

# Variáveis Fundamentalistas e os Retornos das Ações\*

Newton C. A. da Costa Jr.\*\*

Myrian B. Eiras das Neves\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. Revisão da literatura; 3. Amostra utilizada e método proposto; 4. Resultados obtidos; 5. Conclusões.

Palavras-chave: variáveis fundamentalistas; CAPM; *seemingly unrelated regression* (SUR).

Códigos JEL: G12 e G14.

O objetivo deste artigo é verificar a influência de três variáveis fundamentalistas (valor de mercado, índice preço/lucro e índice valor patrimonial/preço), além do coeficiente beta, na explicação da rentabilidade média das ações negociadas à vista na Bolsa de Valores de São Paulo, durante o período de março de 1987 a fevereiro de 1996. Utilizou-se o método SUR na estimação dos coeficientes das regressões múltiplas. No período analisado, pôde-se constatar que existiu uma influência significativa destas variáveis no apreçamento das ações. Contudo, beta continuou sendo a principal variável na explicação da relação risco-retorno.

This paper examines the influence of three fundamental variables (market capitalization, price-earnings ratio, and book-to-market ratio), and the CAPM beta in the explanation of the average returns of the stocks traded in São Paulo Stock Exchange during the period of March 1987 to February 1996. Multiple regression coefficients were estimated using SUR methodology. The results showed that the fundamental variables can explain a significant part of the cross-sectional returns. However, beta continues to play a significant role in the explanation of the risk-return relationship.

## 1. Introdução

Entre os modelos de formação de preços sob condições de risco, o modelo de formação de preços de ativos, mais conhecido por sua sigla em inglês, CAPM (*capital asset pricing model*), ocupa um lugar fundamental. Numa explicação sucinta, este modelo relaciona a rentabilidade esperada de um ativo ou bem, em um mercado em equilíbrio, com seu risco não-diversificável, também conhecido pelo nome de beta. Suas previsões têm apli-

---

\* *Artigo recebido em jun. 1998 e aprovado em dez. 1999.*

\*\* *Visiting scholar da Columbia Business School, EUA, e professor do Departamento de Economia/UFSC.*

\*\*\* *Banco Central do Brasil.*

cações imediatas na avaliação do preço, não só de ativos bursáteis, como também de qualquer tipo de investimento cujo beta se possa determinar.

O CAPM é um modelo simples e de grande utilidade, mas que se baseia em suposições bastante restritivas sobre o funcionamento do mercado. A principal pergunta que fazem os pesquisadores e profissionais do mercado, desde sua formulação inicial, nos anos 1960, é se ele é válido. E o método para responder esta pergunta tem sido, nos últimos 30 anos, a realização dos mais diversos testes empíricos, principalmente no mercado de ações, para verificar se suas previsões são válidas. Ao longo de todos estes anos, diversas respostas têm sido dadas, a grande maioria dando suporte às suas previsões, mas com pequenas modificações no modelo original.

Contudo, nos últimos anos, novos trabalhos surgiram desafiando a utilização do beta como medida do risco de um ativo. Basicamente, três argumentos podem ser destacados. Primeiro, pesquisas modificaram a noção de que beta é a medida mais eficiente de risco para ativos individuais. Alguns estudiosos defendem a tese de se medir respostas sistemáticas a outras variáveis macroeconômicas (por exemplo, taxa de juros, câmbio etc.) e também a fatores relacionados ao preço das ações (por exemplo, índice preço/lucro, índice valor patrimonial da ação/preço etc.). Segundo, pesquisadores encontraram evidências empíricas de que retornos de ativos são afetados por várias medidas de risco não-sistemáticas (Lakonishok & Shapiro, 1986). Finalmente, outros asseguram que recentes evidências empíricas indicam a inexistência de relação sistemática entre o beta e os retornos de ativos, como Fama e French (1992). Conjuntamente, os dois primeiros argumentos sugerem que o beta é incompleto como medida de risco. O terceiro implica que não existe *trade-off* entre o risco-beta e o retorno, ou seja, o beta não mede risco.

