

O mercado acionário brasileiro é eficiente? Uma contribuição empírica por painéis de dados

Marcos Aurélio Rodrigues/UEM
Bruno Reinoso Hybner/UEM

RESUMO

Este estudo verifica se o mercado acionário brasileiro é, ou não é, eficiente, diante de fatores adicionais propostos por Fama e French, (1992) ao considerar as variáveis: dividend yield, earning to price, payout e alavancagem. Foi utilizado um painel de dados com 120 observações de 15 empresas negociadas na Bovespa, no período de 2000 a 2007, baseados nos modelos MQO Empilhados, efeitos-fixos e aleatório. O parecer favorável ao modelo de efeitos-fixos, após os testes de Hausman, para as 127 possíveis combinações entre a variável dependente, retorno e as sete variáveis independentes, sugerem indícios de eficiência do mercado.

Palavras-chave: Eficiência de Mercado, Dados em Painel, BOVESPA, Análise Fundamentalista.

1 INTRODUÇÃO

O interesse a respeito da predição para o mercado acionário é de longa data. O livro clássico de Graham (1934), considerado a gênese da análise financeira e fundamentalista, mostrou os princípios básicos que perduram até hoje, quanto à seleção de ativos. A previsão dos retornos não só é importante para os participantes do mercado, como também possui implicações para os modelos de risco e retorno.

O modelo de apreçamento de ativos *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) introduzido por Sharpe (1964) é largamente utilizado na literatura financeira, embora algumas evidências quanto à sua ineficiência sejam relatadas em virtude do mesmo considerar apenas o fator *beta* no ato da predição dos retornos. No entanto, Fama e French (1992) mostram que mais fatores financeiros e contábeis podem ser adicionados ao modelo citado, a saber, os indicadores financeiros *book-to-market* e tamanho da empresa, usualmente considerados na seleção de portfólios e facilmente calculado a partir dos balanços contábeis.

As informações disponíveis aos participantes deste mercado podem ser utilizadas para prever futuras oscilações. De acordo com Shen (2002), os investidores podem ter retornos superiores ao seguirem estratégias relacionadas com o *timing* das operações, em detrimento da estratégia de comprar e permanecer, isto é, comprar um ativo e continuar comprado com expectativa de ganhos futuros contínuos, sem sair da posição. Caso estas informações tenham poder preditivo, viola-se a hipótese fraca de eficiência de mercado, proposta por Fama (1970).

Inúmeros estudos testam as hipóteses de eficiência do mercado de capitais enunciadas por Fama (1970), encontrando evidências de anomalias de curto e longo prazo. Argumentos favoráveis e desfavoráveis florescem em estudos empíricos, os quais divergem quanto à racionalidade dos agentes.

As pesquisas sobre análise fundamentalista tornaram-se populares ao ser relatadas a ocorrência de anomalias nos mercados. As anomalias usualmente testadas, de acordo com Keim (2008) são: efeito valor, indicadores financeiros relacionados ao preço do ativo no mercado; efeito tamanho, refere-se a relação negativa entre o retorno do ativo e seu valor de mercado; efeito momento ou tendência, isto é, se o ativo está em tendência, esta trajetória deve perdurar por n períodos; e, efeito calendário, o qual trata dos efeitos relacionados aos dias da semana, meses ou até mesmo à virada do ano.

Diante do arcabouço apresentado, este estudo tem como finalidade verificar se o mercado acionário brasileiro é eficiente diante de fatores adicionais à luz da teoria da carteira proposta inicialmente por Sharpe (1964), que considera o fator *beta*, e evoluída por Fama e French (1992) ao adicionarem os fatores tamanho e *book-to-market* das empresas. Os fatores adicionais considerados neste estudo – *dividend yield*, *e/p*, *payout* e alavancagem – seguem a abordagem metodológica de Pandey (2001). Os resultados dos modelos testados corroboram a hipótese de que há eficiência de mercado, uma vez que os fatores em investigação não foram significativos e apresentaram baixo poder explicativo para o comportamento dos retornos. Portanto, é possível inferir que o mercado acionário brasileiro apresenta indícios de ser eficiente.

2 EFICIÊNCIA E ANOMALIAS NOS MERCADOS ACIONÁRIOS: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS

Geralmente, investidores enfrentam riscos de preços intrínsecos aos ativos de maior retorno, ao buscarem a maior lucratividade plausível em uma carteira de investimento. Portanto, perante o esforço incessante dos agentes econômicos em lograr êxito no mercado financeiro, é razoável estudar as relações destes fatores. Desta aceção, parte substancial dos estudos sobre mercado financeiro propõe investigar os retornos, dados os riscos dos ativos.

2.1 PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS

Qualquer estudo sobre a alocação de ativos e eficiência dos mercados deve deslindar a teoria proposta por Markowitz (1952). O autor introduziu uma estrutura teórica quanto à diversificação dos riscos, na qual o investidor não deve observar os ativos de forma individual, mas sim diversificar sua carteira entre ativos com a finalidade de maximizar o retorno esperado ao mesmo tempo em que minimiza seu risco. Portanto, define-se a fronteira de eficiência, também denominada de fronteira de Markowitz, como a intersecção do conjunto entre ativos com variância mínima e máximo retorno. O critério de seleção baseia-se na melhor combinação de risco retorno entre os ativos. Sua proposição influenciou os modelos teóricos propostos por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) os quais são denominados de CAPM, acrônimo em inglês que denota modelo de precificação de ativos, descrito de forma genérica como

$$E R_i = R_{fr} + [E R_M - R_{fr}] \beta_{iM}, \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N$$

onde $E(R_i)$ é o retorno esperado do ativo i , R_{fr} a taxa de retorno livre de risco, $E(R_M)$ o retorno esperado no mercado M , e β_{iM} o risco do ativo i no mercado M medido pela razão na qual no numerador tem a covariância do risco do ativo i no mercado M e no denominador a variância que prevalece no mercado M .

O lado direito da equação (1) confere implicações centradas na dependência do retorno do ativo com o mercado. O ativo não depende apenas do seu risco, mas sim do risco do mercado ao qual é negociado. O termo β_{iM} oferece uma forma de mensurar o risco do ativo. Na formação do portfólio, a junção de ativos com β 's diferentes podem, portanto, convergir ou divergir do retorno esperado pelo mercado M . Desta concepção, os agentes econômicos podem constituir carteiras com maiores ou menores retornos esperados em relação ao ativo livre de risco R_{fr} . O retorno esperado R_i não depende das expectativas futuras de seu fluxo de caixa, logo, é possível analisá-lo somente com o grau de relação existente com o mercado.

Jagannathan e Wang (1996) comentam a falta de sustentação empírica do CAPM. Contudo os autores argumentam que talvez o CAPM sobreviva devido a: (i) suporte empírico a outros modelos de precificação de ativos não melhores, (ii) ao fato da teoria por trás do CAPM possuir um apelo intuitivo que outros modelos não possuem. De outra forma, segundo Fama e French (2004), a atração pelo CAPM é ocasionada pela sua lógica simples e predições intuitivas sobre como mensurar risco e estabelecer relações entre este e o retorno esperado, mas por causa de sua simplicidade, os resultados empíricos do modelo podem ser insatisfatórios.

