

## **A Relação Risco-Retorno: Avaliação de um Modelo Comportamental no Mercado Acionário Brasileiro**

Autoria: Rosaura Ely Morganti Mantovanini, Luiz Alberto Bertucci, Aureliano Angel Bressan

### **RESUMO**

O presente estudo trata da avaliação do desempenho do modelo comportamental baseado em características proposto por Daniel e Titman (1997), aplicado a precificação de ações no mercado de capitais brasileiro. Especificamente, pretende-se testar a relação entre retornos e as características de tamanho das empresas e a relação “Valor Contábil/Valor de Mercado” (VC/VM), no período de 1991 a 2001. De acordo com o modelo comportamental de características, não é a estrutura de covariâncias de risco-retorno que explica retornos, mas as próprias características das empresas, pois, de outro modo, o risco idiossincrático seria também precificado. Os testes realizados no presente estudo rejeitaram o modelo para o mercado acionário brasileiro. Este resultado, aliado à falta de suporte teórico do modelo comportamental, nos leva a questionar sua validade em outros mercados além dos quais já foi testado (americano e japonês). Alternativamente, a rejeição do modelo no mercado brasileiro pode ser consequência do tamanho e das características estruturais da amostra utilizada para análise.

### **1. INTRODUÇÃO**

O mercado de capitais nacional é relativamente pequeno, por razões históricas. O Estado brasileiro se caracterizou como estatizante, nacionalista e protecionista durante todo o período do pós-guerra até os anos 80, com exceção do interstício de tempo do governo Kubitschek (1956-1960). O capital nacional permaneceu restrito a explorar atividades com tecnologia de fácil acesso e, graças a esse relativo fechamento da economia, as necessidades de capitais das empresas privadas eram limitadas, passíveis de ser atendidas por lucro retido ou pela concessão de incentivos subsidiados pelo governo. A estrutura familiar dessas empresas, referendada pelos mecanismos de captação de recursos existente, reforçou a aversão à abertura de capital e à diluição de controle. As grandes empresas participantes do mercado de capitais eram estatais.

A década de 90 caracterizou-se pelas desestatizações, quebras de barreiras e de mecanismos de proteção em praticamente todos os setores. A estabilização monetária, aliada às reformas constitucionais liberalizantes, tornou o mercado de capitais brasileiro mais atraente e acessível para os investidores institucionais, a despeito da falta de estabilidade das regras, caracteristicamente sujeitas a mudanças impostas pela política econômica. Como resultado, houve entrada significativa de recursos estrangeiros no mercado de capitais brasileiro. De acordo com relatório da Bovespa (2000, p. 7), entre 1993 e 1998 o volume médio anual de recursos que entrou pelo Anexo IV foi de US\$ 3,3 bilhões.

Já no final da década, em consequência do fim das privatizações mais importantes, do aumento dos custos de transação e da crescente facilidade de acesso às bolsas internacionais (pela via das ADRs), as bolsas brasileiras perderam parte de sua atratividade.

Dado este histórico, a participação dos ativos de renda variável na carteira dos investidores ainda é baixa, assim como a participação dos investidores institucionais nesse mercado. Na outra ponta, são relativamente poucas as empresas presentes nas bolsas brasileiras, com

reduzida captação de recursos. De acordo ainda com relatório da Bovespa (2000, p. 6), em 1998 o valor total de ações transacionadas no mercado brasileiro era de US\$ 336,1 bilhões, representando 43% do PIB nacional. Nos Estados Unidos, no mesmo ano, os números correspondentes eram US\$ 15,197 trilhões e 200%, respectivamente.

No processo de desenvolvimento do mercado de capitais, o entendimento de processos de precificação é peça importante tanto para o fortalecimento do mercado acionário, quanto para a estruturação de carteiras com grau conhecido de exposição a risco. Ademais, o conhecimento dos fatores determinantes da precificação de ativos no mercado acionário possibilita a avaliação do desempenho de administradores de carteiras e, no campo das finanças corporativas, torna possível a determinação do custo de capital das empresas.

## **2. DEFINIÇÃO DO PROBLEMA E OBJETIVOS**

Existem basicamente duas linhas divergentes no processo de precificação: a teoria tradicional, a qual relaciona retorno a risco, e a comportamental, que questiona a racionalidade dos investidores, isolando, ao menos parcialmente, risco de retorno. As duas teorias levam a conclusões diversas acerca do custo de capital das empresas e, considerando a relativa falta de expressividade do mercado de capitais brasileiro, somos induzidos a suspeitar que o nível de ineficiência no mercado nacional tende a ser maior do que em países com mercados mais desenvolvidos. Coerentemente com esse raciocínio, buscamos entre modelos de precificação tradicional e comportamental aqueles que expliquem de forma razoável o processo de precificação no mercado brasileiro.

Desde a introdução do CAPM, em 1964, foram propostos e testados diversos modelos, sob diferentes abordagens, com graus crescentes de sofisticação tanto dos modelos em si quanto dos processos econométricos utilizados na sua verificação. Apesar do volume significativo de pesquisas, não temos ainda resposta conclusiva acerca da efetiva capacidade dos modelos em atender ao quesito da precisão das avaliações. De qualquer forma, as dificuldades não ofuscam a importância do tema, até porque decisões importantes são tomadas com base em estimativas de retorno, do ponto de vista do investidor, e de custo de capital, para as empresas.

De fato, constatamos um grande volume de estudos empíricos que testam modelos tradicionais como o CAPM e o APT no mercado brasileiro. No entanto, não existem estudos empíricos versando sobre a análise do desempenho do modelo comportamental baseado em características das empresas brasileiras e é com esta justificativa que definimos o objetivo geral deste estudo como sendo a aplicação de um modelo baseado em características que descreva o comportamento dos retornos das ações no mercado de capitais brasileiro. Especificamente, testamos a relação entre retornos e características como tamanho das empresas e relações  $VC/VM$ .

