

Beta e Alavancagem: Ausência de Correlação no Mercado Brasileiro

Autores

GUSTAVO AMORIM ANTUNES

Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças

GILVAN RAMALHO GUEDES

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

ARIDELMO JOSÉ CAMPANHARO TEIXEIRA

Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças

Resumo

Investiga-se a correlação entre o grau de alavancagem e o beta de todas as empresas não financeiras que compuseram o índice Ibovespa entre dezembro de 1994 e dezembro de 2004. Estimou-se os betas via modelo GARCH-M (dados diários de 02/01/1995 a 22/09/2005) e coletou-se dois indicadores de alavancagem – total (Exigível Total/PL) e financeira (Dívida Financeira Bruta/PL). Testou-se, então, a significância da correlação dos betas estimados com ambos indicadores do ano anterior e do ano corrente através do Teste de Correlação Ranqueada de *Spearman*. Mesmo considerando transformação Box-Cox, os resultados indicam que não há correlação estatisticamente significativa. Isso sugere que, no período de tempo analisado, a alavancagem, apesar de comprometer a liquidez da empresa, não afetou o grau de exposição das empresas ao risco sistemático mensurado pelo beta. Observou-se, contudo, que o indicador Dívida Financeira Bruta/PL apresentou, marginalmente em comparação com o indicador Exigível Total/PL, maior correlação com o beta estimado; o que aponta para a maior importância do endividamento oneroso frente ao não-oneroso em relação à mensuração de risco. Não houve diferença significativa entre os testes utilizando os indicadores do ano anterior e do ano corrente.

Palavras-Chave: Alavancagem, Beta, GARCH-M, Endividamento, Risco Sistemático.

Abstract

It is being investigated the correlation between leverage and the beta from all non-financial companies which compounded the Ibovespa Index between December, 1994 and December, 2004. Betas were estimated through GARCH-M model (daily prices along 01/02/1995 and 09/22/2005) and leverage was measured by two indicators – (Total Debt/Liquid Patrimony and Financial Debt/Liquid Patrimony). So, the significance of the correlation between estimated betas and both leverage indicators (tested for previous and current year) through Spearman Correlation. Test Results reveals no statistically and systematic correlation, even considering Box-Cox transformation. It suggests that leverage, despite the fact that it prejudices the liquidity of the company, does not affect the exposition of the companies at systematic risk measured by the beta along the analyzed period. It was also observed, however, that financial leverage revealed, marginally, higher correlation with estimated beta; what indicates that financial debt is more important to risk analysis than non-financial debt. There were no significant difference between tests using previous and current indicators.

Key-words: Leverage, Beta, GARCH-M, Debt, Systematic Risk.

Introdução

O trabalho de Modigliani e Miller (1958) é a grande referência sobre estrutura de capital. A Proposição I¹ dos autores, que estabelece que o valor da firma é completamente independente de seu grau de alavancagem. Derivada dela, há a Proposição II, segundo a qual um maior grau de alavancagem (exigibilidades/capital próprio ou *debt-equity ratio*) da empresa está associado a um maior retorno de seu ativo e, consequentemente, a um maior risco. Argumenta-se que a alavancagem eleva o grau de exposição da firma ao risco sistemático da economia (beta) por representar risco financeiro. Na medida em que a firma se endivida, mais comprometido fica seu lucro operacional (LAJIR) e, portanto, seu fluxo de caixa. Assim, cresceria a probabilidade da empresa se tornar insolvente e haveria a necessidade, por parte dos *stakeholders* (todo e qualquer agente interessado no desempenho da empresa), de trazer esses fluxos mais incertos a valor presente por meio de uma taxa de desconto maior. No caso dos credores, isso implicaria exigir taxas de juros mais elevadas para conceder empréstimos. No caso dos acionistas, isso implicaria reclamar maiores taxas de retorno para o capital aplicado. Tem-se, então, que os encargos financeiros das dívidas comprometem antecipadamente o fluxo de caixa incerto a ser gerado pela empresa, gerando o risco de a mesma não conseguir honrá-los, ou seja, a dívida eleva o risco por representar saídas de caixas certas e contínuas que financiam entradas de caixa incertas.

Diversos autores, a exemplo de Schwartz (1959), Heins e Sprengle (1969) e Becker (1978), estabeleceram formas diversas de provar a Proposição II. Becker (1978, p. 68), por exemplo, conclui sua demonstração afirmando que “o custo de capital de uma firma alavancada é uma função linear de sua alavancagem, onde a inclinação dessa relação consiste no prêmio de risco a ser paga em relação a uma firma não alavancada”. Contudo, foi Hamada (1969) que conferiu maior robustez à Proposição II, pois o autor se valeu do tradicional Modelo de Precificação de Ativos – CAPM desenvolvido por Sharpe *et al.* (1964) e do conceito de covariância de Markowitz (1952) para derivá-la.

