

Análise da utilização de um modelo de quatro fatores como ferramenta auxiliar para gestão de carteiras baseadas no IBrX

Luiz Eduardo Carvalho Terra de Faria[†]

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO)

Walter Lee Ness Jr.^Ω

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO)

Marcelo Cabus Klotzle[¥]

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO)

Antonio Carlos Figueiredo Pinto[£]

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO)

RESUMO: Esta pesquisa utilizou como banco de dados os ativos que compuseram o índice IBrX no período de maio de 2002 a dezembro de 2007, examinando a influência das variáveis beta, valor de mercado, índice preço/lucro e índice valor contábil/valor de mercado no comportamento no mercado brasileiro, confrontando o resultado com outras pesquisas realizadas no Brasil. Ao investigar a influência do beta este trabalhou buscou verificar se as premissas adotadas pelo CAPM são válidas no modelo proposto por este estudo. As técnicas de estimação utilizadas nesta pesquisa para estimar o grau de influência das variáveis foram o SUR e o TSCS. Os resultados apontaram significância para as variáveis índice Preço/Lucro e valor de mercado. Porém, a variável valor contábil/valor de mercado foi a que apresentou maior estabilidade sendo significativa em todos os modelos propostos. Em relação ao CAPM a pesquisa apontou que todas as variáveis analisadas apresentaram algum grau de influência nas variações *cross-section* das rentabilidades médias das ações, sinalizando que além do beta, outros fatores podem estar associados ao comportamento dos ativos.

Palavras Chave: CAPM; IBrX; índice preço/ lucro; valor de mercado; índice valor contábil/valor de mercado.

Recebido em 07/09/2009; revisado em 23/06/2010; aceito em 05/08/2010; disponível em 21/10/2011

Correspondência autores*:

[†] Mestrado em Administração pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO).

Vinculação: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO).

Endereço: Rua Marquês de São Vicente, 225, Gávea - Rio de Janeiro - RJ - Brasil
CEP: 22453-900

E-mail: ado_rj@yahoo.com.br
Telefone: (21) 21389201

^Ω Ph.D em economia pelo Massachusetts Institute of Technology (EUA).

Vinculação: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO).

Endereço: Rua Marquês de São Vicente, 225, Gávea - Rio de Janeiro - RJ - Brasil
CEP: 22453-900

E-mail: ness@iag.puc-rio.br
Telefone: (21) 2138-9201

[¥] Ph.D em economia pela Katholische Universität Eichstätt (Alemanha).

Vinculação: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO).

Endereço: Rua Marquês de São Vicente, 225, Gávea - Rio de Janeiro - RJ - Brasil
CEP: 22453-900

Email: klotzle@iag.puc-rio.br
Telefone: (21) 2138-9310

[£] Doutor em economia pela Fundação Getúlio Vargas (FGV/RIO)

Vinculação: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO).

Endereço: Rua Marquês de São Vicente, 225, Gávea - Rio de Janeiro - RJ - Brasil
CEP: 22453-900

E-mail: figueiredo@iag.puc-rio.br
Telefone: (21) 2138-9201

Nota do Editor: Esse artigo foi aceito por Antonio Lopo Martinez



Esta obra está licenciada sob a Licença Creative Commons – Atribuição-Uso não-comercial-Compartilhamento pela mesma licença 3.0 Unported License

1. INTRODUÇÃO

Ao acompanhar as grandes transformações sofridas pela economia brasileira, proporcionadas pelo longo processo de estabilização econômica experimentada a partir da implementação do plano Real, em julho de 1994, a indústria de fundos de investimento se sofisticou, elevando o grau de especialização de seus participantes e aumentando a competitividade entre os seus agentes.

Em dezembro de 2007, segundo a ANBID (Associação Nacional de Bancos de Investimento), esta indústria atingiu R\$ 1 trilhão de reais em recursos administrados, motivando os profissionais que atuam neste segmento a pesquisar novas ferramentas de gestão de recursos com o intuito de agregar maior retorno aos seus clientes, especialmente à fatia voltada para a aplicação dos recursos em renda variável.

O trabalho sobre a composição de uma carteira com o objetivo de estudar estratégias de investimento em ações não é novo e foi desenvolvido basicamente a partir da década de 50, por Markowitz (1952), que proporcionou ao investidor, com seu modelo, uma abordagem quantitativa principalmente na mensuração do risco, através da otimização de portfólios.

A partir de pesquisas que visavam testar a aplicabilidade do CAPM, novos trabalhos surgiram, desafiando a utilização do beta como uma simples medida de risco para um ativo. Também ocorrem estudos que utilizaram variáveis econômico-financeiras relacionadas às empresas ou ao mercado e sua variabilidade. Tais variáveis podiam ser utilizadas para capturar informações sobre riscos associados a cada empresa. Esses conhecimentos constataram incompatibilidades do movimento dos preços com os conceitos estabelecidos pelos modelos tradicionais de apreçamento, definidos como anomalias pela literatura de finanças. Dentre eles podem-se destacar as pesquisas realizadas por: Chan, Hamao e Lakonishok (1991), Fama e French (1992 e 1993) e Carhart (1997).

No Brasil existem pesquisas sobre o tema concluídas por Hazzan (1991), Braga, Costa Jr. e Mescolin (1997), Lima Jr. (2003), Malaga e Securato, 2004 e Medeiros (2009), dentre outras.

O objetivo principal deste estudo consiste, portanto em investigar a influência dos fatores beta, P/L (índice Preço/Lucro), Valor de Mercado (tamanho da firma) e índice Valor Contábil/Valor de Mercado (VC/VM), nos retornos das ações brasileiras pertencentes à carteira teórica do IBrX no período compreendido entre maio de 2002 a dezembro de 2007. Isto serve de base para se tentar identificar, dentre as variáveis selecionadas para o estudo,

qual a que possui maior influência nas variações *cross-section* das rentabilidades médias das ações.

Uma vez identificadas estas variáveis e confrontando os resultados desta pesquisa com os achados de estudos internacionais e nacionais, este trabalho adicionalmente fornece uma contribuição para o estudo das anomalias financeiras no mercado de capitais brasileiro. Desta forma, o gestor de carteiras também pode se beneficiar das evidências destas anomalias com o intuito de gerar excesso de retorno em seus portfólios.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1. PESQUISAS INTERNACIONAIS

Uma série de trabalhos apresenta a existência de regularidades no comportamento dos ativos que podem ser caracterizadas como inconsistentes (ou anômalas) com respeito tanto às hipóteses de eficiência, quanto aos modelos tradicionais de apreçamento de ativos. Eles documentaram que é possível explicar a diferença encontrada entre as rentabilidades médias dos ativos quando são controlados para diferenças no risco sistemático existente entre eles, que é medido pelo coeficiente beta do CAPM, utilizando-se variáveis tais como a capitalização de ações (Banz, 1981), a razão preço/lucro (Basu, 1977) ou a razão valor contábil/preço (Chan, Hamao e Lakonishok, 1991; Fama e French, 1992).

Basu (1977) procurou demonstrar a relação entre a performance das ações e o seu índice de P/L (Preço/Lucro) no mercado norte americano, analisando empresas constantes no NYSE durante os anos de 1956 a 1971. Inicialmente, estratificou diferentes portfólios de acordo com o fator P/L, concluindo que os portfólios possuidores da menor relação P/L apresentaram retorno ajustado ao risco maior do que os portfólios de maior relação P/L. Por fim, demonstrou a superioridade da estratégia de rebalanceamento anual, segundo o critério de menor P/L, que permitira aos investidores um retorno anormal em relação às carteiras selecionadas de maneira aleatória de mesmo risco sistemático (β) beta.

