UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DE RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE CONTABILIDADE

MARLI AUXILIADORA DA SILVA

**Aplicação de leis de potência para tratamento e classificação de tamanho de
empresas: uma proposta metodológica para pesquisas contábeis**

Orientador: Prof. Dr. Evandro Marcos Saidel Ribeiro

RIBEIRÃO PRETO
2008

Prof. Dra. Suely Vilela Sampaio
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão
Preto

Prof. Dra. Maísa de Souza Ribeiro
Chefe do Departamento de Contabilidade

MARLI AUXILIADORA DA SILVA

Aplicação de leis de potência para tratamento e classificação de tamanho de empresas: uma proposta metodológica para pesquisas contábeis

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Contabilidade da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Controladoria e Contabilidade.

Orientador: Prof. Dr. Evandro Marcos Saidel Ribeiro.

RIBEIRÃO PRETO
2008

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO, TOTAL OU PARCIAL, DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO, CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Silva, Marli Auxiliadora da

Aplicação de leis de potência para tratamento e classificação de tamanho de empresas: uma proposta metodológica para pesquisas contábeis. Ribeirão Preto, 2008.

118 p. : il. ; 30 cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Ribeiro, Evandro Marcos Saidel

1. Leis de potência. 2. Tamanho de empresa. 3. Pesquisas contábeis.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Marli Auxiliadora da Silva

Aplicação de leis de potência para tratamento e classificação de tamanho de empresas: uma proposta metodológica para pesquisas contábeis.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Contabilidade da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Controladoria e Contabilidade.

Orientador: Prof. Dr. Evandro Marcos Saidel Ribeiro.

Aprovada em:

Banca Examinadora

Prof. Dr. Evandro Marcos Saidel Ribeiro

Instituição FEA-RP/USP

Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

A Deus pelo dom da vida.

Ao meu filho, Pedro Henrique Silva de Almeida Barbosa, razão da minha vida e de todo o meu esforço pessoal e profissional.

À minha família pelo apoio incondicional em todos os momentos, especialmente minha mãe, Valzita Maria da Silva, e minha irmã, Marlúcia Divina da Silva, por serem minha fortaleza e amparo, nesses dois anos tão longos.

À Rúbia Maria de Almeida, avó tão zelosa, por ter acolhido meu filho, Pedro Henrique, e dado a ele todo amor, carinho e direcionamento em minhas constantes ausências.

Ao Professor Dr. Evandro Marcos Saidel Ribeiro pela orientação, paciência e confiança em mim depositada quando eu mesma desacreditava de minha capacidade.

Aos professores da segunda turma do programa de Mestrado em Controladoria e Contabilidade da FEA-RP., que conseguiram despertar em mim, ainda mais, deslumbramento pelo ensino e por fazer-me acreditar que é possível ser sempre melhor e mais capaz.

À FTM – Faculdade Triângulo Mineiro pela ajuda financeira, sem a qual a conclusão desse mestrado seria impossível.

Ao coordenador do curso de Ciências Contábeis da Faculdade Triângulo Mineiro, Marcus Sérgio Satto Vilela, pelo incentivo, palavras amigas, e pelos muitos minutos ouvindo pacientemente minhas lamúrias e suportando meu choro.

Aos grandes amigos da turma do mestrado, Andrei Aparecido de Albuquerque, Carlos Henrique Kitagawa, Emerson Tadeu Ricci, Flávio Leonel de Carvalho, Kelly Teixeira Rodrigues Farias, Lísia de Melo Queiroz, Mara Alves Soares, Nara Rossetti, Raphael Pazzetto Gonçalves e Victor de Oliveira.

Agradecimentos especiais a Flávio, esse “espetáculo” de menino, pela ajuda em praticamente todos os trabalhos de Métodos Quantitativos, e por sua paciência, carinho e exemplo de determinação. Um grande homem e, com certeza, um excelente pesquisador. À Mara Alves Soares, minha grande amiga, por sua franqueza, determinação e fé contagiantes. À Kelly Teixeira Rodrigues Farias e Manoel Farias, seu esposo, por terem me recebido em seu lar e compartilhado de seu carinho e conhecimentos em longas horas de discussão.

À Profª Drª Maísa de Souza Ribeiro por tão gentilmente ter intercedido junto ao Prof. Dr. Arioaldo dos Santos para a cessão de dados das empresas que compõem a base para a publicação do Anuário da Revista Exame Maiores e Melhores.

À FIPECAFI pela cessão do banco de dados relativo às maiores empresas brasileiras que compuseram uma das bases de dados usada nesta pesquisa.

A todos os frequentadores da sala 58, com os quais compartilhei momentos de tristeza, desespero e até mesmo de alegria.

Aos funcionários da secretaria da pós, Érika de Lima Veronezi Costa e Eduardo Castaldelli Júnior, pelo profissionalismo, atenção e simpatia.

À Maria Aparecida da Silva (Cidinha) e Ângela Maria Battaglioni, funcionárias da FEA-RP, tão atenciosas e solícitas, que facilitaram esse período de estudo, oferecendo cafés quentes e sorrisos amigos.

À sociedade paulista, mantenedora da Universidade de São Paulo, que possibilitou a consecução desse mestrado.

“Tudo é possível.”
(Lucas, 18:27)

RESUMO

SILVA, Marli Auxiliadora da. **Aplicação de leis de potência para tratamento e classificação de tamanho de empresas: uma proposta metodológica para pesquisas contábeis**. 2008. 118 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2008.

Em contabilidade, tamanho de empresa é comumente utilizado como *proxy* para caracterizar inúmeros conceitos teóricos. Muito se tem discutido sobre a validade e confiabilidade desta *proxy* devido a alta variância das medidas operacionais usadas para a mensuração de tamanho de empresa. Com o intuito de reduzir esta variância alguns procedimentos estatísticos são aplicados para ajustar os valores. Pesquisas internacionais evidenciam que a distribuição de probabilidade da variável tamanho de empresa segue uma lei de potência. Diante desse cenário esta pesquisa teve como objetivo investigar se é possível tratar e classificar as medidas operacionais para *proxy* de tamanho de empresas brasileiras, por meio de Leis de Potência. Foram utilizados dados do período de 1997 a 2006, relativos às medidas operacionais Receitas (REC), Ativo Total (AT), Patrimônio Líquido (PL) e de 1996 a 2004 para a medida Número de Empregados (NE), de bases diferentes, FIPECAFI, Economática® e IBGE. Observou-se a ocorrência da lei de potência, $P(v_{>}) = c v^{-\mu}$, em toda a extensão da variável $v = REC$, com expoente μ próximo de 1, como verificado em todas as pesquisas internacionais, enquanto que para as demais variáveis foi confirmada a lei de potência, apenas na cauda da distribuição. Na sequência a formulação proposta, $P(v_{>}) * v$, foi aplicada para a *proxy* em um estudo específico na área contábil. Observou-se que a ponderação de v pela probabilidade de ocorrência de valores superiores a v , utilizada como *proxy*, leva à significância estatística exigida nos modelos da área contábil. Os resultados obtidos são satisfatórios, pois, confirmam a natureza da lei de potência de $P(v_{>})$ para o cenário brasileiro e, com relação à *proxy* proposta, espera-se validá-la no cenário da pesquisa contábil, pois a mesma inclui informações sobre a natureza estatística de medidas operacionais para tamanho de empresa.

Palavras-chave: Leis de potência. Tamanho de empresa. Pesquisas contábeis.

ABSTRACT

SILVA, Marli Auxiliadora da. **Application of the power laws for treatment and classification of companies: a methodological proposal for accounting researches.** 2008. 118 f. Dissertation (Master degree) - University of Economy, Administration and Accounting of Ribeirão Preto, University of São Paulo, Ribeirão Preto, 2008.

Firm size is frequently used, in accounting, as a proxy to characterize several theoretical concepts. It has been discussing a lot about the validity and reliability of this proxy due to the variance of the operational measures used for the firm size mensuration. With the intention of reducing this variance, statistical procedures are applied to adjust the values. International researches evidence that, statistically, the company size can be represented by power law distributions. The present research has the objective of investigate if it is possible to treat and classify the operational measures for proxy of Brazilian firm size as a power law. Using data from 1997 to 2006, relative to the measures of operational Incomes (REC), Total Assets (AT), Equity (PL) and from 1997 to 2004 for the measure Number of Employees (NE), of three different data bases, FIECAFI, Economática[®] and IBGE. The power law, $P(v_{>}) = c v^{-\mu}$, was verified for $v = REC$, with values of μ equivalent to that obtained on international researches, while for the other variables, the power law was confirmed just in the tail of the distribution. In the sequence, the proposed formulation, $P(v_{>}) * v$, was applied to a specific study in the accounting area. It was observed that this proxy allows for statistical significance required to validate researches into accounting area. The obtained results confirm the power law nature of $P(v_{>})$ for Brazilian firms and, related to the *proxy* suggested, the expectation is that it can be validate into the accounting research area, once it includes information on the statistical nature of operational measurements for firm size.

Word-key: Power laws. Firm size. Accounting researches.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

FIPECAFI – Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

PIA – Pesquisa Industrial Anual

SEC – Securities and Exchange Commission

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Processo de criação de um constructo teórico.....	33
Figura 2: Histograma da função distribuição cumulativa de Stanley <i>et al</i> (1995).	53
Figura 3: Distribuição cumulativa, $P(\geq x)$, do lucro de empresas (x) japonesas (negrito) e italianas (tracejado). (OKUYAMA; TAKAYASU; TAKAYASU, 1999).	55
Figura 4: Distribuição cumulativa, $P(\geq S_o)$ do lucro (S_o) de empresas americanas. OKUYAMA; TAKAYASU; TAKAYASU, 1999).	55
Figura 5: Histograma de Ramsden e Kiss-Haypál (2000) plotado em escala logarítmica.	56
Figura 6: Probabilidade $P(\geq d)$ de empresas japonesas falidas (AOYAMA et al., 2000).	56
Figura 7: Histograma do tamanho de empresas dos E.U.A de acordo com número de empregados (AXTELL, 2001).	57
Figura 8: Cauda da função distribuição cumulativa de empresas dos E.U.A conforme volume de receitas (AXTELL, 2001).	57
Figura 9: Distribuição cumulativa de vendas (1996-2004) (PINHO, 2006).	61
Figura 10: Distribuição total conjunta de 1996 a 2004. (PINHO, 2006).	61
Figura 11: Histograma em escala linear com distribuição em lei de potência (NEWMAN, 2005).	72
Figura 12: Histograma em escala logarítmica, com distribuição em lei de potência (NEWMAN, 2005).	72
Figura 13: Histograma construído usando intervalos de classes logarítmicas (NEWMAN, 2005).	73
Figura 14: Comparação da distribuição empírica, distribuição normal e distribuição de lei de potência para receitas. Ano de 2006.	77

Figura 15: Distribuição estatística de $P(REC_{>})$, de acordo com o modelo misto que incorpora a lei de potência para valores assintóticos. Ano de 2006.....	77
Figura 16: Função densidade de probabilidade da medida operacional REC. Ano de 2006. ..	79
Figura 17: Histograma da $P(REC_{>}) = 1 - P(REC)$ plotados com dados relativos a 1000 empresas. Base de dados A. 2006.....	80
Figura 18: Distribuição cumulativa da $P(REC_{>})$. Base de Dados A em escala log–log . (US\$ mil).....	81
Figura 19: Distribuição cumulativa da $P(AT_{>})$. Base de Dados A em escala log–log . (US\$ mil).....	83
Figura 20: Distribuição cumulativa de $\ln P(AT_{>})$ para os valores assintóticos. Expoente $\mu = 1,0158$. Base de Dados A. (US\$ mil).	84
Figura 21: Distribuição cumulativa de $\ln P(PL_{>})$ para os valores assintóticos. Expoente $\mu = 0,9480$. Base de Dados A. (US\$ mil).	85
Figura 22: Distribuição cumulativa de $\ln P(NE_{>})$ para os valores assintóticos. Expoente $\mu = 0,9655$. Base de Dados A. (US\$ mil).	85
Figura 23: Distribuição cumulativa da $P(REC_{>})$. Base de Dados B em escala log–log (milhares de reais).....	86
Figura 24: Distribuição cumulativa da $P(AT_{>})$. Base de Dados B em escala log–log (em milhares de reais).....	88
Figura 25: Distribuição cumulativa $P(NE_{>})$ da variável NE. Base de dados C em escala log–log	89
Figura 26: Curva empírica e teórica da classificação de empresas brasileiras no ano de 2000 (BANIN; GUPTA; CAMPANHA, 2002).	92
Figura 27: Curva empírica da classificação de empresas brasileiras no ano de 2000.	92

Figura 28: Curva empírica (pontos cheios) e curva teórica (linha reta) da classificação de empresas brasileiras no ano de 2000.....	93
Figura 29: Distribuição cumulativa da $P(PL_{>})$. Base de Dados A em escala $\log-\log$. (US\$ mil).....	114
Figura 30: Distribuição cumulativa da $P(NE_{>})$. Base de Dados A em escala $\log-\log$	115