2.2 EFICIÊNCIA DOS MERCADOS

A idéia fundamental da teoria de eficiência dos mercados formalizada por Fama (1970) foca na relação dos retornos dos ativos com o grau de informações disponíveis aos participantes do mercado financeiro. Para testar se o mercado é um "jogo justo", o autor propõe formas de eficiência: o mercado eficiente sempre reflete completamente as informações disponíveis. A eficiência fraca é dada apenas pelas informações referentes aos preços históricos. A semi-forte é definida pelo modo em que os preços se ajustam eficientemente às outras informações disponíveis ao público, como o anúncio de lucros e desdobramento das ações. A forma forte de eficiência consiste no acesso a qualquer informação relevante só para grupos que contenham seu monopólio.

O grau de eficiência do mercado é preponderante para análise de ações, pois se ele for completamente eficiente não haverá oportunidade de ganho acima da média do mercado, o que não justifica analisar o comportamento dos preços a fim de prever seus movimentos futuros. Isto está associado ao caminho aleatório dos preços. As aleatoriedades das informações divulgadas refletem imediatamente nos preços dos ativos, logo, seus preços seguem uma trajetória qualquer. Portanto, a escolha de uma carteira reflete o comportamento de todas as ações em conjunto. Malkiel (2005) chama atenção para o evento da eficiência do mercado, e consequentemente, a ineficiência dos analistas financeiros em prever os retornos das ações. Na sua visão, os preços dos ativos se ajustam às novas informações sem atraso e, como resultado, não existe oportunidade de arbitragem que permita aos investidores retornos acima da média sem aceitarem um risco superior à média.

Perante a hipótese de mercado eficiente, Welch (1999) demonstra a controvérsia sobre este assunto no meio acadêmico. Ao pesquisar 226 economistas financeiros, encontrou que menos de 10% não acredita em preços eficientes em detrimento de não haver possibilidade de arbitragem. Em outro estudo similar, Doran et al. (2007), realizam entrevistas sobre o comportamento dos agentes perante sua forma de atuação nos mercados. O resultado se apresenta de forma contraditória, pois ao mesmo tempo em que reflete a fraca eficiência, mostra que os agentes agem de maneira a encarar um mercado eficientemente forte. Assim, este trabalho mostra que dois terços da amostra pesquisada não investem ativamente. Portanto, enquanto acreditam em mercados com fraca eficiência, seus investimentos não correspondem a suas crenças.

No entanto, apesar dos defensores da hipótese de eficiência completa dos mercados, o próprio criador da estrutura sobre eficiência, Fama (1970), sugere em seu estudo várias imperfeições do mercado, evidenciando anomalias. Desta acepção, inúmeros autores testam o grau de eficiência dos mercados, evidenciando suas anomalias descritas na próxima sub-seção.

2.3 ANOMALIAS

De acordo com Keim (2008) as anomalias nos mercados financeiros são padrões nos retornos de ativos em corte seccional e em série temporal que não podem ser preditos por um paradigma central ou uma teoria. Surgem tipicamente de testes empíricos, onde as informações são eficientes, por hipótese, e os retornos são dados por um modelo de equilíbrio específico a exemplo do CAPM. Caso o modelo CAPM esteja corretamente especificado, os mercados são eficientes. Entretanto, no início dos anos sessenta, com a implementação de regressões em corte seccional, foram descobertas características que possuem maior poder explicativo que o beta. Uma vez identificado o padrão, sua magnitude tende a ser dissipada à medida que os investidores procuram explorá-lo. O fato da permanência de padrões ao longo das décadas sugere a existência de eficiência nos mercados financeiros.

Apesar das anomalias salientadas pela literatura, segundo Costa Jr. e Neves (2000), o CAPM não é o único modelo de apreçamento em finanças que apresenta problemas. Por ser o mais testado no mercado, ele evidencia o maior número de anomalias apresentadas pela literatura.

São inúmeras as anomalias listadas na literatura. O efeito valor, tamanho, momento ou tendência e o efeito calendário são os mais pesquisados.

O efeito valor relaciona de forma positiva o retorno do ativo a indicadores, os quais consideram o valor contábil, valor de mercado, dividendos pagos aos acionistas, lucro por ação, fluxo de caixa. O efeito tamanho relaciona de forma negativa os retornos dos ativos e seu valor de mercado, isto é quanto maior o tamanho da empresa, menor será o seu retorno.

A tendência de baixa ou de alta nos ativos é estudada como efeito momento. Esta é adicionada às regressões de corte seccional na consideração de que a trajetória passada recente tem poder explicativo nos retornos futuros do ativo. Os preços dos ativos em tendência de alta (baixa) possuem probabilidade de continuar em alta (baixa) nos próximos períodos. A escolha da tendência a ser analisada fica a critério do pesquisador. Usualmente é utilizada a tendência intradiária, diária, semanal e mensal.

A autocorrelação, diária, semanal, mensal e anual, de alta frequência nos retornos de ativos, é nomeada como efeito calendário. Esta anomalia ocorre quando um ativo segue um padrão de comportamento, negativo ou positivo nos retornos, em dias da semana (segunda, terça, quarta, quinta e sexta-feira). Também ocorre em certos períodos do mês ou do ano, a exemplo das viradas de mês ou de ano.

Sem dúvida, alguns participantes dos mercados se demonstram menos que racionais. Como resultado, irregularidades nos preços e predição de comportamentos nos retornos acionários podem aparecer ao longo do tempo, podendo persistir em curto espaço de tempo. Os resultados dos profissionais não sugerem a existência de predição satisfatória no mercado de capitais para produzir excesso de retornos. Qualquer que seja o padrão ou irracionalidade dos preços individuais das ações, sua persistência é improvável. Portanto, não provêm aos investidores um método para obter retornos extraordinários (MALKIEL, 2003). Desse modo, diante do contexto apresentado sobre o modelo CAPM acerca da hipótese de eficiência do mercado, e da caracterização de padrões que se configuram em anomalias existentes nos ativos, a próxima sessão traz alguns estudos, no âmbito nacional e internacional, que buscaram investigar se o mercado acionário é eficiente, bem como as irregularidades que perturbam seu equilíbrio.

2.4 A PREDIÇÃO DE INDICADORES FINANCEIROS EM ESTUDOS EMPÍRICOS

Aqueles que analisam a mecânica dos mercados comumente utilizam modelos de corte seccional para testar o poder de predição de indicadores financeiros. A adição dos indicadores financeiros e contábeis ao modelo CAPM, o qual apenas utiliza a variável beta para captar os riscos inerentes dos ativos, fortalecem a previsão de retornos futuros. Ao enfatizar as anomalias estudadas, é possível perceber que o simples modelo CAPM, apesar de largamente utilizado, não condiz com os avanços metodológicos e acréscimo de variáveis para explicar o comportamento dos retornos acionários. Contudo, o aumento da complexidade deste engenho pode inviabilizar o uso corriqueiro pelos analistas de finanças.

O estudo realizado por Fama e French (1992) encontrou evidências de risco multidimensional no mercado acionário americano. Propõem, portanto, a adição de dois fatores *book-to-market* e tamanho da empresa ao modelo de Sharpe (1964) para captar anomalias não tratadas pelo CAPM. Esta alteração aumentou o poder de predição dos retornos entre o período de 1962 a 1989.

De acordo com Daniel e Titman (1996) o modelo de três fatores, proposto por Fama e French (1992), não apresentou predição dos retornos no mercado financeiro norte americano. Esta evidência também é encontrada por Pontiff e Schall (1998) que apontou seu insucesso na predição dos retornos no DJIA após a década de sessenta. Contudo, o excesso de retorno ocorre somente em pequenas empresas do estudo.