Primeiramente, o autor aborda o caso de uma firma N não alavancada cuja estrutura de capital é composta única e exclusivamente por capital próprio. Desse modo todo o LAJIR há de aumentar diretamente a riqueza do acionista, seja através da distribuição de dividendos ou por intermédio da valorização dos ativos da empresa. O segundo passo é definir o rendimento do ativo como sendo o LAJIR da firma X_N e o capital a ser remunerado como sendo o valor de mercado do capital próprio S_N . Desse modo, tem-se a seguinte expressão de retorno esperado da firma não alavancada R_N :

$$E(R_N) = \frac{E(X_N)}{S_N} \quad (1)$$

Para o caso da firma alavancada A , tem-se que parcela do LAJIR será destinado também ao credor e a expectativa de retorno dessa firma $E(R_A)$ será:

¹ A proposição II deriva da proposição I que estabelece que o valor da firma é completamente independente de seu grau de alavancagem.

$$E(R_A) = \frac{E(X_N) - rD_A}{S_A} \quad (2)$$

Em que:

S_A o valor de mercado do capital próprio da firma alavancada;

r é a taxa de juros; e

D_A é o montante de dívida captado pela firma alavancada A.

Nota-se, aqui, que a expectativa do LAJIR continua a mesma, pois se a firma só alterou sua estrutura de capital não há porque se acreditar que suas atividades serão mais rentáveis.

O terceiro passo é introduzir essas equações no modelo CAPM e montar um sistema de duas equações que convergirão ao equilíbrio e fazer manipulações algébricas a partir do conceito de covariância de Markowitz (1958) para se chegar à expressão²:

$$E(R_A) = R_N + \left(\frac{D_A}{S_A} \right) [E(R_N) - R_F] \quad (3)$$

Em que:

R_F é o retorno do ativo livre de risco;

R_M é o retorno do mercado.

Durante a demonstração matemática, o autor afirma que é intuitivo que “o ativo [A] deve ser mais arriscado que o ativo [N] já que seu retorno é obtido residualmente após se descontar as parcelas de juros a serem pagas e, desse modo, $[cov(R_A, R_M)]$ deve ser maior que $[cov(R_N, R_M)]$ ” (HAMADA, 1969, p. 17).

Percebemos, então, que a teoria de finanças atesta que a alavancagem representa risco passível de maior remuneração via binômio risco/retorno. No escopo do modelo CAPM, tem-se que apenas o risco sistemático (beta) é passível de ser remunerado pelo mercado, pois todo risco isolado, característico da própria empresa, pode ser eliminado através da diversificação. Pode-se deduzir, então, que a alavancagem afeta a exposição das firmas ao risco sistêmico da economia. Isso pode ser melhor observado através da equação (BOWMAN, 1980, p. 244):

$$\beta_A = \left(1 + \frac{D_A}{S_A} \right) \beta_N \quad (4)$$

Em que:

² Para mais detalhes, ver Hamada (1969, p. 17).

β_A é o beta da firma alavancada;

β_N seria o beta dessa mesma firma se ela não se endividasse.

A equação (4) mostra claramente que a alavancagem $\left(\frac{D_A}{S_A}\right)$ eleva o beta da firma.

Objetivo

Foi explicitado acima que existe relação teórica entre a alavancagem e o beta. Do ponto de vista empírico, Mulford (1985) cita diversos autores que estudaram e encontraram relação expressiva entre a estrutura de capital das empresas e o risco sistemático. Todavia, conforme salientam Rajan e Zingales (1995), a maior parte dessas evidências se baseia em empresas americanas, de modo que “sem testar-se esses resultados nas demais economias, é difícil precisar se essas regularidades empíricas são robustas ou se não passam de meras correlações espúrias” (RAJAN e ZINGALES, 1995, p. 1421). Nesse sentido, o presente trabalho vem pesquisar a teórica relação entre beta e alavancagem no âmbito do mercado acionário brasileiro. Trabalhos empíricos robustos que relacionem modelos de precificação de ativos com as decisões acerca da estrutura de capital das empresas ainda são incipientes no Brasil e o presente artigo busca preencher essa lacuna na literatura brasileira de finanças.

Em resumo, o objetivo deste trabalho é investigar empiricamente a correlação teoricamente existente entre o grau de alavancagem e o risco sistemático representado pelo beta (estimado via modelo GARCH-M).

De modo periférico, buscou-se verificar se o indicador Dívida Financeira Bruta/Patrimônio Líquido revela maior efeito sobre o beta do que o indicador tradicional Exigível Total/Patrimônio Líquido. Nem todo componente do Exigível Total é oneroso, de modo que o indicador Dívida Financeira Bruta/Patrimônio Líquido deve representar mais adequadamente o risco financeiro da firma.