Banz (1981), por sua vez, utilizando dados obtidos também do mercado de ações norte americano, constatou a existência de retorno superior ajustado ao risco para as empresas de menor capitalização de mercado, comparativamente àquelas de maior valor de mercado. Esta constatação ficou conhecida como “efeito tamanho”. Em sua pesquisa o autor aponta para evidências de problemas de má especificação do CAPM, onde verificou que, na média, pequenas empresas da NYSE apresentaram retornos ajustados ao risco significativamente maiores do que os de grandes empresas, analisados sobre o período considerado. Ele verificou

que este efeito, oriundo do tamanho, não é linear em relação à proporção de mercado (ou ao logaritmo da proporção de mercado), mas é maior nas pequenas empresas selecionadas para a amostra.

Nas últimas décadas merece destaque o trabalho de Fama e French (1992), ao analisarem todas as ações de empresas não-financeiras negociadas nos três principais mercados de ações norte americano durante o período de 1963 a 1990. Surpreenderam o mundo das finanças ao afirmar que não haviam encontrado relação significativa entre retorno e riscos sistemáticos e que outros indicadores de valor, como a relação entre o valor de mercado e o valor patrimonial e o rendimento dos dividendos, estariam mais associados aos retornos das ações analisadas. Os principais resultados apresentados de forma resumida, foram: a) apontaram que as ações de valor proporcionaram retornos médios anuais superiores aos das ações de crescimento e de menor beta. b) quando os efeitos do beta foram separados dos efeitos causados pelo tamanho, não existiu relação aceitável entre o beta e os retornos médios. Neste sentido, os autores sugerem que a razão VPA/P (valor patrimonial da ação/preço) e o tamanho da firma seriam fatores que melhor explicariam o retorno das ações das empresas analisadas.

Chan, Hamao e Lakonishok (1991) realizaram um estudo no mercado de ações japonês para o período compreendido entre janeiro de 1971 a dezembro de 1988, procurando relacionar as diferenças entre a rentabilidade das ações com o comportamento de quatro variáveis fundamentais: o lucro, o valor de mercado, o índice valor contábil/valor de mercado e o retorno de fluxo de caixa (*cash flow yield*). Das quatro variáveis investigadas, os autores concluíram que o índice valor contábil/valor de mercado era o que apresentava maior nível de significância, e que a variável fluxo caixa apresentava um poder de explicação maior que o apresentado pela variável Lucro/Preço.

Carhart (1997) fez um estudo que adicionou aos tradicionais três fatores do modelo de Fama e French (1992), o efeito Momento, tanto que seu trabalho ficou conhecido como modelo de quatro fatores. O efeito Momento tinha sido constatado poucos anos antes por Jegadeesh e Titman (1993), que descobriram que ações com retornos baixos nos três a doze meses anteriores tendiam a piorar seus desempenhos nos próximos três a doze meses, enquanto ações com retornos extraordinários no mesmo período exibiam uma tendência a manter altos retornos nos três a doze meses seguintes. Carhart (1997) operacionalizou o efeito Momento como sendo o beta associado à diferença do retorno entre as carteiras vencedoras menos as perdedoras, que eram formadas e corrigidas mensalmente. O estudo de Carhart

(1997) se baseou em dados mensais de fundos de ações de 1963 a 1992 e conseguiu encontrar evidências empíricas para demonstrar a superioridade do seu modelo de quatro fatores em relação ao modelo de três fatores de Fama e French (1992) na explicação dos retornos das ações.

Esses estudos citados acima revolucionaram no sentido de incluir novas variáveis que pudessem explicar melhor o retorno das ações, em relação a um modelo de um fator só, que é o CAPM. Assim os estudos de Basu (1977) e Banz (1981) mostraram respectivamente a importância do índice P/L e tamanho respectivamente. O efeito dessas duas variáveis foi confirmado quando Fama e French (1992) introduziram o famoso modelo de três fatores, mostrando que quando o índice VPA/P e o tamanho eram introduzidos no modelo, o beta de mercado perdia significância. O modelo de Fama e French (1992) por fim foi incrementado pelo modelo de Carhart (1997), quando introduziu o efeito Momento em adicional aos três fatores de Fama e French (1992), demonstrando que este fator incrementava consideravelmente explicação dos retornos das ações. Por fim o estudo de Chan, Hamao e Lakonishok (1991) foi inovador no sentido de sugerir outras variáveis de natureza contábil, como o lucro e o retorno de fluxo de caixa, como variáveis explicativas dos retornos acionários.

2.2. PESQUISAS REALIZADAS NO BRASIL

Hazzan (1991) testou o índice P/L para o período compreendido entre junho/1981 até maio de 1988, sendo seu objetivo analisar as anomalias do efeito P/L e do efeito tamanho da firma, em carteiras agrupadas por ações negociadas na Bovespa. Os resultados de seu estudo apontaram que na direção de que as carteiras compostas de ações com menor relação P/L apresentaram melhor desempenho do que as de P/L mais elevado.

Neves (1996) examinou a influência das variáveis beta, valor de mercado, índice preço/lucro e índice valor contábil/valor de mercado, utilizando ações negociadas à vista na Bolsa de Valores de São Paulo, durante o período de março de 1987 a fevereiro de 1996. Encontrou influência das variáveis analisadas, sendo que a mais significativa foi o beta de mercado, seguido pelo índice valor contábil/ valor de mercado.

Braga, Costa Jr. e Mescolin (1997), com base na metodologia apresentada por Fama e French (1995), analisaram a relação risco-retorno entre ações de valor e crescimento, utilizando carteiras formadas por VPA/P, lucro por ação/preço (LPA/P) e *dividend yield* (DIV/P), para o período de janeiro de 1986 a junho de 1996. Desta forma, os autores

constatarem a ocorrência de retorno adicional absoluto para carteiras de valor, sem que isto pudesse ser explicado pela ocorrência de maior risco, caracterizado pelo beta. Verificaram, também, que não se caracterizou efeito semelhante para as variáveis lucro/preço e *dividend yield*.

Rodrigues (2000) concentrando-se no modelo de três fatores de Fama e French, verificou a ocorrência do efeito valor no mercado brasileiro para o período de junho de 1991 a maio de 1999. E conclui pela existência de um efeito tamanho inverso, onde empresas de maior capitalização apresentaram retornos mais expressivos para o período proposto pelo estudo. O autor encontrou um coeficiente de correlação muito elevado (0,62) entre as variáveis HML (*High minus Low*) e SMB (*Small minus Big*), e fez sua análise utilizando modelos de regressões nos quais os efeitos Valor e Tamanho nunca estivessem presentes de forma simultânea.

Malaga e Securato (2004) testaram o modelo de três fatores de Fama e French para as ações listadas na BOVESPA no período 1995-2003. O objetivo do estudo foi identificar se as variações dos retornos das ações podiam ser explicadas por três fatores: o mercado, o tamanho da empresa e o índice *Book-to-Market*, ou índice B/M, definido pela relação entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido. Os resultados do estudo indicaram não só que o modelo de três fatores era superior ao CAPM na explicação dos retornos das ações da amostra utilizada, como também que todos os três fatores eram estatisticamente significantes. Entretanto o prêmio pelo tamanho foi negativo, indicando que, no mercado brasileiro, empresas maiores oferecem taxas de retorno superiores àquelas das empresas de menores porte.