Para a consecução deste objetivo, aplica-se o modelo trifatorial de risco proposto por Fama e French (1993), o qual ajuda a explicar as anomalias de tamanho, valor contábil/valor de mercado e sobre-reação no mercado de capitais.

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

Após décadas de pesquisas, o processo de precificação de ativos permanece gerando polêmica e apresentando desafios. Existe, no entanto, consenso a respeito do papel do *Capital Asset Pricing Model*, CAPM, como modelo fundamental da relação entre risco e retorno em equilíbrio. A se ressaltar, este modelo parte de premissas bastante restritivas, que abrem brechas para o questionamento da validade de suas previsões. Uma das controvérsias refere-se à capacidade da carteira de mercado de capturar todo o risco sistemático.

Testes empíricos preliminares não conseguiram refutar a hipótese de que risco é associado a retorno, em conformidade com o CAPM. A partir da segunda metade da década de 70, no entanto, o desenvolvimento de computadores com capacidade crescente, além da criação de bancos de dados maiores e mais completos, incrementou a possibilidade de os pesquisadores encontrarem outros fatores associados a retornos. Grande parte das anomalias do CAPM foi detectada nos Estados Unidos, mas encontraram-se resultados semelhantes em outros países, inclusive no Brasil. A seguir, apresentamos os resultados das principais pesquisas feitas no mercado de capitais brasileiro relacionando anomalias com características das empresas.

Um dos primeiros testes do CAPM realizados no mercado de capitais brasileiro foi feito por Puggina (1974), que analisou retornos de ações negociadas na Bovespa de 1968 a 1971. Os resultados obtidos permitiram a aceitação da hipótese de que o beta é fator determinante das taxas de retorno de ações ordinárias e preferenciais. O autor encontrou evidências da existência do efeito tamanho ao comparar retornos de dois índices de ações: um igualmente ponderado e outro ponderado pelo valor de mercado das ações.

Moraes (1978) estudou o desempenho do CAPM na década de 70, não encontrando relação estatisticamente significativa entre risco sistemático e retorno, em um resultado que, segundo o autor, pode ser consequência da pequena série temporal utilizada. Wang (1997), ampliando o estudo de Moraes, simulou um mercado no qual os retornos se comportavam em conformidade com o CAPM, apresentando retorno médio e volatilidade altos, características típicas do mercado brasileiro. Em testes para um período de dez anos e nível de significância de 5%, mostrou-se que a probabilidade de validar o modelo na hipótese de o risco sistemático estar associado a retorno seria de apenas 30%.

Hazzan (1991) estudou as influências do tamanho das empresas e de seu índice preço/lucro (P/L) no retorno mensal das ações negociadas na Bovespa no período de junho de 1981 a maio de 1988, tendo empregado a metodologia adotada por Basu (1983). O autor concluiu que carteiras montadas de modo a ter baixo P/L obtiveram retorno ajustado ao risco superior ao das carteiras com alto P/L. Por sua vez, por meio da montagem de carteiras com base no tamanho, também se observou que empresas pequenas obtiveram maiores retornos ajustados ao risco. Adicionalmente, ao detalhar mais os resultados, Hazzan verificou que o efeito P/L foi percebido, mesmo que de forma tênue, em carteiras montadas conforme o tamanho, mas que o inverso não ocorreu, isto é, o efeito tamanho aparece apenas para empresas com baixo P/L.

Speranzini (1994) trabalhou com amostra de dados mensais de 67 ações negociadas na Bovespa no período de 1985 a 1989 com o objetivo de avaliar empiricamente o efeito da distribuição de dividendos sobre retornos, concluindo que, ajustando para o risco, existiria na amostra estudada uma correlação positiva entre taxa de distribuição de dividendos e retorno. Naturalmente, isto seria indicação de maior exigência de retornos das empresas que

retivessem menor percentual de seus lucros. De acordo com o autor, existiria coerência no resultado obtido, pois, à época, os dividendos eram tributados, mas não os ganhos de capital.

Estudando o comportamento dos retornos de ações de empresas não-financeiras negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período de 1988 a 1996, Bruni (1998) identificou que as variáveis de valor contábil/valor de mercado (VC/VM) e endividamento apresentaram correlação positiva com retorno, ao passo que as ações com maior índice de preço sobre vendas exibiram menores retornos. O autor não encontrou relação significativa entre risco e retorno, mas observou que o fato pode ter sido causado pela utilização do índice Bovespa como *proxy* para a carteira de mercado. Já Nakamura (1998) avaliou a eficiência do índice Bovespa como representante da carteira de mercado no período de maio de 1988 a abril de 1997, tendo constatado que o índice não se situa na fronteira média-variância eficiente. Com base em testes estatísticos, no entanto, não se rejeitou a hipótese de eficiência da carteira do Ibovespa no contexto da moderna teoria de carteiras.

Braga (1999) investigou se a estratégia de investir em empresas pequenas e com alto VC/VM, foi consistentemente superior à de investir em empresas grandes e com baixo VC/VM (empresas crescimento). Neste sentido, o autor identificou, ao nível de 5% de significância, que a primeira estratégia apresentou-se superior à segunda no período de 1990 a 1998. O autor observou ainda que tanto o beta da primeira carteira quanto sua variância eram maiores do que os da segunda carteira, indicando o maior nível de risco da primeira estratégia. Ao avaliar o índice de Sharpe, que fornece o prêmio de risco por unidade de risco total, Braga ressalta que, dado o alto prêmio apresentado pela primeira carteira, era de esperar que o risco fosse mais elevado. Por fim, o autor não encontrou evidências de que ganhos com a estratégia de investimento baseado no tamanho das empresas fossem estatisticamente significativos.