Por fim, buscou-se identificar a melhor forma de se correlacionar a alavancagem e o beta. Os indicadores de alavancagem coletados se referem ao final de cada ano e os betas foram calculados em função das cotação diárias ao longo de cada ano. Assim, testou-se a correlação entre a alavancagem de cada ano com os betas calculados durante o próprio ano a que se refere o indicador e com os betas calculados durante o ano seguinte.

Metodologia

Modelo Tradicional de Precificação de Ativos: O CAPM

Hazzan (1991), afirma que o Capital Asset Pricing Model (CAPM) é centrado na hipótese de mercado homogêneo e na relação linear risco/retorno, além de pressupor indivíduos avessos ao risco que avaliam o *trade-off* entre risco e retorno. Assim, agentes racionais maximizam o retorno esperado e minimizam o risco de seus investimentos. Presume-se que todos os investidores possuem o mesmo horizonte de investimento e que eles criam a mesma expectativa a respeito do mesmo retorno esperado, das variâncias e das covariâncias; ou seja, suas expectativas são homogêneas. Além disso, o modelo pressupõe também a existência de um ativo livre de risco; que a informação é perfeita; que não existem impostos nem custos de transação; e que os ativos são divisíveis. Essa última hipótese permite que o investidor faça decisões marginais. O CAPM prescreve que apenas o risco não-

diversificável é remunerado pelo mercado. Esse risco sistemático é medido pela relação entre as oscilações do ativo e da economia, ou seja, pelo beta através da equação:

$$E(R_i) = R_F + \beta_i(R_M - R_F) \quad i = 1, \dots, n \quad (5)$$

Em que:

R_F é o retorno livre de risco;

R_M é o retorno de mercado;

β_i é o beta do ativo i .

As *proxies* do ativo livre de risco e do retorno de mercado adotadas, nesse trabalho, foram a poupança e o índice Ibovespa, respectivamente.

CAPM Condicional: O Modelo GARCH-M

A volatilidade de ativos financeiros parece apresentar autocorrelação (GUJARATI, 1995). Para contornar esse problema, estimou-se o modelo (Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity – in Mean) GARCH-M da seguinte forma: primeiramente estimou-se o CAPM tradicional, conforme equação (5). Posteriormente, estimou-se a volatilidade condicional por meio de um processo GARCH (1,1), conforme equação abaixo:

$$h_t = w_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \theta_j h_{t-j} + v_t \quad (6)$$

Em que:

h_t é a volatilidade condicional no tempo t ;

w_0 é o termo médio da volatilidade condicional;

ϕ_i é o componente auto-regressivo dos resíduos quadráticos (parâmetro ARCH);

ε_{t-1}^2 é o quadrado dos resíduos do CAPM tradicional com uma defasagem;

θ_j é o parâmetro do componente auto-regressivo da volatilidade (parâmetro GARCH);

h_{t-q} é a volatilidade defasada na ordem q ;

v_t é um processo ruído branco $[N \sim \text{IID}(0,1)]^3$.

³ Resíduo seriado estacionário, com distribuição idêntica e independente, o que assegura a sua condição de estacionariedade. No Martingale, isso não é necessariamente verdade, o que torna o processo ARCH mais apropriado (Mills, 1993).

Em seguida, como último passo, a volatilidade condicional h_t foi retornada à equação original – equação (5), formando um CAPM condicional, na medida em que incorpora o componente de variância condicional como variável explicativa dos retornos em excesso dos ativos. Assim, o novo modelo a ser estimado é o CAPM condicional, expresso pela equação:

$$E(R_i - r_f) = \alpha_i + \beta_i(r_m - r_f) + w_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^q \theta_i h_{t-j} + v_t \quad (7)$$

Em que:

Os dois primeiros termos representam o CAPM tradicional;

Os três últimos termos representam a volatilidade condicional h_t estimada por um processo GARCH (1,1), a partir do quadrado dos resíduos do CAPM tradicional.

Araújo *et al.* (2004) afirma que a forma mais simples do modelo (ordem $p=1$ e $q=1$) é funcional para descrever o comportamento da volatilidade condicional de uma série temporal. Nesse sentido, por ser mais parcimonioso que modelos GARCH de ordens superiores esta formulação foi a utilizada para estimação do CAPM condicional caso se verifique presença de heterocedasticidade nos resíduos do CAPM tradicional.

Teste de Correlação

Os testes de correlação descritos a seguir foram feitos somente com a inclusão dos betas que foram significativos a 0,05 numa tentativa de reduzir, de modo conservador, o erro do tipo I e aumentar o poder do teste; o que eleva a confiabilidade ao se refutar a hipótese nula (Draper, 1998). Conforme a maioria dos autores (Gujarati, 1995; Neter et al., 1996; Draper, 1998), um valor aproximado entre 0,7 e 0,8 para a correlação deve servir como patamar mínimo para candidato a uma possível entrada como covariável. Nosso objetivo foi apenas o de detectar um perfil de correlação significativo, o que elimina a preocupação pura com o valor a ser eleito.