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Construtos teóricos medidos por tamanho de empresa.	50
Quadro 2 – Comparação das distribuições de tamanho das empresas conforme diferentes autores e bases de dados.....	64
Quadro 3: Relação dos limites inferior e superior da variável REC 1997 – 2006. Fipecafi....	70
Quadro 4: Relação dos limites inferior e superior da variável REC 1997 – 2006. Economática®	70
Quadro 5: Valor- <i>P</i> obtido em regressões de acordo com diferentes <i>proxies</i> para tamanho. ...	95
Quadro 6: Relação dos limites inferior e superior da variável Ativo Total.	112
Quadro 7: Relação dos limites inferior e superior da variável Patrimônio Líquido.....	112
Quadro 8: Relação dos limites inferior e superior da variável Número de Empregados.....	113
Quadro 9: Relação dos limites inferior e superior da variável Ativo Total.	113
Quadro 10: Relação do número de empregados na indústria brasileira. (1996-2004).	113
Quadro 11: Resumo de resultados para REC (Receita Bruta).....	117
Quadro 12: Resumo de resultados para formulação estatística $P(REC_{>}) * REC$	117
Quadro 13: Resumo de resultados para $Ln(REC)$	118
Quadro 14: Resumo dos resultados para $Ln(REC * P(REC_{>}))$	118

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(REC_{>})$ da Base de Dados A (em US\$ mil).	82
Tabela 2: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável REC – Base de Dados A. ...	82
Tabela 3: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(AT_{>})$. Base de Dados A (em US\$ mil).	84
Tabela 4: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(REC_{>})$. Base de Dados B (em milhares de R\$). ...	87
Tabela 5: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável REC – Base de Dados B. ...	87
Tabela 6: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(NE_{>})$. Base de Dados C.	89
Tabela 7: Intervalos inferiores e superiores do μ – variável NE. Base de Dados C.	90
Tabela 8: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável AT – Fipecafi.	114
Tabela 9: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(PL_{>})$. Base de Dados A (em US\$ mil).	114
Tabela 10: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável PL – Fipecafi.	115
Tabela 11: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(NE_{>})$. Base de Dados A.	115
Tabela 12: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável NE. Base de Dados A.	116
Tabela 13: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(AT_{>})$. Base de Dados B.	116
Tabela 14: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável AT. Base de Dados B.	116

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
1.1	PROBLEMA E QUESTÃO DA PESQUISA.....	22
1.2	HIPÓTESE	23
1.3	OBJETIVO GERAL DA PESQUISA.....	24
1.4	OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	24
1.5	JUSTIFICATIVA	25
1.6	DELIMITAÇÃO DO ESTUDO.....	26
1.7	DISTRIBUIÇÃO TEMÁTICA E ESTRUTURA DO TRABALHO.....	26
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	28
2.1	PESQUISAS EMPÍRICAS EM CONTABILIDADE	28
2.2	VARIÁVEIS UTILIZADAS PARA DESCRIÇÃO DE TAMANHO DE EMPRESAS	34
2.2.1	Receitas de Vendas	35
2.2.2	Ativo Total.....	42
2.2.3	Número de empregados	46
2.2.4	Patrimônio Líquido	47
2.3	CLASSIFICAÇÃO DE TAMANHO DE EMPRESA CONFORME LEIS DE POTÊNCIA	51
2.3.1	Estudos internacionais	52
2.3.2	Estudos nacionais.....	61
3	METODOLOGIA	65
3.1	ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	65
3.2	DEFINIÇÃO DA AMOSTRA, SELEÇÃO E COLETA DE DADOS	66
3.2.1	BASE DE DADOS A – FIPECAFI.....	66
3.2.2	BASE DE DADOS B – Software Economática®	67
3.2.3	BASE DE DADOS C – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.....	68
3.3	ANÁLISE DAS BASES DE DADOS.....	70
3.3.1	Descrição do procedimento para investigação da distribuição de probabilidade das variáveis	71

3.4	PROPOSTA PARA PONDERAÇÃO DAS MEDIDAS OPERACIONAIS EM PESQUISAS EMPÍRICAS CONTÁBEIS.....	75
4	ANÁLISE EMPÍRICA	78
4.1	DISTRIBUIÇÃO DO TAMANHO DAS EMPRESAS	78
4.2	COMPARAÇÃO COM ESTUDO ANTERIOR DE DISTRIBUIÇÃO DE TAMANHO DAS EMPRESAS BRASILEIRAS	90
4.3	APLICAÇÃO PRÁTICA DA FORMULAÇÃO ESTATÍSTICA PROPOSTA	94
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	96
	REFERÊNCIAS	99
	APÊNDICES	112

1 INTRODUÇÃO

Em contabilidade, tamanho de empresa é comumente utilizado como *proxy* para conceitos teóricos diversos como custos políticos, *disclosure* ambiental, assimetria de informações, custo de capital, liquidez, risco e retorno esperados, nível de endividamento, entre outros. Pesquisas empíricas freqüentemente utilizam *proxies* para constructos teóricos não observáveis. O constructo é um termo geral que expressa a suposta idéia central por trás de objetos particulares relacionados, portanto, quando pesquisadores discorrem sobre os conceitos usados em seu trabalho, estes são chamados freqüentemente de “constructos” (KERLINGER, 1980). Como exemplo de utilização de tamanho de empresa como *proxy* para constructo teórico, tem-se Watts e Zimmerman (1978), precursores da teoria positiva em pesquisas contábeis. Eles estudaram os fatores que influenciam a determinação de padrões e escolhas contábeis e citam ‘tamanho de empresa’ como fator determinante de custos políticos.

Uma vez que tamanho de empresa é uma medida amplamente utilizada em pesquisas contábeis e, sendo categorizado como constructo abstrato, esse termo necessita ser operacionalizado levando à questão: Como medir tamanho de empresa? O que especificamente pode ser usado como determinante para tamanho? A essas questões diz-se que o conceito de tamanho de empresa pode ser operacionalizado por meio de medidas contábeis diversas, dentre elas receitas de vendas, valor total de ativos, valor do patrimônio líquido, valor de mercado da empresa, lucros, número de empregados etc., chamadas, portanto, de medidas operacionais (BUJAKI; RICHARDSON, 1997).

Consoante Kerlinger (1980, p. 46), medidas ou “definições operacionais são uma ponte entre os conceitos e as observações”, atribuindo, portanto, significado a um constructo ou variável especificando as atividades ou operações necessárias para medi-lo ou manipulá-lo. O citado autor ressalta que “definições operacionais são definições limitadas, freqüentemente

muito limitadas, cujo objetivo é ajudar o pesquisador a chegar a aspectos da realidade comportamental”.

Uma vez escolhida a medida operacional e definida a *proxy*, outra questão deve ser analisada: está-se medindo o que realmente se pensa medir? (KERLINGER, 1980). A validade e confiabilidade da medida estabelecida permitem inferências mais amplas em pesquisas e possibilitam a interpretação de quaisquer conclusões, levando à utilização do mesmo constructo em outras pesquisas. Martins (2005, p. 78) reforça que

são indispensáveis a conceituação e definição dos principais termos e variáveis a fim de que o investigador, o profissional e interessados nos resultados do trabalho, compartilhem os mesmos entendimentos sobre os conceitos, definições, possíveis constructos e variáveis incluídas no estudo, compreendendo de maneira semelhante os resultados, conclusões e limitações do estudo.

Após o trabalho de Watts e Zimmerman (1978), o uso de tamanho de empresa como *proxy* para constructos teóricos em pesquisas contábeis continua a crescer ao longo do tempo e consoante Bujaki e Richardson (1997) suscita preocupações adicionais a respeito da capacidade de tamanho de empresa servir como uma medida válida para cada uma das construções teóricas para as quais é utilizada.

No Brasil, similarmente a outros países, áreas tópicas como contabilidade, finanças, economia e administração utilizam variáveis contábeis – receitas de vendas, ativo total, patrimônio líquido, valor de mercado, número de empregados, entre outras – para mensurar tamanho de empresa. Para evidenciar o uso da *proxy* tamanho de empresa fez-se uma busca, em publicações brasileiras na área contábil, disponíveis *on line* nos bancos de dados de periódicos, anais de congressos e em revistas de outras áreas das ciências sociais, e observou-se que estudos demonstram que tamanho é considerado, por exemplo, como (i) fator determinante da estrutura de capital das maiores empresas brasileiras (BRITO; CORRAR; BATISTELLA, 2007; NAKAMURA ET AL; 2007; MENDES-DA-SILVA; FAMÁ; MARTELANC, 2007); (ii) variável que caracteriza o uso de sistemas de controle

orçamentário (SILVA; GONÇALVES 2006); (iii) determinante da disseminação voluntária de informações financeiras na internet (DA SILVA; 2006) e determinante da disseminação de informações no mercado de capitais (SALOTTI; YAMAMOTO, 2006); (iv) variável que caracteriza o *disclosure* ambiental (CUNHA; RIBEIRO, 2006); (v) fator que influencia no retorno de ações (ANTUNES; LAMOUNIER; BRESSAN, 2006; COSTA; EID JÚNIOR, 2006), além de ser referenciado como variável de controle em inúmeros estudos (NARDI; SILVA; NAKAO, 2007; CUPERTINO; MARTINEZ, 2007; BRITO, DUARTE, DI SERIO, 2007).

Observa-se que na maioria das pesquisas na área contábil, as variáveis (medidas operacionais) para tamanho de empresas são empregadas em modelos de regressão. Devido à *proxy* tamanho de empresa possuir, como característica intrínseca, alta variabilidade (em decorrência da existência de observações extremas sempre presentes nas amostras observadas), em geral, busca-se reduzir essa variância de forma a obter um grau de significância satisfatório nos modelos de regressão. Vários métodos podem ser empregados na redução da variância, destacando-se a transformação da medida operacional, tomando o seu logaritmo, fazendo, assim, com que muitos modelos em contabilidade utilizem para a variável de tamanho o $\ln(\text{medida})$. Contudo, em alguns casos, esse método não reduz a variância a níveis desejados e, muitas vezes, são empregados métodos de exclusão de pontos extremos (*outliers*). Lopes (2001) comenta a importância da não utilização de corte na amostra em relação aos quartis superiores e inferiores para que não ocorra perda de informação e haja a possibilidade de obtenção de resultados mais robustos e significativos.

Ressalta-se que a eliminação de observações para o ajustamento da amostra reduz sua variância, o que contribui para obter melhor resultado em modelos de regressão, mas

controvérsias quanto ao tratamento de valores extremos são observadas na literatura.

FOSTER¹ (apud LOPES, 2001, p. 171) comenta

As alternativas disponíveis para se analisar dados em que estão presentes observações extremas, quando estes não forem resultantes de erros de gravação, incluem:

1. Excluir as observações extremas quando estas representarem um “verdadeiro *outlier*”;
2. Manter as observações, por elas representarem pontos extremos característicos da amostra estudada;
3. Realizar ajustes por fatores econômicos ou contábeis que se acredita terem provocados as observações extremas;
4. “Manipulação” da amostra, ou seja, alterar o valor da observação extrema por outro que se aproxime das demais informações “não suspeitas” como, por exemplo, a média;
5. Realizar cortes equivalentes na parte inferior e superior da amostra.²

Os estatísticos têm opiniões diferentes sobre a eliminação ou não de *outliers*, e sugerem que, sob o ponto de vista ético da pesquisa, estes sejam mantidos, exceto quando haja prova demonstrável de que estão verdadeiramente fora do normal e que não são representativos de quaisquer observações na população. A eliminação das observações atípicas pode melhorar a análise multivariada, mas, concomitantemente, limita sua generalidade (RODRIGUES; PAULO, 2007).

As observações atípicas, assim consideradas por divergirem da maioria dos valores considerados normais, podem não figurar na amostra, mas estatisticamente não precisam ser retiradas, pois, podem ser representadas e tratadas por meio da distribuição de probabilidade, o que torna a probabilidade de ocorrência de valores extremos um ponto interessante a ser observado. Em geral, espera-se que o valor de uma medida possa ser descrito por meio de sua média e desvio padrão, ou seja, por meio das medidas básicas em uma estatística descritiva. No entanto existem distribuições que não possuem definidas essas medidas, pois a sua natureza envolve probabilidades relativamente altas para valores extremos. Esse é o caso de várias distribuições presentes em ciências sociais e, em geral, são utilizadas para descrever

¹ FOSTER, G. Financial Statement Analysis. 2nd ed. Englewood Cliffs.: Prentice Hall, 1986.

² Tradução da autora.

desigualdades. A formulação geral destas distribuições é conhecida como lei de potência. Leis de potência podem ser observadas em contextos diversos, de biologia até o comportamento de bolsas de valores (GLERIA; MATSUSHITA; DA SILVA; 2004).

A primeira utilização de uma distribuição em lei de potência teve lugar nas ciências sociais. Pareto, economista e sociólogo de origem italiana, em 1897, ao estudar a distribuição individual de riqueza e rendimento como uma caracterização da vida econômica de diferentes países, reinos e cidades, descobriu que a distribuição dos rendimentos elevados segue uma lei de potência. A lei de Pareto postula que a probabilidade de um indivíduo ter riqueza r , denotada por $P(r)$, varia com o inverso de uma potência de r , ou seja, $P(r) \approx r^{-\mu}$ (PINHO, 2006), uma lei de potência onde μ (uma constante positiva) é o expoente.

Outra variação da lei de potência é conhecida como Lei de Zipf, sendo o expoente observado (μ) é igual a 1. George Kingsley Zipf, em 1935, redescobriu essa distribuição, do mesmo gênero de Pareto, ao analisar a frequência com que determinada palavra aparece num texto, observando, no entanto, de forma mais específica que o pesquisador italiano, um expoente μ igual a 1. Similarmente em seu livro “O comportamento humano e a lei do menor esforço”, fez várias observações para algumas regularidades simples de sistemas na área de ciências humanas. Utilizando dados como o número de habitantes de cidades, traçou um gráfico logarítmico *da classificação* (em ordem decrescente) pelo *número de habitantes*, obtendo uma reta com inclinação muito próxima a 1 e, ao observar outras cidades, encontrou o mesmo comportamento gráfico (BANIN, 2003).

