4	AP	0,185	-0,113	-0,079	Para os três	14
LIGH3	MG	0,048	0,032	-0,049	Para os três	15
PETR3	AG	-0,034	-0,054	0,028	Para os três	19
PETR4	MG	-0,157	-0,021	-0,040	Para os três	19
SBSP3	BG	0,135	0,037	-0,015	Para os três	18
TCSL3	MP	-0,288	0,050	-0,013	Lags 12 e 36	20
TCSL4	MP	-0,296	0,072	-0,056	Lags 12 e 36	8 e 20

TCOC4	AP	-0,118	0,075	0,010	Para os três	13
TNEP4	MP	-0,186	0,034	-108	Para os três	8 e 20
TNLP3	MG	-0,117	-0,012	0,007	Para os três	18
TNLP4	AG	-0,247	-0,087	0,022	Para os três	Não
TMAR5	MG	-0,272	-0,058	Não há lag 36	Para os dois	Não
TMCP4	MP	0,077	0,191	-0,004	Para os três	2 e 22
TLCP4	BP	-0,037	0,149	-0,075	Para os três	8
TLPP4	MG	-0,071	0,160	0,033	Para os três	5, 6 e 22
TSPP4	AG	-0,149	0,133	-0,059	Para os três	Não
TBLE3	AP	-0,131	0,096	0,024	Para os três	Não
TRPL4	BP	0,008	0,075	-0,064	Para os três	Não
USIM5	MP	0,066	-0,092	0,075	Para os três	Não
VCPA4	AP	-0,037	-0,243	-0,068	Lags 1 e 36	26
VALE5	AG	-0,274	-0,056	0,075	Lags 12 e 36	20, 31

Em relação à tabela de autocorrelação acima, o teste de hipótese realizado é dado por:

$$H_0: \phi_{ii} = 0$$

$$H_1: \phi_{ii} \neq 0$$

onde ϕ_{ii} é a autocorrelação parcial da série, e o intervalo de confiança é dado por:

$$t_{0,975} \pm \sqrt{\frac{1 + 2 \sum \rho_i^2}{n}}$$

onde ρ_i é a autocorrelação de lag i da série.

Os resultados apresentados na tabela acima mostram que na grande maioria dos casos as ações não expressam correlação significativa entre seus retornos passados. Não há indício de sazonalidade, ou ainda, da premissa citada por Grinblatt e Moskowitz, de relação entre os retornos de $t-1$, $t-12$ e $t-36$.

Quando analisamos as autocorrelações espúrias (que assim consideramos as que não estavam no modelo), verificamos que elas aparecem em algumas ações os meses $t-15$ e $t-18$. Não encontramos na literatura financeira nenhum significado econômico para tal fenômeno. Desta forma, podemos considerar que estamos realmente confirmando a existência de autocorrelações espúrias, demonstrando que a ocorrência de estratégias de ganhos com informações públicas de preços de ação não é mais possível, pelo menos não no nível que estamos verificando.

Como não rejeitamos a hipótese de que a autocorrelação é nula, a relação entre retornos mensais passados fica realmente comprometida, a não ser que trabalhemos no sentido de buscar uma espécie de filtro para as séries.

5. CONCLUSÕES FINAIS

A principal dificuldade em se analisar o comportamento da curva de retornos no Brasil se deve principalmente ao pouco número de ações com liquidez. Ao fazer este paper, por exemplo, trabalhamos com 51 ações, havendo excluído as que não possuíam série mensal completa. Apesar deste número ser bem inferior ao de trabalhos semelhantes realizados fora do Brasil, encontramos resultados significativos, principalmente em relação ao modelo de multifatores de Fama e French (1993).

Em relação a esse modelo, quando dividimos as empresas em 6 grupos, ou carteiras, de acordo com o tamanho e o seu índice preço/valor patrimonial, encontramos, na maioria dos casos, resultados bastante significativos para o mercado acionário brasileiro, o que demonstra que, além

do prêmio pelo risco do mercado, outras variáveis influenciam os retornos futuros. Vale ressaltar que esta é apenas uma extensão do Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (CAPM).

Quando tentamos traçar uma relação matemática entre os retornos passados das ações através da função de autocorrelação parcial, que determina qual a ordem de termos autorregressivos que temos em uma série temporal no modelo de Box e Jenkins, os resultados se mostraram muito pouco significativos, o que praticamente invalida a aplicação da modelagem proposta por Grinblatt e Moskowitz (2002) sem um filtro adicional aplicado à série. No modelo original os autores utilizam uma variável chamada de retorno de benchmark.