Para se testar se a relação entre a alavancagem de cada uma das ações (Exigível Total/PL ou Dívida Financeira Bruta/PL) e seu respectivo beta (calculado ao longo do mesmo ano do indicador ou ao longo do ano seguinte) procedeu-se ao teste de *Spearman*. Este teste é aplicável em situações nas quais exista indício de heterocedasticidade e/ou quando a distribuição das variáveis em análise não seguem uma distribuição Gaussiana (Neter et al., 1996; Draper, 1998). A relação não linear entre duas variáveis pode servir de causa da não refutação da hipótese nula, sendo que ela deveria ser refutada; isso reduz o poder do teste⁴, uma vez que se pode estar na presença de um erro do tipo II (não rejeitar uma hipótese nula quando ela é falsa).

Pode-se acessar a estrutura do teste de hipótese para duas variáveis que não possuam distribuição normal bivariada através do coeficiente de correlação ranqueado de Spearman. O teste é montado a partir do ranqueamento das variáveis $Y_i(Y_{1i}; \dots; Y_{ni})$ e $Y_j(Y_{1j}; \dots; Y_{mj})$. Se

⁴ A probabilidade de não se cometer um erro do tipo II é chamado de poder do teste, e é expresso como $1 - \beta$, para α = erro do Tipo I (Neter et al., 1996).

chamarmos o ranqueamento de Y_i por R_1 , sendo $i = 1$ e de Y_j por R_2 , com $j = 2$, o coeficiente ranqueado de correlação de *Spearman*, r_s , é dado por:

$$r_s = \frac{\sum (R_{y1} - \bar{R}_1)(R_{z2} - \bar{R}_2)}{\sqrt{\sum (R_{y1} - \bar{R}_1)^2 \sum (R_{z2} - \bar{R}_2)^2}} \quad (9)$$

O coeficiente, r_s , varia entre -1 e $+1$, assim como o coeficiente de correlação de Pearson. As hipóteses testáveis são:

- H_0 : Não há associação entre Y_1 e Y_2
- H_a : Há associação entre Y_1 e Y_2 (bicaudal) / Há associação positiva (negativa) entre Y_1 e Y_2 (monocaudal)

Levine *et al.* (2000) sugere a utilização deste teste que verifica a significância estatística da correlação encontrada através da estatística t . Segundo o autor, a relação linear entre duas variáveis pode ser testada de diversas formas, mas se “o único objetivo de determinado estudo for determinar a existência de correlação, então a Equação [8] é a mais apropriada” (LEVINE *et al.*, 2000, p. 562). Assim, com amostras acima de 10 observações, a existência de correlação significativa foi testada através da fórmula abaixo:

$$t = \frac{r - \rho}{\sqrt{\frac{1 - r^2}{n - 2}}} \quad (8)$$

Em que:

a estatística t segue distribuição t com $n - 2$ graus de liberdade;

n é o número de observações;

r é o coeficiente de correlação encontrado e;

ρ é o coeficiente de correlação da população.

Descrição dos Dados

Os dados (preços diários de fechamento das empresas e o indicador dívida financeira bruta/ativo total) foram coletados junto à base de dados ECONOMÁTICA, processados a partir do *software* EXCEL e analisados por meio do *software* STATA 8.0 e E-VIEWS 5.1. Optou-se por analisar apenas o período pós Plano Real para que os efeitos perversos da inflação não contaminassem a análise.

No que tange aos preços de fechamento, foram coletadas as cotações do período entre 02/01/1995 e 22/09/2005 e estas serviram de base para se calcular anualmente o beta das empresas (via modelo GARCH-M). O ECONOMÁTICA disponibiliza apenas os dados referentes aos dias em que determinada ação é efetivamente negociada, sendo que não há valores para os dias em que a ação não é negociada. Nesses casos, considerou-se que o retorno do ativo foi nulo na ausência de negociação, ou seja, os *missing values* foram preenchidos utilizando-se a última cotação anterior de modo que a variação foi nula. Esse procedimento foi preferido à interpolação, pois a mesma assume que o mercado avalia o retorno médio (inconsistente com o uso de retornos diários).

Em relação à alavancagem, foram coletados os indicadores Exigível Total/PL e Dívida Financeira Bruta/PL do final de cada ano. A amostra é composta pelas ações de todas as empresas não financeiras que participaram da composição da carteira teórica no período entre dez/1994 e dez/2004, totalizando 11 indicadores anuais para cada empresa. Selecionou-se as empresas participantes do Ibovespa para se evitar os problemas da pouca frequência de transações que afetaria a estimação do beta. Isso porque a não-sincronidade na negociação diária das ações

induz uma auto-correlação positiva num índice de ações formado por elas (...), principalmente quando a ação é pouco negociada, ao se estimar seu beta, a co-variância dos retornos dessa ação com os retornos do índice de mercado será subestimada, fazendo com que o beta também seja subestimado (COSTA JUNIOR *et al.*, 2000, p. 86-87).