Newman (2005) ressalta que distribuições cumulativas de lei de potência insinuam uma forma de lei de potência para $P(x)$, sendo a Lei de Zipf e a distribuição de Pareto efetivamente sinônimas. O autor afirma, também, que a representação gráfica da distribuição cumulativa das leis de potência são divergentes – Zipf fez sua curva com x no eixo horizontal

e $P(x)$ no vertical; Pareto fez o contrário. Tal fato pode causar confusão na literatura, mas os dados descritos nas curvas são idênticos.

Estudos sobre a temática ‘tamanho de empresa’ têm sido desenvolvidos em diversos países – Estados Unidos, Inglaterra, Japão, Portugal, países do G7, e outros em desenvolvimento – objetivando descobrir qual a distribuição que melhor se ajusta à base de dados. Até então concluiu-se que a distribuição do tamanho das empresas segue uma lei de potência, observando, também, similaridade entre o expoente característico da distribuição estatística, independentemente da variável ou medida operacional usada para medir tal tamanho. Outras observações evidenciam que: (i) a distribuição do tamanho das empresas segue a lei de Zipf para a quase totalidade das empresas investigadas, mais especificamente para as médias e grandes empresas (OKUYAMA; TAKAYASU; TAKAYASU, 1999; AXTELL, 2001); (ii) a distribuição é independente da variável usada para medir o tamanho das empresas (AXTELL, 2001); (iii) a distribuição é independente do país em estudo e o expoente é sempre perto de $\mu = 1$ (OKUYAMA; TAKAYASU; TAKAYASU, 1999; AXTELL, 2001); (iv) a distribuição é independente da categoria industrial das empresas e a mesma distribuição, com o expoente flutuando ligeiramente em torno de $\mu = 1$, é encontrada dentro de cada categoria, com apenas algumas exceções (AXTELL, 2001); (v) a distribuição é estável ao longo do tempo, mesmo que a economia atravessasse períodos de crise, crescimento e reestruturação (HART; OULTON, 1997); (vi) a distribuição das dívidas de companhias falidas também segue a lei de Zipf (AOYAMA et al, 2000). Cabe enfatizar que tais conclusões advêm de pesquisas realizadas nos EUA, Japão, Reino Unido, França, Alemanha, Itália, Espanha, Rússia e Ucrânia, países do G7, e outros da América, Ásia e Europa, além de outros 10 países subdesenvolvidos da América Latina e África.

No Brasil, Banin (2003) pesquisou o comportamento da distribuição de tamanho de empresas brasileiras com base no faturamento, utilizando a técnica de Zipf. O trabalho levou à

conclusão de que a distribuição de tamanho “é bem definida pela distribuição lognormal e não pela distribuição da lei de potência como foi proposto por Axtell (2001), em estudo de empresas americanas”, uma vez que o log do faturamento e o log da colocação (*ranking*) não resultam em linha reta como preconizado pela Lei de Zipf.

Pressupõe-se que a lei de potência se aplica à classificação da distribuição das empresas brasileiras, entretanto não são conhecidos estudos evidenciando a aplicação dessa lei na análise do tamanho das empresas, nem tão pouco se a distribuição do tamanho das empresas das bases de dados, comumente analisadas, segue uma lei de potência, exceto aquele realizado por Banin (2003), que evidencia resultados e considerações contrárias aos observados nos demais países onde se analisou tal fenômeno.

Com base nesse cenário, dada a importância da medida operacional ‘tamanho de empresa’ em pesquisas na área contábil, neste trabalho é feita uma análise de medidas operacionais para tamanho de empresas. A pesquisa realizada tem dois desdobramentos, o primeiro trata da investigação das distribuições de probabilidade da variável tamanho de empresa, especificamente com a pretensão de verificar a ocorrência de Leis de Potência. O segundo desdobramento está relacionado aos modelos contábeis, haja vista que se pretende utilizar a distribuição de probabilidade para estabilizar a variância da variável, sem remover pontos extremos e, com isso obter melhor significância estatística em modelos de regressão.

Com relação à incorporação da natureza da distribuição em modelos de regressão, a proposta é que ao invés de se utilizar ‘Tamanho’ ou ‘ $\ln(Tamanho)$ ’ como *proxy*, seja utilizado ‘ $Tamanho * P(Tamanho_{>})$ ’, ou seja, tamanho vezes a probabilidade de ocorrência de tamanho maior. Com essa proposta deverá então ser observado que a variância é diminuída, não são excluídos *outliers* e os resultados de regressões são mais significativos. É válido ainda observar que a unidade da *proxy* é mantida em modelos de regressão, ou seja, se

a *proxy* é Receita, então o tamanho da empresa é dado em unidades monetárias, não em log de unidades monetárias.

1.1 PROBLEMA E QUESTÃO DA PESQUISA

Para analisar o tamanho das empresas brasileiras considera-se o seguinte contexto:

- Trabalhos analisados na área contábil utilizam em seus modelos, como *proxy* para tamanho de empresas, o $\ln$ (ou então $\log$) das variáveis utilizadas. Embora esse procedimento reduza a variância da amostra, em alguns casos, a presença de valores extremos ainda pode comprometer os resultados de uma regressão.
- Há relativamente poucas empresas brasileiras com valores extremos, dificultando a amostragem significativa e, conseqüentemente, a descrição da distribuição que melhor represente a natureza estatística na região assintótica.
- Pesquisas internacionais evidenciam que a distribuição de probabilidade de ocorrência de tamanho de empresas segue uma lei de potência e não uma lognormal, entretanto tal observação ainda não foi confirmada para caracterizar distribuição de tamanho de empresas brasileiras.
- Com exceção da pesquisa de Banin (2003), não são conhecidos outros estudos para investigar se o tamanho de empresas brasileiras, especificamente, segue uma distribuição de lei de potência, conforme verificado em outros países.

Diante desse cenário, o presente trabalho buscou responder a seguinte questão de pesquisa:

É possível tratar e classificar as medidas operacionais para *proxy* de tamanho de empresas brasileiras, por meio de Leis de Potência, de forma que seja obtida melhor significância em modelos contábeis?

Responder a esse questionamento pode contribuir com os estudos de pesquisas empíricas contábeis, pois pretende-se atribuir maior confiabilidade e validade aos resultados obtidos, melhorando a explicação dessas variáveis e permitindo a proposição de uma formulação estatística para aplicação em pesquisas empíricas contábeis que utilizem medidas operacionais, como receitas de vendas, ativo total, patrimônio líquido e número de empregados, entre outras medidas, como *proxy* de tamanho.

1.2 HIPÓTESE

Com o propósito de confirmar a aplicabilidade da lei de potência para definição da distribuição de tamanho de empresa, fez-se uma revisão a estudos internacionais por meio dos quais observou-se a ocorrência de sua aplicação assim como as considerações de Banin (2003), segundo as quais a distribuição estatística do tamanho de empresas brasileiras, de acordo com o faturamento, não é bem definida por essa distribuição. Assim, a hipótese a ser testada foi expressa da seguinte forma:

A distribuição estatística do tamanho de empresas brasileiras pode ser definida por uma lei de potência.

A validação dessa hipótese confirmará que, assim como nos países onde tal distribuição estatística foi observada, o tamanho de empresas brasileiras é definido por uma lei de potência. Contrariamente, a rejeição da hipótese corroborará a conclusão da pesquisa de Banin (2003).

1.3 OBJETIVO GERAL DA PESQUISA

Buscando responder a pergunta de pesquisa proposta, o objetivo deste trabalho foi investigar a aplicabilidade da lei de potência para tratamento e classificação de tamanho de empresas e propor uma formulação estatística das medidas operacionais para utilização em modelos contábeis.

1.4 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Para consecução do objetivo geral desta pesquisa, foram necessárias as seguintes ações:

- Definir a amostra que compôs a base de dados analisada empiricamente.
- Pesquisar nas publicações contábeis estudos que utilizaram a *proxy* tamanho de empresas, identificando as medidas operacionais.
- Definir a formulação para a *proxy* proposta neste estudo.

Tais ações permitiram delinear os seguintes objetivos específicos:

- Apresentar o referencial teórico sobre pesquisas empíricas em contabilidade, no Brasil, que utilizaram *proxies* de tamanho de empresa para seus constructos teóricos.
- Discutir sobre lei de potência, bem como discorrer sobre os estudos internacionais que identificaram essa distribuição estatística na classificação de distribuição de empresas.
- Fazer a análise descritiva dos dados para identificar a distribuição estatística.

- Propor a formulação estatística para o tratamento e a classificação do tamanho de empresas brasileiras para utilização em modelos contábeis.

1.5 JUSTIFICATIVA

Vários estudos utilizam tamanho de empresa como *proxy* para modelos contábeis e observa-se que essas variáveis têm alta variância dificultando, assim, a obtenção de uma significância estatística elevada em modelos de regressão e , como já citado, vários métodos de redução da variância são aplicados, como: retirada de observações atípicas dos dados amostrais estudados e ajuste logarítmico das variáveis. A proposta do presente estudo visa, então, incluir o conhecimento científico a respeito da natureza das distribuições estatísticas de variáveis como receitas, ativo total, patrimônio líquido e número de empregados, em modelos econométricos de forma a minimizar a variância, esperando, com isso, aumentar a significância estatística. Mais especificamente, propõe-se que a variável de tamanho a ser utilizada inclua na sua definição a ponderação pela probabilidade de ocorrência de um valor maior, independentemente da distribuição estatística utilizada pelo pesquisador.

Uma vez que ainda existe demanda por uma ‘abordagem mais diferenciada’ para a *proxy* tamanho de empresas (BALL; FOSTER, 1982), este estudo se justifica por dois motivos: (1) o estudo em si da natureza das distribuições das variáveis e (2) uma melhor acurácia nos métodos utilizados na contabilidade.

1.6 DELIMITAÇÃO DO ESTUDO

Nesta pesquisa foram coletados dados de três bases diferentes, relativas a empresas brasileiras. A primeira base, chamada de Base de Dados A, compõe-se de dados disponibilizados pela FIPECAFI – Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras, no total de 1000 empresas de capital aberto e fechado, utilizados para a produção do Anuário Revista Exame – Melhores e Maiores, relativos a vendas, ativo total, patrimônio líquido e número de empregados. A segunda base, referenciada como Base de Dados B, foi composta por dados nominais das demonstrações contábeis, de empresas de capital aberto, disponíveis na base de dados da Economática[®], relativos a receitas e ativos totais. Ambas as bases contêm informações relativas a 10 anos, compreendendo o período de 1997 a 2006. Finalmente, a terceira base, Base de Dados C, é composta por dados relativos à indústria, disponibilizados pelo IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, por meio da PIA – Pesquisa Industrial Anual, sobre a variável número de empregados, no período de 1996 a 2004, constantes no *site* do IBGE.

1.7 DISTRIBUIÇÃO TEMÁTICA E ESTRUTURA DO TRABALHO

O trabalho está estruturado em cinco capítulos, incluindo este, relativo à introdução, que abordou as seguintes questões:

- Contextualização, além da justificativa, questão de pesquisa, objetivo geral e objetivos específicos, breve discussão da metodologia adotada e a apresentação da estrutura geral dos demais capítulos, verificando-se, por conseguinte, a apresentação do escopo e procedimentos de desenvolvimento do trabalho.

- No capítulo dois desenvolveu-se a revisão bibliográfica, focalizando pesquisas empíricas contábeis brasileiras que fizeram uso de *proxies* de tamanho de empresa para seus constructos teóricos, utilizando medidas operacionais tais como receitas de vendas, ativo total, patrimônio líquido e número de empregados. Também foram realizadas pesquisas relativas à lei de potência, focalizando a lei de Pareto e de Zipf, bem como os estudos internacionais que identificaram essa distribuição na classificação de tamanho de suas empresas.

- Seqüencialmente, no capítulo três, descreve-se a metodologia empregada neste estudo para a realização dos testes empíricos para verificação da distribuição de probabilidade das medidas operacionais. Na seqüência, é apresentado o modelo para a *proxy* tamanho de empresa considerando a ponderação pela distribuição de probabilidade. Especifica-se, também no capítulo, as variáveis e a delimitação da amostra com o objetivo de detalhar os procedimentos utilizados, assim como a base de dados e o tratamento dispensado aos mesmos, a fim de possibilitar a outros pesquisadores o entendimento e a utilização dos mesmos procedimentos em novas pesquisas.

- No capítulo quatro apresenta-se e procede-se a análise dos resultados empíricos encontrados; e

- No quinto capítulo, estão dispostas as considerações finais e conclusões obtidas, com destaque para a verificação da confirmação ou não da hipótese da pesquisa assim como a aplicabilidade da formulação estatística proposta.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo faz-se uma revisão às abordagens utilizadas em pesquisas empíricas contábeis, focalizando as *proxies* usadas para definição de constructos teóricos. Também são abordados estudos nacionais, relativos ao período de 2006 e 2007, publicados em periódicos e congressos de contabilidade, e que utilizaram medidas operacionais – receitas de vendas, ativo total, patrimônio líquido e número de empregados – para construção de *proxies* de tamanho de empresa. Finalizando, são relatadas investigações internacionais e nacionais que estudaram a distribuição estatística de tamanho de empresa relativas à lei de potência.

2.1 PESQUISAS EMPÍRICAS EM CONTABILIDADE

As origens da pesquisa contábil parecem estar na abordagem normativa, notadamente na Alemanha, onde teorias de contabilidade se desenvolveram no final do Século XIX e início do Século XX. Pesquisas com esse tipo de abordagem se preocupam com as questões normativas relacionadas com o que deveria constar nos demonstrativos financeiros e como esses elementos devem ser avaliados. Mesmo com a passagem da liderança do pensamento contábil – a partir da segunda metade do século XX – para países de língua inglesa, notadamente para os Estados Unidos, a abordagem normativa continuou a influenciar a pesquisa contábil, conforme revelam obras de autores como Paton e Dixon (1959)³ e Chambers (1966)⁴ (apud MENDONÇA NETO; RICCIO; SAKATA, 2006; LOPES; MARTINS, 2005).

