

A RELAÇÃO ENTRE ENDIVIDAMENTO E RENTABILIDADE NAS EMPRESAS BRASILEIRAS DE 1996 A 2000

*José Augusto de Almeida Sant'Ana **

1. INTRODUÇÃO

Uma das competências do administrador financeiro é usar adequadamente os fatores analisados e discutidos para tomar decisões conclusivas. Os administradores financeiros têm como principal responsabilidade maximizar os valores das ações da empresa com um mínimo de risco possível. Portanto, cabe a esse profissional verificar no mercado qual o melhor investimento a fazer e, se necessário for, captar valores de terceiros no sentido de alavancar a sua empresa visando a atingir a sua meta.

Franco Modigliani e Merton H. Miller apresentaram o artigo "The cost of ca-

pital, corporation finance, and the theory of investment", no qual, diante de um mercado perfeito e livre de impostos, o valor de mercado da empresa independe da sua estrutura de capital.

Partindo do pressuposto que um endividamento é um bom negócio para as empresas, passou-se a buscar um modelo matemático tal que fosse possível administrar a dívida de uma empresa no sentido de se dar um retorno satisfatório aos seus acionistas dentro das metas da empresa. Assim, a importância do referido trabalho fundamenta-se no fato de poder correlacionar o endividamento das empresas com sua rentabilidade.

* Mestre em Administração. Professor da Faesa.

Nas várias análises estatísticas relacionadas aos índices de endividamento e aos índices de rentabilidades das empresas, a metodologia utilizada constitui o uso de ferramentas estatísticas paramétricas e não-paramétricas. A pesquisa tem como suporte os dados secundários constantes na revista *Exame: Maiores e melhores*, entre os anos 1995 e 2001, cuja escolha como fonte de dados secundários deve-se à credibilidade de suas informações ao longo das 28 edições já publicadas. O início da pesquisa, a partir de 1996, vincula-se à estabilidade no mercado com o advento do Plano Real no início de 1996 e com a extinção da correção monetária de acordo com a Lei federal 9.249/95.

Este artigo tem como objetivo verificar a existência de uma correlação linear significativa entre os índices de endividamento e de rentabilidade nas empresas brasileiras. Segundo Triola (1999, p. 240), se o valor absoluto da estatística de teste excede os valores críticos, então se rejeita a hipótese H_0 e caso contrário não se rejeita a hipótese H_0 e pode-se afirmar que existe uma correlação linear significativa entre as duas variáveis – índices de rentabilidade e endividamento. Diante do pressuposto, admite-se que se as variáveis apresentam uma correlação significativa entre si, é por que uma delas, de alguma forma, depende da outra linearmente.



2. MARCO TEÓRICO

2.1 ÍNDICES E AS DEMONSTRAÇÕES CONTÁBEIS

As demonstrações contábeis traduzem a posição de uma empresa num dado momento, acerca de suas operações financeiras ao longo de um período passado (Brigham, Capenski e Ehrhardt, 2001, p. 96).

Segundo Stickney e Weil (2001, p. 231), não se podem avaliar a lucratividade da empresa olhando apenas o lucro líquido, é preciso compará-lo com o ativo total ou com o patrimônio

líquido. Uma maneira de se comparar as variáveis em questão é estabelecendo as relações entre elas com auxílio de índices. A análise das demonstrações contábeis com índices é interessante pois, além de facilitar o entendimento, a interpretação e a comparação, resume os dados contidos nas demonstrações. Braga (1995, pp. 151-152) afirma que a avaliação dos índices deveria ser realizada em comparação com índices-padrão do ramo de negócio da empresa, o que, neste caso, seriam os índices referenciais em ques-

tão. Brigham, Gapenski e Ehrhardt (2001, p. 114) afirmam que os índices das empresas são comparados com os de outras empresas do mesmo setor, ou seja, com dados médios do setor. Algumas empresas comparam seus índices com os de um conjunto menor de empresas líderes no seu setor, isto constitui uma técnica denominada *benchmarking*. Tal técnica permite aos gestores terem um referencial comparativo de empresa a empresa e conhecer a situação de sua empresa em relação aos seus maiores competidores.

Investidores e credores querem prever o futuro com ajuda da análise de demonstrações financeiras, pois as mesmas permitem antecipar uma situação financeira futura. Tal situação pode ser vista mediante as relações entre as variáveis financeiras que constituem os demonstrativos financeiros, ou seja, os índices. No entanto, os índices não devem ser considerados um fim, e sim um ponto de partida. Indicam o que se deve perseguir, ou buscar, com maior profundidade o propósito da análise financeira.

2.2 LIMITAÇÕES AO USO

DOS ÍNDICES FINANCEIROS

Os gestores, analistas de crédito e analistas de ações são os profissionais que mais utilizam a análise financeira através de índices. Para os gestores, os

índices são utilizados para analisar, controlar e assim melhorar as operações de suas corporações. Para os analistas de crédito, os índices são utilizados com o intuito de avaliar o grau de habilidade das empresas em pagar as suas dívidas. Para os analistas de ações, são utilizados para avaliar a eficiência, o risco e a perspectiva de crescimento da empresa. Porém, alguns problemas potenciais são observados. Brigham, Capenski e Ehrhardt (2001, p. 116) afirmam que é difícil utilizar indicadores médios para empresas de grande porte, com atuação em setores diferentes.

Segundo Brigham, Capenski e Ehrhardt (2001, p. 116), fatos sazonais podem gerar informações equivocadas pelos índices. Por exemplo, as empresas que atuam no ramo alimentício poderão apresentar um índice de giro não condizente com a realidade se os dados do balanço utilizados para estoque forem aqueles imediatamente antes ou depois do fechamento da temporada de vendas. Contudo, este problema pode ser minimizado utilizando-se dados mensais médios para os estoques. Para esses outros, ainda, práticas contábeis distintas entre as empresa podem distorcer as comparações entre os índices, ou seja, empresas com modos de avaliações diferentes de estoques e de depreciações podem apresentar demonstrativos financeiros diferentes, bem como,

se uma empresa fizer *leasing* de um valor substancial de seu equipamento produtivo, então seus ativos podem parecer baixos relativamente às vendas, porque os ativos de *leasing* não aparecem no balanço.