Em seguida, foram excluídas, ano a ano, aquelas empresas cujas ações não tinham indicadores disponíveis sobre o ano anterior ao ano em análise. Assim, o número de ações analisadas em cada ano variou conforme a disponibilidade dos dados (indicadores de alavancagem), como se observa na Tabela 1.

T a b e l a 1: N ú m e r o d e a ç õ e s e d e O b s e r v a ç õ e s s e g u n d o o a n o d e a n á l i s e

A n o	N ° d e a ç õ e s	N ° M á x i m o O b s e r v a ç õ e s
1 9 9 5	3 3	2 4 5
1 9 9 6	3 0	2 4 8
1 9 9 7	4 2	2 4 9
1 9 9 8	4 1	2 4 6
1 9 9 9	6 1	2 4 6
2 0 0 0	6 0	2 4 8
2 0 0 1	5 5	2 4 6
2 0 0 2	5 5	2 4 9
2 0 0 3	5 3	2 5 0
2 0 0 4	6 1	2 4 9
2 0 0 5	5 7	1 8 2

F o n t e : E l a b o r a ç ã o p r ó p r i a (D a d o s E c o n o m á t i c a)

Vale notar que as ações estudadas são aquelas que compuseram a carteira teórica do Ibovespa pelo menos uma vez no final de cada ano entre dez/1994 e dez/2004. Assim, evitou-se analisar apenas as ações sem interrupções durante todo o período analisado para não incorrer no viés de sobrevivência descrito abaixo:

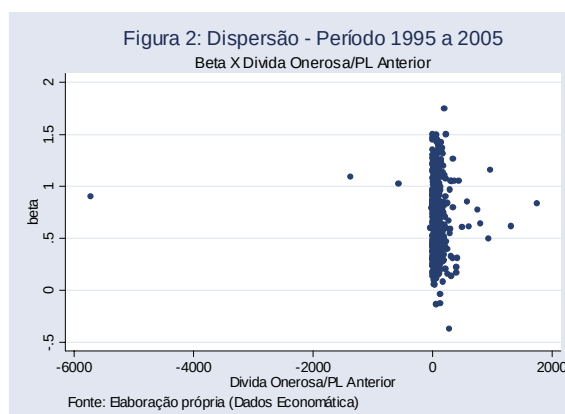
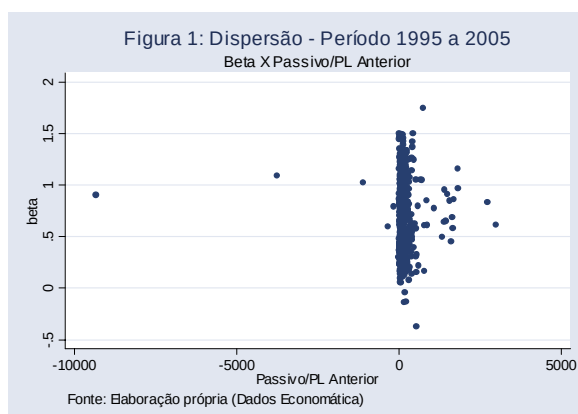
a eliminação, sem nenhum critério, destas ações [cotadas descontinuamente] pode acarretar algum viés durante a análise dos retornos ou outra variável em foco, pois estas ações poderiam apresentar certas características que poderiam alterar significativamente os resultados (COSTA JUNIOR; O'HANLON, 1991, p. 62).

Resultados

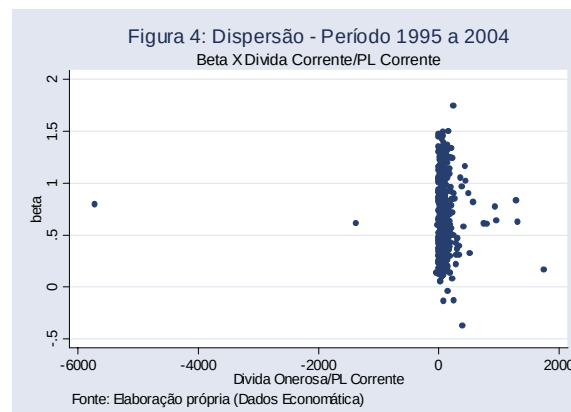
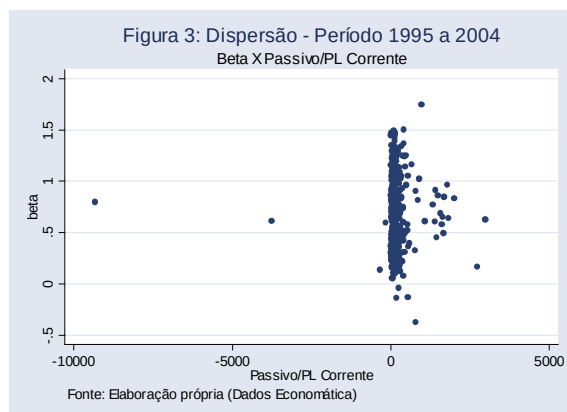
Com relação à especificação do modelo de precificação de ativos, tem-se que os resultados das regressões não-lineares do tipo GARCH-M mostraram a adequada especificação do modelo CAPM Condicional, uma vez que a maioria dos valores p mostrou-se significativos a 10% nos componentes: auto-regressivo e de média móvel. Nesse sentido, as distorções causadas por heterocedasticidade (volatilidade) passada ficam prontamente corrigidas (MILLS, 1993). As tabelas com os coeficientes e seus respectivos valores p encontram-se em anexo.