Lima Jr (2003) fez um estudo das anomalias no apreçamento de ações no mercado brasileiro para o período de junho de 1994 a dezembro de 2001, utilizando o modelo de Carhart (1997). As variáveis fundamentais analisadas foram a Capitalização de Mercado, Razão P/VPA = $1/(VP/VM)$ e Momento (caracterizado pelo retorno no trimestre imediatamente anterior). O autor verificou a ocorrência do efeito tamanho no mercado brasileiro de ações e do efeito valor, ou seja, de um excesso de retorno ajustado ao risco das empresas de maior relação Valor Patrimonial / Valor de Mercado. Entretanto, o fator Momento não foi significativo, mostrando a superioridade do modelo de três fatores de Fama e French.

Mussa, Santos e Famá (2007), por sua vez ao testarem o modelo de quatro fatores no mercado brasileiro, chegaram a resultados opostos a Lima Jr. (2003). A amostra se baseou nas BBR, *Braz. Bus. Rev. (Port. ed., Online)*, Vitória, v. 8, n. 4, Art. 4, p. 70-93, out. - dez. 2011

ações listadas na BOVESPA no período de 1995 a 2006 e o modelo de quatro fatores se mostrou superior tanto ao de três fatores de Fama e French quanto ao CAPM. Dos quatro fatores, o fator mercado foi o que se mostrou mais consistente, explicando parte das variações em todas as carteiras e modelos testados. Os outros três fatores adicionais (tamanho, índice B/M e momento), mostraram-se também significativos, entretanto a relevância de cada fator variou de acordo com as características de cada carteira formada. Outro ponto interessante foi que, ao contrário do estudo de Fama e French (1992), o prêmio pelo fator tamanho apresentou-se negativo, mas corroborando os resultados encontrados por Málaga e Securato (2004). O prêmio pelo fator momento também foi negativo, indo em direção oposta aos resultados de Carhart (1997) para o mercado americano.

Neto (2008) comparou o modelo de Carhart (1997) com o de três fatores de Fama e French para o mercado acionário brasileiro no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2006. Um primeiro resultado interessante do estudo de Neto (2008) foi que a inclusão do efeito momento não aumentou o poder explicativo do modelo em relação ao modelo de três fatores, que por sua vez foi superior ao modelo CAPM. O fator que se mostrou mais significativo foi o tamanho, já que as carteiras com empresas de menor tamanho tiveram um desempenho melhor que as carteiras com empresas de maior porte.

Medeiros (2009) analisou os retornos das ações das empresas brasileiras de energia elétrica entre 1997 e 2007 usando como base os modelos CAPM, o modelo de Fama e French (1992) e o modelo de Carhart (1997). O fator com maior poder explicativo foi o beta de mercado, evidenciando superioridade do modelo CAPM, quando confrontado tanto com o modelo de Fama e French quanto com o modelo de Carhart.

Com base na análise dos estudos brasileiros, é possível concluir que não existe uma superioridade de um fator ou de um modelo sobre o outro, além do fato de alguns resultados se mostrarem parcialmente diferentes dos estudos internacionais. Estes se referem à existência do efeito tamanho, mas no sentido inverso, onde empresas maiores mostram um desempenho melhor que as menores (Mussa, Santos e Famá, 2007; Malaga e Securato, 2004 e Rodrigues, 2000), a não significância do fator momento (Lima Jr., 2003; Neto, 2008 e Medeiros, 2009) e a relação negativa entre momento e desempenho (Mussa, Santos e Famá, 2007).

3. METODOLOGIA

O presente estudo pretende desenvolver suas análises utilizando regressões em dados de painel. Esta técnica permite a combinação de dados de séries temporais e em corte transversal, aumentando a quantidade de informação disponível.

Conforme Hsiao (1986), outra vantagem oferecida pelo método consiste no aumento do número de graus de liberdade e, conseqüentemente, gerando a diminuição da colinearidade entre as variáveis explicativas, pois permite a utilização de um número maior de observações.

O modelo geral para os dados em painel é representado por:

$$y_{it} = \beta_{oit} + \beta_{1it}x_{1it} + \dots + \beta_{nit}x_{kit} + e_{it} \quad (1)$$

Nesta notação, o subscrito i denota os diferentes indivíduos e o t indica o período de tempo. β_{oit} corresponde ao parâmetro de intercepto e β_{nit} ao coeficiente angular correspondente a K -ésima variável explicativa do modelo.

Dentre os modelos que combinam dados de série temporais com dados em corte transversal, três são os mais utilizados: o primeiro deles compreende o SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*), também chamado Modelo de Regressão Aparentemente Não-relacionado, que será utilizado nesta pesquisa e, os outros dois, são os Modelo de Efeitos Fixos e de Efeitos aleatórios, que não são objetos desta pesquisa.

Em relação ao modelo geral para dados em painel o SUR sofre algumas especificações abaixo especificadas, conforme Hill, Griffiths e Judge (1999):

$$\beta_{oit} = \beta_{oi} \quad \beta_{1it} = \beta_{1i} \quad \dots \quad \beta_{kit} = \beta_{ki} \quad (2)$$

Ao promover estas alterações, o modelo SUR passa a supor que o intercepto e os parâmetros de resposta diferem entre os indivíduos, mas permanecem constantes ao longo do tempo. Sendo assim, o modelo é dado por:

$$y_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i}x_{1it} + \dots + \beta_{ki}x_{kit} + e_{it} \quad (3)$$

Além disso, existem duas suposições básicas acerca do modelo SUR:

$$Var(e_{it}) = \sigma^2_i \quad e \quad Var(e_{jt}) = \sigma^2_j, \quad sendo \sigma^2_i \neq \sigma^2_j \quad (4)$$

$$Cov(e_{it}, e_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0 \quad (5)$$

A primeira suposição indica que a variância do erro é constante, mas alterna de uma equação para outra, sinalizando a ocorrência de heterocedasticidade entre as diferentes unidades observadas. Já a segunda suposição aponta para a existência de correlação

contemporânea. Em outras palavras, indica que existe correlação entre os erros das diferentes equações para o mesmo período de tempo. Devido a isso o SUR utiliza, num segundo estágio, o método dos mínimos quadrados generalizados GLS (*Generalized Least Squares*), considerando a correlação contemporânea entre resíduos e fornecendo um melhor estimador não viesado.

O estudo utilizou todas as ações listadas na Bovespa (Bolsa de Valores de São Paulo), pertencentes à carteira teórica do IBRX – índice Brasil, no período compreendido entre maio de 2002 a dezembro de 2007.

Uma opção a ser analisada poderia ser a atualização da série até dezembro de 2009, para incluir o período da crise do *subprime*, entretanto, o problema seria se houvesse uma quebra estrutural na série, no momento do impacto da crise nos mercados de capitais brasileiros. É importante ressaltar que ao se usar modelos de séries temporais se deve sempre considerar a questão da estabilidade dos parâmetros ao longo da amostra. A existência de pelo menos uma alteração estrutural poderá resultar em erros de inferência e de previsão se tais quebras não forem devidamente tidas em conta (Brooks, 2008).

Para avaliar se houve quebra estrutural no período em análise, foi utilizado neste estudo a evolução do IBRX 50, já que a capitalização de mercado deste índice está bem próxima do IBOVESPA (BMFBOVESPA, 2010).