Eid (1998) estudou o comportamento dos retornos de 55 ações negociadas entre 1989 e 1997, verificando que a estratégia de investir em carteiras de ações com base no índice valor de mercado em relação ao valor contábil, buscando sempre os maiores índices, produziu retornos superiores à média do mercado, sem elevação do risco do investimento. Por sua vez, Costa Jr. E Neves (1998) verificaram experimentalmente a influência das variáveis de valor de mercado, índice P/L e índice VC/VM, além do próprio beta, na explicação da rentabilidade média das ações negociadas na Bovespa de 1986 a 1996. Como resultado da pesquisa, puderam identificar: a) relacionamento negativo entre P/L e rentabilidade média; b) idem, entre valor de mercado e rentabilidade média; c) relacionamento positivo entre rentabilidade e índice VC/VM. Os autores concluíram que as três variáveis contribuíram para a explicação da relação risco-retorno, mas que a variável beta destacou-se mais.

O efeito tamanho foi estudado por Costa Jr. e O'Hanlon (1991), os quais verificaram sua ocorrência ao longo do ano. Os autores utilizaram dados de 1970 a 1985, tomando o cuidado de coletar, inclusive, os das ações que deixaram de ser negociadas em bolsa, de modo a evitar viés de sobrevivência. No estudo, o efeito tamanho foi detectado com 10% de significância. As empresas de menor porte proporcionaram retorno ajustado ao risco superior ao das ações de maior porte. Contrariamente aos estudos feitos nos Estados Unidos, os autores não encontraram evidências de que a anormalidade estaria concentrada no mês de janeiro.

Romaro (2000) encontrou resultado conflitante em termos de efeito tamanho. Em sua amostra, que continha retornos mensais de 187 séries de ações, o desempenho ajustado ao risco das empresas pequenas foi inferior ao das grandes, o que foi justificado pelo autor pelo período estudado, de 1995 a 1998, no qual empresas de maior capitalização foram

privatizadas ou se expuseram como candidatas à privatização. Uma explicação adicional seria o efeito da política neoliberal apresentada pelo governo, que, permitindo o aumento de concorrência estrangeira no país, afetou mais severamente as empresas grandes.

Pesquisas que relacionam retorno com as características das empresas no mercado de capitais brasileiro não se restringem às citadas acima. De modo geral, há concordância de que fatores fundamentais como VC/VM, tamanho e P/L possuem capacidade explanatória dos retornos (a respeito ver, por exemplo, Braga, Costa Jr. e Mescolin (1997); Costa Jr., Ramos e Pinçaço (2000); Mellone Jr. (1999)). O mesmo consenso não é obtido quando se trata da capacidade do risco, medido pelo beta, de explicar retornos.

### **Testes empíricos – características ou covariâncias**

Daniel e Titman (1997) fizeram estudo empírico montando carteiras com base em características (tamanho e VC/VM), posteriormente segmentadas em sub-carteiras com base nos betas de período precedente, obtendo conjuntos com tamanho e VC/VM similares, mas diferentes sensibilidades (betas) a esses fatores. Na amostra testada com os mesmos dados utilizados por Fama e French em 1993, os autores encontraram evidências de que são características, e não sensibilidades a fatores, que determinam risco.

Davis, Fama e French (2000) repetiram a comparação entre os dois modelos no mercado norte-americano em período muito mais longo, de 1929 a 1997, concluindo que o modelo multifatorial consegue explicar melhor que o de características o prêmio, apesar de não terem conseguido rejeitar o de características.

Daniel, Titman e Wei (2001) estudaram as ações ordinárias do mercado de capitais japonês no período de 1975 a 1997 e rejeitaram o modelo trifatorial, mas não o de características. O modelo de características proposto por Daniel e Titman reforçou as dúvidas a respeito da possibilidade de explicar o retorno médio através de medidas de risco, além de reforçar novo campo de estudos, o das finanças comportamentais.

## **4. METODOLOGIA**

Enquanto modelos multifatoriais de risco assumem que retornos esperados são função linear das sensibilidades aos fatores de risco, o modelo comportamental de Daniel e Titman (1997) relaciona retornos exclusivamente a características como tamanho e VC/VM. De acordo com o modelo, investidores exigem altos retornos de empresas malsucedidas, ainda que suas fontes de risco sejam individuais, não sistemáticas. Uma restrição aos testes do modelo de características refere-se à alta correlação usualmente existente entre as características das empresas e as sensibilidades aos fatores de risco das respectivas ações.

Daniel e Titman (1999) propuseram testar o modelo utilizando, como variáveis dependentes, carteiras formadas de modo a exacerbar as diferenças entre sensibilidade aos fatores e características. De acordo com seu VC/VM, os títulos foram inicialmente alocados a três grupos. O segundo critério de seleção foi tamanho, que novamente classificou três *portfólios*. A intersecção dos dois conjuntos de ações resulta em nove carteiras segmentadas por tamanho e VC/VM. Caso o modelo de características seja válido, não deverá haver relação estatisticamente significativa entre retornos e sensibilidade aos fatores de risco dentro de cada

um dos nove agrupamentos. Enfim, replicamos este teste no mercado acionário brasileiro, o que se constitui no cerne de nossos testes.

Em contraposição aos modelos multifatoriais de Fama e French, Daniel e Titman (1997) argumentam que são as características das empresas, e não sua sensibilidade a risco, que direcionam retorno. A idéia central é que os investidores não exigem maior retorno como compensação por maior risco, medido pelo beta; antes têm aversão, por exemplo, a empresas com baixo VC/VM e exigem maior retorno para investir nas mesmas, independentemente da sensibilidade ao fator.

A grande dificuldade de comprovar a hipótese é que, em geral, empresas com alta sensibilidade ao fator de risco VC/VM (alta covariância com empresas que têm esse tipo de característica) têm também alto VC/VM. Os autores mostraram evidências de que, controlados os efeitos tamanho e VC/VM, os retornos não são relacionados aos três fatores de Fama e French (1993).