Quanto à teórica relação entre alavancagem e beta, tem-se que, de modo geral, os resultados apontam correlação não significativa. Foram correlacionados os betas do período contra dois diferentes tipos de indicador de alavancagem⁵: Exigível Total/ PL (tanto do ano anterior quanto do ano corrente), e Dívida Financeira Bruta / PL (também ano anterior e corrente). Com exceção do ano de 2005, para o qual não estão disponíveis os indicadores de alavancagem correntes, todos os anos apresentaram correlação não-significativa, o que nos leva a concluir pela não-refutação da hipótese nula de inexistência de correlação no período analisado.

A análise dos gráficos de dispersão (Figuras 1, 2, 3 e 4) deixa clara a ausência de uma associação linear entre o beta e quaisquer indicadores de alavancagem de modo sistemático ao longo dos anos. As Figuras 1 a 4, que abrangem todo o período abordado neste trabalho, revelam uma correlação próxima de zero. A não-correlação no período de 11 anos e a variação nos coeficientes de correlação pareados ano a ano refutam ao argumento de que maior alavancagem (seja a total ou apenas a financeira) elevaria a exposição das ações ao risco sistemático da economia. Esperar-se-ia, destarte, uma correlação positiva, mas a mesma não foi verificada.



⁵ A utilização dos indicadores do ano anterior sugere que o investidor toma suas decisões a partir dos valores conhecidos da situação de alavancagem da empresa. O indicador corrente, ao ser utilizado, evoca o comportamento previsível do investidor racional, de modo a antecipar o resultado da situação de alavancagem da empresa no fim do ano e, uma vez lançado o valor, ele ajusta o diferencial nas próximas negociações das ações.



A Tabela 2 apresenta os coeficientes de correlação mensurados pelo teste de correlação pareado. Observa-se apenas 3 correlações (negativas) significativas, a 5%, uma delas pertencendo ao indicador Dívida Financeira Bruta/PL do ano anterior, e outras duas se referem ao índice Dívida Financeira Bruta/PL do ano corrente. Para nenhum ano o índice Exigível Total/PL (*debt-equity ratio*) do ano anterior ou corrente mostrou-se significativamente correlacionado com o beta estimado. As fragmentadas correlações de curto prazo (ano a ano) sugerem uma força maior da alavancagem financeira vis-à-vis a alavancagem total (ECP e ELP)⁶. Este resultado apresenta-se como mais um indício do componente juros como mediador. Na Tabela 3, com os resultados do teste ranqueado de Spearman, o quadro se repete.

Tabela 02: Análise de Correlação do Beta (Garch-M) X Indicadores de Liquidez das Empresas Mais Líquidas Componentes do Ibovespa - 1995 a 2005

Período	Resultado			
	Passivo/PL	Dívida Onerosa/PL	Passivo/PL	Dívida Onerosa/PL
	Anterior X Beta	Anterior X Beta	Corrente X Beta	Corrente X Beta
1995	-0,1223	-0,1183	-0,1199	-0,1374
1996	0,0646	0,0511	0,0711	0,0345
1997	-0,104	-0,1132	-0,1065	-0,3094**
1998	-0,0690	-0,3603**	-0,0247	-0,1951
1999	-0,0643	-0,2703	-0,0365	-0,1174
2000	-0,0236	-0,0076	-0,1851	-0,2827**
2001	-0,0189	0,0820	-0,1479	-0,1484
2002	-0,0571	-0,0734	0,1120	0,0613
2003	-0,0085	0,0441	0,0364	0,0801
2004	0,1587	0,1936	0,1315	0,1789
2005	0,0684	0,1582	-	-
1995 a 2005	-0,0215	-0,0321	-0,0095	-0,0262

Nota 1 Não-significante

Nota 2: Significativo a 0.05 = **

Fonte: Elaboração própria (Econômica)

⁶ ECL sendo Exigível de Curto Prazo e ELP, Exigível de Longo Prazo.