Stikney e Weil (2001, p. 254) afirmam que alterações nos diversos índices apresentam alta correlação entre si. O índice de liquidez corrente e o índice de liquidez seca, por exemplo, muitas vezes variam na mesma direção e pela mesma proporção. Assim, é desnecessário que se calcule todos os índices para se avaliar a dimensão da lucratividade ou do risco.

O cuidado na análise com índices financeiros é fundamental. A análise mecanizada e impensada é perigosa, podendo induzir a informações inverídicas. Porém, a análise de índices financeiros utilizados de forma inteligente e com bom julgamento, leva aos gestores das corporações informações úteis sobre as operações de uma empresa.

Neste artigo, enfocam-se dois tipos de índices: o de *endividamento* e o de *rentabilidade*, a fim de verificar se há ou não relação de dependência entre eles.

2.3 ÍNDICES DE ENDIVIDAMENTO

O índice de *endividamento* está relacionado à extensão pela qual uma empresa utiliza o capital de terceiros ou a alavancagem.

Leite (1995, p. 191) afirma que existem dois tipos de alavancagem – *leverage*: alavancagem operacional – aquela que tem por estratégia o aumento do lucro operacional que ocorre com o crescimento do volume produzido ou vendido pela empresa – e alavancagem financeira – associada à estratégia da empresa em elevar a taxa de retorno dos acionistas por meio das alterações na composição do passivo, possibilitando melhor adequação entre os custos financeiros e as potencialidades de lucratividade operacional da empresa. Gitman (1997, p. 418) acrescenta um terceiro tipo de alavancagem que denomina *alavancagem total*, determinada pela relação entre a receita de vendas da empresa e o lucro por ação.

Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 51), é por meio do endividamento que se observa como as empresas apóiam-se nos recursos de terceiros para financiar suas atividades, em lugar dos recursos próprios.

Segundo Brigham e Houston (1999, pp. 85-87), a alavancagem acontece por dois motivos: como os juros não são dedutíveis, o uso de capitais de terceira favorece a uma diminuição nos impostos, colocando à disposição dos investidores uma parcela maior do lucro operacional; e se a taxa de retorno esperado sobre os ativos for maior do que a taxa de juros paga, a empresa

pode utilizar o capital de terceiros para adquirir ativos, pagar juros de dívida, bem como dispor ainda de uma possível sobra.

2.4 ENDIVIDAMENTO

E ESTRUTURA DE CAPITAL

O capital de terceiros possui vantagens que devem ser levadas em consideração nesta definição.

Em primeiro lugar, os juros são dedutíveis para fins de imposto de renda, reduzindo o custo efetivo da dívida. Como a remuneração do capital de terceiros é fixa, os acionistas não precisam compartilhar dos lucros quando os negócios forem bem sucedidos (Brigham e Houston, 1999, p. 448).

Fama e French (*apud* Ness Junior e Zani, 2001) afirmam que o endividamento da empresa carrega informações negativas sobre a lucratividade futura, as quais não são adequadamente captadas pelas variáveis de controle que afetam o valor da empresa e que compensam a vantagem fiscal desse endividamento. Nesse caso, uma estrutura de maior endividamento permite que a empresa possa melhor aproveitar o efeito da alavancagem financeira, conforme a própria proposição II de Modigliani-Miller demonstra.

Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 51), pelo fato de uma em-

presa vir a utilizar capital de terceiros, pode ocorrer conflito de interesses entre os credores e os fornecedores de capital próprio, ou seja, os credores podem querer que a empresa invista em projetos menos arriscados do que aqueles preferidos pelos acionistas.

Brealey e Myers (1999, p. 213) afirmam que o efeito financeiro de alavancagem não afeta o risco nem a rentabilidade esperada dos ativos da empresa, mas aumenta o uso das suas ações ordinárias e leva os acionistas a exigir uma correspondente rentabilidade mais elevada. Brander e Lewis (*apud* Belfo e Furtunato, 1997) mostram que um maior grau de endividamento de uma empresa a torna mais “agressiva” no mercado dos bens e serviços, aceitando a empresa uma postura menos adversa ao risco associado à falência e à incerteza da rentabilidade esperada.

Gomes e Leal (2001, p. 46) afirmam que a teoria dos custos de falência indica que o ponto ótimo da alavancagem financeira é inversamente proporcional à volatilidade do valor da empresa. Isso significa que quanto maior a volatilidade do valor da empresa maior será a possibilidade de a empresa vir a se tornar insolvente e, conseqüentemente, ir à falência.

No Japão e na Alemanha, devido às políticas de incentivo governamentais, as empresas apresentam-se num grau

maior de alavancagem – acima de outros países –, pois com a redução das taxas de impostos e retornos menores – devido ao custo inferior do capital naqueles países –, os investimentos tendem a crescer, favorecendo sua competitividade (Zonenschain, 2000).

Segundo Weston e Brigham (2000, p. 58), as empresas com índices de endividamento relativamente elevados têm retornos esperados mais elevados numa economia estabilizada, mas se expõe ao risco de perda quando a economia entra em recessão. Os autores ainda afirmam que empresas que apresentam baixos índices de endividamento apresenta menor risco, mas também abandonam a oportunidade de alavancar seu retorno sobre o patrimônio. Em realidade quanto mais alto o valor do endividamento, maior o risco de falência ou de não poder cumprir com os compromissos assumidos diante dos credores.

Segundo Gitman (1997, p. 418), o nível de alavancagem na estrutura de capital de uma empresa pode afetar significativamente seu valor. Sendo assim, o administrador financeiro deve saber como medi-la e avaliá-la, particularmente quando estiver tentando criar uma melhor estrutura de capital. Logo, é preciso buscar um meio termo no sentido de se ter uma estrutura de capital ótima.