A aplicação deste filtro pode ser essencial para realizarmos um tratamento estatístico adequado à série de dados, e a sua construção para o Brasil serve como sugestão de pesquisas futuras nesta área, visto que apenas a correlação entre os dados passados e futuros mostrou-se pouco significativa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AJILI, S. **Explaining the cross-section returns in France: characteristics and covariances.** Second Version. 2003. Dispon.em : < <http://www.dauphine.fr/cereg/Cahiers/200305.pdf>>. Acesso em 28.abr.2004.
- BELTRATTI, A.; TRIA, M.di. The cross-section of risk premia in the Italian stock market. **Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA**, v. 31, n. 3 , p. 389-416, 2002.
- BONOMO, M.; AGNOL, I.D. Retornos anormais e estratégias contrárias. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 1, n. 2, p. 165-215, 2003.
- BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. **Time series analysis: forecasting and control.** São Francisco: Holden-Day, 1976.
- BRITO, N.R.O. Eficiência informacional fraca de mercados de capitais sob condições de inflação. **Revista Brasileira de Mercado de Capitais**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 10, p. 63-85, jan./abr., 1978.
- CARHART, M.M. On persistence in mutual fund performance. **Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.
- CERETTA, P.S. Comportamento das variações de preços nos mercados da América Latina. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPAD, XXV, 2001, Campinas. **Anais**. Campinas, 2001. CD-Rom.
- CONTADOR, C. Uma análise espectral dos movimentos da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Mercado de Capitais**, Rio de Janeiro: IBMEC, v. 1, n. 1, jan./abr., 1975.
- DeBONDT, W.F.M; THALER, R. Does the stock market overreact? **Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 793-805, 1985.
- FAMA, E. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, n. 3, p. 383-417, 1970.
- FAMA, E.; FRENCH, K. Size and book-to-market factors in earnings and returns. **Journal of Finance**, v. 50, n. 1, p. 131-155, 1995.
- GRINBLATT, M.; MOSKOWITZ, T.J. What do we really know about the cross-sectional relation between past and expected returns? **Working Paper 8744, National Bureau of Economic Research**, p. 1-37, 2002. Dispon. em : < <http://papers.nber.org/papers/W8744>>. Acesso em 04.fev.2004.
- GRINBLATT, M.; TITMAN, S., The Persistence of Mutual Fund Performance, **Journal of Finance** , v. 47, n. 5, p. 1977-1984, 1992.
- LEMGRUBER, E.F.; BECKER, J.L.; CHAVES, T.B. O efeito de fim de semana no comportamento de retornos diários de índices de ações. In: Costa Jr., N.; Leal, R.; Lemgruber, F. (Organizadores). **Mercado de capitais: análise empírica no Brasil.** São Paulo: Atlas, 2000.
- LEAL, R.; AMARAL, A.S. Um momento para o "insider trading": o período anterior ao anúncio de uma emissão pública de ações. **Revista Brasileira de Mercado de Capitais**, Rio de Janeiro: IBMEC, v. 15, n. 41, p. 21-26, 1990.
- LO, A.W.; MaCKINLAY, A.C. **A non-random walk down Wall Street.** Princeton: Princeton University Press, 1999.
- LUCENA, P.; ANDRES, T.; NESS, W.L. Não-normalidade, autocorrelação dos retornos e existência de caudas densas: um estudo empírico na BOVESPA. In: TOMEI, P.A.; WETZEL, U. **Estudos em Negócios II.** Rio de Janeiro: Mauad, 2003. p. 17-32
- NAKAMURA, W.T.; CAMARGO Jr., A.S. Análise da validade dos modelos CAPM e APT no mercado brasileiro de ações. **Working Paper Investsul.** p. 1-10, 2003. Disp. em .< http://www.investsul.com.br/textos_academicos>. Acesso em 08.fev.2004.
- PROCIANOY, J.L.; ANTUNES, M.A. Os efeitos das decisões de investimento das firmas sobre os preços de suas ações no mercado de capitais. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 1., 2001,

São Paulo. **Anais eletrônicos**. São Paulo, 2001. Disp. em .<<http://www.sbfin.org.br>>. Acesso em 04.dez.2003.

ROSS, S. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, p. 341-360, 1976.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 1., 2001, São Paulo. **Anais eletrônicos**. São Paulo, 2001. Disp. em.<<http://www.sbfin.org.br>>. Acesso em 04.dez.2003.

Pierre Lucena

Doutorando em Finanças/Administração no IAG/PUC-Rio.

Professor do Departamento de Ciências Administrativas (DCA/UFPE)

E-mail: pierrelucena@uol.com.br

Av. Prof. Moraes Rego, nº 1235, - Cidade Universitária

Cep. 50670-901 - Recife/PE – Brasil.

Antonio Carlos Figueiredo

Doutor em Economia pela FGV/RJ.

Professor de Finanças do IAG/PUC-Rio.

E-mail: figueiredo@iag.puc-rio.br

Rua Marquês de São Vicente, nº 225 - Gávea

Cep. 22451-900 – Rio de Janeiro/RJ – Brasil.