Assim, tem-se que as correlações calculadas se mostraram estatisticamente insignificantes. As possíveis explicações que emergem são: a) a associação entre beta e indicador de alavancagem é não linear, o que pode ser refutado apenas acessando a análise visual dos gráficos de dispersão⁸; b) as mudanças de sinal da correlação em determinados anos pode estar refletindo efeitos mediadores absorvidos exogenamente no mercado de capitais e que também mediam a capacidade de endividamento e o valor do serviço da dívida – a taxa de juros. Em estudos futuros, pode-se introduzir os juros como uma variável instrumental de modo a contornar o problema de endogenia entre juros e retorno e juros e volatilidade defasada. Outras variáveis-controle, ausentes no modelo aqui testado e que podem estar afetando os resultados, conforme Rajan e Zingales (1995), são: tamanho das empresas, ativos imobilizados e indicador Valor de Mercado/Valor Contábil.

Tabela 3: Análise de Correlação do Beta (Garch-M) X Indicadores de Liquidez das Empresas Mais Líquidas Componentes do Ibovespa - 1995 a 2005

Período	Resultado			
	Passivo/PL Anterior X Beta	Dívida Onerosa/PL Anterior X Beta	Passivo/PL Corrente X Beta	Dívida Onerosa/PL Corrente X Beta
1995	-0,0011	0,0887	0,0556	0,0762
p-value	(0.9952)	(0.6292)	(0.7662)	(0.6837)
1996	0,2271	0,2093	0,2796	0,176
p-value	(0.2274)	(0.2669)	(0.1345)	(0.3522)
1997	-0,0974	-0,2149	-0,192	-0.3995*
p-value	(0.5394)	(0.1717)	(0.2291)	(0.0097)
1998	-0.3562**	-0.4462*	-0,2357	-0.2396
p-value	(0.0223)	(0.0035)	(0.1379)	(0.1365)
1999	-0.2266***	-0.2868**	-0,0536	-0.0873
p-value	(0.0791)	(0.025)	(0.684)	(0.5109)
2000	-0.1667	-0.2130	-0,2087	-0.2242***
p-value	(0.2029)	(0.1022)	(0.1158)	(0.0907)
2001	-0.0081	0.0790	0,0826	0.0454
p-value	(0.9533)	(0.5666)	(0.5565)	(0.7471)
2002	0.0018	-0.0546	-0,0183	0.0363
p-value	(0.9896)	(0.6921)	(0.8944)	(0.7923)
2003	0.0015	0.0721	0,1425	0.1254
p-value	(0.9913)	(0.6078)	(0.3088)	(0.371)
2004	0.1593	0.2027	0,1597	0.1995
p-value	(0.2242)	(0.1203)	(0.2488)	(0.148)
2005	0.1714	0.2891	-	-
p-value	(0.2291)	(0.0397)	-	-
1995 a 2005	0.0198	0.0169	0,0111	0.0242
p-value	(0.6469)	(0.6959)	(0.8099)	(0.5996)

Nota 1: Não-significante

Nota 2: Significativo a 0.01 = *

Nota 3: Significativo a 0.05 = **

Nota 4: Significativo a 0.10 = ***

Fonte: Elaboração própria (Econômica)

Há ainda uma outra possibilidade. A causa, outrossim, pode ser consequência da adoção de valores contábeis (exigibilidades e patrimônio líquido) ao invés de valores de

mercado como apregoa a teoria. Bowman (1980) pesquisou o assunto e verificou que índices de mercado apresentam efeitos mais expressivos no sentido de impactar o risco sistêmico, porém estatisticamente insignificantes. Já Mulford (1985) encontrou valores mais expressivos e significativos para os índices de mercado. O teste dessas suposições foge ao escopo da modelagem empregada e do objetivo pretendido.

Conclusão

Os gráficos de dispersão e os testes de correlação não sugerem, para a maior parte dos anos, uma relação aparentemente clara. Mesmo considerando a transformação Box-Cox⁷ os resultados ainda são estatisticamente insignificantes, independentemente de se utilizar os indicadores correntes ou do período anterior. Assim, tem-se que ausência de correlação estatisticamente significativa sugere que a alavancagem, apesar de comprometer a liquidez da empresa, não afetou o grau de exposição das empresas ao risco sistemático mensurado pelo beta no período analisado.

Alega-se que a não identificação da natureza da relação teórica entre beta e alavancagem para o período em análise pode se dever a variáveis omissas na análise, como: taxa de juros, tamanho das empresas, ativos imobilizados e indicador Valor de Mercado/Valor Contábil. Estudos futuros devem contemplar essas variáveis.