A figura 1 mostra a evolução do índice IBRX 50 no período entre maio de 2002 e dezembro de 2009. Conforme pode ser observada nesta figura há uma queda abrupta e contínua do índice a partir de maio de 2008, só vindo a se recuperar a partir de fevereiro de 2009.

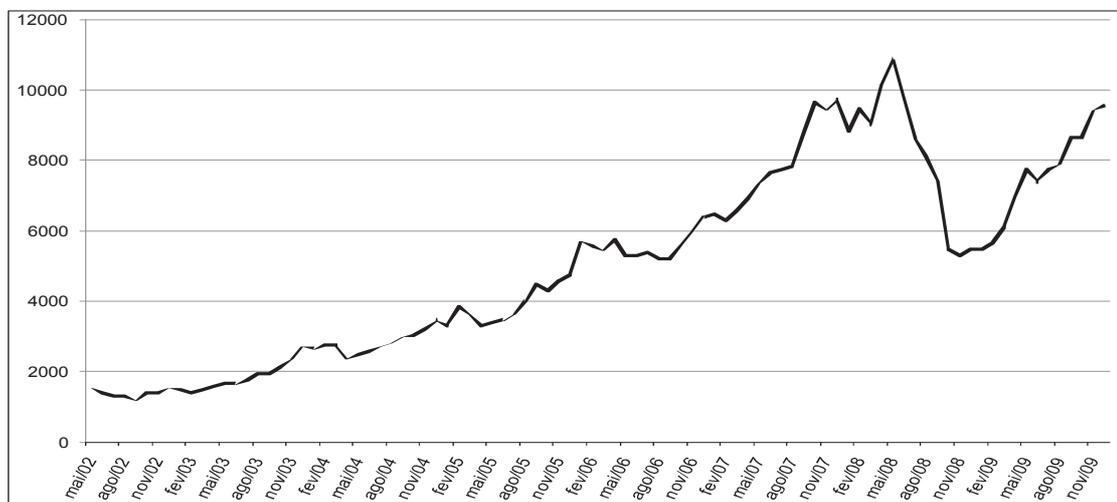


Figura 1: Evolução do IBRX-50 no período de maio de 2002 a dezembro de 2009

Fonte: Cálculo dos autores baseados em dados da BMFBOVESPA

Baseado nisto o estudo aplicou um teste de estabilidade de *Chow* para examinar se em maio de 2008 houve uma quebra estrutural.

O teste de *Chow* permite testar a estabilidade do modelo estimado ou verificar mudanças estruturais ao longo do período de estimação e se baseia nas seguintes hipóteses:

H_0 : igualdade dos coeficientes em dois períodos diferentes

H_A : coeficientes diferentes

O teste de *Chow* envolve os seguintes passos (Brooks, 2008):

- 1) Dividir o período total T em dois sub-períodos diferentes com T_1 e T_2 observações, respectivamente.
- 2) Estimar o modelo com todas as observações $T = T_1 + T_2$ e determinar a soma dos quadrados dos resíduos SQR_T com $T_1 + T_2 - k$ graus de liberdade onde k é o número total dos coeficientes do modelo.
- 3) Estimar separadamente o modelo no período T_1 e período T_2 e determinar a soma dos quadrados dos resíduos SQR_1 e SQR_2 com $T_1 - k$ e $T_2 - k$ graus de liberdade, respectivamente.
- 4) Definir o teste estatístico F da seguinte forma:

$$F = \frac{[SQR_T - (SQR_1 + SQR_2)]/k}{(SQR_1 + SQR_2)/(T_1 + T_2 - 2k)} \sim F_{k, T+T-2k} \quad (6)$$

O critério da estabilidade ou igualdade dos coeficientes nos dois períodos (hipótese H_0) implica que:

$$F < F_{T_1+T_2-2k}(1-\alpha) \quad (7)$$

A tabela 1 mostra o resultado do teste de *Chow* tendo como base o mês de maio de 2008 para a divisão do período total:

Tabela 1: Teste de Estabilidade de Chow para o log do IBrX 50 com base no mês de maio de 2008			
Período: Maio de 2002 a Dezembro de 2009			
Estatística F	27.58695	Valor p da Estatística F(1,91)	0.0000

Como pode ser visto na tabela 1, a hipótese nula de ausência de quebra estrutural em maio de 2008 foi rejeitada com um grau de significância de 1%, implicando que em maio de 2008 houve uma mudança abrupta na tendência da série. Com base nisto o trabalho manteve o período de análise até dezembro de 2007.

Para a taxa livre de risco, que é necessária para a utilização do modelo CAPM, o estudo se baseou nas taxas SELIC, fornecidas pelo Banco Central do Brasil, que representam as taxas médias mensais do mercado secundário de títulos federais.

Inicialmente foram construídas carteiras balanceadas pelos indicadores P/L (índice de preço/lucro) e valor de mercado com ações constantes nas carteiras teóricas do IBrX, do período citado acima. Cabe destacar, que a carteira teórica deste índice tem vigência de quatro meses, vigorando para os períodos de janeiro a abril, maio a agosto e setembro a dezembro. Portanto, as carteiras objeto da análise foram rebalanceadas a cada quatro meses.

Para assegurar que a formação das carteiras de ações fosse composta após as informações contábeis do ano anterior e permanecesse amplamente conhecida pelo público, as variáveis fundamentalistas foram estimadas com base nos balanços de dezembro do ano anterior. Além disso, uma vez que o trabalho teve dados de balanço como base, foi necessário que todas as empresas selecionadas tivessem apresentado seus balanços com os mesmos critérios contábeis e encerrado o ano fiscal em 31 de dezembro.

As variáveis fundamentalistas utilizadas foram as seguintes:

- Índice preço/lucro (P/L) – determinado pela divisão entre o preço de fechamento da ação no mês t e o lucro por ação em dezembro do ano anterior;
- Valor de mercado (VM) – determinado pela multiplicação entre o preço de fechamento da ação no mês t e o número de ações existentes ao final do mês t ;
- Índice Valor contábil da ação/ Valor de Mercado (VC/VM) – determinado pela divisão entre o valor contábil da ação em dezembro do ano anterior e o valor de mercado desta ação ao final do mês t .

Assim, de acordo com o procedimento acima, pode ser afirmado que o lucro por ação mensal representa o quociente entre o lucro líquido apurado em dezembro do ano anterior e o número de ações calculado a cada mês do ano atual, a partir de maio de 2002, fazendo com que todas as variáveis fundamentalistas flutuem dentro do período de verificação proposto pelo estudo.

O cálculo dos retornos nominais mensais ajustados aos proventos das diversas ações, por sua vez, se baseou na seguinte equação:

$$R_{j,t} = LN (P_{j,t} / P_{j,t-1}) \quad (8)$$

Onde:

$R_{j,t}$, é o retorno total da ação j , no mês t , em sua forma logarítmica;

$P_{j,t}$, é a cotação de fechamento da ação j , no mês t , ajustada a todos os proventos ocorridos no período;

$P_{j,t-1}$ é a cotação de fechamento da ação j , no mês $t-1$.

No processo de formação das carteiras, foi utilizado o mesmo procedimento adotado por Chan, Hamao e Lakonishok (1991) e, posteriormente, adotado por Neves (1996), ou seja, ordenar segundo as três variáveis fundamentalistas. Para isso, foi necessário identificar a quantidade mínima de ações por carteira no mercado brasileiro, Neste sentido merece destaque o estudo de Brito (1989), que concluiu que uma carteira composta por oito ações já elimina a maior parte dos riscos diversificáveis no mercado acionário brasileiro.