³ PATON, W.A. and DIXON, R.L – *Essentials of Accounting*, Second Printing, New York: The Macmillan Company, 1959.

⁴ CHAMBERS, R. *Accounting, evaluation and economic behaviour*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1966.

Discussões relativas à pesquisa normativa e positiva são observadas, já em 1739, por David Hume, na obra *Tratado sobre a Natureza Humana*, na qual o autor faz distinções entre as observações sobre o que “é” e as conclusões associadas com o que “deve ser” (FÜLBIER; SELHORN, 2006). Dias Filho e Machado (2004, p. 15) afirmam que “o uso do termo ‘positivo’ popularizou-se, inicialmente em economia, a partir dos trabalhos de Friedman (1953), usado para distinguir a pesquisa cuja finalidade era explicar e prever daquelas que se limitassem a fazer prescrições”. No entanto, a distinção entre os termos, normativo e positivo, é freqüentemente creditada ao economista John Neville Keynes, que discutiu conceitos de ciência normativa, positiva e arte em exemplo ilustrativo que trata da regulamentação de impostos. Consoante Keynes (1890), a investigação sobre a incidência de tributos é, em si mesma, uma ação positiva, assim como o é, também, a investigação relativa à influência das diferentes formas de tributação sobre os valores relativos. Determinação de tributação ideal e definição de regras de tributação mais rigorosas não possuem a mesma natureza. Para o autor, uma coisa é se perguntar por que a igualdade de tributação deve ser o nosso objetivo e outra coisa é perguntar que sistema de tributação adotar para atingir tal objetivo e quais regras utilizar para atingir a igualdade. Embora intimamente relacionadas, tais investigações têm caráter distinto e pertencem a diferentes departamentos em uma classificação de conhecimentos. O primeiro pertence à ciência positiva; o segundo, à ciência normativa ou reguladora e o terceiro não é uma ciência no sentido moderno do uso do termo, mas uma arte. Conforme o autor, uma ciência positiva pode ser definida como um conjunto de conhecimentos sistematizados sobre o que “é”; uma ciência normativa ou reguladora é entendida como um corpo de conhecimentos sistematizados relativos aos critérios do que “deveria ser”, e arte refere-se a um sistema de regras para a realização de um determinado fim. O objeto de uma ciência positiva é o estabelecimento de uniformidades; de uma ciência normativa é a determinação dos ideais e de uma arte é a formulação de preceitos. Em

contabilidade, o enfoque normativo nas pesquisas preponderou até a década de 60, quando, então, destacam-se dois trabalhos que giram em torno da Hipótese de Mercado Eficiente, considerados marcantes no processo evolutivo da pesquisa contábil, além de serem referências para a pesquisa positiva. A Hipótese de Mercado Eficiente refere-se à eficiência dos mercados no sentido de que os preços dos títulos refletem integralmente as informações disponíveis de forma não viesada (HENDRIKSEN; VAN BRED, 1999). Os estudos relativos à Hipótese de Mercado Eficiente, considerados marcos teóricos em pesquisa positiva, são referenciados em Dias Filho e Machado (2004, p. 29-30), que citam

pesquisadores como Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) utilizaram esse instrumental em trabalhos de grande importância para o desenvolvimento da teoria positiva da contabilidade”. Ball e Brown (1968) analisaram relatórios publicados mensalmente no *Wall Street Journal* para verificar até que ponto informações sobre lucro contábil anormal afetariam os preços das ações. Os resultados obtidos sugerem que o comportamento dos títulos é influenciado por outros tipos de informações além da contábil. Beaver (1968), por sua vez, analisou o comportamento dos preços e o volume de títulos negociados nas semanas que antecediam a divulgação das informações contábeis. Esse estudo revela que os preços e o volume dos títulos são impactados por tais informações, principalmente na semana em que são divulgadas.

A sistematização da abordagem positiva na pesquisa contábil, por sua vez, deu-se com Watts e Zimmerman, em 1986. Os autores afirmam que o objetivo da teoria contábil é explicar e prever a prática contábil. Explicar no sentido de evidenciar as razões para as práticas observadas e prever no sentido de antecipar os fenômenos contábeis não observados, sendo que essas previsões podem ser testadas. Ressalta-se, entretanto, que os citados autores antes de 1986 já analisavam as razões para as práticas contábeis, tendo pesquisado, em 1978, os fatores que influenciam as escolhas dos gestores de empresas e a respectiva determinação dos padrões contábeis, afirmando, nesse estudo que tamanho de empresa é condicionante para escolhas contábeis.

No Brasil, consoante Theóphilo (2004) e Mendonça Neto, Riccio e Sakata (2006) a pesquisa contábil, também, tem apresentado uma mudança de paradigma. A predominância da

abordagem normativa, desde a década de 50, atingiu seu ápice com a promulgação da Lei das Sociedades por Ações, em 1976, sendo que, nos últimos anos, observa-se a tendência de trabalhos com abordagem positiva (CARDOSO; OYADOMARI; MENDONÇA NETO, 2007). O crescimento da abordagem positiva da pesquisa contábil, no Brasil, segue uma tendência mundial iniciada nos Estados Unidos, no final da década de 1960 (MARTINS, 2005). O mesmo ocorreu no âmbito europeu como mostra trabalho recente publicado por Fülbier e Sellhorn (2006), no qual foram analisados 192 resumos de estudos apresentados em congressos anuais europeus no período de 2000 a 2005, confirmando a prevalência de pesquisas com abordagem positiva.

A pesquisa empírica caracterizada pela observação e experimentação, de acordo com Theóphilo (1988), talvez seja um dos instrumentos científicos que possa trazer maiores contribuições para o desenvolvimento do conhecimento contábil, preenchendo lacunas existentes na compreensão de diversos fenômenos. Ainda, com relação à pesquisa empírica, Theóphilo (1988) diz que em decorrência de testes empíricos, em meados dos anos 60, apresentarem resultados distintos daqueles prescritos pelas normas contábeis, há uma maior preocupação no campo de pesquisas contábeis, com a busca de teorias que tenham condições de explicar as práticas. A geração de hipóteses, com base nos estudos empíricos, revela a utilização da abordagem positiva nessa nova fase da pesquisa contábil.

Ball e Foster (1982) fizeram uma revisão dos principais métodos de pesquisa empírica em contabilidade, analisando a distinção entre pesquisas contábeis e não contábeis com o objetivo de obter uma visão dos *trade-offs* que pesquisadores contábeis fazem em seus delineamentos experimentais. Conforme os autores, a principal diferença entre as pesquisas contábeis e pesquisas em disciplinas básicas como economia, matemática e estatística, é que aquelas requerem um mapeamento dentro das instituições onde as informações contábeis são produzidas ou utilizadas. Por exemplo, conceitos econômicos de “assimetria da informação”,

“sinalização”, “seleção adversa” e “respostas de funções concorrentes”, são consideravelmente mais abstratos que uma decisão tomada para previsões de margem de lucro para uma empresa de alta tecnologia sobre seus produtos básicos – uma decisão que envolve questões como regras e procedimentos da SEC para a empresa alocar despesas gerais entre os produtos.

Consoante os autores supracitados, a gênese das idéias em pesquisa empírica contábil envolve (a) importância das entidades externas; (b) importância das comunidades de pesquisa; (c) disponibilidade teórica para orientar a pesquisa empírica; (d) disponibilidade de dados; e (e) disponibilidade de técnicas econométricas ou estatísticas. Os autores salientam, ainda, a importância do conhecimento metodológico em pesquisas contábeis ressaltando as implicações de (a) muito viés concorrente para as palavras, (b) vieses de palavras, não muito bem articuladas, para pesquisas empíricas, (c) a natureza quase experimental das pesquisas, (d) domínio institucional dos dados, (e) desenvolvimento de considerável conhecimento metodológico. Sobre a validade dos experimentos citam (a) validade interna das variáveis causais, (b) a validade dos constructos, (c) a validade estatística das conclusões, e (d) a validade externa.

A utilização de ‘tamanho de empresa’ como *proxy*, em pesquisas empíricas contábeis para caracterizar e/ou descrever fenômenos e conceitos abstratos, freqüentemente busca caracterizar conceitos teóricos não observáveis ou controlar vieses de variáveis omitidas (BUJAKI; RICHARDSON, 1997). Kimberly (1976) ressalta que a operacionalização do tamanho deve levar em conta o objetivo da pesquisa, premissa essa discutida por Brito e Ferreira (2006), que afirmam que a noção de tamanho é ampla, envolvendo múltiplas dimensões, sendo que qualquer operacionalização pode deixar de lado algum aspecto do construto. Relativamente à importância do conhecimento metodológico em pesquisas contábeis, verifica-se que uma única variável é utilizada para operacionalização de hipóteses

(constructos) diversas. Tamanho de empresa, por exemplo, é usado para constructos como: (i) vantagem competitiva: empresas maiores podem ser menos ameaçadas por *disclosure* mais adequado que seria o caso de empresas menores; (ii) custo de produção de informação: coleta e divulgação de informação é um exercício dispendioso e, talvez por isso, as empresas maiores arcam melhor com essas despesas; (iii) capacidade de gestão e consultoria: as grandes empresas têm maior probabilidade de ter a assessoria de especialistas contábeis bem qualificados; e (iv) custos políticos: as grandes empresas são mais vulneráveis que as pequenas aos regulamentos governamentais implícitos e explícitos (BALL; FOSTER, 1982).

A definição da *proxy* pressupõe a escolha de uma medida operacional que seja robusta e que esteja disponível para que outros pesquisadores possam utilizá-la em estudos futuros. Logo, com base na medida operacional, a *proxy* será construída e servirá de justificativa para o conceito (constructo, hipótese) observada. Por exemplo, Watts e Zimmerman (1978) tinham como hipótese que tamanho de empresa é uma medida para custos políticos, e utilizaram receitas e ativos totais, como medidas operacionais na definição de ‘tamanho’. A Ilustração 1 abaixo mostra o processo de construção de um conceito teórico.

Figura 1: Processo de criação de um constructo teórico.

2.2 VARIÁVEIS UTILIZADAS PARA DESCRIÇÃO DE TAMANHO DE EMPRESAS

A força da associação entre o constructo teórico estudado e a medida operacional usada provê à pesquisa validade e confiabilidade (KERLINGER, 1980). O uso indiscriminado de uma mesma medida para construções teóricas diversas pode levar a não validade e confiabilidade dos resultados. Tamanho de empresa pode ser definido utilizando-se várias medidas operacionais diferentes, conduzindo o pesquisador ao mesmo constructo. Bujaki e Richardson (1997) revisaram 121 artigos, publicados em cinco jornais contábeis americanos, que usaram tamanho de empresa como *proxy* para vários constructos teóricos, e observaram que, dentre as medidas operacionais mais utilizadas, enumeram-se receita de vendas, ativos totais, patrimônio líquido, valor de mercado e número de empregados, sendo o valor de mercado a medida de tamanho de empresa preferida pelos autores investigados. Foi concluído, por Ball e Foster (1982), que embora o uso de tamanho seja prevalente em toda a literatura contábil, não foi encontrada nenhuma evidência para estabelecer a validade da *proxy* utilizada como uma medida para os vários constructos teóricos, que possa ser replicada, dada a subjetividade do uso e as especificidades dos estudos. Foi destacada, ainda, a necessidade de ‘uma abordagem mais diferenciada’ para tamanho de empresa e conseqüente validação de esforços para estabelecer o constructo válido para a medida operacional particular de tamanho de empresas como *proxies* para conceitos teóricos específicos.

Nas próximas subseções deste estudo serão abordadas algumas dessas pesquisas realizadas, no Brasil, no período de 2006 e 2007, que citam tamanho de empresa como *proxy* assim como o tratamento estatístico dado a variável dependente, quando citado pelo pesquisador, relacionando as medidas operacionais que caracterizam ‘tamanho’. Foram consultadas publicações disponíveis *on line* em periódicos brasileiros e em anais de

congressos relacionados à área contábil. As publicações, onde a *proxy* tamanho de empresa foi utilizada, foram selecionadas, com o intuito de verificar que medida operacional caracterizou tamanho de empresa e para qual constructo teórico a *proxy* foi empregada. Ressalta-se que, no Quadro 1, no final dessa seção, são apresentadas as variáveis (medidas) utilizadas como *proxy* para tamanho de empresa, assim como os construtos operacionalizados e os respectivos autores.

2.2.1 Receitas de Vendas

Brito, Corrar e Batistela (2007) utilizaram, dentre outros, o tamanho e crescimento das empresas como fatores determinantes da estrutura de capital das maiores empresas que atuam no Brasil. Ao definirem as variáveis representativas do tamanho e crescimento, os autores consideraram o $\ln$ de Vendas e $Vendas_t / Vendas_{t-1}$, respectivamente.