O uso de dois indicadores de alavancagem – total (Exigível Total/PL) e financeira (Dívida Financeira Bruta/PL) – revelou que, de modo geral, nenhum deles está estatística e sistematicamente correlacionado com o beta (independentemente de se tomar o indicador do ano anterior ou do ano corrente). Apesar de ambos indicadores revelarem resultado insignificantes, apurou-se que o indicador Dívida Financeira Bruta/PL mostrou, marginalmente, maior correlação com o beta estimado; o que aponta para a importância do endividamento oneroso frente ao não-oneroso.

Outra conclusão oriunda dos resultados aqui expostos se refere à importância de se considerar os efeitos da heterocedasticidade na análise de dados financeiros. Os resíduos do CAPM tradicional mostraram-se heteroscedásticos e, no intuito de se contornar esse problema, o CAPM condicional foi estimado a partir da estrutura do modelo GARCH-M. Verificou-se que a maioria dos parâmetros ARCH (1) e GARCH (1) foi significativa ao nível de 10% de significância. Isso indica que a volatilidade das ações estudadas pode ser modelada a partir do modelo GARCH (1, 1).

Referências

ARAÚJO, D. L.; BRESSAN, A. B. E BERTUCCI, L. A. Análise do risco de mercado do agronegócio brasileiro: um estudo comparativo entre os modelos CAPM e GARCH-M. In: ENANPAD, 28., Curitiba, 2004. **Anais...** Curitiba: ANPAD, set. 2004.

BECKER, Jack, General Proof of Modigliani-Miller Propositions I and II using Parameter-Preference Theory, **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 13, No. 1. (Mar., 1978), pp. 65-69.

⁷ Foi efetuada a transformação Box-Cox, do tipo $Y' = Y^\lambda$. O transformador λ encontra a melhor solução para condições de não-linearidade, variâncias residuais desiguais, assimetria na distribuição dos termos de erro e não-linearidade em equações de regressão (Neter et al., 1996). O resultado continuou a apresentar não-significância e sugerindo a utilização do teste não-paramétrico de Spearman.

BOWMAN, Robert G. The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage. **Journal of Accounting Research**, Vol. 18, No. 1. (Spring, 1980), pp. 242-254.

COSTA JUNIOR, N. C. A.; 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**, v. 16, p. 61-74, 1991.

COSTA JUNIOR, *et al.* Estimação do beta de ações através do método dos coeficientes. In: _____. (Org.). **Mercado de capitais: análise empírica no Brasil**, Editora Atlas, São Paulo, 2000, p. 85-98. (Coleção Coppead de Administração).

DRAPER, Norman Richard; SMITH, Harry. **Applied regression analysis**. 3rd ed. New York: Wiley, c1998. 706 p.

GUJARATI, Damodar N. **Basic econometrics**. 3. ed. New York: c1995.

HAMADA, Robert S. Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance. **The Journal of Finance**, Vol. 24, No. 1. (Mar., 1969), pp. 13-31.

HAZZAN, S. Desempenho de ações da Bolsa de São Paulo e sua Relação com o Índice Preço-Lucro. 1991. **Tese** (Doutorado em Finanças) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 1991.

HEINS, A. James e SPRENKLE, Case M., **A Comment on the Modigliani-Miller Cost of Capital Thesis**, *The American Economic Review*, Vol. 59, No. 4, Part 1 (Sep., 1969), pp. 590-592.

HILL, Ned C.; STONE, Bernell K. Accounting Betas, Systematic Operating Risk, and Financial Leverage: A Risk-Composition Approach to the Determinants of Systematic Risk. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 15, N° 3. (Sep., 1980), pp. 494-637.

LEVINE, D. M.; BERENSON, M. L. e STEPHAN, D. **Estatística: teoria e aplicações usando Microsoft Excel em português**. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

MARKOWITZ, Harry. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, Vol. 7, No. 1. (Mar., 1952), pp. 77-91.

MODIGLIANI, Franco e MILLER, Merton H., The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, **The American Economic Review**, Vol. 48, No. 3. (Jun., 1958), pp. 261-297.

MILLS, Terence C. **The econometric modelling of financial time series**. Cambridge, [Inglaterra]: Cambridge University Press, 1993. 247p.

MULFORD, Charles W. The Importance of a Market Value Measurement of Debt in Leverage Ratios: Replication and Extensions. **Journal of Accounting Research**, Vol. 23, No. 2. (Autumn, 1985), pp. 897-906.

NETER, John. **Applied linear statistical models**. 4th. ed. Chicago: Irwin, c1996. 1408 p.

RAJAN, Raghuram G. e ZINGALES, Luigi. What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data. **The Journal of Finance**, Vol. 50, No. 5. (Dec., 1995), pp. 1421-1460.

SHWARTZ, Eli. Theory of the Capital Structure of the Firm. **The Journal of Finance**, Vol. 14, No. 1. (Mar., 1959), pp. 18-39.

SHARPE, William F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, Vol. 19, No. 3. (Sep., 1964), pp. 425-442.