Através de dados em painel com efeitos fixos, aleatórios e sem efeitos Pandey (2001) estudou o mercado acionário emergente malaio entre 1993 a 2000. Concluiu que o risco é multidimensional, onde o poder preditivo de cada variável analisada é significativa. O indicador *beta*, básico no modelo CAPM, é consistentemente relacionado ao retorno, entretanto, menor que o fator tamanho. Ademais, os fatores *payout*, *alavancagem*, *dividend yield*, *book-to-market*, *earning per price* também se mostraram, de maneira geral, significantes nas suas relações com o retorno. O indicador tamanho da empresa foi dominante em relação aos demais indicadores financeiros. Sua adição ao *earning per price* ou *dividend yield* captaram os efeitos preditivos do *book-to-market*.

De acordo com Lewellen (2004) o poder preditivo do indicador *dividend yield* foi evidente entre 1946 a 2000 no mercado acionário americano NYSE, tanto para a amostra seccionada quanto para sua totalidade. Contudo, os testes mostraram evidências de fraca predição para os indicadores *book-to-market* e *earning per price*.

Os autores Brown et al. (2008) conduziram um estudo a respeito de carteiras com ações asiáticas formadas por suas características financeiras quanto ao tamanho e momento passado nos anos de 1990 a 2005. As estratégias combinadas não apresentaram retornos significativos, entretanto, de forma individual, sim.

Diante da existência de quebras estruturais, Martin e Stijn Van (2008) encontraram evidências preditivas para os indicadores financeiros *beta*, *dividend yield*, *payout*, *book-to-market* e *earning per price*. Concluíram que as razões de preços ajustadas a estes eventos possuíam maior robustez preditiva no mercado acionário americano entre 1927 a 2004.

O estudo efetuado por Rensburg e Janari (2008) no mercado australiano sobre a predição de indicadores financeiros e contábeis, considerou os indicadores financeiros, *beta*, *dividend yield*, *book-to-marke*, *cashflow-to-market*, *earning per price*, tamanho da empresa e momento, além de cinquenta e quatro indicadores contábeis. Seu período de análise foi de junho de 1994 a maio de 2004. Adiciona-se a isso a verificação de anomalias, isto é, poder preditivo, nos indicadores financeiros.

A predição dos retornos para o mercado acionário brasileiro através de indicadores financeiros como – *beta*, *earning per price*, *book-to-market*, tamanho da empresa e alavancagem – foi analisada por Mellone Jr. (1999). No período de janeiro de 1994 a agosto de 1998, apenas a variável *book-to-market* e *earning per price* apresentaram forte relação com os retornos das ações.

Outro estudo que analisa a influência das variáveis fundamentalistas dentro do modelo de apreçamento de ativos CAPM no mercado brasileiro foi realizado por Costa Jr. e Neves (2000). Os indicadores *earning per share*, tamanho da empresa e *book-to-market* foram adicionados no modelo básico enunciado por Sharpe (1964), no período analisado de março de 1987 a fevereiro de 1996. Houve influência significativa dos dois indicadores, além do próprio *beta*, usualmente estimado nesse tipo de modelo. As variáveis *earning per share* e tamanho da empresa tiveram relações negativas com o retorno e o indicador *book-to-market* positivo.

O modelo proposto por Eleswarapu e Reinganum (2004) foi conduzido para o mercado brasileiro por Oliveira e Carrete (2005). Os autores testaram se carteiras formadas com ações de baixo *book-to-market* têm poder preditivo sobre o prêmio do retorno futuro do Índice Bovespa. O período de análise foi de janeiro de 1998 a agosto de 2003. Apesar de não serem conclusivas, agregaram evidências, à literatura, de possível predição dos retornos, dado o conteúdo informacional contido no índice *book-to-market*.

Segundo Lopes e Galdi (2007), a seleção de carteiras através do indicador *book-to-market* apresentou retornos superiores ao considerarem empresas com alto valor do mesmo no mercado acionário brasileiro. Contudo, mesmo optando por operações compradas e vendidas, apenas algumas empresas brasileiras são significantes aos testes. Como justificativa a baixa predição, argumentam a falta de liquidez e baixa qualidade das informações cedidas nos balanços financeiros. O período de análise considerou os anos de 1994 a 2004.

De acordo com o estudo de Lucena et al. (2008), portfólios formados por empresas com baixo preço/lucro obtêm performances superiores. Este exame foi alcançado a partir de carteiras formadas em *clusters* para o mercado brasileiro no período de julho de 1994 a junho de 2007. Entretanto, os parâmetros estimados pelo modelo CAPM, tiveram mudanças significativas. Durante o período de análise houve quebra estrutural entre o período de governo FHC e Lula. O resultado superior fornecido pelas empresas de baixo preço/lucro foi inferior no período do governo FHC em relação ao período Lula.

As relações existentes entre indicadores financeiros como: *beta*, tamanho da empresa, *book-to-market* e momento foi investigada no mercado acionário brasileiro por Mussa, et al. (2008). Através da adição destes ao modelo CAPM proposto por Sharpe (1964), encontraram retornos anormais entre os indicadores. Os prêmios mensais foram significativamente diferentes de zero, para toda a amostra, apenas para os fatores *beta* e *book-to-market*. Ao dividir a amostra em baixa e alta do mercado acionário, os resultados foram distintos. O risco de tamanho foi positivo durante os períodos de baixa e negativo durante os momentos de alta. Por outro lado, o fator *book-to-market* apresentou resultados melhores nos períodos de alta e durante apertos monetários.

Na Tabela 1 encontra-se o resumo da literatura vista nesta seção dividida em autores, mercado e período de análise, bem como os indicadores utilizados para inferência de predição dos retornos.

Tabela 1. Resenha da revisão de literatura.

Autores	Mercado	Período	Indicadores								Indicadores contábeis
			Beta	Dividend yield	Book-to-market	E/P	Size	Payout	Leverage	Momento	
Fama e French (1992)	E.U.A.	1962-1989	X		X		X				
Daniel e Titman (1996)	E.U.A.	1973-1993	X		X		X				
Pontiff e Schall (1998)	E.U.A.	1926-1994	X		X						
Pandey (2001)	Malásia	1993-2000	X	X	X	X	X	X	X		
Lewellen (2004)	E.U.A.	1946-2000	X	X	X	X					
Brown et al. (2008)	Hong Kong, Singapura, Coreia e Taiwan	1990-2005	X				X			X	
Martin e Stijn Van (2008)	E.U.A.	1927-2004	X	X	X	X		X			
Rensburg e Janari (2008)	Austrália	1994-2004	X	X	X	X	X			X	X
Mellone Jr. (1999)	Brasil	1994-1998	X		X	X	X		X		
Costa Jr. e Neves (2000)	Brasil	1987-1996	X		X	X	X				
Oliveira e Carrete (2005)	Brasil	1998-2003	X		X						
Lopes e Galdi (2007)	Brasil	1994-2004			X						
Mussa et al. (2008)	Brasil	1995-2007	X		X		X			X	
Lucena et al. (2008)	Brasil	1994-2007	X			X					

Fonte: Elaboração dos autores.