Investigando, também, os fatores determinantes da estrutura de capital das companhias abertas que atuam no mercado brasileiro, Nakamura et al, (2007) utilizaram uma amostra de 91 empresas compreendendo o período de 1999 a 2003. Os autores tinham como hipótese que endividamento era função da liquidez corrente, tamanho da empresa, rentabilidade operacional, potencial de crescimento, risco medido pela volatilidade do lucro, economia de impostos, taxa de crescimento das vendas. Como variáveis dependentes foram usadas as *proxies* de estrutura de capital e alavancagem, decorrentes dos conceitos de endividamento a valor de mercado e valor contábil, e como variáveis independentes, a liquidez corrente, tamanho da empresa, rentabilidade, oportunidade de crescimento, risco do negócio, economia fiscal e crescimento das vendas, além de tangibilidade, coeficiente de variação e risco de falência. Para medir o tamanho de empresas, utilizou-se o logaritmo natural da receita operacional líquida, segundo os autores, a *proxy* mais comumente utilizada, em pesquisas

dessa natureza, haja vista que empresas de maior porte tendem a ter um maior nível de endividamento em decorrência de, no mínimo, três aspectos: (a) empresas maiores têm condições de resolver os problemas de assimetria de informação entre credores e devedores com menores custos; (b) empresas maiores pagam proporcionalmente custos mais baixos na captação externa de recursos; e (c) empresas de maior porte, normalmente, são mais diversificadas, possuindo, conseqüentemente, menor risco de negócio. Foi observado que o tamanho passado da empresa influencia, mais significativamente, a relação de alavancagem do que o tamanho atual, e de forma positiva, alinha-se com as teorias que embasaram a pesquisa, quais sejam as teorias de *Pecking Order* e de *Trade-off*.

Dalmácio et al, (2007), utilizando amostra composta de empresas selecionadas no banco de dados Economática[®], avaliaram a relevância das variáveis contábeis para explicar o comportamento dos preços das ações brasileiras negociadas na Bovespa, assim como a relevância do ativo diferido e do *goodwill* no processo de avaliação das empresas brasileiras, inserindo a variável receita na modelagem como variável de controle, como *proxy* para tamanho de empresa. O tratamento dado a variável compôs-se de sua transformação em logaritmo natural (ln).

Considerando a importância da área de tecnologia da informação como agente da adoção da inovação, Zwicker, Pedroso e Souza (2007) fizeram um exploratório sobre a adoção de RFID (*Radio Frequency Identification*) no Brasil com o intuito de identificar as potenciais aplicações desta tecnologia e mapear os benefícios decorrentes de sua utilização. Os autores consideram que relativamente à inovação, o tamanho das empresas é fator considerado determinante, haja vista que empresas de grande porte geralmente apresentam uma maior disponibilidade de recursos, que ocorre por meio de uma maior capacidade financeira para investimentos e disponibilidade de recursos humanos qualificados. Assim, as empresas que compuseram a amostra nesse estudo foram agrupadas por porte (com base no

faturamento). Com base nos resultados obtidos é citado que aparentemente, o porte diferencia a intenção inicial de adoção ou não dessa tecnologia, mas, uma vez decidida tal adoção, as empresas de menor porte não se diferenciam das demais. Ressalta-se que nesse estudo, nenhum tratamento foi dado à medida operacional REC (faturamento).

Oliveira (2007) apresentou como os profissionais de logística avaliam o serviço oferecido por suas empresas aos seus clientes, além de identificar e analisar como o tipo de produto, a forma de distribuição, o tamanho da empresa e a origem do capital influenciam nesta avaliação. O indicador financeiro representativo do tamanho da empresa utilizado, pelo autor, foi o valor da receita líquida disponível no anuário da revista Valor 1000, edição 2004. É ressaltado que a categorização do tamanho das empresas componentes da amostra foi definido com base na mediana da receita líquida, classificando-se o tamanho da empresa em dois grupos: as maiores, situadas acima da mediana da receita líquida e as menores, situadas abaixo da mediana. Utilizando-se de técnicas estatísticas (testes de confiabilidade, estatísticas descritivas e testes de diferenças de médias) o pesquisador mostrou que não há diferenças significativas entre as médias dos atributos das empresas consideradas grandes ou pequenas concluindo que o serviço logístico oferecido aos clientes é o mesmo, não sofrendo influência do tamanho da empresa.

A relevância das variáveis contábeis para explicar o comportamento dos preços das ações das empresas brasileiras negociadas na Bovespa, foi objeto de estudo de Dalmácio et al (2007). Nessa pesquisa a variável Receita (logaritmo da receita operacional líquida de cada período) foi inserida na modelagem como variável de controle, como *proxy* para tamanho de empresa. É citado que a inserção dessa variável de controle reduziu a capacidade preditiva do modelo. Os autores constataram que os preços correntes das ações das empresas brasileiras podem ser explicados por variáveis contábeis (lucro, patrimônio, ativo diferido) e pelo *goodwill*, com coeficientes estatisticamente significantes.

Investigação sobre a estrutura de capital nas 100 maiores empresas da Região Sul do Brasil foi realizada por Santos, Kühl, Cherobim (2007), que buscavam identificar os atributos que melhor explicam a estrutura de capital dessas empresas. Realizaram-se regressões múltiplas para as *proxies*: tamanho, tangibilidade dos ativos, rentabilidade, crescimento, risco e liquidez. Tamanho de empresa foi medido através do logaritmo natural das Vendas Líquidas, logaritmo natural do Ativo Total e Patrimônio Líquido Ajustado, em US\$. Os autores concluíram que os resultados das *proxies* para tamanho permitiram a refutação da hipótese de que a estrutura de capital é diretamente proporcional ao tamanho das empresas.

Receita foi a medida operacional usada para conceituar tamanho de empresa em estudo de Brito, Duarte e Di Serio (2007). O objetivo desse estudo foi testar as relações de algumas das principais práticas operacionais com a performance organizacional em termos de lucratividade e taxa de crescimento da receita. Considerou-se tamanho de empresa como variável de controle sendo que a premissa dos autores era que empresas com receitas superiores possuem tamanho maior. Os resultados, obtidos por meio de regressões evidenciaram que tamanho da empresa, mostrou correlação positiva, embora fraca, com as práticas operacionais relativas a qualidade, JIT e ISO.

Fernandes e Santos (2007) em trabalho que investigou o papel do empreendedorismo na construção da performance nas organizações, hipotetizaram que ‘quanto maior o tamanho da empresa, maior a influência da orientação empreendedora na performance empresarial. Os autores ressaltaram que as empresas analisadas provêm de diversos setores e possuem tamanhos variados. A *proxy* de tamanho foi operacionalizada de acordo com a medida receita operacional bruta, conforme classificação de porte de empresa adotada pelo BNDES.

Vieira e Becker (2007) citam tamanho de empresa como medida de assimetria informacional em estudo onde propuseram uma modelagem de equações estruturais capaz de considerar hipóteses como sinalização, liquidez e nível ótimo de preços na explicação da

reação dos investidores aos *splits*. É citado pelos autores que dentre as principais medidas utilizadas pela literatura para identificar o tamanho de uma empresa, destacam-se o faturamento, o ativo total e o valor de mercado, representando respectivamente a geração de recursos, a dimensão do investimento e avaliação da grandeza da empresa sob a ótica dos investidores. Todas as medidas citadas foram usadas pelos pesquisadores na formulação do construto tamanho. Os autores não citaram o procedimento aplicado às medidas operacionais.

O logaritmo natural das vendas foi usado para mensuração de tamanho da empresa em estudo de Correa, Basso e Nakamura (2007) que analisou o nível de endividamento das maiores empresas brasileiras de acordo com a teoria de *Pecking Order* e a teoria de *Trade-Off*. Consoante os autores esperava-se encontrar uma relação positiva entre o tamanho das empresas e o endividamento, hipótese confirmada na teoria do *Trade-Off*.

Rocha (2007) verificando os fatores determinantes da estrutura do financiamento em empresas que atuam especificamente no setor elétrico escolheu tamanho da empresa, como um atributo explicativo para o nível de endividamento das empresas. Relativamente à *proxy* de tamanho, medida pelo $\ln$ da Receita Líquida e $\ln$ do Ativo Total, era esperada uma relação positiva do tamanho (TAM) com o nível de endividamento. O autor concluiu que (i) o tamanho é um atributo bastante representativo; (ii) as relações negativas encontradas evidenciam que empresas menores se endividam mais no curto prazo, provavelmente pela maior dificuldade de acesso a recursos de longo prazo.

Tamanho da empresa definido como o logaritmo da receita operacional líquida da empresa ao final do exercício, foi usado como variável de controle em estudo de Iquiapaza, Gruberger e Santos (2007). Os autores investigaram como se relacionam as variáveis de governança corporativa, desempenho e estrutura de propriedade. Em relação ao construto desempenho, o efeito do tamanho (LOGREC), foi positivo e bastante significativo, assim como também em relação à governança.

Ao investigar empiricamente, com base na teoria de restrição de crédito, se existe para as firmas brasileiras que compõem a base de dados da Economática, no período de 1990 a 2003, sensibilidade do endividamento em relação às variações do colateral, Zani e Procianoy (2007). Consoante os autores dentre os critérios para restrição financeira insere-se o tamanho da empresa e, para mensurar tamanho da empresa, nessa pesquisa, foi considerado o logaritmo natural de vendas totais.

Avaliando o efeito da assimetria de informação, dos custos de agência e da estrutura de propriedade sobre a determinação do pagamento de proventos em dinheiro, Iquiapaza, Lamounier e Amaral (2006) utilizaram variáveis teóricas (medíveis e *proxies*) que influenciam na definição da política de pagamento de proventos pelas empresas, sendo a variável dependente o Índice de *payout* e como variáveis explicativas a assimetria de informações, o estresse financeiro, o tamanho da empresa, além do setor de atuação. Duas medidas operacionais foram usadas para construir a *proxy* tamanho de empresa: receita bruta e total de ativos. Consoante os autores, empresas maiores (com relação ao total de ativos) tenderiam a uma política de dividendos mais generosa. O mesmo ocorreria com aquelas empresas com maior faturamento, que tenderiam a distribuir mais dividendos. A amostra compôs-se de 178 empresas de capital aberto cotadas na Bovespa, no período de 2000-2004. A conclusão relatada pelos autores é que a probabilidade de pagamento de proventos aumenta com as possibilidades de crescimento, porte, resultado de caixa, diminuição de endividamento da empresa e adesão da empresa aos níveis de governança.

O constructo *disclosure* foi também construído a partir da *proxy* tamanho de empresa, mensurado em função da medida operacional receita de vendas em estudo de Lanzana, Silveira e Famá (2006). Os autores pesquisaram a relação entre *disclosure* e governança corporativa no Brasil, afirmando, embasados em estudos prévios, que essa relação pode ser complementar ou substituta. Na relação dita complementar foi predito que empresas com

melhor estrutura de governança teriam maior nível de *disclosure*. Contrariamente, aquelas empresas com pior estrutura de governança apresentariam maior nível de *disclosure*, como forma de compensar os investidores pelo menor monitoramento interno, e aí a relação seria considerada substituta. Como variável de controle para o constructo estudado, qual seja o *disclosure*, foi utilizado, dentre outras, o tamanho de empresa, definido como o logaritmo da receita operacional líquida anual. Especificamente, com relação às variáveis de controle estudadas, os autores ressaltam que devido à significância apresentada, seria interessante utilizá-las em pesquisas futuras relacionadas à linha da pesquisa em questão.

Com o objetivo de investigar a estrutura de variabilidade do desempenho financeiro das empresas de tecnologia de informação, no Brasil, e determinar a relação entre economias de escala e produtividade com o desempenho financeiro, Brito e Ferreira (2006) discutiram sobre a operacionalização dos construtos teóricos utilizados em sua pesquisa, justificando a escolha das *proxies* utilizadas. Tamanho de empresa foi usado como um indicador de possíveis economias de escala disponíveis a empresa, mensurado por meio das vendas totais. Como tratamento estatístico reajustou-se as vendas totais para compensar o efeito da inflação e efetuou-se uma transformação logarítmica, usando-se o logaritmo na base 10. Por meio de técnicas de componentes de variância e regressão múltipla observou-se que a variável ‘tamanho’ não apresentou influência significativa no desempenho. Conforme os autores esta constatação coloca em dúvida a existência de economias de escala e escopo líquidas na área de tecnologia da informação das empresas componentes da amostra investigada.

Tamanho de empresa definido como o logaritmo natural da receita líquida da empresa ou como o logaritmo natural do ativo total, foi utilizado no estudo de Barros, Silveira e Famá (2006) para analisar a influência das características pessoais ou do “estilo” dos gestores sobre as principais políticas corporativas e o desempenho das empresas. Essa *proxy* foi utilizada

como controle para as regressões que tinham como variável de respostas indicadores de valor de mercado da empresa.

Bellato, Silveira e Savoia (2006) investigaram se o excesso de poder de voto dos acionistas (*EPV*) controladores relaciona-se significativamente com a taxa de pagamento de dividendos (*DIVYIELD*) das companhias abertas brasileiras. Nesse estudo, tamanho de empresa foi considerado uma variável de controle, medido pelo logaritmo do valor da receita operacional líquida da empresa (*LOGREC*). É citado pelos autores que em relação ao tamanho da empresa percebe-se que quanto maior o tamanho da companhia maior a taxa de pagamento de dividendos, conclusão essa corroborada pelo coeficiente estatisticamente significativo obtido na regressão por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários).

Borba (2006) investigou a seqüência causal e a direção (positiva ou negativa) do relacionamento entre o desempenho social corporativo e desempenho financeiro de empresas brasileiras. O modelo estatístico considerou tamanho de empresa e setor de atuação como variáveis de controle, sendo que a *proxy* tamanho de empresa foi representada pelo logaritmo do faturamento líquido operacional (*logS*). Verificou-se, conforme resultados dos testes de correlação e de regressões, ausência de relação significativa entre a variável de controle tamanho de empresa e o indicador de desempenho social corporativo, contrariando, conforme o autor, resultados observados por outros pesquisadores.