2.5 ÍNDICE DE RENTABILIDADE

Definido matematicamente pela relação entre o lucro líquido – lucro depois dos juros e impostos – e o patrimônio líquido dos acionistas – ROE, mede o quão eficiente a empresa utiliza seus ativos e administra suas operações. A preocupação, em última análise, é com a parte conclusiva do demonstrativo de resultados. Segundo Gitman (1997, p. 123), o ROE mede o retorno obtido sobre o investimento dos proprietários da empresa. Geralmente quanto mais alta for essa taxa de retorno, melhor para os proprietários. O ROE, matematicamente, depende de variáveis tais como margem de lucro, giro do ativo e multiplicador do capital próprio.

Brigham, Gapenski e Ehrhardt (2001, p. 114) afirmam que ao longo dos tempos, nos Estados Unidos o ROE médio tem subido dramaticamente. Antes de 1996, seu valor médio estava entre 10 e 13%. Em 1996, a média de ROE para as 500 empresas da *Fortune* era cerca de 15%, e que a média Dow Jones Industrial era de 20,5%. Segundo *Fortune*, verificou-se que havia os três seguintes motivos para um tal crescimento: maiores margens de lucro, maior eficiência na utilização dos ativos e aumento de alavancagem.



3 METODOLOGIA E DESENVOLVIMENTO DA PESQUISA

Neste artigo, a metodologia constituiu uma pesquisa bibliográfica (Viegas, 1999, p. 131), na qual livros, artigos, revistas foram utilizados buscando fundamentação teórica. Na pesquisa documental (Santos, 1999, p. 30), trabalhou-se estatisticamente com dados da *Exame: Melhores e maiores* de 1997 a 2001. Os dados quantitativos da pesquisa estão dispostos em séries temporais do índice de endividamento e do índice de rentabilidade das empresas brasileiras nos anos de 1996, 1997, 1998, 1999 e 2000.

Das 500 empresas apresentadas, em 1996, foram analisadas estatisti-

camente 392, pois em 108 não foram encontrados os índices necessários. Da mesma forma, em 1997 foram analisadas 435; em 1998, 419; em 1999, 401; e em 2000, 362 empresas brasileiras.

Partiu-se do pressuposto que na hipótese nula H_0 não há correlação entre o endividamento e a rentabilidade das empresas brasileiras, ou seja, que a rentabilidade não depende do endividamento das empresas brasileiras. E na hipótese H_1 , existe uma correlação significativa entre a rentabilidade e o endividamento das empresas, ou seja, a rentabilidade pode ser expressa em função do endividamento.



4. RESULTADOS OBTIDOS

4.1 ANÁLISE ESTATÍSTICA

DOS ÍNDICES DE RENTABILIDADE DAS EMPRESAS BRASILEIRAS: 1996-2000

Ao observar os dados da Tabela 1, verifica-se uma variabilidade nas médias dos índices de rentabilidade das empresas brasileiras. Calculou-se uma variância na ordem de 100,9081804.

A menor média ocorreu em 1999. Nesse ano, o Brasil passou por uma crise cambial, o dólar e outras moe-

das estrangeiras valorizaram-se frente ao real, ocasionando importações mais caras e exportações mais baratas. No início de 1999, o governo brasileiro desativou a política de bandas cambiais, ativa desde 1995, levando a uma desvalorização do real diante do dólar, com reflexos diretos na inflação, no produto interno bruto

TABELA 1

ÍNDICE DE RENTABILIDADE DAS EMPRESAS BRASILEIRAS (1996-2000)

| ANOS | MÉDIAS | VARIÂNCIAS | MEDIANAS | CURTOSSES | ASSIMETRIAS |
|-------|----------|------------|----------|-----------|-------------|
| 1.996 | -10,2% | 7.576,49 | 6,90% | 165,30 | (12,47) |
| 1.997 | -475,9% | 12.631,57 | 6,90% | 281,36 | (15,60) |
| 1.998 | -288,7% | 14.844,55 | 6,40% | 273,62 | (15,75) |
| 1.999 | -2033,4% | 85.193,77 | 5,20% | 377,22 | (19,15) |
| 2.000 | 695,8% | 1.299,66 | 9,35% | 228,65 | (13,55) |

– PIB, na taxa de juros com conseqüências óbvias nas taxas de rentabilidades das empresas brasileiras (Rosetti Junior, 2001)

O grau de variabilidade dos índices de rentabilidade em 1999 chega a ser aproximadamente 65,5 vezes maior do que as variabilidades dos índices no ano 2000 e aproximadamente 5,7 vezes maiores do que no ano anterior. Segundo Sandroni (2000, p. 243), no final de 1998, a taxa de juros estava próxima aos 50% ao ano e, mesmo assim, não foi capaz de impedir a fuga de capitais do país, ocasionando a crise cambial de 1999. Assim, diante de um mercado financeiro instável, explica-se esta grande variabilidade das rentabilidades das empresas brasileiras em 1999.

Observa-se que a mediana apresenta um comportamento mais estável do que a média, no decorrer dos anos. A amplitude de variação das medianas dos índices de rentabilidade é de

$$|9,35 - 6,4| = 2,95$$

enquanto a amplitude de variação das médias das rentabilidades foi de

$$|6,95801105 - (-20,33391521)| = 27,291926$$

Observa-se que as distribuições dos índices de rentabilidade apresentaram valores positivos para as curtoses, o que significa uma concentração de valores ao redor da média com a presença de pico (Lapponi, 1997, p. 109). A maior curtose ocorre em 1999 e a menor em 1996.

Vê-se a menor assimetria em 1999, e a maior em 1996. Como todas assimetrias calculadas foram negativas, significa que existem mais dados à direita da média do que à esquerda, logo, a distribuição de freqüência dos índices de rentabilidade se prolongará mais para a esquerda do que para a direita da média (Lapponi, 1997, p. 108).