3 DADOS

De acordo com Lewellen (2004), os três indicadores financeiros – *dividend yield*, *book-to-market* e *earning per price* – compartilham características em comum e mantêm a relação de preços com os fundamentos das empresas, pois todos possuem o preço no denominador e seus resultados esperados são positivamente correlacionados com os retornos. Eles predizem os retornos, pois capturam informações sobre o prêmio de risco. Neste estudo a variável dependente é o retorno anual da empresa \hat{r}_t no ano t e as variáveis explicativas *beta*, tamanho da empresa, *book-to-market*, *earning per price*, *dividend yield*, *payout* e alavancagens são exemplificadas a seguir.

O retorno de cada ação foi calculado a partir da equação (2) onde R_{it} é o retorno da ação, P_t^* é o preço da ação no período t adicionado dos juros, dividendos e bonificações no mesmo período, P_t é o preço da ação no período t .

$$R_{i,t} = \frac{P_t^*}{P_{t-1}} + \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \quad (2)$$

O *beta* estimado baseia-se na mesma metodologia utilizada por Fama e Macbeth (1973). Seu cálculo segue a equação (3) onde α_i é o intercepto da regressão, β_i é o coeficiente da regressão, $R_{i,t}$ é o retorno semanal da ação i no período t , R_b é o retorno semanal do Índice BOVESPA no período t .

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{b,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

onde

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \text{ e } R_{b,t} = \ln\left(\frac{B_t}{B_{t-1}}\right)$$

O tamanho da empresa é computado como o logaritmo natural do valor de mercado da empresa, usado como *proxy* para seu tamanho. Denotado na equação (4), onde $tam_{i,t}$ é o tamanho da empresa e $vmerc$ é o valor de mercado da empresa i no período t .

$$tam_{i,t} = \ln vmerc_{i,t} \quad (4)$$

O indicador *book-to-market* é calculado pela equação (5), onde $BtM_{i,t}$ é o próprio indicador, $Bk_{i,t}$ é o valor contábil da empresa i no período t e $Mp_{i,t}$ é o valor de mercado da empresa, isto é, o total das ações multiplicado pelo valor cotado em bolsa.

$$BtM_{i,t} = \ln\left(\frac{Bk_{i,t}}{Mp_{i,t}}\right) \quad (5)$$

O fator *earning per price*, $EP_{i,t}$, descrito pela equação (6), foi utilizado como *proxy* para rentabilidade potencial, onde $lpa_{i,t}$ é o lucro distribuído por ação e $ppa_{i,t}$ é o preço da ação i no tempo t .

$$EP_{i,t} = \frac{lpa_{i,t}}{ppa_{i,t}} \quad (6)$$

Outro indicador, usualmente utilizado pelos analistas financeiros, *dividend yield*, foi utilizado como *proxy* para lucratividade futura. Descrito na equação (7) relaciona o dividendo distribuído, $div_{i,t}$, da empresa i no tempo t , dividido pelo valor de mercado da empresa, $vmerc_{i,t-1}$, no período $t-1$.

$$DY_{i,t} = \frac{div_{i,t}}{vmerc_{i,t-1}} \quad (7)$$

Payout, $payout_{i,t}$, foi computado pela divisão do dividendo por ação, $dpa_{i,t}$, da empresa i no tempo t pelo lucro distribuído por ação, $lpa_{i,t}$, descrito pela equação seguinte:

$$payout_{i,t} = \frac{dpa_{i,t}}{lpa_{i,t}} \quad (8)$$

Alavancagem é obtida como uma *proxy* do risco financeiro da empresa. Seu cálculo foi realizado pela equação (9) onde $alav_{i,t}$ é o grau de alavancagem do ativo, $deb_{i,t}$ é o somatório de dívidas da empresa e Bk representa seu valor contábil.

$$alav_{i,t} = \frac{\sum deb_{i,t}}{Bk_{i,t}} \quad (9)$$

Dada a formalização e discussão sobre base de dados utilizada no estudo, o próximo passo, trata sobre a metodologia de dados em painel. Na sessão seguinte é pormenorizado o procedimento adotado com a finalidade de testar a existência de anomalias bem como a eficiência no mercado acionário brasileiro.

4 METODOLOGIA

Para testar o efeito preditivo dos indicadores financeiros sobre os retornos das ações, foram utilizados o modelo de mínimos quadrados ordinários empilhados (MQOE), e dois modelos de série temporal com corte seccional empilhado, *pooling time series cross-section*, também chamado de dados em painel empilhado, com efeitos fixos (EF) e aleatórios (EA). A base de dados para o painel é composta por 8 observações para cada empresa, totalizando 120 observações. O período de análise vai de 2000 a 2007.

Os três modelos de regressão empilhados: mínimos quadrados ordinários empilhados, dados em painel empilhados com efeitos fixos, e com efeitos aleatórios via mínimos quadrados generalizados, são formalizados nas próximas sub-sessões.

O modelo MQOE segue a equação básica do modelo linear, expressa pela equação a seguir:

$$y_{it} = \mathbf{X}_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

onde y_{it} denota a variável dependente retorno da empresa i no ano t e \mathbf{X}_{it}^j denota os valores das variáveis independentes utilizadas no estudo, sumarizadas na terceira sessão, para a empresa i no ano t .

Para que os coeficientes sejam consistentes, o modelo MQOE, segundo Wooldridge (2002), deve seguir os pressupostos de: média zero, posto completo, erros homocedásticos e não autocorrelacionados, dados pelas equações (11), (12), (13) e (14).

$$E \mathbf{x}_t' \varepsilon_t = 0, t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

$$posto \left[\sum_{t=1}^T E \mathbf{x}_t' \mathbf{x}_t \right] = K \quad (12)$$

$$E \varepsilon_t^2 \mathbf{x}_t' \mathbf{x}_t = \sigma^2 E \mathbf{x}_t' \mathbf{x}_t \quad (13)$$

$$E \varepsilon_t \varepsilon_s \mathbf{x}_t' \mathbf{x}_s = 0, t \neq s, t, s = 1, \dots, T \quad (14)$$

Segundo Johnston e Dinardo (1997), se o modelo correto incorporar efeitos, aleatórios ou fixos, o modelo MQO irá produzir estimativas consistentes de β , porém, seus erros não serão. Dada esta restrição do modelo MQO, foram estimados dois modelos em painel de dados, com efeitos fixos e aleatórios. Dados em painel diferem de modelos de série temporal e de corte seccional devido à existência de dois subscritos nas variáveis, \dot{i} , denota a dimensão em corte seccional e t , significa a série temporal, portanto representam a junção das duas metodologias. O modelo básico de efeitos fixos, o qual presume que a $\text{cov } \mathbf{X}_{it}\alpha_i \neq 0$, de acordo com Johnston e Dinardo (1997), pode ser expresso pela equação (15),

$$y_{it} = \mathbf{X}_{it}\beta + \alpha_i + \eta_{it} \quad (15)$$

onde os erros possuem as características seguintes:

$$\begin{aligned} E \boldsymbol{\eta} &= 0 \\ E[\alpha_i\alpha_j] &= 0, \text{ para } i \neq j \\ E[\alpha_i\eta_{jt}] &= 0 \\ E[\boldsymbol{\eta}\boldsymbol{\eta}'] &= \sigma_\eta^2 \mathbf{I}_{\eta t} \\ E \alpha_i\alpha_i &= \sigma_\alpha^2 \\ E \alpha_i &= 0 \end{aligned} \quad (16)$$

A estimativa por efeitos fixos resolve os problemas de variáveis omitidas ao descartar variâncias que contaminam tanto o modelo MQO quanto o EA. No entanto, segundo Baltagi (2008) o EF possui muitos parâmetros, donde a perda de graus de liberdade pode ser evitada ao assumir que α_i 's sejam aleatórios. Este modelo com o efeito individual aleatório é formalizado a seguir.