2.2.2 Ativo Total

Ativo Total foi utilizado no estudo de Yoshinaga e Lucchesi (2007) que examinou a decisão de financiamento das empresas no contexto de sua ampla estrutura de contratos. Nesse estudo o tamanho de empresa foi aproximado pelo logaritmo neperiano, haja vista que consoante os autores, grande número de estudos apontam que o tamanho da empresa pode

explicar uma porção significativa da variação *cross-sectional* dos índices de endividamento. Os resultados obtidos evidenciaram que o chamado efeito tamanho indica uma relação positiva para as variáveis de estrutura de capital consideradas na pesquisa.

O logaritmo do Ativo Total foi usado, também, por Nardi, Silva e Nakao (2007), como *proxy* para tamanho de empresa em investigação relativa ao impacto da dispersão de propriedade e controle no valor de mercado e no desempenho das empresas brasileiras. O uso de tamanho como variável de controle foi justificado tendo em vista que trabalhos anteriores salientam que quanto maior o tamanho da empresa, maior será sua disponibilidade de recursos e maior seu valor de mercado.

Utilizando as fundamentações teóricas sobre o papel das estratégias corporativas e os embasamentos da Teoria da Organização Industrial, sob a perspectiva de Porter (1981), Dias e Gonçalves (2007) apresentam um modelo para verificar se as estratégias corporativas são mediadoras significativas da relação entre o ambiente e desempenho. Os autores utilizaram inúmeras *proxies* para caracterizar os constructos necessários à modelagem proposta. Ressalta-se que nesse estudo, tamanho de empresa foi utilizado como *proxy* para o constructo estratégias corporativas. A operacionalização da citada *proxy* considerou como tamanho de empresa a transformação logarítmica do ativo total apurado pelas empresas ao final do período fiscal ($\ln \text{Ativo}$). Os autores concluíram que o direcionamento das estratégias corporativas em termos do tamanho das organizações estudadas mostrou-se relevante mediador das influências exercidas pelas variações ocorridas no ambiente externo à organização.

Estudo relativo à disseminação voluntária de informações financeiras e práticas de governança corporativa em *websites* corporativos foi realizado por Mendes-da-Silva (2006) com informações de 282 empresas não financeiras, listadas na Bovespa. Os resultados

apontam, que quanto maior a firma e quanto maior o retorno anual das ações da empresa, maior é a soma de informações disseminadas.

Cupertino e Coelho (2006) investigaram a correlação entre o coeficiente *book-to-market* (B/M) e variáveis associadas a alavancagem, liquidez, tamanho, risco, imobilizado e intangíveis de empresas brasileiras, sendo que uma das hipóteses levantadas era que quanto menor o tamanho de uma empresa, maior o B/M. Os autores tinham como pressuposto que empresas pequenas são mais descontadas pelo mercado e que algumas empresas pequenas abrem seu capital para financiar seu crescimento, no entanto, devido ao fato de serem novas no mercado de capitais, são vistas como de maior risco. Como *proxy* de tamanho de empresa, utilizou-se o ativo total de empresas constantes no banco de dados da Economática[®]. A partir dos resultados observados nas regressões, os autores rejeitaram todas as hipóteses delineadas para o estudo, concluindo que tamanho de empresa tem correlação negativa com o *book-to-market*.

Pesquisa objetivando buscar evidências empíricas de que o custo de capital próprio das empresas possui associação negativa com os níveis de *disclosure* adotados pelas empresas brasileiras, utilizando três modelos diferentes para cálculo do custo de capital – o Modelo de Precificação de Ativos (CAPM), o de Dividendos Descontados (MDD) e o de Ohlson e Juettner – evidenciou que o modelo escolhido para cálculo do custo de capital interfere nos resultados obtidos nos testes empíricos, e que a variável *disclosure* pode se apresentar significativa em um modelo e não significativa em outros (NAKAMURA et al, 2006). Nessa pesquisa os autores tinham a hipótese de que custo de capital é dependente do tamanho da empresa. Foram utilizadas como variáveis indicativas de ‘tamanho’ o total de ativos, além do valor do patrimônio líquido e do valor de mercado da empresa de empresas com ações negociadas na Bovespa.

Buscando conhecer os motivos que levariam as companhias negociadas no mercado brasileiro a divulgar voluntariamente informações de natureza social, Cunha e Ribeiro (2006) examinaram dados de 192 e 194 empresas listadas na Bovespa nos anos de 2003 e 2004, respectivamente. No desenvolvimento das hipóteses do estudo e modelo utilizado, que trazia como variável dependente a divulgação voluntária de informações de natureza social e como variáveis independentes o desempenho da empresa, práticas de governança corporativa, nível passado de divulgação e índice de endividamento, as autoras acrescentaram uma variável de controle representada pelo tamanho da empresa (*TAM*). De acordo com as pesquisadoras, é destacado na literatura que o porte da empresa é fator relevante para a determinação do nível de *disclosure*, haja vista que em empresas maiores o custo de preparação e transmissão da informação é menor relativamente ao seu tamanho do que em empresas de menor porte. A *proxy* utilizada para refletir o efeito tamanho foi o ativo total das empresas no período analisado. Foi observado que a variável de controle *TAM* não se mostrou significativa, sendo sua correlação com a divulgação voluntária de informações de natureza social, negativa. As autoras citam, entretanto, que as correlações não se mostraram conclusivas, pois os resultados foram distintos nos dois períodos analisados.

Com o propósito de evidenciar os principais fatores que influenciam a estrutura de capital das empresas brasileiras da Bovespa e integrantes do Ibex-100, durante os anos de 2000 a 2004, Costa Júnior e Lemes Júnior (2006) realizaram regressão múltipla com as *proxies* porte (tamanho de empresa), rentabilidade, crescimento e tangibilidade como variáveis independentes e a estrutura de capital como variável dependente. Os pesquisadores concluíram que três destas variáveis independentes mostraram possuir influência na estrutura de capital das empresas estudadas. O tamanho das empresas, foi citado pelos autores como o fator mais relevante e que se apresentou significativo em todos os modelos de regressão

testados. A medida representativa da *proxy* tamanho de empresa foi o ativo total, representado pelo conjunto de bens e direitos da empresa.

O constructo teórico ‘custos de divulgação’ foi mensurado através da *proxy* tamanho da empresa, medido pelo total dos ativos, no estudo de Salotti e Yamamoto (2006). Os pesquisadores avaliaram os motivos da divulgação voluntária da DFC, no mercado de capitais brasileiro, utilizando os custos da divulgação como variável independente. Uma das hipóteses pesquisada pressupunha que o nível de divulgação tem correlação negativa com os custos de divulgação, o que foi confirmado por meio dos testes estatísticos utilizados na pesquisa.

2.2.3 Número de empregados

Com relação à medida operacional número de empregados, poucos foram os trabalhos que a utilizaram como *proxy* para tamanho de empresa. No entanto, ressalta-se que estudo da distribuição e da dinâmica do tamanho das empresas é tópico de interesse de pesquisadores em organização industrial e mercado de trabalho para o acompanhamento macroeconômico e de políticas públicas de geração de emprego e renda. (RIBEIRO, 2005).

Além de ser utilizada como medida para *proxy* de tamanho de empresa como variável explicativa para o acompanhamento macroeconômico e de políticas públicas de geração de emprego e renda, a variável número de empregados é utilizada em pesquisas que analisam as diferenças em sistemas de orçamento. Merchant (1981), ao estudar como as diferenças em sistemas de orçamento, em nível corporativo, estão relacionadas ao tamanho, à diversificação e ao grau de descentralização da corporação e como escolhas diferentes no modelo e no uso do sistema estão relacionadas ao desenvolvimento organizacional, à motivação e às atitudes gerenciais, utilizou o número de empregados para caracterizar o tamanho da empresa. No

Brasil, Silva e Gonçalves (2006, 2007), em pesquisa sobre a caracterização do uso de sistemas de controle orçamentário, utilizaram como uma das variáveis para descrever o contexto corporativo o tamanho da empresa, operacionalizado através da medida número de empregados.

Tamanho da empresa, de acordo com o número de empregados foi utilizado, também, por Carvalho (2007). Com base em dados de empresas, de vários estados brasileiros, estratificadas conforme o número de empregados, o pesquisador investigou o quanto o nível de desenvolvimento institucional afeta a forma de financiamento externo e estrutura de capital da firma.

Calegário e Pereira (2006) analisaram os fatores determinantes para a entrada de empresas mercado alimentar estrangeiro. Para caracterizar as empresas que optam por esse mercado, as autoras utilizaram a *proxy* de tamanho de empresa, capturado pelo logaritmo do número de empregados.

2.2.4 Patrimônio Líquido

Santos, Fama e Mussa (2007) utilizaram tamanho de empresa, definido pelo valor de mercado do patrimônio líquido em estudo investigativo sobre a validade do “Modelo de Precificação de Ativos dos Quatro Fatores”, no mercado acionário brasileiro. A *proxy* foi usada para mensuração do risco das carteiras de investimentos. Os autores concluíram que o prêmio pelo fator tamanho apresentou-se negativo, contrapondo resultados observados para o mercado americano, mas corroborando resultados encontrados para o mercado brasileiro.

Brito (2007) investigou o desempenho financeiro da empresa a partir de níveis diferenciados e observou associação positiva entre tamanho e desempenho, configurando-se tal associação mais forte quando o desempenho financeiro foi categorizado de acordo com a

rentabilidade que com o crescimento. Nessa pesquisa a *proxy* de tamanho da empresa foi dada pelo logaritmo de vendas e ativos expressos em milhões de dólares.

Santos, Famá e Mussa (2007) investigaram a validade do “Modelo de Precificação de Ativos dos Quatro Fatores”, no mercado acionário brasileiro, utilizando como um dos fatores o tamanho da empresa definido pelo valor de mercado do patrimônio líquido. A conclusão evidenciada pelos autores é que o modelo de quatro fatores foi superior ao modelo de três fatores, na explicação das variações dos retornos das carteiras. Especificamente, com relação ao tamanho da empresa, é citado que “empresas pequenas não parecem oferecer retornos superiores aos retornos oferecidos por empresas de grande porte”.

A análise do ‘efeito tamanho da empresa’ nos retornos das ações de empresas listadas na Bovespa foi objeto de estudo de Antunes, Lamounier e Bressan (2006). Os pesquisadores utilizaram como medida para a *proxy* de tamanho da empresa o valor de mercado, assim como também foram utilizados o valor patrimonial e o lucro. Os resultados obtidos revelaram que, independente da *proxy* utilizada, nenhum portfólio, baseado no tamanho foi capaz de gerar retornos anormais sistemáticos. Observou-se, também, que o tamanho está, significativamente, correlacionado com o beta apenas quando se utiliza o valor patrimonial como *proxy*. Foi concluído que os resultados, em termos gerais, sugerem que o mercado brasileiro, também, é eficiente na forma semiforte. Os autores não informam o tratamento estatístico dado às medidas utilizadas.

Estudo de Brito e Moreira (2006), relativo aos fatores determinantes da duração da dívida corporativa no Brasil, focalizou ‘tamanho de empresa’, usando como medida operacional para a construção da *proxy*, o valor de mercado da empresa. Uma das hipóteses dos autores relacionou-se com o volume de dívida de longo prazo, pois, esperava-se que este fosse positivamente relacionado ao tamanho da firma. Buscando confirmar tal hipótese, utilizou-se dados de 133 empresas presentes no mercado brasileiro, não-financeiras, com

capital aberto e com ações ativas e negociadas na Bovespa. Como tratamento estatístico dado à medida operacional, foi calculado o $\ln$ de valor de mercado. Os resultados obtidos pelas regressões confirmaram que empresas maiores têm mais dívida de longo prazo da mesma forma que firmas com ativos de maior duração.

2.2.5 Valor de mercado

Valor de mercado da empresa foi utilizado como medida para tamanho para definir o conceito de volatilidade em pesquisa de Baptista (2007). Nessa pesquisa verificou-se se o gerenciamento de resultados influencia a volatilidade, que é uma das características dos ativos de mercado de capitais. Não foi citado no trabalho como se deu a operacionalização do construto.

Motta, Fortunato e Russo (2007) verificaram se as medidas de *downside risk* são mais positivamente correlacionadas com o retorno dos ativos comparadas com as medidas de risco beta, volatilidade, risco idiossincrático e o tamanho da empresa. O tamanho foi dado pelo logaritmo do valor de mercado relacionado ao ativo.

Tamanho de empresa, medido pelo valor de mercado, também é citado como *proxy* para o construto retorno de ações, em pesquisa de Koshio (2007), que analisa o valor marginal do caixa de empresas abertas brasileiras, no período de 2000 a 2005.