### Características ou covariâncias?

Para verificar se características ou covariâncias determinam retorno esperado, Daniel e Titman investigaram se carteiras com características similares, mas diferentes sensibilidades aos fatores obtinham retornos diferentes. Nesse contexto, retornos diferentes apontam para a supremacia do modelo multifatorial de Fama e French e retornos similares para a hipótese de que características, e não fatores, explicam risco. Para provar sua hipótese, Daniel e Titman propuseram três modelos descritivos.

### MODELO 1

Este é consistente com a visão de Fama e French, existindo fator de risco de falência.

Formalmente:

$$r_{i,t} = E(r_{i,t}) + \sum_{j=1}^k b_{i,j} f_{j,t} + q_{i,t-1} \cdot f_{D,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

De forma que:

$$e_{i,t} \rightarrow N(0, \sigma_{ei}^2)$$

$$f_{j,t} \rightarrow N(0,1)$$

$b_{i,j}$  = sensibilidade do ativo  $i$  ao  $j^{ésimo}$  fator comum

$f_{j,t}$  = retorno do fator  $j^{ésimo}$  na data  $t$

$q_{i,t-1}$  = sensibilidade do ativo  $i$  ao fator de falência

$f_{D,t}$  = retorno do fator de falência na data  $t$

Na equação 1, uma *proxy* para  $q_{i,t-1}$  poderia ser VC/VM. Esse valor muda à medida que a empresa se aproxima ou se afasta do risco de falência. Caso não existam empresas que permaneçam constantemente sob risco de falência, um modelo puramente estatístico não conseguirá captar essa mutabilidade. Nesse modelo fatorial, o retorno esperado é função linear da sensibilidade aos fatores:

$$E_{t-1}(r_{i,t}) = r_{f,t} + \sum_{j=1}^k b_{i,j} \mathbf{I}_{j,t} + \mathbf{q}_{i,t-1} \cdot \mathbf{I}_D \quad (2)$$

## MODELO 2

Aqui se assume não existir fator de risco em separado e que a matriz de covariância dos retornos é estável. Isso significa que a sensibilidade aos fatores (betas) se mantém constante:

$$r_{i,t} = E(r_{i,t}) + \sum_{j=1}^k b_{i,j} f_{j,t} + \mathbf{e}_{i,t} \quad (3)$$

De forma que:

$$\mathbf{e}_{i,t} \rightarrow N(0, \mathbf{s}_{ei}^2)$$

$$f_{j,t} \rightarrow N(0, 1)$$

$$E(r_{i,t}) = r_{f,t} + \sum_{j=1}^k b_{i,j} \mathbf{I}_{j,t-1} \quad (4)$$

O modelo assume que o prêmio pelo risco dos fatores muda com o tempo.

## MODELO 3

Este segundo modelo alternativo é baseado em características. Nele, ações com alto VC/VM têm prêmio pelo risco que não é relacionado com a matriz de covariância. É, portanto, inconsistente com o APT, pois permite arbitragem assintótica.

Como no modelo anterior, assume-se que as covariâncias não mudam:

$$r_{i,t} = E(r_{i,t}) + \sum_{j=1}^k b_{i,j} f_{j,t} + \mathbf{e}_{i,t} \quad (5)$$

De forma que:

$$\mathbf{e}_{i,t} \rightarrow N(0, \mathbf{s}_{ei}^2)$$

$$f_{j,t} \rightarrow N(0, 1)$$

Nesse modelo não são as sensibilidades a fatores que descrevem retornos esperados, mas as características:

$$E(r_{i,t}) = a + c_1 \mathbf{q}_{i,t-1} \quad (6)$$

Prêmios são exigidos de todas as companhias com alto VC/VM, independentemente de sua sensibilidade ao fator. Adotando-se o exemplo de uma empresa farmacêutica que tenha alto VC/VM por não ter sido bem-sucedida na pesquisa de novos produtos, pode-se afirmar que, de acordo com os modelos 1 e 2, essa empresa não deveria pagar prêmio, pois seu risco é idiossincrático. Segundo o modelo 3, a mesma organização deve exibir prêmio pelo risco, pois tem a característica alto VC/VM. As evidências empíricas encontradas por Daniel e Titman são coerentes com o modelo 3, de características.

## Dados e Tratamento Estatístico

A grande volatilidade dos preços tem sido, certamente, fator impeditivo do crescimento do mercado acionário brasileiro. Investidores e administradores de carteiras de renda variável enfrentam, além das incertezas inerentes aos preços das ações, a instabilidade das regras, provocada por alterações promovidas pelo governo, e a cada vez mais rápida disseminação de crises, consequência do processo de globalização. Uma das seqüelas desse conjunto de fatores é a alteração periódica dos padrões de comportamento dos agentes econômicos. O Plano Real, com o mecanismo de conversão de moeda à Unidade Real de Valor, URV, impôs uma ruptura no processo inflacionário que provocou uma dessas alterações, em 1994. Teixeira e Zerbini (2001) identificaram quebra estrutural também em 1998, provavelmente relacionada à turbulência do mercado, a qual culminou na crise da Rússia e na posterior deterioração observada na economia brasileira.

O ideal seria utilizar nas pesquisas amostras sem qualquer tipo de alteração de padrão de comportamento, mas estudos empíricos necessitam de volume mínimo de dados, e é difícil selecionar período isento de quebras estruturais. Nosso estudo empírico vai de janeiro de 1992 a dezembro de 2001, tendo sido os dados do ano de 1991 utilizados como informação preliminar. Os dados referentes aos balanços e às cotações de ações negociadas na Bovespa foram retirados da Economática Software de Apoio a Investidores Ltda.

Até meados de 2002, a Economática continha exclusivamente dados de ações de empresas que permaneciam registradas em bolsas à época. As informações sobre empresas canceladas por motivos como fechamento de capital, incorporação, reorganização societária, falência ou cancelamento de registro pelas bolsas de valores eram removidas, retroativamente. Pesquisadores que utilizavam exclusivamente essa fonte de informações antes dessa data trabalhavam com empresas sobreviventes.