Na primeira etapa do processo de construção das carteiras, as ações que faziam parte da carteira do índice IBrX foram ordenadas de forma crescente pela variável índice P/L. Este procedimento teve como objetivo inicial identificar as ações que apresentaram resultados negativos em seu período. Posteriormente, as ações foram divididas em três grupos. O primeiro grupo (grupo 0) continha todas as ações que apresentarem lucro negativo e, portanto, P/L negativo, que não fazia parte da análise deste estudo. Os grupos 1 e 2 continham números iguais de ações, com P/L positivo e crescentes, sendo estas as ações analisadas.

Na segunda etapa, as ações foram inicialmente ordenadas pelo índice P/L e, subdividas em grupos 1 e 2, foram novamente ordenadas pela variável valor de mercado e subdividas em outros 2 novos grupos.

Na última etapa, novamente os 4 grupos foram ordenados pela variável valor contábil/valor de mercado e subdivididos em 2 novos grupos, totalizando 8 carteiras, que em média apresentaram 10 ações em cada uma, sendo todas objeto de estudo desta pesquisa.

Encerrado a análise deste processo de formação da carteira, o estudo propôs dois processos adicionais com o objetivo de validar os resultados verificados ao analisarem-se as 8 carteiras iniciais.

O primeiro consistiu na inversão do processo de ordenação das carteiras realizado de duas formas distintas, ou seja, num primeiro momento as ações pertencentes aos grupos 1 e 2 (ações com P/L positivo) foram inicialmente ordenadas pela variável valor de mercado, posteriormente pela variável P/L e, finalmente, pela relação VC/VM, repetindo todas as etapas verificadas no processo inicial, com 8 novas carteiras ao final do processo. No segundo

critério de ordenação as ações pertencentes aos grupos 1 e 2 foram ordenadas pela variável VC/VM, posteriormente pela variável P/L e, finalmente, pela variável valor de mercado, repetindo todas as etapas verificadas no processo inicial, gerando novamente 8 novas carteiras.

A segunda metodologia para a construção das carteiras consistiu na repetição de todas as formas de ordenação para a criação dos portfólios analisados nesta pesquisa e apresentados inicialmente, porém, com a introdução de uma suavização das variáveis P/L, VM e VC/VM através da divisão mês a mês, da média *cross-section* correspondente ao quadrimestre anterior, acompanhando as mudanças da carteira teórica do IBrX. Isto visou obter uma maior estacionariedade destas variáveis. Com este procedimento, a nova base de dados para as novas carteiras construídas passou a abranger o período de setembro 2002 a dezembro 2007, reduzindo de 68 para 64 meses o período analisado.

Os testes econométricos aplicados inicialmente utilizaram a metodologia do modelo de regressão SUR- *Seemingly Unrelated Regression*, também conhecido como *Joint Generalized Least Squares* ou regressão de Zellner (1962).

Seguindo a linha de pesquisa utilizada por Chan, Hamao e Lakonishok (1991) e posteriormente por Neves (1996), foi executado também um teste através de uma metodologia alternativa ao SUR, que consiste em uma nova verificação dos resultados por meio do emprego da técnica TSCS (*Times Series Cross-Section Analysis*). Esta técnica leva em consideração a autocorrelação e a heterocedasticidade entre as unidades de *cross-section*, ao longo do horizonte temporal. O modelo empregado é o mesmo utilizado pela metodologia SUR.

O modelo básico deste estudo é baseado na seguinte equação:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_{p1} (R_m - R_f) + \alpha_1 (P/L)_{pt} + \alpha_2 (LVM)_{pt} + \alpha_3 (VC/VM)_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (9)$$

Onde:

p representa as carteiras, variando de 1 a 8;

t representa cada observação mensal, variando de 1 a 68;

R_{pt} é o retorno da carteira p no mês t;

R_{ft} é a taxa livre de risco no mês t;

R_m é o retorno do mercado representado pelo IBrX;

$(P/L)_{pt}$ é a média do P/L das ações da carteira p no mês t;

$(LVM)_{pt}$ é a média do logaritmo natural do valor de mercado das empresas da carteira p no mês t.

$(VC/VM)_{pt}$ é a média do quociente da divisão entre o valor contábil e o valor de mercado das empresas da carteira p no mês t .

No presente estudo, o beta (β) foi estimado pela regressão linear simples entre os retornos mensais das ações com o retorno do IBrX. Foram utilizados retornos mensais de 24 meses apesar do período do estudo englobar 68 meses. Isto se deve a limitações impostas pela composição do IBrX, que em seu critério de composição estabelece que as ações devam estar entre as 100 melhores classificadas quanto aos seus índices de liquidez, apurados nos doze meses anteriores à reavaliação, e terem sido negociadas em pelo menos 70% dos pregões ocorridos nos doze meses anteriores à formação da carteira.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A tabela 2 abaixo contém uma análise descritiva das carteiras formadas pelas três variáveis analisadas nesta pesquisa, adotando o procedimento descrito a seguir:

Todas as ações pertencentes à carteira teórica do IBrX, divulgadas a cada quatro meses, foram ordenadas individualmente pelas variáveis P/L, VM e VC/VM. Para cada uma destas variáveis, foram formadas quatro carteiras para valores positivos, e uma carteira especial para variáveis que apresentaram valores negativos. Neste caso, exclusivamente para a variável P/L, já que as ações que apresentaram P/L negativos não incorporaram os ativos das demais carteiras, pois as premissas para a elaboração desta pesquisa excluem estes ativos de sua análise.

Também são apresentados os coeficientes de beta estimados a partir da regressão simples de cada ativo individualmente em relação ao IBrX e, posteriormente, ponderados igualmente na composição de cada carteira. O N representa a média de ações de cada carteira. Ademais, cabe assinalar, que os valores no campo valor de mercado encontram-se em bilhões de reais.

As carteiras com a maior relação P/L apresentaram um retorno médio menor dentre as carteiras com P/L positivo. Neste caminho, as carteiras 1 e 2 destacaram-se como as carteiras com maior retorno absoluto médio no segmento de carteiras ordenadas pelo P/L, sendo 2,65% a.m. para a carteira 1 e 3,04% a.m. para a carteira 2. Cabe apontar, que se optou pela utilização da mediana em detrimento da média da relação P/L, devido à verificação de valores extremos no banco de dados analisado, o que poderia prejudicar a análise das informações obtidas.

Já as empresas de valor de mercado menor apresentaram um desempenho levemente superior às carteiras com maior valor de mercado, sendo a carteira 2, a que obteve o maior retorno absoluto, com 2,6% a.m. Estes resultados são consistentes com os apresentados por Neto (2008) para o mercado acionário brasileiro.

Em relação aos retornos apresentados pelo critério de ordenação pelo índice valor contábil/valor de mercado, contrariando o observado nos estudos descritos anteriormente, a carteira com maior relação VC/VM, representado através da carteira 4, foi a que apresentou o menor retorno absoluto, de 1,9% ao mês.

Os betas podem estar apontando para uma má especificação do CAPM, uma vez que a carteira o que apresentou o maior beta (de 1,12) foi a que registrou o menor retorno absoluto dentre todas as carteiras analisadas, alcançando o retorno médio de 0,85% a.m. Além disso, a carteira que apresentou o segundo menor beta dentre todas (0,77) foi a que mostrou o maior retorno absoluto médio para o período, de 3,04% a.m. Cabe esclarecer que os retornos não foram ajustados ao risco e que os betas das carteiras foram alterados a cada quatro meses, em função da metodologia do IBrX.