Ao ordenar as séries de índices de rentabilidade de 1996 a 2000, retirando 2,5% dos valores caudais, veri-

fica-se que em todos os anos analisados, tem-se 95% dos índices de rentabilidade das empresas brasileiras

no intervalo entre a média mais ou menos 2 desvios padrões como se segue:

| | | |
|--------|-------|---------------------|
| 1996 – | entre | 174,1878 e 173,9842 |
| 1997 – | entre | 229,5393 e 220,0216 |
| 1998 – | entre | 246,5636 e 240,7893 |
| 1999 – | entre | 604,0934 e 563,4255 |
| 2000 – | entre | 65,1434 e 79,0595 |

4.2 ANÁLISE ESTATÍSTICA

DO ÍNDICE DE ENDIVIDAMENTO

DAS EMPRESAS BRASILEIRAS: 1996-2000

Na Tabela 2, observam-se os dados das médias dos índices de endividamento. Percebe-se um crescimento de aproximadamente 8,5% de 1996 para 1997 e, em seguida, verifica-se uma pequena variação nos índices de 1997 a 2000.

Observa-se uma grande variabilidade no ano de 1997, aproximadamente 31,6 vezes maior do que a do ano anterior e aproximadamente 27,8 vezes

maior do que 1998. É importante salientar que em 1997, entre outubro e novembro, as taxas de juros no Brasil saltaram de 19,75% para 39,75%, no sentido de atrair os capitais externos e manter aqueles que aqui no Brasil já se encontravam aplicados.

Observa-se que as distribuições dos índices de endividamento, ao longo dos anos, apresentaram valores negativos próximos a zero para suas respectivas curtoses. Assim, a distribuição de frequência dos índices de endividamento das empresas é do tipo aproximado à curva normal.

TABELA 2

MÉDIAS DOS ÍNDICES DE ENDIVIDAMENTO DAS EMPRESAS BRASILEIRAS: 1996-2000

| ANOS | MÉDIAS | VARIÂNCIAS | MEDIANAS | CURTOSSES | ASSIMETRIAS |
|------|--------|------------|----------|-----------|-------------|
| 1996 | 45,48% | 398,64 | 44,35% | (0,413) | 0,324 |
| 1997 | 49,36% | 12.631,57 | 48,80% | (0,611) | 0,205 |
| 1998 | 49,18% | 452,84 | 47,90% | (0,661) | 0,231 |
| 1999 | 51,75% | 418,45 | 52,40% | (0,810) | 0,013 |
| 2000 | 50,57% | 407,46 | 50,25% | (0,721) | 0,078 |

Observa-se que a menor assimetria ocorreu em 1999; a maior em 1996. Como todas as assimetrias calculadas foram de valores positivos, logo existem mais dados da série à esquerda da média do que à direita, portanto a distribuição de frequência se prolongará mais para a direita do que para a esquerda da média (Lapponi, 1997, p. 108).

4.3 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO

E REGRESSÃO ENTRE OS ÍNDICES
DE RENTABILIDADE E ENDIVIDAMENTO
DAS EMPRESAS BRASILEIRAS: 1996-2000

Análise pelo método linear

1996

Na análise de autocorrelação Durbin-Watson verifica-se que o valor

$$d = 2,04$$

inferior ao valor limite

$$(4 - d_v)$$

para a amostra considerada e, assim, conclui-se que não existe autocorrelação.¹ Na análise de regressão linear, foi calculado um coeficiente de correlação de Pearson igual a 0,20536. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis – índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado o

valor de 0,042 que corresponde dizer que 4,2% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 95,8% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão linear. Com relação ao teste *t* verifica-se que o valor-P é menor do que o coeficiente de significância $\alpha = 0,05$ adotado o que conduz a *rejeitar a hipótese zero*, ou seja, existe uma correlação linear significativa.

O valor da estatística de *F* é igual 17,17 e o *F* de significação igual a $4,19 \times 10^{-5}$

menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. A confirmação de que a correlação paramétrica é *significativa* deve-se ao fato de que o valor-P é menor que o nível de significância adotado. Na análise de correlação por postos (correlação de *Spearman*), verifica-se que o valor do coeficiente de correlação (-0,063) encontra-se entre os valores críticos ($\pm 0,099121$), o que leva a concluir que *não existe correlação entre as variáveis* representadas pelas seqüências de dados (índices de endividamento e rentabilidades das empresas pesquisadas).

1 A existência de autocorrelação indica que as estimativas de mínimos quadrados ordinários dos parâmetros não são eficientes, isto é, não apresentam variância mínima, além de seu erro-padrão ser viesado, o que conduz a testes e intervalos de confiança incorretos (Matos, 2000, p. 135).

1997

Na análise de autocorrelação Durbin-Watson verifica-se que o valor $d = 2,04$

é inferior ao valor limite

$$(4 - d_u)$$

para a amostra considerada e, assim, conclui-se que não existe autocorrelação. Na análise de regressão linear, foi calculado um coeficiente de correlação de Pearson igual a 0,22394. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis – índice de endividamento e rentabilidade – foi calculado o valor de 0,05 que corresponde dizer que 5% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 95% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão linear. Com relação ao teste *t* verifica-se que o valor-P é menor do que o coeficiente de significância $\alpha = 0,05$ adotado o que conduz a *rejeitar a hipótese zero*. O valor da estatística de *F* é igual 22,86 e o *F* de significação igual a

$$2,38 \times 10^{-6}$$

menor do que o nível de significância adotado 0,05. Observa-se também que o valor-P é menor que o nível de significância adotado. Assim, conclui-se que a correlação entre os índices que constitui a pesquisa é *significativa*. O comportamento da distribuição dos índices de rentabilidade teve um alongamento maior à esquerda da média e uma concentração maior de dados à direita da

média. Na análise de correlação por postos, verifica-se que o valor do coeficiente de correlação (- 0,129) é menor que o valor crítico (- 0,099121) o que conduz a concluir que *existe correlação entre as variáveis* representadas pelas seqüências de dados (índices de endividamento e rentabilidades das empresas pesquisadas).