Apesar de toda evidência contra o CAPM, profissionais de mercado e acadêmicos continuam a pensar em risco de um ativo em termos de seu beta. Esta preferência resulta, provavelmente, da conveniência em se utilizar um único fator para medir o risco e do apelo intuitivo do beta, permitindo, por exemplo, a análise do custo de capital e da taxa de retorno esperada para o fluxo de caixa de um investimento, dado o seu nível de risco.

Uma vez que o CAPM ainda é um dos modelos de apreçamento de ativos mais utilizados na prática e continua a ser amplamente ensinado em cursos de finanças, resta saber se seu emprego é válido ou não, isto é, se o mercado realmente se comporta conforme sua previsão e se existe alguma outra variável

capaz de explicar as variações nas rentabilidades médias dos ativos assim como o beta ou melhor que este.

Desta maneira, o objetivo principal deste artigo é verificar se outras variáveis, além de beta, podem explicar a rentabilidade esperada de um ativo. Como ativos, usaremos as ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo e como variáveis explicativas destas rentabilidades usaremos o valor de mercado da empresa, o índice preço/lucro e o índice valor patrimonial da ação/preço da ação.

O artigo está dividido em cinco partes: na próxima seção é apresentada uma revisão dos principais trabalhos que incorporam outras variáveis para explicar as rentabilidades das ações. A terceira parte, descreve a amostra e o método utilizado. A quarta parte apresenta os resultados obtidos, e a última conclui o artigo.

A seguir, apresentamos uma revisão dos principais modelos que relacionam a rentabilidade de um investimento com seu risco, onde são apresentados os principais pontos a favor e contra o modelo do CAPM.

## 2. Revisão da Literatura

Uma crítica mais recente às previsões do CAPM vem de trabalhos que têm mostrado que certas variáveis “fundamentalistas” complementam ou até são mais importantes na explicação das variações nas rentabilidades médias das ações. Estas variáveis fundamentalistas são há muito tempo utilizadas por analistas de investimentos e somente há poucos anos têm despertado a atenção da comunidade mais acadêmica. Isto tem acontecido ao se mostrar que tais variáveis complementam a explicação dada por modelos como o CAPM, apesar de não haver qualquer teoria que justifique, *a priori*, este fato, ao contrário do que acontece na relação beta e retorno, onde existe uma sólida fundamentação teórica.

Fama e French (1992), analisando 50 anos de retornos mensais das ações norte-americanas (1941-90), mostraram que existem pelo menos quatro outras variáveis, além de beta, que podem explicar as variações nas rentabilidades médias das ações. Estas variáveis seriam:

- a) valor de mercado (preço da ação  $x$  número de ações existentes);

- b) índice valor patrimonial da ação/preço;
- c) índice lucro por ação/preço (o inverso do índice ( $P/L$ ));
- d) alavancagem financeira (relação entre o capital de terceiros e o capital próprio).

Fama e French realizaram vários testes multivariáveis e encontraram duas variáveis que explicam a maior parte das variações nos retornos médios das ações: o índice valor patrimonial da ação/preço, que tem uma relação positiva com os retornos das carteiras, e a variável valor de mercado das ações da empresa, que tem uma relação negativa. Estes resultados, segundo afirmam Fama e French, sugerem que o risco tem características multidimensionais e não unidimensionais (só o beta).

Chan et alii (1991), em trabalho similar ao de Fama e French (1992), mas utilizando dados mensais do mercado acionário japonês, entre janeiro de 1971 e dezembro de 1988, verificaram a capacidade de explicação de quatro variáveis fundamentalistas nas variações dos retornos médios das ações: índice lucro por ação/preço, valor de mercado, índice valor patrimonial da ação/preço e índice fluxo de caixa por ação/preço (*cash flow yield*).

Os resultados obtidos por Chan et alii mostraram que as variáveis índice lucro por ação/preço, índice valor patrimonial da ação/preço e índice fluxo de caixa/preço apresentaram uma relação positiva com a rentabilidade das carteiras, enquanto a variável valor de mercado apresentou relação inversa.