Tabela 2 - Estatística descritiva para carteiras ordenadas pelas variáveis fundamentais

Painel A - Carteiras ordenadas pelo índice P/L					
	Carteira 0	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4
P/L	-37,2	5,15	8,21	13,85	30,5
VM	56,49	14,87	12,25	16,28	11,49
VC/VM	1,49	1,36	0,9	0,89	0,84
Retorno %	0,85	2,65	3,04	2,15	1,9
Desvio Padrão %	4,71	2,63	3,13	2,68	3,11
N	13	20	19	20	19
β IbrX	1,12	0,88	0,77	0,88	0,88
Painel B - Carteiras ordenadas pelo Valor de Mercado					
	Carteira 0	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4
P/L		12,58	17,51	20,44	15,77
VM		22,39	49,26	97,62	44,49
VC/VM		1,38	0,85	0,75	0,99
Retorno %		2,41	2,6	2,14	2,48
Desvio Padrão %		2,75	2,9	2,88	3,31
N		20	19	20	19
β IbrX		0,73	0,77	0,87	1,02
Painel C - Carteiras ordenadas pelo índice valor contábil/ valor de mercado					
	Carteira 0	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4
P/L		17,17	12,53	13,63	16,04
VM		20,08	21,60	13,69	6,35
VC/VM		0,4	1,11	1,8	4,01
Retorno %		2,44	2,47	2,85	1,96
Desvio Padrão %		2,88	2,74	3,07	2,93
N		20	19	20	19
β IbrX		0,83	0,88	0,86	0,84

Fonte: Dados da pesquisa

A tabela 3 contém uma matriz de correlação entre todas as variáveis utilizadas, ordenadas individualmente pelas variáveis P/L, VM e VC/VM. Tem o intuito de se verificar algum grau de correlação entre as variáveis antes da aplicação dos testes econométricos.

Tabela 3 - Matriz de correlação das variáveis fundamentais

MATRIZ DE CORRELAÇÃO				
	IBRx	P/L	VM	VC/VM
IBRx	1	-0.019658	0.328477	0.252884
P/L	-0.019658	1	0.081971	-0.126322
VM	0.328477	0.081971	1	-0.499105
VC/VM	0.252884	-0.126322	-0.499105	1

Fonte: Dados da pesquisa

Os resultados sinalizam alguma correlação entre as variáveis fundamentais, contudo, as variáveis valor de mercado e índice valor contábil/valor de mercado apresentam um grau elevado de 0,49, porém com sinal inverso, indicando que as variáveis podem influenciar o resultado uma das outras, quando comparadas conjuntamente. Cabe ressaltar que este efeito já era aguardado, uma vez que todas as variáveis contêm o preço dos ativos influenciando a sua composição.

A tabela 4 contém uma análise do emprego do SUR nas carteiras formadas pelas quatro variáveis analisadas nesta pesquisa: beta, índice P/L, VM e VC/VM. Todas as oito carteiras foram ordenadas respeitando os critérios apresentados na análise descritiva, ou seja, primeiramente foram ordenadas pelo índice P/L, posteriormente pelo VM e, por último, pelo VC/VM.

A tabela 4 abaixo inclui a análise de 8 modelos, sendo que os quatro primeiros contêm uma análise individual de cada variável analisada no estudo. Os três seguintes incluem as variáveis analisadas em pares e o último modelo inclui uma análise conjunta de todas as variáveis. Nesta etapa, as variáveis fundamentais não foram suavizadas para variações de nível no tempo.

A tabela 4 apresenta resultados distintos dos observados pela análise descritiva apresentada na tabela 2.

Observa-se que as variáveis, quando analisadas individualmente, apresentam significância em seus coeficientes, sendo que as variáveis P/L e VM apontam significância no nível de 10%. Já a variável que mais se destaca é a VC/VM, sendo significativa a 1% em todos os sete modelos. Este efeito do poder explanatório desta variável é denominado de efeito valor. Os resultados confirmam os encontrados por Neves (1996), Braga, Costa Jr. e Mescolin (1997), Lima Jr (2003) e Malaga e Securato (2004) para o mercado brasileiro.

Assim como Fama e French (1992) concluíram em suas pesquisas, a variável Beta não apresentou valor significativo em nenhum dos modelos avaliados. Em que pese seu baixo poder de explicação o beta apresentou algumas limitações devido ao processo de formação do índice IBrX, que inclui em sua carteira teórica empresas com um pequeno histórico de cotações, dificultando a utilização de betas de prazos maiores do que 24 meses. Ainda assim, os resultados apontam que as demais variáveis explicam melhor o excesso de retorno.

Em relação ao R^2 ajustado, o que se verifica é um baixo poder de explicação dos modelos, porém, observa-se uma pequena elevação quando a variável VC/VM é introduzida nos modelos.

Tabela 4 - Relação estimada entre retornos e “variáveis fundamentais” não suavizadas utilizando a regressão SUR

Modelo	Intercepto	Beta Ibrx	P/L	LVM	VC/VM	R2 ajustado
0	0,018748 0,0861*	-0,012042 0,2679				0,026154
1	0,009702 0,4081	-0,010955 0,3114	0,000688 0,0506*			0,012110
2	-0,138653 0,0916*	-0,011560 0,2868		0,010183 0,0541*		0,012003
3	0,026115 0,0200**	-0,008363 0,4370			-0,010499 0,0008***	0,023337
4	-0,124414 0,1305	-0,010929 0,3119	0,000618 0,0806*	0,008752 0,0992*		0,013401
5	-0,022699 0,8041	-0,008499 0,4306		0,003145 0,5893	-0,010060 0,0032***	0,023032
6	0,018959 0,1214	-0,008028 0,4550	0,000495 0,1639		-0,009473 0,0029***	0,020202
7	-0,018926 0,8364	-0,008002 0,4573	0,000493 0,1662	0,002447 0,6751	-0,009305 0,0068***	0,020272

Nota:

Estatística p-value: * significativa ao nível de 10%

** significativa ao nível de 5%

*** significativa ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa

Com o objetivo de corrigir possível erro na especificação do modelo, cada variável fundamental foi dividida pela média *cross-section* do mês do quadrimestre anterior à mudança das carteiras. Os resultados com as variáveis suavizadas são apresentados na Tabela 5 abaixo.

Através da suavização, observa-se uma mudança em relação aos coeficientes estimados, mostrando diferenças em relação aos resultados apresentados na Tabela 4, principalmente quanto ao poder explanatório das variáveis analisadas.

É importante que se ressalte que variável fundamental que mais se destacou continuou sendo o índice valor contábil/ valor de mercado, resultado que segue consistente com os

estudos citados anteriormente. Esta variável foi a única que apresentou forte significância estatística em todos os modelos.