Segundo Johnston e Dinardo (1997), o modelo EF segue a seguinte estrutura:

$$y_{it} = \mathbf{X}_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

onde os distúrbios seguem a forma

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (18)$$

em que α_i é o efeito individual não correlacionado com \mathbf{X}_{it} e η_{it} os efeitos remanescentes.

O modelo EA lida com o fato de T observações de n indivíduos não ser o mesmo que as observações de nT indivíduos diferentes. De acordo com Wooldridge (2002) o método EA impõe mais pressupostos que o método MQOE necessita. A natureza de seus erros seguem as seguintes suposições denotadas por:

$$\begin{aligned} E \boldsymbol{\eta} &= 0 \\ E[\alpha_i\alpha_j] &= 0, \text{ para } i \neq j \\ E[\alpha_i\eta_{jt}] &= 0 \\ E[\boldsymbol{\eta}\boldsymbol{\eta}'] &= \sigma_\eta^2 \mathbf{I}_{\eta t} \\ E \alpha_i\alpha_i &= \sigma_\alpha^2 \\ E \alpha_i &= 0 \end{aligned} \quad (19)$$

De acordo com Johnston e Dinardo (1997) grande parte das aplicações empíricas, a respeito de dados em painel, envolve duas hipóteses sobre o efeito individual. O modelo de efeitos fixos, onde α_i é correlacionado com X_{it} e o modelo de efeitos aleatórios, onde α_i não é correlacionado com X_{it} . Estes modelos diferem nas suposições quanto ao distúrbio do erro. A distinção relevante entre os dois modelos não é quando o efeito é fixo ou não, e sim, quando o efeito é correlacionado com as variáveis explicativas.

5 ANÁLISE E RESULTADOS

Nesta seção será apresentada a análise dos resultados obtidos com o uso da metodologia apresentada. Inicialmente, procede-se a descrição das variáveis conforme tabela 2. Considerando a ilustração, a primeira variável R que representa o retorno da ação registrou média de 1,34 e desvio padrão de 0,56, variando entre o mínimo de 0,55 e máximo de 5,14. Embora se observe amplitude considerável destes dados, ainda sim ele não se configura como *outlier*, pois pode ser justificado pelo fato de que uma grande empresa alcança retorno muito mais representativo de que uma pequena.

Tabela 2. Análise descritiva dos Dados.

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<i>R</i>	1,347787	0,5621561	,5575035	5,143518
<i>Beta</i>	0,8111725	0,3363303	-,0793307	1,66534
<i>Tam</i>	23439065000	50295323230	354860000	387814160000
<i>Btm</i>	1,784625	1,523545	0	9,35
<i>Ep</i>	10,57517	7,870343	1,43	75,34
<i>Dy</i>	5,666167	4,31091	0	27,38
<i>Payout</i>	52,83075	61,10578	0	408,7
<i>Alav</i>	87,35775	72,48	0	312,36

Fonte: elaboração dos autores.

Tomando a variável *beta*, nota-se que esta varia entre mínimo de -0,079 e máximo de 1,66, com média de 0,81 e desvio padrão de 0,33. Aqui cabe destacar uma peculiaridade desta variável: se uma empresa tem um comportamento, no que tange aos seus investimentos, que segue a conjuntura macroeconômica, então ela terá um beta positivo; por outro lado, se a empresa vai contra a tendência do mercado, enfrentará um beta negativo.

Quanto à incógnita *tam*, sua média marcou 23,43 bilhões e seu erro padrão 50,29 bilhões, variando entre 354,86 milhões e 387,81 bilhões. A discrepância dos dados é explicada devido ao grande diferencial de valor de mercado, usado como *proxy* da variável em questão, entre pequenas e grandes empresas.

Para a variável *btm*, a qual é obtida a partir da razão entre valor contábil e valor de mercado de uma empresa, foi verificada respectivamente média e desvio padrão de 1,78 e 1,52, com os valores situados no intervalo de 0 a 9,35. Prosseguindo, a leitura descritiva das demais variáveis obedece à mesma lógica.

Seguindo adiante, nesta parte do trabalho serão apresentados os resultados estimados e os testes de autocorrelação, heterocedasticidade e especificação do modelo. Diante disso, primeiro foi feito combinações das estimações de acordo com modelo de análise de regressão univariada para examinar a relação das variáveis explicativas, de forma isolada, com a variável dependente, recorrendo aos modelos de efeitos fixos e MQOE. A *posteriori*, foi realizada uma permutação entre todas as possíveis combinações das variáveis explicativas com a variável dependente conforme o método de regressão multivariada, em que resultou ao todo em 127 regressões obtidas a partir dos modelos de efeitos fixos, efeitos randômicos e MQOE (Tabela3).

Por fim, foi realizado o teste de Hausman para decidir qual o melhor modelo de regressão que explica o retorno das ações. Observou-se por este teste, parecer favorável ao uso do modelo de efeitos fixos. No entanto, para poupar espaço neste trabalho, serão expostas apenas as regressões do modelo de efeitos fixos com *p-valores* dos coeficientes menores do que 0,10.

Tabela 3. Possíveis combinações entre as variáveis retorno com as variáveis independentes beta, tamanho, *book-to-market*, *earning-to-price*, *dividend yield*, *payout* e *alavancagem*.

Combinações das variáveis retorno com as variáveis independentes			
r beta	r beta ltam alav	r beta ltam lbtm dy	r lbtm dy payout alav
r ltam	r beta lbtm ep	r beta ltam lbtm payout	r ep dy payout alav
r lbtm	r beta lbtm dy	r beta ltam lbtm alav	r beta ltam lbtm ep dy
r ep	r beta lbtm payout	r beta ltam ep dy	r beta ltam lbtm ep payout
r dy	r beta lbtm alav	r beta ltam ep payout	r beta ltam lbtm ep alav
r payout	r beta ep dy	r beta ltam ep alav	r beta ltam lbtm dy payout
r alav	r beta ep payout	r beta ltam dy payout	r beta ltam lbtm dy alav
r beta ltam	r beta ep alav	r beta ltam dy alav	r beta ltam lbtm payout alav
r beta lbtm	r beta dy payout	r beta ltam payout alav	r beta ltam ep dy payout
r beta ep	r beta dy alav	r beta lbtm ep dy	r beta ltam ep dy alav
r beta dy	r beta payout alav	r beta lbtm ep payout	r beta ltam ep payout alav
r beta payout	r ltam lbtm ep	r beta lbtm ep alav	r beta ltam dy payout alav
r beta alav	r ltam lbtm dy	r beta lbtm dy payout	r beta lbtm ep dy payout
r ltam lbtm	r ltam lbtm payout	r beta lbtm dy alav	r beta lbtm ep dy alav
r ltam ep	r ltam lbtm alav	r beta lbtm payout alav	r beta lbtm ep payout alav
r ltam dy	r ltam ep dy	r beta ep dy payout	r beta lbtm dy payout alav
r ltam payout	r ltam ep payout	r beta ep dy alav	r beta ep dy payout alav
r ltam alav	r ltam ep alav	r beta ep payout alav	r ltam lbtm ep dy payout
r lbtm ep	r ltam dy payout	r beta dy payout alav	r ltam lbtm ep dy alav
r lbtm dy	r ltam dy alav	r ltam lbtm ep dy	r ltam lbtm ep payout alav
r lbtm payout	r ltam payout alav	r ltam lbtm ep payout	r ltam lbtm dy payout alav
r lbtm alav	r lbtm ep dy	r ltam lbtm ep alav	r ltam ep dy payout alav
r ep dy	r lbtm ep payout	r ltam lbtm dy payout	r lbtm ep dy payout alav
r ep payout	r lbtm ep alav	r ltam lbtm dy alav	r beta ltam lbtm ep dy payout
r ep alav	r lbtm dy payout	r ltam lbtm payout alav	r beta ltam lbtm ep dy alav
r dy payout	r lbtm dy alav	r ltam ep dy payout	r beta ltam lbtm ep payout alav
r dy alav	r lbtm payout alav	r ltam ep dy alav	r beta ltam lbtm dy payout alav
r payout alav	r ep dy payout	r ltam ep payout alav	r beta ltam ep dy payout alav
r beta ltam lbtm	r ep dy alav	r ltam dy payout alav	r beta lbtm ep dy payout alav
r beta ltam ep	r ep payout alav	r lbtm ep dy payout	r ltam lbtm ep dy payout alav
r beta ltam dy	r dy payout alav	r lbtm ep dy alav	r beta ltam lbtm ep dy payout alav
r beta ltam payout	r beta ltam lbtm ep	r lbtm ep payout alav	