Barbee et alii (1996), ao analisarem o mercado americano durante o período de 1979 a 1991, sugerem que o índice vendas/preço é um indicador mais confiável na avaliação de uma empresa e de suas ações do que os índices lucro por ação/preço e valor patrimonial da ação/preço. Isto acontece porque diferentes métodos para contabilizar a depreciação e os estoques podem afetar o lucro e o valor patrimonial, o que não acontece com as vendas. Estes autores mostraram que o índice vendas/preço é equivalente ou melhor na explicação dos retornos das ações do que o conjunto formado pelos índices valor contábil/preço, valor de mercado e alavancagem financeira.

O ponto mais delicado nos trabalhos acima descritos reside no fato de que, enquanto as variáveis fundamentalistas utilizadas pelos autores não precisam ser estimadas (podem ser observadas diretamente), beta deve ser estimado

antes de entrar como variável explicativa nas inúmeras regressões realizadas nestes trabalhos. Ora, existem diversas maneiras de se estimar beta. Sabe-se que quando as ações são pouco negociadas (pouca liquidez) o método tradicional de estimação de beta (regressão linear simples entre os retornos da ação e os retornos da carteira de mercado) subavalia seu verdadeiro valor. Veja-se, por exemplo, os trabalhos de Scholes e Williams (1977) e Dimson (1979) no mercado norte-americano e de Costa Jr. et alii (1993) no mercado brasileiro.<sup>1</sup>

Além deste problema de estimação de beta de ações de pouca liquidez, existe o efeito intervalo. Este problema, apresentado por Handa et alii (1989), consiste no fato da grande variabilidade nas estimações de beta quando este é determinado através de retornos diários, semanais ou mensais. Estes autores concluíram que a melhor estimação de beta é através do retorno anual da ação e do índice de mercado.

Analisando o artigo de Fama e French (1992) pela perspectiva acima (grande variabilidade de beta), nota-se algo bastante interessante quanto à estimação do coeficiente angular da reta que relaciona os retornos médios e os betas para o período global do estudo dos autores (1941-90), apresentado na tabela A-III na página 460 de seu artigo. Nesta tabela, verifica-se que a inclinação da reta citada é de 0,22 (% ao mês) para um erro-padrão de 0,24 (% ao mês), para o caso de uma regressão linear simples entre os retornos médios de carteiras *versus* betas. Esses valores fazem com que a estatística *t* seja insignificante. Isto é causado pelo alto valor do erro-padrão devido à grande variabilidade nas estimações de beta. Este fato leva a um conhecido problema estatístico, denominado “erros nas variáveis”. Este problema é devido ao fato de as variáveis do modelo incorporarem erros de medida. Quando o erro ocorre na variável explicativa, os valores do coeficiente de inclinação tornam-se enviesados para baixo, e o do termo constante, para cima, conforme Matos (1995:180). Isto poderia tornar a reta do CAPM muito próxima da horizontal, invalidando o teste empírico do modelo.

Procurando resolver esse problema, Kim (1995 e 1997), propõe uma nova solução para o problema dos erros nas variáveis ao realizar a regressão en-

---

<sup>1</sup> *Fama e French (1992:431) procuraram corrigir este problema utilizando o método de Dimson (1979), estimando o beta de cada ação através de uma regressão múltipla tendo como variável dependente a série de retornos de cada ação e variáveis independentes tanto a série de retornos do mercado quanto esta mesma série defasada por um mês.*

tre retornos médios e betas. Aplicando seu método para o mesmo período de tempo utilizado por Fama e French (1992), Kim (1995), ao empregar as variáveis valor de mercado e beta, mostra que esta última tem o principal papel na explicação das variações dos retornos médios das ações. No entanto, mostra também que a variável valor de mercado é importante, mas bem menos significativa que beta, quando adota seu método de correção do problema de erros nas variáveis.

Kothari, Shanken e Sloan (1995) argumentam que o banco de dados utilizado por Fama e French (1992) para extrair as informações contábeis, o Compustat, apresenta o problema do viés de sobrevivência, principalmente antes de 1978. Este viés acontece quando um banco de dados inclui em seus arquivos apenas as empresas que existiram durante todo o período considerado, não levando em conta aquelas que foram à falência antes do final do período. Assim, Kothari et alii realizaram o mesmo experimento que Fama e French, mas usando outra fonte para os dados contábeis, os da Standard & Poor's. Concluíram que as variáveis fundamentalistas, principalmente o índice valor patrimonial da ação/preço, se apresentam bem menos significativas na explicação dos retornos esperados.