Tabela 5 - Relação estimada entre retornos e “variáveis fundamentais” suavizadas utilizando a regressão SUR

Modelo	Intercepto	Beta Ibrx	P/L	LVM	VC/VM	R2 ajustado
1	-0.019708 0,07976*	-0.009159 0,4142				0,026154
2	-0.005030 0.6951	-0.002886 0.7984	0.014809 0.0004***			0.030529
3	-0.051993 0.1204	-0.009173 0.4119		0.078415 0.0229**		0.019781
4	0.051955 0.0001***	-0.007723 0.4940			-0.036542 0.0000***	0.011007
5	-0.073611 0.0262**	-0.003041 0.7870	0.014531 0.0004***	0.075533 0.0236**		0.039910
6	-0.001228 0.9711	-0.007980 0.4793		0.057099 0.0900*	-0.035253 0.0000***	0.010210
7	0.034603 0.0264**	-0.004417 0.6978	0.008638 0.0506*		-0.033026 0.0000***	0.011007
8	-0.023233 0.5044	-0.004510 0.6911	0.008903 0.0433**	0.061495 0.0632*	-0.031577 0.0000***	0.062013

Nota.

Estatística p-value: * significativa ao nível de 10%

** significativa ao nível de 5%

*** significativa ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa

Comparando os resultados com os encontrados por Neves (1996), a variável P/L mostrou alto grau de significância (1%), quando analisada isoladamente no modelo 1, e um grau de significância de 5%, quando incluída no modelo 7 com todas as variáveis.

Por outro lado, a variável Valor de Mercado também aparece com nível de significância elevado quando analisada isoladamente, porém, perde força à medida que a variável VC/VM é introduzida no modelo. Cabe destacar que os resultados obtidos para esta variável individualmente apontam para o conhecido efeito tamanho, indo de encontro aos resultados de Fama e French (1992) e Neto (2008).

Assim como observado nos resultados encontrados na tabela 4, a variável Beta continua sem nenhum poder explanatório. Em relação ao R² ajustado, o que se observa é uma melhora do poder de explicação dos modelos, quando as variáveis são suavizadas pelas suas médias. Neste contexto, dentre todos os modelos, o modelo 7, que incorpora todas as variáveis, é o que apresenta melhor R² ajustado e com todas variáveis exibindo significância estatística.

Conforme descrito na metodologia, em um passo seguinte, todos os cálculos realizados com o SUR são repetidos para o TSCS. A tabela 6 apresenta os resultados, utilizando as variáveis não ajustadas.

Tabela 6 - Relação estimada entre retornos e “variáveis fundamentais” não suavizadas utilizando a regressão TSCS

Modelo	Intercepto	Beta Ibrx	P/L	LVM	VC/VM	R ² ajustado
0	0,018973 0,0826*	-0,012302 0,2578				0,022093
1	0,009853 0,4016	-0,011118 0,3045	0,000687 0,0509*			0,012110
2	-0,138102 0,0930*	-0,011804 0,2768		0,010161 0,0547*		0,012125
3	0,026284 0,0192**	-0,008590 0,4249			-0,010469 0,0009***	0,025511
4	-0,123889 0,1322	-0,011091 0,3050	0,000618 0,0810*	0,008727 0,1002		0,015502
5	-0,022255 0,8079	-0,008723 0,4188		0,003128 0,5913	-0,010040 0,0032***	0,025025
6	0,019070 0,1197	-0,008190 0,4462	0,000496 0,1636		-0,009446 0,0029***	0,020251
7	-0,018403 0,8409	-0,008158 0,4489	0,000494 0,1658	0,002420 0,6784	-0,009290 0,0069***	0,020215

Nota.

Estatística p-value: * significativo ao nível de 10%

** significativo ao nível de 5%

*** significativo ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa

Este teste inclui, assim como os demais, todas as variáveis fundamentais, porém, ainda não ajustadas. Os resultados fornecidos pelo método TSCS são muito similares aos do SUR. As variáveis continuam apresentando alguma força explanatória quando analisadas isoladamente, com o P/L e o Valor de Mercado apontando nível de significância de 10%. Observa-se ainda que, mesmo empregando outra técnica para o cálculo dos coeficientes entre as variáveis estudadas, a mais representativa continua sendo o índice Valor Contábil/Valor de Mercado. Em relação ao beta verifica-se o mesmo comportamento utilizado nas demais técnicas, não exercendo nenhuma força explanatória.

Novamente em relação ao R² ajustado, o que se vê é um baixo poder de explicação dos modelos, porém, observa-se uma pequena elevação quando a variável VC/VM é introduzida nos modelos, como verificado anteriormente na tabela 4.

Como feito anteriormente, novamente os mesmos modelos foram estimados com as variáveis suavizadas. O objetivo é detectar se o TSCS é capaz de fornecer melhores estimativas, pois o TSCS leva em consideração que as variáveis já estão ajustadas ao nível,

considerando, uma possível variação em sua distribuição de *cross-section*. Os resultados, com as variáveis ajustadas, são apresentados na Tabela 7 abaixo.

Tabela 7- Relação estimada entre retornos e “variáveis fundamentais” suavizadas utilizando a TSCS

Modelo	Intercepto	Beta Ibrx	P/L	LVM	VC/VM	R ² ajustado
1	0,022524 0,0621*	-0,001577 0,8996				0,060215
2	-0,006963 0,6370	0,008852 0,4960	0,019150 0,0005***			0,070274
3	-0,371811 0,0033***	-0,000854 0,9463		0,391246 0,0016***		0,068195
4	0,057490 0,0000***	0,000698 0,9554			-0,040286 0,0000***	0,070317
5	-0,413374 0,0012***	0,009284 0,4741	0,018285 0,0008***	0,404418 0,0011***		0,080247
6	-0,237150 0,0606*	0,000265 0,9832		0,289345 0,0186**	-0,036109 0,0000***	0,105317
7	0,041144 0,0233**	0,004955 0,7016	0,008652 0,1430		-0,036564 0,0000***	0,077107
8	-0,270655 0,0361**	0,005092 0,6943	0,009004 0,1243	0,304696 0,0139**	-0,031457 0,0001***	0,104000

Nota.

Estatística p-value : * significativa ao nível de 10%

** significativa ao nível de 5%

*** significativa ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa

Ao se introduzir a suavização das variáveis, observa-se que as variáveis passam a apresentar um poder de explicação maior, onde todas elas, isoladamente, através dos modelos de 1 a 3, apresentam nível de significância de 1%.

Outro ponto de destaque pode ser visto no comportamento da análise de valor de mercado, que passa a dividir, de forma consistente, nos sete modelos, o poder explanatório com o índice VC/VM, sendo significativa a 5% no modelo 7, que engloba todas as variáveis. A variável VC/VM segue como observado nos demais testes com forte poder de explicação, mantendo-se significativa a 1%. Já o índice P/L que apresenta forte significância quando analisado isoladamente, perde poder explanatório quando a variável VC/VM é introduzida na equação. E o beta permanece sem nenhum poder explanatório.

Em relação ao R² ajustado, o que se observa é uma melhora do poder de explicação dos modelos, quando as variáveis são suavizadas. Novamente, dentre todos os modelos, o sete é o que se apresenta com melhor R² ajustado.

Com o intuito de verificar se a sensibilidade dos resultados obtidos anteriormente mudava quando se alterava o processo de formação das carteiras, as mesmas regressões foram rodadas novamente, mas dessa vez com dois processos diferentes de ordenação das variáveis

fundamentais. Inicialmente, as carteiras foram formadas pela variável VM, seguida do índice P/L e por fim, do índice VC/VM. Posteriormente, as carteiras foram formadas primeiramente pela variável VC/VM, seguida do índice P/L e por último, pelo VM. Como feito anteriormente, em todos os dois processos executados foram construídos oito carteiras ao final.