Fonte: elaboração dos autores

Os resultados do modelo de efeitos fixos para as combinações entre a variável dependente retorno e as variáveis explicativas¹ *beta*, *tamanho*, *book-to-market*, *earning to price*, *dividend yield*, *payout* e *alavancagem*, tomadas de maneira isolada, são sumarizadas no painel A da tabela 4.

Tabela 4. Análise Univariada.

	<i>beta</i>	<i>ltam</i>	<i>lbtm</i>	<i>ep</i>	<i>dy</i>	<i>payout</i>	<i>alav</i>
Painel A - Efeitos Fixos							
Coefficiente	-0,41448390	26118530	42671970	0,17712	-0,02374790	0,00098070	0,000718
estat,t	-2,21	3,54	4,27	2,38	-1,52	0,90	0,54
<i>p-valor</i>	0,029	0,001	0,000	0,019	0,133	0,371	0,588
R ²	0,0170	0,0261	0,0726	0,0186	0,0038	0,0052	0,0224
<i>Wald Modificado (heterocedasticidade)</i>							
chi ²	321,61	257,78	389,50	2702,35	270,56	284,92	271,52
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Woodridge (autocorrelação)</i>							
Estat,f (1,14)	2,091	27,006	0,040	0,201	0,030	0,784	1,879
<i>p-valor</i>	0,1702	0,0001	0,8447	0,6610	0,8639	0,3907	0,1920
Painel B – MQOE							
Coefficiente	-0,21811810	0,06291960	1,7444340	0,009738	-0,008053	0,00066360	0,001162
Estat,T	-1,43	1,78	3,04	1,49	-0,67	0,79	1,65
<i>p-valor</i>	0,155	0,078	0,003	0,138	0,503	0,434	0,102
R ²	0,0170	0,0261	0,0726	0,0186	0,0038	0,0052	0,0224

Fonte: elaboração dos autores.

¹ As variáveis *book-to-market* e *tamanho* foram transformadas em log para suavizar as oscilações das séries, as demais variáveis foram utilizadas em nível.

O coeficiente da variável *book-to-market*, assim como os estudos de Fama e French (1992), Mellone (1999) e Lopes e Galdi (2007), é positivo. Possui o maior poder explicativo dentre as variáveis, R^2 igual a 7,26% e significativo a 1%, com a estatística t igual a 4,27.

A variável *tamanho*, ao contrário do estudo de Fama e French (1992), apresenta coeficiente positivo, com estatística t igual a 3,54 e também significativo a 1%. Como o volume negociado centra em poucas empresas no Brasil, este fato pode explicar esta diferença característica, pois os investidores preferem investir em empresas sólidas, a exemplo da Petrobrás e Vale do Rio Doce.

O fator *alavancagem* apresentou coeficiente positivo, assim como a hipótese de relação positiva no estudo de Mellone Jr. (1999), entretanto, com estatística t de 0,54 e p -valor de 0,588, evidencia-se que esta variável não é significativa. Seu poder de explicar o retorno foi de 2,24%.

De acordo com o estudo de Lucena et al. (2008), o coeficiente *earning to price* foi positivo, mesmo resultado alcançado neste estudo. Dado que seu valor é próximo de zero, significa que ações com maior *earning to price* proveram maiores retornos. Seu poder explicativo é pequeno, R^2 1,86%, significativo a 1,9% com a estatística t igual a 2,38.

O *beta* apresentou coeficiente negativo. Fato interessante, pois, as ações selecionadas no período de análise, as quais apresentaram maiores retornos foram as defensivas em relação às oscilações do Índice Bovespa, ao contrariar os resultados apresentados pela literatura internacional. A estatística t apresentou valor negativo em 2,21 e p -valor de 2,9%. Apesar de ser estatisticamente significativo seu poder de explicar o retorno das ações é de apenas 1,70%.

O estudo univariado de Pandey (2001), já havia encontrado a estimativa do *payout* como não significativo, assim como este estudo, o qual explica 0,5% do retorno das ações. O coeficiente *dividend yield* também não foi significativo e possui poder explicativo de 2,24%.

Os testes de Wald modificado aceitaram a hipótese de heterocedasticidade para todas as variáveis. O procedimento de Wooldridge (2002) apresentou autocorrelação apenas para a variável *tamanho*.

É possível inferir a partir de então, que as variáveis *book-to-market*, *tamanho*, *alavancagem* e *earning to price* possuem maior poder explicativo que a variável *beta*, proposta no modelo de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), logo, isto pode ser uma evidência de que o modelo CAPM é deficiente devido à possível omissão ou inclusão de variáveis, também pertinentes para explicar os retornos das ações. Contudo, as variáveis *payout* e *dividend yield* apresentaram poder explicativo menor. A explicação do retorno pelos fatores analisados de forma univariada são baixos, logo, um indicio inicial que o mercado de ações brasileiro é eficiente.

Para efeito de comparação entre os dois modelos, o de efeitos fixos melhorou a significância de todas as variáveis, no entanto o poder explicativo permaneceu igual. Foram conduzidas as estimativas para os efeitos aleatórios, não reportados, pois as estatísticas de Hausman rejeitam este modelo em favor do modelo de efeitos-fixos. No entanto a demonstração de Hausman a favor do modelo de efeitos fixos será mostrado mais adiante, sendo considerada uma regressão que incorpore todas as variáveis.

De acordo com a Tabela 5 é possível verificar que para a análise multivariada o *beta* apresentou coeficiente negativo em todas as combinações, cabendo enfatizar que os valores das estatísticas t se apresentaram como significativos a 1%, o que é confirmado pelos p -valores que estão próximos de zero. Estes resultados mostram que a variável *beta* é estatisticamente significativa, no entanto os valores de R^2 para as regressões são menores que 10%, tornando tais combinações pouco explicativas.