Sanvicente e Sanches (2002) buscaram dimensionar as distorções causadas pela utilização em estudos empíricos de amostra residual, calculando o retorno médio que teria o Ibovespa de janeiro de 1986 a julho de 2001 caso, *a posteriori*, se definisse a carteira como contendo apenas empresas não canceladas. A diferença mensal média entre os retornos do Ibovespa-sobreviventes e do Ibovespa foi aproximadamente igual ao retorno mensal médio da poupança no mesmo período.

A tabela 1 mostra o número de ações com registro cancelado anualmente na Bovespa entre 1991 e 2001 (dados fornecidos por meio do endereço: [bovespa@bovespa.com.br](mailto:bovespa@bovespa.com.br)). Em média, foram 34 ações por ano, com pico em 1999, e 73 cancelamentos. Nem todas essas empresas fazem parte de nossa amostra, por não preencherem os requisitos mínimos de liquidez e, no total, utilizamos 306 ações ao longo dos 11 anos, sendo 82 canceladas e 224 residuais.



**Tabela 1**

Empresas com cotação na Bovespa que foram canceladas anualmente, de 1991 a 2001.

Ano	Número de empresas canceladas em bolsas	Motivo do cancelamento			
		Incorporação	Cancelamento de registro	Falência decretada	Outros
1991	19	5	7	0	7
1992	13	0	12	0	1
1993	26	5	18	3	0
1994	28	7	17	3	1
1995	27	6	10	0	11
1996	17	3	6	6	2
1997	25	5	9	9	2
1998	67	11	18	5	33
1999	73	12	29	0	32
2000	48	8	29	2	9
2001	35	8	22	0	5

Fonte: bovespa@bovespa.com.br

Os retornos mensais das ações foram calculados pela expressão  $R_t = (P_t - P_{t-1})/P_t$ , sendo  $P$  o preço ajustado para dividendos, desdobramentos e outros proventos, deflacionado pelo IGP-DI. Para obter os retornos deveríamos, a rigor, ter cotações ajustadas para proventos intercaladas por período fixo de um mês. Devido ao pequeno número de ações líquidas do mercado brasileiro, adotamos critério mais flexível: não tendo havido negociação no último dia útil do mês, optamos pelo preço de negociação do dia útil anterior. Na ausência de negociação também nesta data, buscamos o primeiro dia útil do mês subsequente, e assim por diante, em cinco tentativas.

A tolerância da faixa de cinco dias úteis para aceitação de um preço não evitou que muitas ações permanecessem sem negociação por longo período, tornando obrigatórios novos critérios de corte. Exigimos, para inclusão na amostra, que os títulos fossem negociados ao menos seis meses por ano, em 70% dos meses no período. Dos títulos que começaram a ser negociados ou deixaram de sê-lo no período, foi requerido um mínimo de 36 cotações.

Ao selecionar apenas as empresas mais líquidas, corremos o risco de reinserir na amostra parcela do viés de sobrevivência. Isso é inevitável, já que a solução dos problemas viés de sobrevivência e de baixa liquidez é conflitante. A quantidade de ações existentes simultaneamente em nossa amostra varia entre o mínimo de 163 e o máximo de 210. As ações que fizeram parte da amostra estão em um banco de dados disponível sob solicitação.

## 5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Daniel e Titman (1997) argumentam que os retornos dos ativos são diretamente relacionados a suas características, por razões como distorção comportamental ou liquidez. Por certo que é uma proposta controversa, na medida em que desvincula retorno de estrutura de covariâncias, ou, de outro modo, de risco.

Não existe teoria suportando o modelo de características, o qual é quase completamente *ad hoc* e, cabe reforçar que nos testes realizados por Daniel e Titman (1997) no mercado acionário americano e por Daniel, Titman e Wei (2001) no mercado japonês (2001), o modelo trifatorial de Fama e French (1993) foi rejeitado, mas não o de características. Esse resultado pode, no entanto, ser particular às amostras testadas.

A avaliação do desempenho do modelo de características se baseia na discriminação entre características e sensibilidades aos fatores de risco, o que vem a ser um obstáculo à expansão dos testes, já que características como valor e tamanho geralmente são relacionadas à covariância entre retornos.

Daniel e Titman argumentam que existem empresas que possuem sensibilidades aos fatores não coerentes com suas características. Seria o caso de empresas fortes, com baixo VC/VM, em setores em dificuldades. Pelo modelo de características o retorno desse tipo de empresa seria baixo, devido ao seu VC/VM. De acordo com o modelo multifatorial de risco, seria alto, por causa da covariância de seus retornos com os da indústria em dificuldades. A chave para distinguir o modelo de risco do de características é encontrar sensibilidades aos fatores de risco dissociadas das características das empresas.

### Definição das variáveis dependentes e das independentes

As *proxies* para fatores de risco (variáveis independentes) são as carteiras do modelo trifatorial de risco de Fama e French. As variáveis dependentes são carteiras balanceadas para características, mas não para fatores.

Conforme comentamos, os testes do modelo são baseados na identificação de carteiras com baixa correlação entre sensibilidades a risco e características. Para formar essas carteiras, na data  $t = 0$  as ações componentes do banco de dados foram inicialmente alocadas a três grupos, de acordo com seu VC/VM (A, M e B) e, em processo à parte, a dois portfólios, pelo critério tamanho (G e P). A intersecção das carteiras VC/VM e tamanho resultou em seis grupos, AG, AP, MG, MP, BG, BP, rebalanceados semestralmente. Cada uma dessas seis carteiras foi novamente dividida em três, de acordo com sua sensibilidade a um dos fatores de Fama e French, estimada nos meses  $t = -42$  a  $t = -7$ :

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_{iM} (R_{Mt} - R_{ft}) + b_{iAMB} AMB_t + b_{iPMG} PMG_t \quad (7)$$

$t = -42$  a  $-7$

O resultado do processo de agrupamento é um conjunto de 18 carteiras segmentadas de acordo com três critérios: (1) VC/VM, (2) tamanho e (3) sensibilidade dos retornos ao fator AMB,  $b_{iAMB}$ . Outros dois conjuntos de 18 carteiras foram montados, um deles de acordo com VC/VM, tamanho e  $b_{iPMG}$  e o último para VC/VM, tamanho e  $b_{iM}$ .