No seu trabalho mais recente, Kim (1997) investiga a influência das variáveis valor de mercado, índice lucro/preço e índice valor patrimonial da ação/preço. Ao adotar o mesmo método de correção do problema de erros nas variáveis, mostra que a influência destas variáveis torna-se bem menos significativa, permanecendo o beta como variável explicativa principal. Nos vários testes e para vários períodos de tempo, verificou que, além de beta, somente o índice valor patrimonial da ação/preço apresentou uma pequena relevância.

### 3. Amostra Utilizada e Método Proposto

#### 3.1 Amostra

Selecionamos todas as ações listadas no banco de dados da Economática Ltda. que tiveram cotações mensais por um período de, no mínimo, 48 meses e cotações mensais consecutivas por um período de, no mínimo, 12

meses. Com este procedimento, 117 ações formaram nossa amostra durante o período de janeiro de 1986 a fevereiro de 1996.

Também da Economática, coletamos dados referentes a lucro por ação, valor patrimonial da ação, número de ações existentes para cada empresa, cotação mensal do índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). Para simbolizar a taxa sem risco da economia, utilizamos as taxas médias mensais do mercado secundário de títulos federais, fornecidas pelo Banco Central do Brasil. Todas as variáveis foram deflacionadas pelo índice geral de preços – disponibilidade interna (IGP-DI) da Fundação Getulio Vargas.

Para assegurar que a formação de uma carteira de ações fosse feita após as informações contábeis do ano anterior terem sido conhecidas, optamos por formar carteiras ao final de março de cada ano, época em que já são conhecidos os balanços de dezembro do ano anterior da grande maioria das empresas.

Considerando que o banco de dados da Economática só possuía informações a partir de janeiro de 1986, as primeiras carteiras só puderam ser formadas em março de 1987, sendo mantidas por um ano e reformuladas ao final de cada período anual, sucessivamente, até março de 1995.

Além disto, uma vez que foram usados dados de balanço, tornou-se necessário que todas as empresas selecionadas apresentassem seus balanços com os mesmos critérios contábeis e encerrassem o ano fiscal em 31 de dezembro.

### 3.2 As variáveis fundamentalistas

As variáveis fundamentalistas usadas neste artigo foram as seguintes:<sup>2</sup>

- a) 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;
- b) 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  $t$ ;

---

<sup>2</sup> *Esta escolha se restringiu às variáveis mais usadas pelos analistas de investimentos e as que estavam disponibilizadas no banco de dados utilizado.*

- c) índice valor patrimonial da ação/preço ( $VPA/P$ ) – determinado pela divisão entre o valor patrimonial da ação em dezembro do ano anterior e o preço desta ação ao final do mês  $t$ .

Para a construção das variáveis fundamentalistas, utilizamos o seguinte procedimento:

- a) retiramos dos balanços das empresas os dados de lucro líquido e valor patrimonial, em dezembro de cada ano;
- b) como o banco de dados da Económica apresenta o número de ações existentes ao final de cada ano e todos os desdobramentos, grupamentos e subscrições promovidos ao longo do ano, foi possível calcular o número de ações de uma empresa a cada mês;
- c) para cada série de preços coletada, incorporamos os dividendos recebidos pela ação e outros proventos à medida que estes iam ocorrendo;
- d) os retornos mensais de cada ação foram calculados pela expressão  $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ , e os retornos das carteiras foram determinados pela média aritmética dos retornos das ações componentes;
- e) além do Ibovespa como representativo da carteira de mercado, construímos um índice de ações igualmente ponderado ( $IIP$ ), ou seja, a rentabilidade mensal deste índice é igual à média aritmética de todas as 117 rentabilidades mensais das ações da amostra.<sup>3</sup>

Seguindo-se o procedimento acima, tem-se 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 do final do mês de março. Assim, tanto para o índice  $P/L$  quanto para o índice  $VPA/P$ , os dados de balanço são de dezembro e os preços das ações vão de março do ano atual até fevereiro do ano seguinte. Verifica-se, então, que apesar de os dados contábeis serem atualizados anualmente, todas as variáveis

---

<sup>3</sup> O objetivo de usarmos um índice igualmente ponderado ( $IIP$ ) foi obter uma carteira que não incorresse em problemas de elevada concentração em um conjunto pequeno de ações e na facilidade de sua construção. Como os resultados foram muito semelhantes, optamos por apresentar apenas os resultados com o Ibovespa.

fundamentalistas variaram mensalmente, devido à flutuação dos preços das ações ao longo dos meses.