Medida Operacional para tamanho de empresas	Construtos Teóricos medidos por tamanho de empresa	Estudos que utilizaram tamanho de empresa como <i>proxy</i> - 2006 a 2007
Receitas (REC)	Estrutura de capital; disseminação voluntária de informações na internet; assimetria de informações; desempenho financeiro e social; conflito de agência; performance e decisões corporativas; nível de informatização etc.	Iquiapaza; Lamounier; Amaral, (2006); Lanzana; Silveira; Famá, (2006); Oliveira (2006); Brito; Ferreira, (2006); Barros; Silveira; Famá, (2006); Bellato; Silveira; Savoia, (2006); Borba (2006); Dalmácio et al (2007); Brito; Corrar; Batistella, (2007); Nakamura et al (2007); Zwicker, Pedroso; Souza, (2007); Santos; Kühl; Cherobim, (2007); Brito; Duarte; Di Serio, (2007); Fernandes; Santos, (2007); Vieira; Becker, (2007); Correa; Basso; Nakamura, (2007); Rocha (2007); Iquiapaza; Gruberger; Santos, (2007); Zani; Procianoy, (2007); Brito (2007).
Ativo Total (AT)	Disclosure ambiental; disclosure; assimetria de informações; estrutura de capital; nível de endividamento; performance e decisões corporativas; desempenho financeiro e social; estratégia de diversificação e performance; estratégias corporativas etc.	Silva (2006); Cupertino; Coelho, (2006); Costa Júnior; Lemes Júnior, (2006); Salotti; Yamamoto, (2006); Iquiapaza; Lamounier; Amaral, (2006); Nakamura et al (2006); Cunha; Ribeiro, (2006); Pontual; Mendes-da-Silva, (2006); Barros; Silveira; Famá, (2006); Funchal; Terra, (2006); Dias (2006); Reis (2006); Santos; Kühl; Cherobim, (2007); Costa; Goldner; Galdi, (2007); Cupertino; Martinez, (2007); Yoshinaga; Lucchesi, (2007); Nardi; Silva; Nakao, (2007); Formigoni; Antunes; Paulo, (2007); Vieira; Becker, (2007); Mendes-da-Silva; Famá; Martelanc (2007); Futema; Basso; Kayo (2007); Mota; Eid Júnior (2007); Rocha (2007); Brito (2007); Dias; Gonçalves, (2007); Grzebieluckas; Marcon; Alberton, (2007).
Patrimônio Líquido (PL)	Retorno de ações; nível de endividamento; estrutura de capital; custo de capital.	Antunes; Lamounier; Bressan, (2006); Costa Júnior; Lemes Júnior (2006); Nakamura et al (2006); Costa; Eid Júnior (2006); Santos; Famá; Mussa, (2007); Santos; Kühl; Cherobim, (2007).
Número de empregados (NE)	Controle orçamentário; grau de internalização; desempenho organizacional.	Silva; Gonçalves, (2006, 2007); Carreira; Basso; Martin, (2006); Honório; Rodrigues, (2006); Bulgarelli; Porto; Kennenbley, (2006); Gonçalves; Silva (2006); Calegário; Pereira, (2006); Silva Netto; Silveira, (2007); Pacagnella Júnior et al (2007); Honório (2007); Carvalho (2007).
Valor de mercado (VM)	Custo de capital; risco de investimentos.	Brito; Moreira, (2006); Nakamura et al (2006); Santos; Famá; Mussa, (2007); Baptista (2007); Motta; Fortunato; Russo, (2007); Vieira; Becker, (2007); Koshio (2007).

Quadro 1: Construtos teóricos medidos por tamanho de empresa.

2.3 CLASSIFICAÇÃO DE TAMANHO DE EMPRESA CONFORME LEIS DE POTÊNCIA

Atualmente as leis de potência são amplamente utilizadas em pesquisas sociais, principalmente em economia, por ser esta área, de acordo com Pinho (2006, p. 4), “aquela onde está disponível maior quantidade de dados de alta qualidade e em formato digital prontos a serem analisados e comparados com as previsões dos modelos teóricos”. Mercados financeiros são constantemente monitorados e as transações econômicas registradas em fração de segundos, o que produz número considerável de dados econômicos de alta resolução que ficam à disposição de pesquisadores, na maioria das vezes, em bancos de dados *on line*.

Já em 1963, Mandelbrot⁵ (apud GLERIA, MATSUSHITA, DA SILVA, 2004), pesquisando a *commodity* algodão, demonstrou que os preços de mercado não se ajustavam a uma distribuição normal, mas poderiam ser descritos por uma distribuição de lei de potência. Os autores ainda citam que, nas ciências econômicas, cada vez mais leis de potência são descobertas, em mercados financeiros, sendo utilizadas para explicar: (a) flutuações no índice S&P 500, (b) preços de ações de companhias individuais, (c) comportamento das bolsas de valores assim como as taxas de câmbio e (d) a volatilidade dos mercados.

A expectativa é que a distribuição das medidas operacionais citadas (receita, ativo total, patrimônio líquido e número de empregados) possa ser descrita por uma lei de potência, como visto em trabalhos internacionais, e que essa distribuição possa ser usada em modelos contábeis de forma a melhorar a significância estatística das hipóteses levantadas. Evidenciam-se, nas próximas seções, os estudos internacionais e nacionais que analisaram a distribuição estatística dessas medidas operacionais com o objetivo de verificar se as mesmas seguem leis de potência.

⁵ Benoit B. Mandelbrot, *Journal of Business*, **36**, 394 (1963).

2.3.1 Estudos internacionais

Pesquisadores utilizam cada vez mais informações contábeis e financeiras em seus trabalhos e observa-se que a aplicação das leis de potência em pesquisas contábeis tem suscitado investigações, sendo amplamente usada para detalhar a distribuição estatística de tamanho de empresas. Estudos relativos à temática, tamanho de empresas, tiveram início em 1931, quando, segundo Banin (2003), o economista francês Gibrat sugeriu uma modelagem explicativa para a distribuição do tamanho de empresas.

O modelo de Gibrat prevê que a distribuição estatística de tamanho de empresa é bem caracterizada por uma distribuição lognormal, pressuposto que é confirmado por outros pesquisadores, como Simon e Bonini (1958) em estudos sobre a influência do tamanho das empresas sobre a organização industrial e de mercados e na implantação de políticas públicas e regulamentação governamental, além de evidenciarem fenômenos de competição e oligopólio.

Ao estudar, especificamente, a distribuição estatística da dinâmica de crescimento e desenvolvimento das empresas, Hart e Prais (1956) concluíram que para as 80.000 empresas na Inglaterra que compuseram sua amostra, as observações apresentavam-se lognormalmente distribuídas. Stanley et al (1995), pesquisando a distribuição, para as 100 maiores empresas manufatureiras de capital aberto, para o ano de 1993 nos EUA, também chegaram à mesma conclusão, ressaltando, todavia, que a distribuição lognormal se ajustava bem, mas evidenciava-se uma cauda pesada no final da distribuição. Hart e Oulton (1997) também relatam desvios quanto à distribuição lognormal na cauda da distribuição, sugerindo um ajuste pela distribuição de lei de potência, mais especificamente a lei de Pareto. Alguns autores (FUJIWARA et al, 2004) consideram que a lei de potência ajusta bem apenas a cauda pesada das distribuições.

Fatores como qualidade e quantidade de dados são considerados essenciais para caracterizar a distribuição estatística. Pinho (2006, p. 6) cita que com o “aparecimento de dados empíricos de melhor qualidade e em maior quantidade confirma-se a distribuição assintótica de Pareto para a distribuição do tamanho de empresas”.

Stanley et al (1995) observaram as vendas de 4.071 empresas americanas, para o ano de 1993, constantes do anuário fornecido pela Compustat firms (SIC codes 2000-3999) com o objetivo de confirmar a distribuição de Zipf. Os autores citam que estudos anteriores verificaram uma distribuição lognormal e, portanto, neste estudo o objetivo era demonstrar o ponto onde a distribuição do tamanho de empresas não era mais caracterizada por essa técnica estatística e sim pela técnica conhecida como plotagem de Zipf. O estudo demonstrou que a parcela da distribuição plotada, de acordo com a distribuição de Zipf, era mais leve que o esperado (quando relacionada à lognormal). Os autores afirmam também que a pesquisa relata os dados para o ano de 1993, com a população de empresas cujos dados estavam disponíveis publicamente, mas que a análise feita para 1975, 1979, 1980, e 1984 obteve resultados qualitativamente semelhantes. A Figura 1 mostra o histograma de Stanley et al (1995) relativa à distribuição estatística plotado em escala logarítmica. As receitas de vendas figuram no eixo vertical (ordenada) e o *rank* no eixo horizontal (abscissa).

Figura 2: Histograma da função distribuição cumulativa de Stanley et al (1995).

Hart e Oulton (1997), com uma amostra de 50.441 empresas do Reino Unido para todas as dimensões dos setores da economia britânica e utilizando como variável o número de empregados, no ano de 1993, concluíram que o tamanho das empresas é mais caracterizado por uma distribuição lognormal. Os autores afirmam que a lei de potência ajusta apenas 5% da amostra, caracterizando a Lei de Zipf. A pesquisa conclui também que a distribuição é estável ao longo do tempo, mesmo que a economia atravessasse períodos de crise, crescimento e reestruturação.

Okuyama, Takayasu e Takayasu (1999), utilizando uma base de dados de 85.375, 10.000 e 11.000 empresas de países como Japão, Estados Unidos e outros, respectivamente, tendo como variável analisada o lucro antes dos impostos e taxas, confirmaram a Lei de Zipf na distribuição das observações para as companhias japonesas por mais de três décadas. Distribuições similares foram confirmadas para os demais países, mantendo-se na maioria dos casos com expoente μ muito próximo de 1 (o que caracteriza a Lei de Zipf). Os autores citam que a distribuição é confirmada para aquelas empresas consideradas médias e grandes, em função da assintoticidade da variável analisada. A Figura 2 evidencia a distribuição cumulativa do lucro de empresas japonesas (linha em negrito) e italianas (linha tracejada). As duas linhas mostram a lei de potência com expoente 1, ou seja, a Lei de Zipf. Na sequência a Figura 3 confirma a lei de potência com expoente 1,4, para a variável ‘lucro’ de empresas americanas.

Figura 3: Distribuição cumulativa, $P(\geq x)$, do lucro de empresas (x) japonesas (negrito) e italianas (tracejado). (OKUYAMA; TAKAYASU; TAKAYASU, 1999).

Figura 4: Distribuição cumulativa, $P(\geq S_0)$ do lucro (S_0) de empresas americanas. OKUYAMA; TAKAYASU; TAKAYASU, 1999).

É interessante observar que o eixo x nas Figuras 3 e 4 representam as medidas operacionais, enquanto, na Figura 2, é o eixo y que representa a medida operacional. Como citado anteriormente, isto causa confusão na literatura para análise de leis de potência (NEWMAN, 2005).

Ramsden e Kiss-Haypál (2000), usando a receita líquida anual como variável, observaram a lei de potência, mais especificamente a Lei de Pareto na distribuição de tamanho de empresas em 20 países, localizados em continentes diferentes – América, Ásia e Europa. O objetivo da pesquisa foi identificar as causas do crescimento das empresas nos países observados, mas os autores citam que, embora com cenários caracterizados por significativas diferenças econômicas e políticas, mas com características sociais análogas, foi observado comportamento similar nas distribuições estatísticas. A Figura 5 reproduz o histograma de Ramsden e Kiss-Haypál para países como França (F), Suíça (CH) e Estados Unidos (EUA).

Figura 5: Histograma de Ramsden e Kiss-Haypál (2000) plotado em escala logarítmica.

Aoyama et al (2000) observaram que a distribuição das dívidas de empresas japonesas falidas, no período de março de 1997 a 2000, é consistente com uma lei de potência com comportamento de Pareto, mais precisamente de acordo com a técnica de Zipf, com expoente similar a 1. A Figura 6 evidencia a plotagem do *rank* de tamanho da probabilidade $P(\geq d)$ das dívidas (d) para março de 1997 a 2000. A linha pontilhada é a lei de Zipf mostrada para referência visual.

Figura 6: Probabilidade $P(\geq d)$ de empresas japonesas falidas (AOYAMA et al., 2000).

Em outro estudo Aoyama, Souma e Fujiwara (2003), analisando as flutuações de crescimento de lucros de empresas japonesas para os anos de 2000 e 2001, obtiveram uma lei de Pareto com expoente μ muito próximo de 1.

Axtell (2001, p. 1818) analisou uma amostra de 5,5 milhões de empresas americanas confirmando a distribuição Zipf. Conforme o autor,

tamanhos de empresas em países industriais são altamente enviezados, haja vista que números pequenos de grandes empresas coexistem ao lado de números maiores de empresas menores, sendo tal viés robusto com o passar do tempo e insensível a mudanças em ambientes políticos e reguladores, imune a ondas de fusões e aquisições, e não afetado por ondas de entrada de novas empresas e falências.

O autor acima citado comparou dados de duas bases – COMPUSTAT e U.S. Census Bureau –, utilizando duas medidas operacionais distintas, número de empregados e receitas, para classificar tamanho de empresa, verificando a distribuição estatística como uma lei de potência, mais especificamente como preconizado pela Lei de Zipf, com expoente $\alpha = 1.059$ para a variável número de empregados e $\alpha = 0,994$, para a variável receitas. O pesquisador observa, em seu estudo, que a distribuição da lei de potência descreve bem os dados de tamanhos de empresas durante quase seis décadas e cita que, embora a posição de empresas individuais em uma distribuição de tamanho dependa da definição de tamanho, a forma da distribuição não depende. As Figuras, 7 e 8, reproduzidas abaixo, são extraídas do estudo de Axtell com o propósito de evidenciar suas conclusões.

Figura 7: Histograma do tamanho de empresas dos E.U.A de acordo com número de empregados (AXTELL, 2001).

Figura 8: Cauda da função distribuição cumulativa de empresas dos E.U.A conforme volume de receitas (AXTELL, 2001).

Mizuno et al; (2002), embasando-se no estudo de Okuyama, Takayasu e Takayasu (1999), analisaram grandes bases de dados de empresas financeiras japonesas e confirmaram

que a Lei de Zipf se mantém na distribuição estatística do lucro das empresas com uma precisão muito elevada ao longo dos 30 anos observados. Semelhantemente, leis de potência foram encontradas nas distribuições representativas da variável capital, vendas e número de empregados. Os autores citam, nesse estudo, que as pequenas e as grandes empresas têm chances de crescimento estatisticamente semelhantes. Foi testada, também, a hipótese de que as empresas necessariamente devem ser consideradas médias ou grandes, para ter uma distribuição assintótica de lei de potência como uma solução única estatisticamente estável. Nestas condições os expoentes, teoricamente avaliados são comparados, resultando um razoável ajuste através da introdução de uma normalização para reduzir os efeitos das mudanças econômicas brutas.