Na sequência, montaram-se carteiras com investimento nulo, pela combinação entre posições compradas em ações com alta sensibilidade ao fator de risco e posições vendidas em ações com baixa sensibilidade ( $R_{as} - R_{bs}$ ). Esses portfólios são balanceados para características, mas não para sensibilidade aos fatores, e serão utilizados como variáveis dependentes nos testes do modelo de características.

A regressão do modelo trifatorial de Fama e French sobre as carteiras ( $R_{as} - R_{bs}$ ) deve ter intercepto nulo, de acordo com o modelo de risco. Sob hipótese alternativa, do modelo de características, o intercepto deve ser negativo, pois as carteiras  $R_{as}$  e  $R_{bs}$  possuem características similares.

$$R_{as} - R_{bs} = a_i + b_{iM} (R_{Mt} - R_{ft}) + b_{iAMB} AMB_t + b_{iPMG} PMG_t \quad (8)$$

A tabela 2 mostra o resultado das regressões do modelo trifatorial de Fama e French sobre carteiras balanceadas para características, no período de julho de 1994 a dezembro de 2001.

**Tabela 2**

As variáveis dependentes são diferenças entre retornos de carteiras montadas de forma a possuir as mesmas características, com alta menos baixa sensibilidade aos fatores. As variáveis explicativas são excesso de retorno da carteira de mercado, excesso de retorno das carteiras de empresas pequenas sobre as grandes e excesso de retorno das ações de empresas com alto VC/VM sobre as de baixo índice. A tabela mostra os interceptos, as sensibilidades, os coeficientes de determinação ajustados e os testes *t*-estatísticos (sublinhados) da regressão. O período é de julho de 1994 a dezembro de 2001. No 1º quadro as variáveis dependentes foram montadas com diferentes sensibilidades à carteira de mercado. No segundo, têm sensibilidades diferentes ao fator PMG e no terceiro ao fator AMB.

**1º quadro**

Carteiras com características de tamanho e VC/VM iguais e alta sensibilidade à carteira de mercado	1994-2001				
	Alfa	Beta <sub>AMB</sub>	Beta <sub>PMG</sub>	Beta <sub>Merc</sub>	R2 ajust
BG <sub>as</sub> - BG <sub>bs</sub>	0,00 <u>0,09</u>	-0,38 <u>-2,22</u>	-0,29 <u>-1,61</u>	0,24 <u>2,47</u>	0,08
AG <sub>as</sub> - AG <sub>bs</sub>	-0,01 <u>-0,93</u>	-0,51 <u>-2,06</u>	-0,23 <u>-0,91</u>	0,64 <u>4,53</u>	0,17
BP <sub>as</sub> - BP <sub>bs</sub>	0,00 <u>0,12</u>	-0,06 <u>-0,16</u>	-0,81 <u>-2,06</u>	0,09 <u>0,40</u>	0,02
AP <sub>as</sub> - AP <sub>bs</sub>	-0,01 <u>-0,98</u>	0,35 <u>1,75</u>	-0,04 <u>-0,19</u>	0,16 <u>1,48</u>	0,05
MP <sub>as</sub> - MP <sub>bs</sub>	0,00 <u>0,10</u>	0,23 <u>1,12</u>	0,22 <u>1,03</u>	0,20 <u>1,70</u>	0,03
MG <sub>as</sub> - MG <sub>bs</sub>	-0,01 <u>-0,67</u>	-0,24 <u>-1,32</u>	-0,48 <u>-2,50</u>	0,36 <u>3,47</u>	0,14
Todas <sub>as</sub> - Todas <sub>bs</sub>	0,00 <u>-0,66</u>	-0,10 <u>-0,88</u>	-0,27 <u>-2,21</u>	0,28 <u>4,20</u>	0,17

**2º quadro**

Carteiras com características de tamanho e VC/VM iguais e alta sensibilidade ao fator PMG	1994-2001				
	Alfa	Beta <sub>AMB</sub>	Beta <sub>PMG</sub>	Beta <sub>Merc</sub>	R2 ajust
BG <sub>as</sub> - BG <sub>bs</sub>	0,00 <u>-0,03</u>	0,18 <u>1,20</u>	0,14 <u>0,86</u>	-0,10 <u>-1,17</u>	0,00
AG <sub>as</sub> - AG <sub>bs</sub>	0,02 <u>1,08</u>	-0,23 <u>-0,61</u>	-0,04 <u>-0,11</u>	-0,47 <u>-2,25</u>	0,04
BP <sub>as</sub> - BP <sub>bs</sub>	-0,02 <u>-0,80</u>	-0,46 <u>-1,21</u>	0,43 <u>1,05</u>	-0,13 <u>-0,59</u>	0,01
AP <sub>as</sub> - AP <sub>bs</sub>	0,00 <u>0,34</u>	-0,08 <u>-0,34</u>	0,04 <u>0,16</u>	0,29 <u>2,31</u>	0,03
MP <sub>as</sub> - MP <sub>bs</sub>	0,00 <u>0,16</u>	-0,66 <u>-2,90</u>	-0,18 <u>-0,79</u>	-0,14 <u>-1,10</u>	0,09
MG <sub>as</sub> - MG <sub>bs</sub>	-0,01 <u>-1,08</u>	-0,05 <u>-0,18</u>	0,10 <u>0,38</u>	0,20 <u>1,39</u>	-0,01
Todas <sub>as</sub> - Todas <sub>bs</sub>	0,00 <u>0,01</u>	-0,14 <u>-1,21</u>	0,05 <u>0,41</u>	0,01 <u>0,17</u>	-0,01