### 3.3 Método de trabalho

A análise do relacionamento entre a rentabilidade das ações e as variáveis fundamentalistas é conduzida através da formação de carteiras de ações. Esta técnica tem a função de eliminar, ou pelo menos, diminuir a parte diversificável do risco total das ações utilizadas na amostra.

Assim, ao final de março de 1987 foram formadas oito carteiras da seguinte maneira: inicialmente todas as ações foram ordenadas em função da variável índice  $P/L$ , formando-se duas carteiras; em seguida, para cada uma destas carteiras, as ações foram ordenadas em função da variável  $VM$ , formando-se duas novas carteiras cada, perfazendo um total de quatro carteiras; por fim, cada uma destas quatro carteiras foi desdobrada em duas, em função do índice  $VPA/P$ , chegando-se às oito carteiras finais. Este procedimento foi repetido por nove vezes, sempre ao final de março de cada ano até março de 1995. Tomamos o cuidado para que o número de ações em cada uma das oito carteiras finais nunca ficasse abaixo de 10, com a finalidade de trabalhar com carteiras de baixo risco diversificável.

Este método de formação e ordenação de carteiras em função das variáveis explicativas, principalmente o valor de mercado, é utilizado, entre outros motivos, para fazer com que a variável a ser explicada (rentabilidade) apresente uma grande dispersão ao longo das carteiras, facilitando o tratamento estatístico posterior.<sup>4</sup>

Uma vez determinada a rentabilidade de cada carteira ao longo do período de março de 1987 a fevereiro de 1996, fizemos uso de uma regressão linear múltipla utilizando o método SUR (*seemingly unrelated regression*), proposto por Zellner (1962), entre as rentabilidades das oito carteiras e as variáveis fundamentalistas.

---

<sup>4</sup> Para verificar se os resultados não foram influenciados pela maneira como as oito carteiras foram formadas, foi utilizada uma outra seqüência na formação destas carteiras. Elas foram formadas a partir da ordenação das ações pela variável valor de mercado, seguida do índice preço/lucro e, por fim, do índice valor patrimonial da ação/preço. Os resultados obtidos foram similares.

Este método permite ajustar simultaneamente o risco beta de cada carteira e testar a significância estatística das variáveis fundamentalistas. Outras vantagens deste método, segundo Jaffe et alii (1989), seriam a redução do problema de erros nas variáveis para o caso da variável beta que não é diretamente observável e a consideração da correlação dos resíduos entre as carteiras na estimação dos coeficientes da regressão.<sup>5</sup>

## 4. Resultados Obtidos

### 4.1 Análise descritiva dos retornos e das variáveis fundamentalistas

A tabela 1 apresenta a média dos retornos mensais e outras características das carteiras formadas em função do índice  $P/L$ . Nesta tabela, as ações são agrupadas, em função deste índice, em quatro carteiras, com igual número de ações, para valores positivos, e uma carteira especial para valores negativos.

Observando-se a tabela 1, verifica-se que, à medida que a rentabilidade aumenta (ou é menos negativa), tanto o índice  $P/L$  quanto a variável  $VM$  diminuem, e o índice  $VPA/P$  aumenta. Por exemplo, a diferença entre os retornos das carteiras com índices  $P/L$  extremos (carteiras 1 e 4) é de 1,28% ao mês. Estes resultados são consistentes com os trabalhos de Chan et alii (1991) e Jaffe et alii (1989) para os mercados japonês e norte-americano, respectivamente.

Os resultados da tabela 1 também mostram que as variáveis fundamentalistas são correlacionadas entre si. Por exemplo, as ações com maior valor de mercado apresentam o menor índice valor patrimonial da ação/preço. Assim, torna-se necessária a utilização de técnicas de análise multivariada para dissociar o impacto de cada variável fundamentalista sobre a rentabilidade das ações.