Os resultados referentes a tais ordenações não serão apresentados em detalhes aqui, mas cabem as seguintes conclusões:¹

Para as carteiras que tiveram seu processo de ordenação iniciado pela variável VM foi apurada uma alternância de níveis de significância entre esta variável e o P/L, dependendo do teste aplicado. Já em relação às carteiras formadas pela variável VC/VM, observaram-se alterações significativas quanto ao comportamento das variáveis P/L e VM, que passaram a não apresentar nenhuma significância em todos os modelos. A variável VC/VM foi a que apresentou estabilidade de resultados em todos os testes aplicados, além de apontar um elevado nível de significância (de 1%) na grande maioria dos modelos analisados. O beta não apresentou significância estatística em nenhum dos testes realizados.

5. CONCLUSÕES

O objetivo principal deste estudo foi de verificar a influência das variáveis beta, índice P/L, Valor de Mercado e Valor Contábil/Valor de Mercado nos retornos das ações brasileiras atreladas ao IBrX durante o período de maio de 2002 a dezembro de 2007.

Com base em cálculos econométricos foi constatado que todas as variáveis estudadas, com exceção do beta, apresentaram influência significativa nas variações *cross-section* das rentabilidades médias das ações, o que vai de acordo com o estudo de Fama e French (1992) nos EUA. Entretanto a baixa significância do beta pode estar associada ao processo de formação do IBrX, que inclui em sua carteira teórica empresas com um pequeno histórico de cotações, dificultando a utilização de betas de prazos maiores do que 24 meses.

É possível afirmar que o comportamento das variáveis alterna-se à proporção que os métodos de análise são modificados. Para as carteiras que tiveram seu processo de ordenação iniciado pela variável P/L, pode-se verificar uma alternância de níveis de significância entre esta variável e a variável Valor de Mercado, dependendo do teste aplicado. Quando as carteiras passam a ser ordenadas pela variável VM ocorre o mesmo, ou seja, as variáveis P/L e VM se alternam em significância estatística. Por fim, quando a ordenação é iniciada pela

variável VC/VM tanto a variável P/L como a VM passaram a não apresentar nenhuma significância estatística.

A variável valor contábil/valor de mercado foi a que apresentou estabilidade de resultados em todos os testes aplicados neste trabalho, além de apontar grande nível de significância em todos os estudos, corroborando resultados similares encontrados por outros autores para o mercado brasileiro, tais como: Neves (1996), Braga, Costa Jr e Mescolin (1997), Rodrigues (2000) e Lima (2003).

Cabe salientar que o preço da ação está diretamente relacionado ao comportamento das variáveis índice P/L e ao valor de mercado, e indiretamente, ao valor contábil/valor de mercado. Neste sentido, verifica-se um grau de influência elevado do preço sobre os retornos e sobre os resultados obtidos.

Além disso, este estudo indica que as anomalias comumente encontradas em trabalhos que questionam a eficiência de mercado, ainda persistem no nosso mercado de capitais. Isto mostra que questionamentos acerca da má especificação do modelo CAPM continuarão a existir, mesmo que tal modelo não deva ser desprezado, visto que outros estudos no Brasil confirmaram a significância do beta de mercado (Medeiros, 2009; Mussa, Santos e Famá, 2007).

Estudos futuros poderiam observar como se comportam essas variáveis fundamentalistas em momentos de crise. Uma opção seria analisar o período entre maio de 2008 e março de 2009, quando foi o pico da crise *subprime* no Brasil. Como se trata de um período curto, uma alternativa seria usar um modelo de CAPM condicional com dados diários ou semanais. Existem poucos estudos que utilizam modelos com dados de menor frequência para estudar anomalias. Uma boa referência é o estudo de Lewellen e Nagel (2003) que utilizaram um modelo de CAPM condicional, o adaptando também no cálculo dos betas no modelo de três fatores, não encontrando, entretanto, evidências significativas de anomalias.

BIBLIOGRAFIA

BANZ, R.W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. .9, p.3-18, mar. 1981.

BASU, S. Investment performance of common stocks in relation to their price/earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis. **Journal of Finance**, v. 32, p. 663-682, 1977.

BMFBOVESPA (2010). **Metodologia Completa do IBrX-50**. Disponível em <http://bmfbovespa.com.br/indices>. Acesso em: 25/05/2010.

- BRAGA, C., COSTA JR., N.C.A. da; MESCOLIN A. Risco e retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro. In: Encontro Anual da Associação Nacional dos Programas de Pós-graduação em Administração, 21, 1997, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 1997.
- BRITO, N. R. O. **Gestão de Investimentos**. 1. ed., São Paulo: Atlas, 1989. cap. 5
- BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.
- CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57-81, 1997
- CHAN, L. K. C.; HAMAO, Y.; LAKONISHOK, J. Fundamentals and stock returns in Japan. **The Journal of Finance**, v. 46, p. 1739-1764, dec.1991.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v.47, p.427-465, 1992.
- _____. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, p. 3-56, 1993.
- HAZZAN, S. **Desempenho de Ações da Bolsa de Valores de São Paulo e sua relação com o índice preço-lucro**. Tese de Doutorado, São Paulo, EAESP/FGV, 263p.,1991.
- HSIAO, C.. **Analysis of panel data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to buying Winners and selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993.
- LEWELLEN, J. W.; NAGEL, S. **The Conditional CAPM Does Not Explain Asset-pricing Anomalies**. SSRN eLibrary, 2003.
- LIMA JUNIOR, H. S. **Um estudo das anomalias no apreçamento de ações no mercado brasileiro utilizando o modelo de quatro fatores**, 2003. 109p. Dissertação de Mestrado, PUC-Rio, Rio de Janeiro.
- MÁLAGA, F. K.; SECURATO, J. R. Aplicação do modelo de três fatores de Fama e French no mercado acionário brasileiro – um estudo empírico do período de 1995-2003. In: Encontro Anual da Associação Nacional do Programas de Pós-Graduação em Administração, 28, 2004. **Anais...** Curitiba: ANPAD, 2004.
- MEDEIROS, K. S. G. **Estudo dos Retornos das Ações das Empresas Brasileiras de Energia Elétrica: Uma análise comparativa utilizando os modelos CAPM, Fama e French e quatro fatores de Carhart**. Dissertação de Mestrado do Departamento de Ciências Contábeis da UFPE, Recife, 2009.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, vol. VII – no.1, p.77-91, 1952.

MUSSA, A. SANTOS, J. O., FAMA, R. A Adição do Fator de Risco Momento ao Modelo de Precificação de Ativos dos Três Fatores de Fama & French, Aplicado ao Mercado Acionário Brasileiro. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 7, 2007. **Anais...** São Paulo, 2007.

NETO, A. **Revisitando o Modelo de Apreçamento de Ativos a la Cahart para o Mercado Acionário Brasileiro**, Dissertação de Mestrado Profissional em Economia da UFC, Fortaleza, 2008.

NEVES, M. B. E. **Utilização do Beta, índice P/L, Valor de Mercado e Valor contábil na relação risco-retorno no mercado acionário brasileiro**. Dissertação de Mestrado do Instituto COPPEAD de Administração, UFRJ, Rio de Janeiro, 1996.

RODRIGUES, M.R.A. O efeito valor, o efeito tamanho e o modelo multifatorial: evidências do caso brasileiro, In: Encontro Anual da Associação Nacional dos Programas de Pós-graduação em Administração, 24, 2000, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: ANPAD, 2000.

ⁱ Os resultados podem ser solicitados a qualquer momento aos autores por e-mail.