## 3º quadro

Carteiras com características de tamanho VC/VM iguais e alta sensibilidade ao fator AMB	1994-2001				
	Alfa	Beta <sub>AMB</sub>	Beta <sub>PMG</sub>	Beta <sub>Merc</sub>	R2 ajust
BG <sub>as</sub> - BG <sub>bs</sub>	-0,01 <u>-0,57</u>	0,32 <u>1,82</u>	0,16 <u>0,90</u>	-0,11 <u>-1,16</u>	0,01
AG <sub>as</sub> - AG <sub>bs</sub>	0,02 <u>1,29</u>	0,33 <u>1,16</u>	-0,09 <u>-0,31</u>	-0,30 <u>-1,89</u>	0,02
BP <sub>as</sub> - BP <sub>bs</sub>	-0,03 <u>-1,90</u>	0,43 <u>1,36</u>	0,45 <u>1,38</u>	-0,14 <u>-0,81</u>	0,00
AP <sub>as</sub> - AP <sub>bs</sub>	0,00 <u>-0,30</u>	-0,02 <u>-0,12</u>	0,34 <u>1,78</u>	0,25 <u>2,42</u>	0,07
MP <sub>as</sub> - MP <sub>bs</sub>	-0,01 <u>-0,72</u>	-0,12 <u>-0,52</u>	-0,23 <u>-0,99</u>	0,22 <u>1,73</u>	0,01
MG <sub>as</sub> - MG <sub>bs</sub>	0,00 <u>0,10</u>	0,17 <u>0,99</u>	0,19 <u>1,02</u>	0,11 <u>1,08</u>	0,01
Todas <sub>as</sub> - Todas <sub>bs</sub>	0,00 <u>-1,01</u>	0,18 <u>1,97</u>	0,14 <u>1,43</u>	0,01 <u>0,11</u>	0,03

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os proponentes do modelo comportamental de características, Daniel e Titman, argumentam que o modelo trifatorial de risco é incapaz de explicar diferenças entre retornos de carteiras com características similares e diferentes sensibilidades aos fatores de risco, pelo que o intercepto da regressão 8 deveria ser negativo. Não observamos nos três quadros da tabela 2 um único intercepto negativo estatisticamente significativo. A tabela 3 mostra o resultado do teste multivariado Wald aplicado ao modelo de características.

**Tabela 3** – Teste Wald para verificação de  $\alpha = 0$  no modelo de características. O *p-value* encontra-se sublinhado.

Mercado	AMB	PMG
0,16	0,65	0,39
<u>0,99</u>	<u>0,69</u>	<u>0,88</u>

Fonte: Resultados da Pesquisa

O teste multivariado Wald confirma que o conjunto de interceptos é nulo, com *p-value* variando de 69% a 99% para as sensibilidades aos três fatores. É possível inferir, com base na amostra analisada que o modelo de características foi rejeitado no mercado acionário brasileiro, para o período considerado. No entanto, novos estudos na área envolvendo outros modelos que envolvam o estudo de variáveis comportamentais são importantes, na medida em que permitem um contraponto aos resultados obtidos nesta pesquisa.

## 6. CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo é analisar o desempenho de um modelo de características que seja adequado para explicar o processo de formação de preços no mercado de capitais brasileiro. O critério adotado para aceitação ou rejeição dos modelos foi a capacidade de produzir interceptos nulos, explicando retorno de ativos independentemente de características como alavancagem, liquidez, índices VC/VM e preço/vendas, etc.

A observação das anomalias de precificação é o passo mais fácil do estudo empírico, sendo que a grande dificuldade está na identificação da causa de sua existência. São três as possíveis

explicações: (1) há problemas metodológicos nos testes realizados; (2) existe mais de um fator de risco; e, (3) o mercado de capitais não é eficiente.

Com relação a problemas metodológicos nos testes, verificamos que a identificação de anomalias é sensível não somente ao critério de formação das variáveis dependentes, mas também à carteira escolhida como representante do mercado, à existência de viés de sobrevivência na amostra e ao método estatístico adotado.

Em mercados acionários pequenos como o brasileiro, concessões têm de ser feitas para viabilizar os estudos empíricos, mas é possível evitar algumas distorções. A utilização do Ibovespa como representante da carteira de mercado não se justifica, dada a facilidade com que é possível calcular índices mais eficientes em termos de média-variância. Amostras com viés de sobrevivência também induzem a inferências erradas a respeito de títulos mal precificados.

Ainda a se considerar, temos que as relações de VC/VM, adotado como critério para a formação da carteira AMB, se obtém também com dados contábeis e devemos lembrar, a este propósito, que o Brasil esteve sujeito, em fins da década de 80 e início da de 90 a taxas de inflação de três dígitos ao ano. A correção monetária integral dos demonstrativos financeiros, adotada a partir de 1988, não impede, nesse nível de inflação, distorções no valor dos ativos permanentes. Ruído na medida também é causado por reavaliação de ativos, permitida no Brasil. A distorção da medida contábil é uma das possíveis causas da incapacidade do modelo de Fama e French para explicar retornos no mercado acionário brasileiro.

O desempenho do modelo comportamental de características foi considerado como alternativa ao modelo multifatorial de risco de Fama e French. Uma das grandes diferenças entre os tipos de modelos é que, enquanto os de risco são suportados por base teórica, o modelo comportamental é quase completamente *ad hoc*, ficando sua eventual aceitação dependente de validação empírica em diversos mercados.

De acordo com o modelo comportamental de características, não é a estrutura de covariâncias de retorno-risco que explica retornos, mas as próprias características das empresas. De outro modo, o risco idiossincrático seria também precificado. Os testes que realizamos rejeitaram o modelo para o mercado acionário brasileiro.