---

<sup>5</sup> A regressão SUR foi utilizada tanto usando-se o índice de mercado igualmente ponderado (IIP) quanto o Ibovespa. Os resultados foram bastante similares, apenas diminuindo a significância estatística do índice  $P/L$  quando foi usado o IIP como índice de mercado.

Tabela 1

Estatísticas descritivas para as carteiras ordenadas em função das variáveis fundamentalistas (março de 1987 a fevereiro de 1996)

Painel A – Carteiras ordenadas pelo índice *P/L*

|                          | Carteira 0 | Carteira 1 | Carteira 2 | Carteira 3 | Carteira 4 |
|--------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| P/L                      | -5,11      | 2,11       | 5,19       | 8,75       | 20,14      |
| VM (R\$ milhões)         | 154,02     | 361,06     | 974,19     | 1.128,19   | 1.419,78   |
| VPA/P                    | 5,12       | 5,69       | 3,15       | 1,71       | 1,55       |
| Retorno (% a.m.)         | -2,909     | -3,712     | -3,782     | -3,843     | -4,987     |
| Desvio-padrão            | 0,238      | 0,225      | 0,217      | 0,224      | 0,207      |
| Número de ações          | 30         | 22         | 22         | 22         | 21         |
| Beta <sub>IIP</sub>      | 0,9863     | 1,0114     | 0,9465     | 0,9949     | 0,9274     |
| Beta <sub>Ibovespa</sub> | 0,6403     | 0,7231     | 0,6608     | 0,7176     | 0,6862     |

Painel B – Carteiras ordenadas pelo valor de mercado

|                          | Carteira 0 | Carteira 1 | Carteira 2 | Carteira 3 | Carteira 4 |
|--------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| P/L                      |            | 2,05       | 3,32       | 5,31       | 9,80       |
| VM (R\$ milhões)         |            | 17,71      | 98,09      | 322,49     | 2.501,99   |
| VPA/P                    |            | 6,60       | 3,78       | 2,29       | 1,96       |
| Retorno (% a.m.)         |            | -0,0272    | -0,0308    | -0,0332    | -0,0493    |
| Desvio-padrão            |            | 0,0023     | 0,0023     | 0,0022     | 0,0022     |
| Número de ações          |            | 29         | 29         | 29         | 29         |
| Beta <sub>IIP</sub>      |            | 1,0338     | 1,0153     | 1,0042     | 0,9591     |
| Beta <sub>Ibovespa</sub> |            | 0,6765     | 0,6705     | 0,7219     | 0,7314     |

Painel C – Carteiras ordenadas pelo índice valor patrimonial da ação/preço

|                          | Carteira 0 | Carteira 1 | Carteira 2 | Carteira 3 | Carteira 4 |
|--------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| P/L                      |            | 9,84       | 5,12       | 4,03       | 1,39       |
| VM (R\$ milhões)         |            | 904,88     | 966,84     | 652,79     | 381,34     |
| VPA/P                    |            | 0,84       | 1,77       | 3,57       | 8,77       |
| Retorno (% a.m.)         |            | -0,0592    | -0,0429    | -0,0254    | -0,0120    |
| Desvio-padrão            |            | 0,0019     | 0,0022     | 0,0021     | 0,0024     |
| Número de ações          |            | 29         | 29         | 29         | 29         |
| Beta <sub>IIP</sub>      |            | 0,8928     | 0,9802     | 1,0343     | 1,1046     |
| Beta <sub>Ibovespa</sub> |            | 0,6389     | 0,6688     | 0,7304     | 0,7589     |

Obs.:

1. Os valores apresentados para cada variável são as médias dos nove subperíodos analisados.
2. As ações foram agrupadas em função do índice *P/L*. O procedimento de agrupamento foi repetido a cada ano a partir do final de março de 1987.
3. A carteira 0 é formada pelas ações cujas empresas apresentaram lucro negativo.
4. Beta<sub>Ibovespa</sub> e Beta<sub>IIP</sub> são os betas determinados a partir de uma regressão linear simples entre os retornos de cada carteira e do Ibovespa e do índice igualmente ponderado, respectivamente.