Tomando a variável *lbtm*, esta aparece ao lado de *beta* em duas combinações. Primeiro *lbtm* pode ser visualizado somente ao lado de *beta*, em que o valor do resultado do coeficiente revela que o aumento de uma unidade de *lbtm* promove ampliação de 0,46% do retorno da ação. Assim, o coeficiente se mostra significativo a 1% e o R^2 registrou 7,4%. Depois, *lbtm* é apresentada juntamente com *earning to price*. Neste caso se pode notar que, embora *lbtm* se mostre significativa a 1%, seu impacto sobre o retorno fica ligeiramente abaixo do primeiro caso dado que o aumento de 1 unidade em *lbtm* agora leva a aumento de 0,43% no retorno. Isto de certa forma pode ser explicado pela incorporação de *earning to price* a qual se traduz, dada uma ampliação de uma unidade nesta variável, em um pequeno aumento no retorno das ações da ordem de 0,016%. Cabe destacar aqui que, embora abaixo do esperado, o R^2 obtido desta combinação foi o valor mais representativo, mostrando que as mudanças nas variáveis independentes explicam em 9,56% as variações que ocorrem na variável dependente.

A variável *lbtm* ainda aparece combinada apenas com a variável *earning to price*. Aqui neste caso seu impacto sobre o retorno diminui ainda mais, haja vista que para a variação de uma unidade positiva, para aquela variável, incide um impacto de 0,39% sobre o retorno. No mais, a variável *earning to price* é marcada praticamente pela mesma configuração de impacto sobre o retorno das ações em que o aumento de uma unidade de *earning to price* gera ampliação de 0,013% do retorno ações. Ademais, esta combinação foi a que verificou o segundo maior R^2 , em que a variável dependente é explicada em 9,52 pelas variáveis independentes.

Outra combinação é a que relaciona a variável dependente com as variáveis *beta* e *earning to price*. Neste caso há ligeiro aumento do impacto do *earning to price* sobre o retorno, onde aumento de uma unidade de *earning to price* eleva o retorno em 0,020%. Entretanto o R^2 desta regressão combinada mostra pouco poder explicativo das variáveis independentes para com a dependente, algo em torno de 4%. Por fim, a regressão oriunda da combinação entre *beta* e *dividend yield* foi a que representou os resultados menos expressivos. O R^2 obtido foi de 2% e além do mais, o nível de significância do coeficiente de uma variável independente combinada com a variável *beta*, o que neste caso é a variável *dividend yield*, presenciou uma piora no nível de significância e sinal não esperado.

De forma geral, conforme os testes estatísticos pertinentes, as combinações possuem heterocedasticidade uma vez que os resultados *p-valores* para esse teste são zero, além do mais se verifica a aceitação da hipótese de não existência de autocorrelação dado que os *p-valores* estão próximos de 100%. Examinando os valores da estatística F que testa a hipótese dos coeficientes serem iguais, notou-se que os *p-valores* foram significativos a 1% para as combinações abordadas, o que confirma as diferenças entre os coeficientes, bem como os distintos graus de impacto das variáveis explicativas.

Os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação, a princípio, podem ser resolvidos com modelos que consideram variáveis diferenciadas e defasadas em regressões para dados em painel dinâmicos e não dinâmicos, e também através do método de mínimos quadrados generalizados (MQG). Dentre eles, foram testados o modelo dinâmico Arellano-Bond e o modelo não dinâmico, efeitos fixos e aleatórios, com erros autoregressivos de primeira ordem e com erro padrão em painel corrigido, porém seus resultados não apresentaram valores significativos para R^2 e para o nível de significância dos coeficientes, mostrando que as combinações permanecem pouco explicativas. De outra forma, as estimativas obtidas junto à técnica MQG, a qual pondera as variáveis por suas variâncias, permitiu a visualização de resultados que mostram coeficientes mais significativos em comparação aos outros procedimentos abordados, sugerindo a mesma como possivelmente a ferramenta mais apropriada para as inferências realizadas. A obtenção de estimativas inconsistentes tanto no contexto dos modelos dinâmico e estáticos, como no MQG, pode ser atribuída ao motivo da série temporal ser reduzida, reponsável, por um lado, de incapacitar a inclusão de variáveis defasadas sem perda amostral considerável, e por outro, por oferecer resultados viesados. Devido às limitações, optou-se pela omissão de tais resultados.

Para especificar qual o modelo mais pertinente na estimação do retorno das ações a partir das variáveis explicativas referidas neste artigo, o procedimento adotado foi o de Hausman (1978) que investiga se os modelos fixos e randômicos são iguais. No caso em questão, este teste foi realizado sob a regressão com a variável dependente e todas as variáveis explicativas de uma só vez. Em consonância com isso, o resultado do teste de Hausman, que utiliza a distribuição Qui-quadrado, foi de 29,83, rejeitando, com 1% de significância, a hipótese nula de igualdade dos coeficientes, e explicitando que as diferenças entre os coeficientes nos modelos de efeitos fixos e randômicos são sistematicamente diferentes, o que aponta o modelo de efeitos fixos como o mais apropriado para estimar o retorno das ações diante das referidas variáveis explicativas.

Tabela 5. Análise Multivariada.

	Variáveis Independentes					Testes e Estimativas						
	Beta	Ltam	Lbtm	ep	dy	R ²	Estat. F	p-valor	(heterocedasticidade) chi ²	p-valor	(autocorrelação) Estat.f (1,14)	p-valor
Painel A - Efeitos Fixos												
Fixos												
Coefficiente	-0,5279381	0,4674693				0,0746	14,59	0,0000	335,87	0,0000	0,013	0,9098
estat,t	-3,07	4,82										
p-valor	0,003	0,000										
Coefficiente	-0,4920811		0,0206505			0,0399	6,58	0,002	1900,27	0,0000	0,866	0,3677
estat,t	-2,68		2,82									
p-valor	0,009		0,006									
Coefficiente	-0,4605454			-0,0287671	0,0219	4,23	0,0171	467,35	0,0000	0,422	0,5264	
estat,t	-2,46			-1,86								
p-valor	0,015			0,065								
Coefficiente		0,3995201	0,0137681			0,0952	11,30	0,0000	721,25	0,0000	0,121	0,7336
estat,t		4,02	1,96									
p-valor		0,000	0,053									
Coefficiente	-0,5843057	0,4384874	0,0168727			0,0956	12,30	0,0000	365,28	0,0000	0,002	0,9670
estat,t	-3,45	4,60	2,50									
p-valor	0,001	0,000	0,014									

Fonte: elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo analisou a predição de fatores fundamentalistas, *beta*, proposto por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) no modelo CAPM; *book-to-market* e tamanho da empresa, proposto por Fama e French (1992); *dividend yield*, *earning to price*, *payout* e *alavancagem*, ao seguir a abordagem metodológica de Pandey (2001); com a finalidade de verificar a eficiência do mercado acionário brasileiro no período de 2000 a 2007.

Para testar o efeito preditivo, foram utilizados o modelo MQOE, e dois modelos em painel empilhado, com efeitos fixos e aleatórios. A base de dados foi composta por 8 observações para cada empresa, totalizando 120 observações. Ao permutar todas as possíveis combinações das variáveis explicativas com a variável dependente, resultou ao todo em 127 regressões obtidas a partir dos modelos, onde o teste de Hausman forneceu parecer favorável ao uso do modelo de efeitos fixos.