A falta de suporte teórico do modelo comportamental nos leva a questionar sua validade em outros mercados, além dos quais já foi testado (americano e japonês). Alternativamente, a rejeição do modelo em nosso mercado pode ser consequência do tamanho e das características específicas (em termos de flutuações macroeconômicas) da amostra analisada. Características usualmente são relacionadas a sensibilidades aos fatores, e os testes do modelo se baseiam na identificação de empresas com características que não coadunam com suas sensibilidades. O processo de segmentação das carteiras para execução de testes do modelo de características requer grandes amostras, em séries temporais longas, para que seja possível comprovar estatisticamente os resultados.

Trabalhamos em nosso estudo sob o ponto de vista do investidor brasileiro. Fica como sugestão para futuras pesquisas adotar a perspectiva do investidor estrangeiro, que, com a possibilidade de diversificar sua carteira internacionalmente, possui outras referências para o ativo livre de risco e para a carteira de mercado.

Finalizando, reforçamos nossa posição de que finanças comportamentais é um campo aberto para pesquisas, tanto de novos modelos quanto de sua validação empírica, representando uma fronteira de estudos instigante para o meio acadêmico.

## BIBLIOGRAFIA

BASU, Sanjou. The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks – further evidence. *Journal of Financial Economics*, v. 12, p. 129-156, 1983.

BOLSA DE VALORES DO ESTADO DE SÃO PAULO. O mercado de capitais: sua importância para o desenvolvimento e os entraves com que se defronta no Brasil. *Estudos para o desenvolvimento do mercado de capitais*. 2000. Disponível em: <http://www.bovespa.com.br>. Acesso em setembro de 2001.

BRAGA, Cláudio A. B. M. *Risco e retorno das ações de valor e de crescimento brasileiras nos anos 90*: 1999. 124 p. Dissertação – Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, Coppead, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

BRAGA, Cláudio M.; COSTA JR., Newton; MESCOLIN, Alexandre. Risco e retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro. In: ENANPAD, 21<sup>a</sup>, 1997, fin 05, 12 p.

BRUNI, Adriano Leal. *Risco, retorno e equilíbrio: uma análise do modelo de precificação de ativos financeiros na avaliação de ações negociadas na Bovespa (1988-1996)*: 1998. 150 p. Dissertação – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, FEA, Universidade de São Paulo, São Paulo.

COSTA JR., Newton C. A.; NEVES, Myrian B. E. Variáveis fundamentalistas e retornos das ações. In: ENANPAD, 22<sup>a</sup>, 1998, fin 11, 14 p.

COSTA JR., Newton C. A.; O'HANLON, John. O efeito tamanho versus o efeito mês do ano no mercado de capitais brasileiro: uma análise empírica. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, v. 16, p. 61-74, 1991.

COSTA JR., Newton C. A.; RAMOS, P. B.; PINCAÇO, M. B. Retornos e riscos das value e growth stocks no mercado brasileiro. In: COSTA JR., Newton Carneiro Affonso; LEAL, Ricardo Pereira Câmara; LEMGRUBER, Eduardo Facó. *Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil*. São Paulo, Atlas, 2000.

DANIEL, Kent; TITMAN, Sheridan. Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. *Journal of Finance*, v. 52, p. 1-33, 1997.

DANIEL, Kent; TITMAN, Sheridan. Market efficiency in an irrational world. *Financial Analyst Journal*, v. 55, p. 28-40, 1999.

DANIEL, Kent; TITMAN, Sheridan; WEI, K. C. John. Explaining the cross-section of stock returns in Japan: factor or characteristics? *Journal of Finance*, v. 56, p. 743-766, 2001.

DAVIS, James L.; FAMA, Eugene; FRENCH, Kenneth. Characteristics, covariances and average returns: 1929 to 1997. *Journal of Finance*, v. 55, p. 389-406, 2000.

EID, William. *Valor x crescimento: uma análise empírica da relação risco x retorno nas carteiras de ações da Bovespa*. 1998. Working paper.

FAMA, Eugene; FRENCH, Kenneth R. Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics*, v. 33, p. 3-56, 1993.

HAZZAN, Samuel. *Desempenho de ações da Bolsa de Valores de São Paulo e sua relação com o índice preço-lucro*: 1991, 263 p. Tese – Escola de Administração de Empresas, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo

MELLONE JR., Geraldo. Evidência empírica da relação cross-section entre retorno e a earnings to price e book to market ratio no mercado de ações no Brasil no período de 1995 a 1998. In: ENANPAD, 23<sup>a</sup>, 1999, fin 19, 14 p.

MORAES, Jorge Queiroz de. *The validity of the Capital Asset Pricing Model on the São Paulo stock exchange*: 1978. 112 p. Tese – Escola de Administração de Empresas, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.

NAKAMURA, W.T. *Eficiência da carteira teórica do Índice Bovespa no contexto da moderna teoria de carteiras*: 1998. 305 p + anexos. Tese – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, FEA, da Universidade de São Paulo, São Paulo.

PUGGINA, Wladimir A. *Analysis of rates of return and risk for common and preferred stocks – the Brazilian experience*: 1974. 205 p. Tese – Michigan State University.

ROMARO, Paulo. *O efeito tamanho na Bovespa*: 2000. 192 p. Dissertação – Escola de Administração de Empresas, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.

SANVICENTE, Antonio Z.; SANCHES, F. A. M. Viés de seleção na análise do desempenho de ações no mercado brasileiro. *Revista de Administração*, v. 37, n. 2, p. 38-45, 2002.

SPERANZINI, Milton M. *Efeito política de dividendos sobre o valor das ações no mercado brasileiro de capitais*: 1994, 135 p. Dissertação – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

TEIXEIRA, Nilson; ZERBINI, Maria Beatriz. Mudanças estruturais no mercado financeiro: a ótica do mercado de ações. In: ENCONTRO NACIONAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE FINANÇAS, 1<sup>a</sup>, 2001, 13 p.

WANG, Jiang Horng. *Testes de validade do Capital Asset Pricing Model no mercado acionário brasileiro*: 1997. 118 p. Dissertação – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.