## 4.2 Resultados das regressões utilizando o SUR

Os resultados da regressão SUR são apresentados na tabela 2. Usam-se as mesmas oito carteiras, que foram ordenadas primeiro pelo índice preço/lucro, seguido do valor de mercado e, por último, pelo índice valor patrimonial da ação/preço. Os primeiros três modelos incluem uma das três variáveis fundamentalistas de cada vez, além de beta. Os três modelos seguintes incluem as variáveis duas a duas, e o modelo 7 inclui todas as variáveis fundamentalistas.

Tabela 2

Coefficientes da regressão SUR (*seemingly unrelated regression*) entre os retornos mensais das oito carteiras e as variáveis fundamentalistas padronizadas (março de 1988 a fevereiro de 1996)

| Modelo | Intercepto           | Beta <sub>Ibovespa</sub> | Coefficiente do índice P/L | Coefficiente do ln(VM) | Coefficiente do índice VPA/P |
|--------|----------------------|--------------------------|----------------------------|------------------------|------------------------------|
| 1      | -0,0032<br>(-2,54)** | 0,6213<br>(3,25)**       | -0,0432<br>(-2,56)**       |                        |                              |
| 2      | 0,0125<br>(2,96)**   | 0,6213<br>(3,65)***      |                            | -0,0123<br>(-3,38)**   |                              |
| 3      | -0,0336<br>(-2,99)** | 0,6224<br>(3,78)***      |                            |                        | 0,0089<br>(2,86)**           |
| 4      | 0,0148<br>(2,78)**   | 0,6135<br>(3,56)***      | -0,0987<br>(-2,35)*        | -0,0098<br>(-3,01)**   |                              |
| 5      | 0,0125<br>(2,56)**   | 0,6313<br>(3,23)**       |                            | -0,0135<br>(-3,21)**   | 0,0212<br>(2,75)**           |
| 6      | -0,0165<br>(-2,86)** | 0,6121<br>(3,98)***      | -0,0543<br>(-2,34)*        |                        | 0,0184<br>(2,48)**           |
| 7      | 0,0742<br>(2,78)**   | 0,6232<br>(3,69)***      | -0,0252<br>(-2,39)**       | -0,0122<br>(-2,56)**   | 0,0127<br>(2,49)**           |

\*Significante ao nível de 10%.

\*\*Significante ao nível de 5%.

\*\*\*Significante ao nível de 1%.

Obs.:

1. As variáveis fundamentalistas foram padronizadas dividindo-se, a cada mês, cada variável pela sua média de *cross-section* de março do ano anterior.
2. Usou-se o logaritmo neperiano da variável VM.
3. O Ibovespa foi utilizado como carteira representativa do mercado.
4. A estatística *t* dos coeficientes está entre parênteses.

A partir da observação da tabela 2 verifica-se que as variáveis fundamentalistas que mais se destacam são o *VM* e o índice *VPA/P*, resultado muito parecido com o encontrado no trabalho de Fama e French (1992), com a diferença de uma maior significância para beta no mercado brasileiro. O índice *P/L* também foi significativo, porém com menos poder de explicação que os outros. Esta última observação pode ser constatada pelos modelos 4 e 6 da tabela 2, onde os coeficientes das variáveis *VM* e índice *VPA/P* apresentam maior significância que o índice *P/L*.

Os coeficientes do índice *P/L* e *VM* aparecem negativos, o que mostra coerência com os resultados da tabela 1 e confirma os resultados de Hazzan (1991) para o mercado brasileiro, onde carteiras compostas de ações de baixo índice *P/L* tendem a proporcionar melhor desempenho do que as de *P/L* alto, mesmo após ajustadas ao risco. Também confirma os resultados de Costa Jr. e O'Hanlon (1991), que mostraram um relacionamento negativo entre rentabilidade e *VM* para o mercado brasileiro.

Contudo, embora as variáveis fundamentalistas analisadas tenham influência nas explicações das variações das rentabilidades médias das ações, o beta estimado em função do Ibovespa é fortemente representativo. De qualquer maneira, pelos testes realizados, pode-se afirmar que o CAPM está mal especificado devido à possibilidade da inclusão de outros fatores no comportamento dos retornos dos ativos, além de beta.