1998

Na análise de autocorrelação Durbin-Watson verifica-se que o valor $d = 2,09$

é inferior ao valor limite

$$(4 - d_u)$$

para a amostra considerada e, assim, conclui-se por não existe autocorrelação. Na análise de regressão linear, foi calculado um coeficiente de correlação de Pearson igual a 0,188348699. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado o valor de 0,035 que corresponde dizer que 3,5% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 96,5% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão linear. Com relação ao teste *t* verifica-se que o valor-P é menor do que o coeficiente de significância $\alpha = 0,05$ adotado o que conduz a *rejeitar a hipótese zero*. O valor da estatística de *F* é igual 15,33 e o *F* de significação igual a

$1,05 \times 10^{-4}$
menor do que o nível de significância adotado 0,05. Observa-se também que o valor-P é menor que o nível de significância adotado. Assim, conclui-se que a correlação entre as os índices que constituem a pesquisa é *significativa*. Na análise de correlação por postos, verifica-se que o valor do coeficiente de correlação ($-0,102$) menor que ($-0,095867$) conduz a concluir que *existe correlação entre as variáveis* representadas pelas seqüências de dados (índices de endividamento e rentabilidades das empresas pesquisadas).

1999

Na análise de autocorrelação Durbin-Watson verifica-se que o valor $d = 2,04$ é inferior ao valor limite $(4 - d_u)$

para a amostra considerada e, assim, conclui-se que não existe autocorrelação. Na análise de regressão linear, foi calculado um coeficiente de correlação de Pearson igual a $-0,148321044$. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado o valor de 0,022, o que corresponde dizer que *2,2% dos índices de rentabilidades podem ser explicados* pela equação de regressão, ou seja, 97,8% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equa-

ção de regressão linear. Com relação ao teste *t* verifica-se que o valor-P é menor do que o coeficiente de significância $\alpha = 0,05$ adotado o que conduz a *rejeitar a hipótese zero*. O valor da estatística de *F* é igual 8,97 e o *F* de significação igual a

$$2,9 \times 10^{-3}$$

menor do que o nível de significância adotado 0,05. Observa-se também que o valor-P é menor que o nível de significância adotado. Assim, conclui-se que a correlação entre as os índices que constituem a pesquisa é *significativa*. Na análise de correlação por postos, verifica-se que o valor do coeficiente de correlação ($-0,290$) é menor que ($-0,098000$) o que conduz a concluir que *existe correlação entre as variáveis* representadas pelas seqüências de dados (índices de endividamento e rentabilidades das empresas pesquisadas).

2000

Na análise de autocorrelação Durbin-Watson verifica-se que o valor $d = 1,96$

é superior ao valor limite d_u para a amostra considerada e, assim, conclui-se que não existe autocorrelação. Na análise de regressão linear, foi calculado um coeficiente de correlação de Pearson igual a $-0,157067036$. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado o va-

lor de 0,025 o que corresponde dizer que 2,5% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 97,5% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão linear. Com relação ao teste *t* verifica-se que o valor-P é menor do que o coeficiente de significância $\alpha = 0,05$ adotado, o que conduz a rejeitar a hipótese zero. O valor da estatística de *F* é igual 9,10 e o *F* de significação igual a $2,72 \times 10^{-3}$

menor do que o nível de significância adotado 0,05. Observa-se também que o valor-P é menor que o nível de significância adotado. Assim, conclui-se que a correlação entre as os índices que constitui a pesquisa é *significa-*

tiva. Na análise de correlação por postos, verifica-se que o valor do coeficiente de correlação (- 0,128) menor que (- 0,103158) conduz à conclusão de que *existe correlação entre as variáveis* representadas pelas seqüências de dados (índices de endividamento e rentabilidades das empresas pesquisadas). Seja *Rent* a variável que representa o índice de rentabilidade das empresas brasileiras e *End* a variável que representa o índice de endividamento das empresas brasileiras. Considerando a interpretação das análises acima citadas bem como a teoria de regressão linear pelo processo "mínimos quadrados", foi possível apresentar os modelos matemáticos que se seguem:

| | | | |
|----|----------|--------|------------------------------|
| a. | Em 1996: | Rent = | 40,61718986 - 0,895278925End |
| b. | Em 1997: | Rent = | 53,97433607 - 1,189911006End |
| c. | Em 1998: | Rent = | 50,15326294 - 1,078385966End |
| d. | Em 1999: | Rent = | 89,18928577 - 2,116334266End |
| e. | Em 2000: | Rent = | 21,14380545 - 0,280515531End |

Verifica-se que o coeficiente angular que relaciona a rentabilidade esperada em função do endividamento em cada ano apresenta-se negativo, ou seja, constata-se a existência de uma relação negativa entre o endividamento e a rentabilidade.

Segundo Gomes e Leal apud Leal (2001, p. 46) a relação negativa exis-

tente entre as variáveis baseia-se na existência de uma associação entre a rentabilidade e o risco. À medida que a teoria dos custos de falência sugere que o nível de endividamento é inversamente relacional à volatilidade do valor da empresa, a relação entre rentabilidade e endividamento deverá ser negativa.

Análise pelo método quadrático

Na presente análise buscou-se encontrar uma curva que melhor se ajustasse à distribuição pesquisada.

1996

Na análise de regressão na forma quadrática, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,29263. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado

$$\text{Rent} = -0,037557(\text{End})^2 + 2,762459(\text{End}) - 33,1194$$

1997

Na análise de regressão na forma quadrática, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,32487. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado 0,10554 que corresponde dizer que *10,554% dos índices de rentabilidades podem ser explicados* pela equação de regressão, ou seja, 89,446% dos

$$\text{Rent} = -0,05115(\text{End})^2 + 4,08005(\text{End}) - 58,694993$$

1998

Na análise de regressão na forma quadrática, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,29566. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endi-

lado 0,08563, que corresponde dizer que *8,5% dos índices de rentabilidades podem ser explicados* pela equação de regressão, ou seja, 91,5% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de *F* é igual 18,21475 e o *F* de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. Assim, tem-se o modelo matemático:

índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de *F* é igual 25,48676 e o *F* de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de *F* para este modelo se apresenta maior do que para o modelo linear. Assim, tem-se o modelo matemático:

vidamento e rentabilidade) foi calculado 0,08742, o que corresponde dizer que apenas *8,74% dos índices de rentabilidades podem ser explicados* pela equação de regressão, ou seja, 91,26% dos índices de rentabilidades

não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 19,92445 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05.

$$\text{Rent} = -0,054275(\text{End})^2 + 4,526648(\text{End}) - 69,711858$$

1999

Na análise de regressão na forma quadrática, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,20348. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado 0,04140 que corresponde dizer que apenas 4,14% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 95,86%

Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F para este modelo se apresenta maior do que para o modelo linear. Assim, tem-se o modelo matemático:

dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 8,59489 e o F de significação igual a 0,0002 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F para este modelo se apresenta comparável ao modelo linear. Assim, tem-se o modelo matemático:

$$\text{Rent} = -0,089351(\text{End})^2 + 7,155504(\text{End}) - 114,045911$$

2000

Na análise de regressão na forma quadrática, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,24897. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado 0,06198 que corresponde dizer que apenas 6,19% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 93,81% dos índices

de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 11,86127 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F para este modelo se apresenta maior do que para o modelo linear. Assim, tem-se o modelo matemático:

$$\text{Rent} = -0,015211(\text{End})^2 + 1,281657(\text{End}) - 12,775015$$

O método quadrático mostra-se mais eficaz que o método linear, pois as estatísticas de F nos anos pesquisados apresentam valores maiores.

Análise pelo métodos cúbico

1996

Na análise de regressão na forma cúbica, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,32883. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado 0,10813 que

$$\text{Rent} = -0,0001072(\text{End})^3 + 0,121870(\text{End})^2 - 4,069406(\text{End}) + 46,254289$$

1997

Na análise de regressão na forma cúbica, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,36854. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado 0,13582 que corresponde dizer que apenas 13,58% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 86,42%

$$\text{Rent} = -0,001515(\text{End})^3 + 0,186977(\text{End})^2 - 6,806666(\text{End}) + 77,397157$$

1998

Na análise de regressão na forma cúbica, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,37643. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e

corresponde dizer que apenas 10,81% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 89,19% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 15,68035 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F neste método é inferior ao método quadrático. Assim, tem-se o modelo matemático:

dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 22,57930 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F neste método é inferior ao método quadrático. Assim, tem-se o modelo matemático:

rentabilidade) foi calculado 0,14170 que corresponde dizer que apenas 14,17% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 85,83% dos índices de rentabilidades não

podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 22,83802 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim,

$$\text{Rent} = -0,002285(\text{End})^3 + 0,305948(\text{End})^2 - 12,033324(\text{End}) + 139,813882$$

1999

Na análise de regressão na forma cúbica, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,22366. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado 0,05002 que corresponde dizer que apenas 5,0% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 95%

conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F neste método é maior do que o método quadrático. Assim, tem-se o modelo matemático:

dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 6,96850 e o F de significação igual a 0,0001 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F neste método é inferior ao método quadrático. Assim, tem-se o modelo matemático:

$$\text{Rent} = -0,002605(\text{End})^3 + 0,319840(\text{End})^2 - 11,888444(\text{End}) + 135,036703$$

2000

Na análise de regressão na forma cúbica, foi calculado um coeficiente de correlação igual a 0,32178. Quanto ao coeficiente de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) foi calculado 0,10354 que corresponde dizer que apenas 10,35% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 89,65%

dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de F é igual 13,783 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*. O valor da estatística de F neste método é maior do que o método quadrático. Assim, tem-se o modelo matemático:

$$\text{Rent} = -0,000689(\text{End})^3 + 0,091746(\text{End})^2 - 3,616651(\text{End}) + 49,985750$$

Comparando os resultados do método quadrático com o método cúbico verifica-se que as diferenças são pequenas, podendo-se afirmar que os resultados são comparáveis.

Análise pelo método linear tendo uma variável dummy aditiva

Nesta análise, foi utilizado o estudo de regressão linear adicionando a variável *dummy* com o seguinte significado e valor: *dummy* = 0, significa considerar o fato de que as empresas apresentaram índices de rentabilidades iguais a zero ou inferiores a zero; e *dummy* = 1, significa considerar o fato de que as empresas neste caso apresentaram o par (índice de rentabilida-

de; índice de endividamento) com valores positivos.

De cada amostra foi retirado 5% dos dados amostrais que representavam os valores bicaudais das distribuições das séries de rentabilidades quando ordenadas as respectivas séries, segundo o crescimento dos valores dos índices. Os valores maiores e os valores menores na ordem 2,5% de cada série temporal dos índices de rentabilidade de cada lado do gráfico da distribuição real foram suprimidos, desaparecendo assim os valores de picos mais destoantes de cada distribuição.

Assim sendo, foi utilizado o método de regressão linear, tendo uma variável *dummy* aditiva, chegando-se aos seguintes resultados:

1996

$$\text{Rent} = -14,722 + 0,09139 \text{ End} + 24,330 \text{ Dummy} \quad R^2 = 43\%$$

(7,71) (3,23) (16,65) F = 139,82

Na análise de regressão na forma linear com uma variável *dummy* aditiva, foi calculado um coeficiente de correlação de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) de 0,43044 que corresponde dizer que 43,04% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equa-

ção de regressão, ou seja, 56,96% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de *F* é igual 139,82 e o *F* de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*.

1997

$$\text{Rent} = -16,797 + 0,03086 \text{ End} + 28,278 \text{ Dummy} \quad R^2 = 45,6\% \\ (7,95) \quad (1,03) \quad (18,56) \quad F = 174,02$$

Na análise de regressão na forma linear com uma variável *dummy* aditiva, foi calculado um coeficiente de correlação de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) de 0,456 que corresponde dizer que 45,6% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela

equação de regressão, ou seja, 54,4% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de *F* é igual 174,02 e o *F* de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*.

1998

$$\text{Rent} = -14,0 + 0,106 \text{ End} + 22,2 \text{ Dummy} \quad R^2 = 39,1\% \\ (7,27) \quad (3,86) \quad (15,92) \quad F = 128,09$$

Na análise de regressão na forma linear com uma variável *dummy* aditiva, foi calculado um coeficiente de correlação de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) de 0,391 que corresponde dizer que 39,1% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela

equação de regressão, ou seja, 60,9% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da estatística de *F* é igual 128,09 e o *F* de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*.