As variáveis *book-to-market*, tamanho, *alavancagem* e *earning to price* possuem maior poder explicativo que a variável *beta*, proposta no modelo de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), o que corrobora o modelo de três fatores proposto por Fama e French (1992). Logo, isto pode ser uma evidência de que o modelo CAPM é deficiente devido à possível omissão ou inclusão de variáveis.

As regressões baseadas no modelo MQOE produziram resultados significativamente menores que os modelos de efeitos-fixos e aleatórios. Já na escolha entre modelo de efeitos fixos e randômicos, rejeitou-se a hipótese nula de igualdade dos coeficientes de ambos os modelos a partir do teste de Hausman, indicando o modelo de efeitos fixos como mais favorável. No geral, os resultados dos modelos não foram significativos e apresentaram baixo poder explicativo para o comportamento dos retornos, salvo as poucas combinações de regressão que foram abordadas na seção análise e discussão dos resultados, para a grande maioria das regressões. Portanto, é possível inferir que o mercado acionário brasileiro dá indícios de ser eficiente.

Em comparação com outros estudos realizados fora do Brasil, onde existe possibilidade de previsão com os fatores fundamentalistas utilizados neste artigo, o mercado brasileiro apresenta características diferentes, as quais tornam o mercado imprevisível, devido à concentração de negócios em poucas ações e as fortes oscilações dos retornos ocasionados pelos fundamentos brasileiros.

Como sugestão para pesquisas futuras é razoável considerar um maior número de empresas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, bem como aumentar o período de análise e implementar quebras estruturais.

Dado que as empresas do setor financeiro foram excluídas da análise, por fatores explicitados na literatura, este pode ser estudado como um caso a parte. Além deste setor, é interessante estudar cada setor individualmente através de dados em painel, pois possuem características diferentes, por exemplo, petroquímico, siderúrgico, elétrico, metalmecânico, telecomunicações etc.

Como os modelos estimados neste estudo não são dinâmicos, este pode ser realizado para aumentar a robustez das regressões e aumentar a significância dos testes, que validam as mesmas, sobre quais fatores influenciam os retornos dos ativos.

Por fim, outra questão relevante não considerada no estudo são os fatores do aspecto momento, extremamente utilizados no mercado financeiro para tomada de decisão que podem levar em conta o momento da média além de indicadores não fundamentalistas, considerados no estudo, tais como índice de força relativa, banda *bollinger*, *macd* entre outros indicadores da escola técnica de análise.

ABSTRACT

This study verifies if the Brazilian stock market is or is not efficient in the face of additional factors proposed by Fama and French (1992) when considering the following variables: dividend yield, earning to price, payout, and leverage. We used a 120 observations (2000-2007) long panel from 15 companies traded on the the Brazilian stock exchange Bovespa to estimate Stacked OLS, FE and RE models. The assent to the FE model, after the Hausman tests, for all of the 127 possible combinations between the dependent variable return and the seven independent variables provide evidence on market efficiency.

Keywords: Market Efficiency, Panel Data, BOVESPA, Fundamental Analysis.

REFERÊNCIAS

- BALTAGI, B. **Econometrics**. Springer, 2008.
- BROWN, S. et al. The returns to value and momentum in Asian Markets. **Emerging Markets Review**, v. 9, n. 2, p. 79-88, 2008.
- COSTA JR., N. C. A. D.; NEVES, M. B. E. D. VARIÁVEIS FUNDAMENTALISTAS E OS RETORNOS DAS AÇÕES. **Revista Brasileira de Economia**, 2000.
- DANIEL, K.; TITMAN, S. Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns. **NBER Working Paper**, 1996.
- DORAN, J. S.; PETERSON, D. R.; WRIGHT, C. **Market Efficiency and Its Importance to Individual Investors - Surveying the Experts**. SSRN, 2007.
- ELESWARAPU, V.; REINGANUM, M. The Predictability of Aggregate Stock Market Returns: Evidence Based on Glamour Stocks*. **The Journal of Business**, v. 77, n. 2, p. 275-294, 2004.
- FAMA, E.; FRENCH, K. The CAPM: Theory and Evidence. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.
- FAMA, E.; MACBETH, J. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607, 1973.
- FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.
- GRAHAM, B. **Security Analysis**. McGraw-Hill, 1934.
- JAGANNATHAN, R.; WANG, Z. **The conditional CAPM and the cross-section of expected returns**. Federal Reserve Bank of Minneapolis. 1996.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. McGraw-Hill, 1997.
- KEIM, D. Financial Market Anomalies. **New Palgrave Dictionary of Economics**, v. 2, 2008.

- LEWELLEN, J. Predicting returns with financial ratios. **Journal of Financial Economics**, v. 74, n. 2, p. 209-235, 2004.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.
- LOPES, A. B.; GALDI, F. C. **Does Financial Statement Analysis Generate Abnormal Returns Under Extremely Adverse Conditions?** VII Encontro Brasileiro de Finanças. São Paulo 2007.
- LUCENA, P. et al. **Testando o "Mito de Investimento": é uma boa estratégia investir em ações de baixo Índice P/L no Brasil?** VIII Encontro Brasileiro de Finanças. Rio de Janeiro 2008.
- MALKIEL, B. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. **Journal of Economic Perspectives**, v. 17, n. 1, p. 59-82, 2003.
- MALKIEL, B. G. Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later. **The Financial Review**, v. 40, n. 1, p. 1-9, 2005.
- MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.
- MARTIN, L.; STIJN VAN, N. Reconciling the Return Predictability Evidence. **Review of Financial Studies**, v. 21, n. 4, p. 1607-1652, 2008.
- MELLONE Jr, G. **EVIDÊNCIA EMPÍRICA DA RELAÇÃO CROSS-SECTION ENTRE RETORNO E EARNINGS TO PRICE RATIO E BOOK TO MARKET RATIO NO MERCADO DE AÇÕES DO BRASIL NO PERÍODO DE 1995 A 1998**. ENANPAD. Foz do Iguaçu 1999.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.
- MUSSA, A. et al. **A INFLUÊNCIA DAS CONDIÇÕES DO MERCADO ACIONÁRIO E DA POLÍTICA MONETÁRIA NO COMPORTAMENTO DOS INDICADORES DE RISCO TAMANHO, ÍNDICE BOOK-TO-MARKET E MOMENTO, NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**. VIII Encontro Brasileiro de Finanças. Rio de Janeiro 2008.
- OLIVEIRA, R. D. F.; CARRETE, L. S. **Estudo Empírico Sobre A Previsibilidade Do Retorno De Mercado No Brasil**. Quinto Encontro Brasileiro de Finanças. São Paulo 2005.
- PANDEY, I. M. **The Expected Stock Returns of Malaysian Firms: A Panel Data Analysis**. Indian Institute of Management Ahmedabad, Research and Publication Department Sep. 2001.
- PONTIFF, J.; SCHALL, L. Book-to-market ratios as predictors of market returns. **Journal of Financial Economics**, v. 49, n. 2, p. 141-160, 1998.
- RENSBURG, P. V.; JANARI, E. Firm-specific characteristics and the cross-section of Australian stock exchange returns. **Journal of Asset Management**, v. 9, n. 3, p. 193-214, 2008.
- 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.
- SHEN, P. **Market-Timing Strategies That Worked**. SSRN, 2002.
- WELCH, I. **Views of Financial Economists on the Equity Premium and on Professional Controversies**. SSRN, 1999.
- WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. MIT Press, 2002.