## 5. Conclusões

O objetivo deste artigo foi verificar experimentalmente a influência das variáveis valor de mercado, índice preço/lucro e índice valor contábil da ação/preço, além do próprio beta, na explicação da rentabilidade média das ações negociadas à vista na Bolsa de Valores de São Paulo, durante o período de março de 1987 a fevereiro de 1996. Para tanto, foram construídas diversas carteiras de ações em função das três variáveis fundamentalistas e verificou-se, através de regressões múltiplas (método SUR), a influência destas variáveis nas rentabilidades médias das carteiras.

Os resultados mostraram um relacionamento negativo entre a rentabilidade média das carteiras e as variáveis índice preço/lucro e valor de mercado, e um relacionamento positivo entre rentabilidade e índice valor patrimonial da ação/preço. Contudo, apesar destas três variáveis contribuírem para a ex-

plicação da relação risco-retorno, a variável beta foi a que mais se destacou na explicação desta relação.

Enfim, parece que a controvérsia entre o uso do modelo unidimensional do CAPM e o uso de modelos multidimensionais está longe de ser resolvida. Os problemas encontrados nos testes empíricos do CAPM podem ser tanto falhas deste modelo quanto ineficiências do mercado, que não apreça corretamente as ações ou ativos. Ou então, como as variáveis fundamentalistas estão muito relacionadas com o preço das ações, seguramente algumas serão redundantes na hora de explicar as rentabilidades das ações.

A partir desta pesquisa, novas abordagens poderiam ser feitas. Seria interessante fazer a presente análise para um período econômico de maior estabilidade, com baixos níveis de inflação, como no período do Plano Real, e verificar se os resultados seriam parecidos. Uma outra abordagem seria verificar se índices como vendas/preço, entre outros, não seriam mais adequados para esta análise, por não serem influenciados por diferentes práticas contábeis. E, finalmente, este estudo poderia ser ampliado utilizando-se dados de outros países emergentes, a fim de se verificar se os resultados se mantêm mesmo em outros ambientes econômicos.

## Referências Bibliográficas

Barbee, W. C.; Mukherji, S. & Raines, G. A. Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size? *Financial Analysts Journal*, 52(2), 1996.

Chan, K. C.; Hamao, Y. & Lakonishok, J. Fundamentals and stock returns in Japan. *The Journal of Finance*, Dec. 1991.

Costa Jr., N. C. A. da; Menezes, E. A. & Lemgruber, E. F. Estimação do beta de ações através do método dos coeficientes agregados. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, 47(4), 1993.

\_\_\_\_\_ & O'Hanlon, J. O efeito tamanho *versus* o efeito mês do ano no mercado de capitais brasileiro: uma análise empírica. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, 16(43), 1991.

Dimson, E. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7, 1979.

- Fama, E. F. & French, K. The cross-section of expected returns. *The Journal of Finance*, 43(2), 1992.
- Handa, P.; Kothari, S. P. & Wasley, C. E. The relation between the return interval and betas: implications for the size effect. *Journal of Financial Economics*, 23, 1989.
- Hazzan, S. Desempenho de ações da Bolsa de Valores de São Paulo e sua relação com o índice preço/lucro. São Paulo, EAESP/FGV, 1991. (Tese de Doutorado.)
- Jaffe, J; Keim, D. B. & Westerfield, R. Earnings yield, market values, and stock returns. *The Journal of Finance*, 44, 1989.
- Kim, D. The errors in the variables problem in the cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 50(5), 1995.
- \_\_\_\_\_. A reexamination of firm size, book-to-market, and earnings price in the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32(4), 1997.
- Kothari, S. P; Shanken, J. & Sloan, R. G. Another look at the cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 1995.
- Lakonishok, J. & Shapiro, A. Systematic risk, total risk, and size as determinants of stock returns. *Journal of Banking and Finance*, 10, 1986.
- Matos, O. C. de. *Econometria básica*. São Paulo, Atlas, 1995.
- Scholes, M. & Williams, J. Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5, 1977.
- Zellner, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 1962.