1999

$$\text{Rent} = -22,3 - 0,0146 \text{ End} + 37,0 \text{ Dummy} \quad R^2 = 52,9\% \\ (7,57) \quad (0,33) \quad (19,89) \quad F = 215,46$$

Na análise de regressão na forma linear com uma variável *dummy* aditiva, foi calculado um coeficiente de

correlação de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) de 0,529 que corres-

ponde dizer que 52,9% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 47,1% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de

regressão. O valor da estatística de F é igual 215,46 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*.

2000

$$\text{Rent} = -10,2 + 0,0621 \text{ End} + 20,9 \text{ Dummy} \quad R^2 = 34,1\% \\ (4,77) \quad (2,11) \quad (13,37) \quad F = 89,57$$

Na análise de regressão na forma linear com uma variável *dummy* aditiva, foi calculado um coeficiente de correlação de determinação entre as variáveis (índice de endividamento e rentabilidade) de 0,341 que corresponde dizer que 34,1% dos índices de rentabilidades podem ser explicados pela equação de regressão, ou seja, 65,9% dos índices de rentabilidades não podem ser explicados pela equação de regressão. O valor da esta-

tística de F é igual 89,57 e o F de significação igual a 0,0000 menor do que o nível de significância adotado 0,05. Assim, conclui-se que a correlação é *significativa*.

A análise pelo método linear tendo uma variável *dummy* aditiva é a que apresenta melhor resultado. Em todos os anos a estatística de F para a regressão são superiores aos métodos anteriores (linear, quadrático e cúbico).



5. OBSERVAÇÕES COMPLEMENTARES

Estes estatísticos paramétricos e não-paramétricos foram utilizados nesta pesquisa, chegando-se às conclusões parciais que se seguem:

1. O teste de Durbin-Watson foi realizado no sentido de verificar se havia autocorrelação para os resíduos das amostras para cada ano no período

de 1996 a 2000, chegando-se à conclusão que em nenhuma das amostras relativas a cada ano pesquisado houve autocorrelação, o que permite afirmar que os testes t e F apresentam credibilidade.

2. A análise de correlação de *Spearman* foi realizada para cada ano concluindo-se que:

• Em 1996, calculou-se como coeficiente o valor de $-0,063$ na condição de estar entre os valores críticos calculados, o que levou a concluir que não há correlação significativa entre os índices de rentabilidade e endividamento nas empresas brasileiras.

• Entre 1997 a 2000, encontrou-se como coeficiente os valores $-0,129$, $-0,102$, $-0,290$, $-0,128$, respectivamente, menor que o valor crítico negativo calculado. Assim, conclui-se que existe uma correlação significativa entre os índices de rentabilidade e endividamento nas empresas brasileiras

nesse período.

3. Tanto o teste t quanto os testes F analisados para as amostras pesquisadas conduziram a concluir que se trata da existência de uma correlação linear significativa entre os índices de rentabilidade e endividamento nas empresas brasileiras no período de 1996 a 2000.
4. Utilizando as variáveis *Rent* como índice de rentabilidade e *End* como índice de endividamento, e tendo as análises realizadas para as amostras, pode-se apresentar os seguintes modelos matemáticos de regressão linear simples envolvendo as variáveis citadas:

$$\text{Em 1996: } \text{Rent} = 40,617 - 0,895\text{End}$$

$$\text{Em 1997: } \text{Rent} = 53,974 - 1,189\text{End}$$

$$\text{Em 1998: } \text{Rent} = 50,153 - 1,078\text{End}$$

$$\text{Em 1999: } \text{Rent} = 89,189 - 2,116\text{End}$$

$$\text{Em 2000: } \text{Rent} = 21,143 - 0,280\text{End}$$

5. Utilizando as variáveis *Rent* como índice de rentabilidade e *End* como índice de endividamento, e tendo as análises realizadas para as amostras onde as mesmas com-

provam a existência de correlação significativa, pode-se apresentar os seguintes modelos matemáticos de regressão pelo método quadrático como se segue:

$$\text{Em 1996: } \text{Rent} = -0,03375(\text{End})^2 + 2,7624(\text{End}) - 33,1194$$

$$\text{Em 1997: } \text{Rent} = -0,05115(\text{End})^2 + 4,0800(\text{End}) - 58,6949$$

$$\text{Em 1998: } \text{Rent} = -0,05427(\text{End})^2 + 4,5266(\text{End}) - 69,7118$$

$$\text{Em 1999: } \text{Rent} = -0,08935(\text{End})^2 + 7,1555(\text{End}) - 114,0459$$

$$\text{Em 2000: } \text{Rent} = -0,01521(\text{End})^2 + 1,2816(\text{End}) - 12,77501$$

6. Pode-se também apresentar os seguintes modelos matemáticos de regressão pelo método cúbico como se segue:

$$\text{Em 1996: } \text{Rent} = -0,0001072(\text{End})^3 + 0,121870(\text{End})^2 - 4,069\text{End} + 46,2542$$

$$\text{Em 1997: } \text{Rent} = -0,001515(\text{End})^3 + 0,186977(\text{End})^2 - 6,8066\text{End} + 77,3971$$

$$\text{Em 1998: } \text{Rent} = -0,002285(\text{End})^3 + 0,305948(\text{End})^2 - 12,033\text{End} + 139,813$$

$$\text{Em 1999: } \text{Rent} = -0,002605(\text{End})^3 + 0,319840(\text{End})^2 - 11,8884\text{End} + 135,036$$

$$\text{Em 2000: } \text{Rent} = -0,000689(\text{End})^3 + 0,091746(\text{End})^2 - 3,6166\text{End} + 49,98575$$

7. Utilizando as variáveis *Rent* como índice de rentabilidade, *End* como índice de endividamento e *Dummy* como variável *dummy*, e tendo as análises realizadas para as amostras onde as mesmas comprovam a existência de correlação significativa, pode-se apresentar os seguintes modelos matemáticos de regressão pelo método linear tendo uma variável *dummy* aditiva como se segue:

$$\text{Em 1996: } \text{Rent} = -14,7 + 0,0014\text{End} + 24,3\text{Dummy}$$

$$\text{Em 1997: } \text{Rent} = -16,8 + 0,0309\text{End} + 28,3\text{Dummy}$$

$$\text{Em 1998: } \text{Rent} = -14,0 + 0,106\text{End} + 22,2\text{Dummy}$$

$$\text{Em 1999: } \text{Rent} = -22,3 + 0,0146\text{End} + 37,0\text{Dummy}$$

$$\text{Em 2000: } \text{Rent} = -10,2 + 0,0621\text{End} + 20,9\text{Dummy}$$



6. CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÕES

Tendo como base o exposto no item 5, bem como, as análises realizadas e interpretadas ao longo do artigo, conclui-se que de fato há uma correlação significativa entre os índices de endividamento e rentabilidade das empresas brasileiras de 1996 a 2000 configurando verdadeira a hipótese:

H_1 : *Existe uma correlação significativa entre o endividamento e a*

rentabilidade das empresas brasileiras,

ou seja, pode-se afirmar que a rentabilidade tem uma dependência matemática do endividamento quando analisadas as empresas brasileiras no período de 1996 a 2000.

Tal conclusão permite aos administradores financeiros prever o quanto deverá endividar (em média) uma

empresa no sentido de se ter uma rentabilidade previamente definida. A referida previsão pode contribuir para uma maior estabilidade da empresa no mercado, gerando, em consequência, mais empregos e estabilidade nos mesmos, com grandes benefícios à sociedade.

Optou-se pela utilização do método linear, tendo uma variável *dummy* aditiva por apresentar maiores valores de estatística *F* e coeficientes de correlação entre todas as análises realizadas. A variável *dummy* representa um termo de uma condição imposta e a ser atendida pelo modelo formulado para análise do fenômeno, ou seja,

quando se espera uma contribuição para a sociedade, a expectativa é por um resultado positivo para os índices de rentabilidade das empresas brasileiras, no entanto, não se pode excluir do sistema a existência dos índices de rentabilidade iguais a zero ou negativos. Atribui-se a uma *dummy* o valor "zero" quando o índice de rentabilidade se apresenta igual a zero ou negativo, caso contrário, atribui-se a uma *dummy* o valor "um". Quando se atribui a uma *dummy* o valor "um", observa-se que os índices de rentabilidade e os índices de endividamento na correlação apresentam-se com sinais iguais, ou seja, ambos positivos.



REFERÊNCIAS

- BELFO, Fernando & FURTUNATO, Adelino. "Determinantes do investimento em investigação e desenvolvimento e da estrutura de capital da empresa", artigo apresentado no 6º Encontro Nacional de Economia Industrial, Universidade Católica Portuguesa, Lisboa, 1997, mimeo.
- BRAGA, Roberto. *Fundamentos e técnicas de administração financeira*, São Paulo, Atlas, 1995.
- BREALEY, Richard A. & MYERS, Stewart C. *Princípios de finanças empresariais*, 5. ed., Lisboa: McGraw-Hill de Portugal, 1999.
- BRIGHAM, E. F. & HOUSTON, J. F. *Fundamentos da moderna administração financeira*, Rio de Janeiro, Campus, 1999.
- BRIGHAM, E. F. ; GAPENSKI , L. C. & EHRHARDT, M. C. *Administração financeira: Teoria e prática*, São Paulo, Atlas, 2001.
- EXAME MELHORES E MAIORES. "As 500 maiores empresas do Brasil" São Paulo, Abril, jul 1997, disponível em <<http://ww2.uol.com.br/exame/mm1997>>. Acesso em 02 jun 1999.
- . São Paulo, Abril, jul 1998, disponível em <<http://ww2.uol.com.br/exame/mm1998>>, acesso em 2 jun 1999.
- . São Paulo, Abril, jul 1999, disponível em <<http://ww2.uol.com.br/exame/mm1999>>, acesso em 2 ago 1999.
- . São Paulo, Abril, jul 2000, disponível em <<http://ww2.uol.com.br/exame/mm2000>>, acesso em 02 ago 2000.
- . São Paulo, Abril, jul 2001, disponível em <<http://ww2.uol.com.br/exame/mm2001>>, acesso em 2 ago 2001.
- GITMAN, L. J. *Princípios de administração financeira*, 7. ed., São Paulo, Harbra, 1997.
- LAPPONI, Juan Carlos. *Estatística usando o Excel 5 e 7*, São Paulo, Laponi, 1997.
- LEAL, R. P. C. (org). *Finanças corporativas*, São Paulo, Atlas, 2001.
- LEITE, Hélio de Paula. *Introdução à administração financeira*, São Paulo, Atlas, 1995.
- MATOS, O. C. *Econometria básica: Teoria e aplicações*, São Paulo, Atlas, 2000.
- NESS JUNIOR, Walter Lee & ZANI, João. "Os juros sobre o capital próprio versus a vantagem fiscal do endividamento", *Revista de Administração*, Vol. 36, n. 2, pp. 89-102, abr-jun 2001.

- ROSETTI JUNIOR, Hélio. "Análise comparativa de risco do câmbio e das taxas de juros na crise cambial de 1999", *UnB Contábil*, Brasília, Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais da Universidade de Brasília / Paralelo 15, 2000.
- ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W. & JORDAN, B. D. *Princípios da administração financeira*, São Paulo, Atlas, 1998.
- SANDRONI, Paulo. *Traduzindo o Economês*, São Paulo, Best Seller, 2000.
- SANTOS, A. R. *Metodologia científica: A construção do conhecimento*, Rio de Janeiro, DP&A, 1999.
- STICKNEY, C. P. & WEIL, R. L. *Contabilidade financeira: Uma introdução aos conceitos, métodos e usos*. São Paulo, Atlas, 2001.
- TRIOLA, Mario F. *Introdução à estatística*, 7. ed., Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1999.
- VIEGAS, Waldir. *Fundamentos de metodologia científica*, Brasília, Paralelo 15 / EdUnB, 1999.
- WESTON, J. F. & BRIGHAM E. F. *Fundamentos da administração financeira*, 10. ed., São Paulo, Makron Books, 2000.
- ZONENSCHAIN, Claudia Nessi. *Estrutura de capital das empresas no Brasil*, disponível em <http://www.bndes.gov.br/publica/rev_10a6.htm>, acesso em: 10 abr 2000.