Pesquisa de Gaffeo, Gallegati e Palestrini (2003) analisou o tamanho médio de distribuição de empresas do grupo de países do G7, no período 1987-2000. Empregando *proxies* diferentes para tamanho de empresas e condicionando o estudo a fases de expansão e recessão econômica, concluíram que (i) as distribuições empíricas são todas consistentes com uma lei de potência; (ii) os pontos estimados sugerem que apenas em casos limitados o expoente é igual a 1, ou seja, o tamanho resultante da distribuição geralmente não é uma Lei de Zipf; (iii) independentemente da variável utilizada para medir tamanho de empresa, as empresas são distribuídas mais equitativamente durante recessões do que durante expansões.

Fujiwara (2004) utilizando uma lista exaustiva de falências japonesas, compondo uma amostra de 16.526 empresas falidas no ano de 1997, por meio do banco de dados do Tokyo Shoko Research, Ltd, descobriu uma lei de Zipf para a distribuição do total dos passivos de empresas falidas com gama de altas dívidas. Os dados analisados contêm informações de dívidas, vendas, setor comercial, principal banco utilizado quando faliram, datas de criação e falência e fundos de acionistas. Os autores confirmaram que a vida útil dessas empresas falidas tem distribuição exponencial em correlação com a taxa de entrada de novas empresas.

O estudo também mostra que a dívida pública e o tamanho são altamente correlacionados, de modo que a lei de Zipf se mantém consistente com o tamanho de toda a distribuição.

Estudo subsequente, de Fujiwara et al (2004), foi estendido para 45 países da Europa e analisaram-se dados de 260.000 empresas, observando as variáveis, ativos totais, vendas e número de empregados para caracterizar tamanho de empresa. Os autores também confirmaram, empiricamente, que a cauda superior da distribuição de tamanho de empresa é equiparada a uma lei de potência e que a taxa de crescimento, nessa região, é independente do tamanho da empresa.

Ainda em 2004, os autores supracitados, voltaram a analisar a mesma base de dados composta pelas 16.526 empresas japonesas e pelas empresas européias, que compuseram a amostra de Fujiwara (2004) para dar maior sustentabilidade às conclusões anteriores de que crescimento e falência de empresas possuem correlação com o tamanho de empresa. Os autores relatam, nesse estudo, que é uma tarefa difícil modelar a dinâmica de crescimento e falência de empresas, e reforçam a conclusão de que dívidas de empresas falidas seguem uma distribuição de Zipf. Conforme citado pelos pesquisadores, a “dívida e tamanho dessas empresas estão relacionados por um fator multiplicativo independente do montante da dívida, e empresas falidas tem tempo de vida cuja distribuição é exponencial mas correlacionada com entrada e saídas de novas empresas”.

Ishikawa (2005, 2006) realizou estudo com 50.632 empresas de duas bases de dados diferentes de empresas japonesas que apresentaram lucros anuais de mais de 40 milhões de yenes – publicados pela Diamond Inc., fornecidas pelo Teikoku Databank (TDB) e outra fornecida pelo Tóquio Shoko Research Ltd. (TSR), com o objetivo de observar detalhadamente se os lucros seguem uma distribuição de acordo com a Lei de Pareto. O autor encontrou uma relação quantitativa entre a média de capital das empresas e os índices de Pareto. Foi observado, também, que flutuações da taxa de crescimento possuem escala semelhante ao

tamanho das empresas, de modo que empresas pequenas têm maiores flutuações e maior possibilidade de crescimento.

Hernández-Pérez; Angulo-Brown e Tun (2006) usando a proposição do estudo de Gaffeo, Gallegati e Palestrini (2003) analisaram a distribuição de tamanho de empresas em países em desenvolvimento da América Latina, América do Sul e África, utilizando números variados de empresas como amostra. Concluiu-se que as distribuições que melhor ajustaram as observações foram a lognormal e a lei de potência, sendo ressaltando, no entanto, que essas distribuições encaixam melhor os dados em alguns casos, mas não são conclusivas quanto ao fato de serem representações apropriadas do fenômeno estudado.

Recentemente, Kaizoji, Iyetomi, Ikeda (2006) fizeram um reexame na distribuição de tamanho de empresas, desenvolvendo estudo comparativo entre a distribuição de tamanho de empresas japonesas e americanas, usando dados de empresas financeiras de 1995 a 2003 relativos a receitas e total de ativos. Os autores observaram nesse estudo que a distribuição estatística de tamanho para empresas americanas é bem aproximada por uma distribuição lognormal e, somente na parte superior da cauda, a distribuição segue uma lei de potência (Pareto), enquanto nas empresas japonesas a distribuição não é uma lognormal, seguindo claramente uma lei de potência. Concluiu-se que as distribuições são diferentes para as empresas dos países analisados e que não existe uma universalidade de distribuição do tamanho de empresas.

Pinho (2006), buscando confirmar a distribuição de Zipf para empresas portuguesas, também analisou duas bases de dados diferentes, empresas listadas no Anuário 500 Melhores e Maiores Empresas da Revista Exame de Portugal e, na publicação Jornal Expresso, relativa as 1000 Maiores. Observando variáveis tais como vendas, lucros, ativos, capital, VAB e número de empregados, confirmou (a) a universalidade temporal e espacial da distribuição de Zipf, estendida por aproximadamente 10 anos para as empresas portuguesas; (b) a

independência da distribuição na variável escolhida para medir o tamanho da empresa; (c) a validade do modelo em produzir a lei de Zipf numa topologia de rede mais realista do ponto de vista econômico-social. As Figuras, 9 e 10, a seguir, reproduzem os histogramas plotados por Pinho para a variável ‘vendas’. Observa-se, na Figura 9, pela linha tracejada uma lei de potência com $\mu = 1,1270$. O autor evidencia os resultados e respectivos histogramas para as distribuições das demais variáveis analisadas, assim como as observações e conclusões. Tais conclusões podem ser vista no Quadro 1 constante no final dessa seção.

Figura 9: Distribuição cumulativa de vendas (1996-2004) (PINHO, 2006).

Figura 10: Distribuição total conjunta de 1996 a 2004. (PINHO, 2006).

2.3.2 Estudos nacionais

No Brasil, Banin, Gupta e Campanha (2002) e Banin (2003) analisaram a distribuição estatística de tamanho das empresas brasileiras, com base na amostra da variável faturamento (vendas) de 2000 maiores empresas, e confirmaram que a distribuição é caracterizada por ser lognormal diferentemente das conclusões de trabalhos internacionais que utilizaram dados de empresas brasileiras em suas pesquisas – ver Gaffeo, Gallegati e Palestrini (2003) e Hernández-Pérez, Ângulo-Brown e Tun (2006).

O Quadro 2 evidencia os estudos desenvolvidos, focalizando a medida operacional utilizada para a *proxy* de tamanho, assim como a distribuição observada.

AUTOR (ES)	ANOS	PAÍSES	Nº DE EMPRESAS	VARIÁVEL UTILIZADA	DISTRIBUIÇÃO OBSERVADA
Stanley et al.(1995)	1993	Estados Unidos	4.071	Vendas (em dólares)	Lognormal com cauda mais leve que o esperado
Hart e Oulton (1997)	1993	Reino Unido	50.441	Número de empregados	Lognormal com a distribuição de Zipf na cauda
Okuyama; Takayasu e Takayasu (1999)	1988	Japão	Japão: 85375	Lucros antes de impostos e taxas (<i>yen, dollar, lira</i>)	Japão: Zipf
		Estados Unidos	E.U.A: 10.000		E.U.A: $> 5 \times 10^8$: Pareto $\mu = 1,4$
					E.U.A: restante lognormal
		outros países	Outros países: 11.000		Itália: $> 5 \times 10^5$: Zipf Restante dos países: Zipf como 1ª aproximação
Ramsden e Kiss-Haypál (2000)	1994	20 países da América, Ásia e Europa	Número variável mínimo de 200 para Hungria e máximo de 4.500 para Reino Unido.	Receita líquida anual	Lei de potência generalizada com média $\mu = 0,92$
Aoyama et al. (2000)	1997 a 2000	Japão	100	Dívidas	Lei de Zipf para dívidas 10^5 $\mu = 0,85$
Axtell (2001)	1992 a 1997	Estados Unidos	5.541.918	Número de empregados	Zipf em toda a distribuição
				Receitas de vendas (dólares)	
Mizuno et al. (2002)	1970 a 1999	Japão	1.000	Lucros	Zipf em toda a distribuição com expoente igual a 1
	Sem informação		10.000	Capital Próprio e vendas	Zipf a partir de $\sim 1.7 \times 10^8$ e a partir de 6×10^8
	1969 a 1996		Sem informação	Número de empregados	Zipf a partir de 10
Banin, Gupta e Campanha (2002)	1997 a 2000	Brasil	Não informado	Vendas	Lognormal gradualmente truncada
Banin (2003)	1996 a 2000	Brasil	2.000	Vendas (em dólares)	Lognormal.
Fujiwara (2004)	1997	Japão	16.526	Dívidas (euros/dólares)	Lei de Zipf com $\mu = 0,911 \pm 0,008$ para dívidas acima de 10^8

continua...

... continuação

Gaffeo, Gallegati e Palestrini (2003)	1987 a 2000	Países do G7 (Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos)	Canadá: 126	Vendas, Capital Próprio e Capital de Terceiros	Lei de Potência com expoente diferenciado para períodos de expansão e recessão econômicos
			França: 178		
			Alemanha: 176		
			Itália: 84		
			Japão: 748		
			Reino Unido: 376		
			Estados Unidos: 682		
Fujiwara et al. (2004)	1992 a 2001	45 países europeus	260.000	Para Reino Unido, França, Alemanha, Itália, Rússia e Ucrânia: receitas operacionais (≥ 15 milhões euros);	Lei de Pareto ~ Zipf: para França (ativo e vendas) e Reino Unido (número de empregados)
				ativos totais (≥ 30 milhões de euros) e número de empregados (≥ 150)	
				Para outros países: receitas operacionais (≥ 10 milhões euros);	
				ativos totais (≥ 20 milhões de euros) e número de empregados (≥ 100)	
Ishikawa (2005, 2006)	2002 a 2003	Japão	50.632	Lucro	Lei de Potência (Pareto ~ Zipf) $\mu = 1,021$ e $\mu = 0,997$ de acordo com a base de dados.
Hernández-Perez; Ângulo-Brown e Tun (2006)	1999 a 2001	10 países em desenvolvimento da América Latina e do Sul e África	Número variável: mínimo de 51 para Equador e máximo de 1.963 para o Peru	Receita líquida anual	Lognormal com Lei de potência generalizada

Kaizoji, Iyetomi e Ikeda (2006)	1995 a 2003	Japão e Estados Unidos	Não informado	Vendas e Ativos Totais	Lognormal com observação de Lei de Potência na cauda da distribuição (para empresas americanas) e Lei de Potência (Pareto) para a totalidade de empresas japonesas
Pinho (2006)	1996 a 2004	Portugal	500	Base de dados A (vendas, lucros, ativo total, capital (em euros) e número de empregados)	Lei de Potência em todas as distribuições com aproximações à Lei de Zipf. (Vendas: $\mu = 1.146$; Lucros: $\mu = 1.06$; Ativo: $\mu = 0.998$; # empregados: $\mu = 1.207$)
	2002 a 2004		1000	Base de dados B (Valor adicionado bruto, vendas, capital próprio, lucros (em euros) e número de empregados.	Lei de Potência em todas as distribuições com aproximações à Lei de Zipf. (Vendas: $\mu = 1.059$; VAB: $\mu = 1.134$; Lucros: $\mu = 0.947$; Capital: não informado; Ativo: $\mu = 0.998$; # empregados: $\mu = 1.121$)

Quadro 2 – Comparação das distribuições de tamanho das empresas conforme diferentes autores e bases de dados.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo são descritos os aspectos metodológicos da pesquisa e a composição da amostra, focalizando a seleção e a coleta de dados e os critérios para definição das medidas operacionais utilizadas, assim como a análise das distribuições de tamanho das empresas e o modelo proposto para *proxy*, que está fundamentado na ponderação pela distribuição de probabilidade.

3.1 Aspectos metodológicos

Este estudo caracteriza-se como pesquisa com abordagem quantitativa e exploratória.

- **Quantitativa** porque emprega a quantificação no tratamento dos dados por meio de técnicas estatísticas. Após a coleta, os dados foram classificados em ordem decrescente, sendo representado graficamente o log das variáveis utilizadas pelo log da classificação, e, de acordo com Richardson (1999), pesquisa com essas características são pesquisas que utilizam uma abordagem quantitativa.
- **Exploratória** porque, de acordo com Raupp e Beuren (2006, p. 80), a “pesquisa exploratória normalmente ocorre quando há pouco conhecimento sobre a temática a ser abordada”. Embora sendo alvo de inúmeras pesquisas em outros países, a lei de potência, mais especificamente a Lei de Zipf, consoante levantamento bibliográfico, foi aplicada para caracterizar a distribuição estatística de tamanho de empresa, no Brasil, apenas por Banin, em 2003, na área da física teórica.

Com relação ao procedimento adotado para a coleta de dados classifica-se esta pesquisa como *ex-post facto*. Gil (2002, p. 49) cita que neste tipo de pesquisa “o pesquisador não dispõe de controle sobre a variável independente”, isto porque elas já ocorreram. Ressalta-se, ainda, que todos os dados coletados provêm de fontes secundárias.

3.2 Definição da amostra, seleção e coleta de dados

Para a análise empírica utilizou-se de três bases de dados diferentes, denominadas nesta pesquisa de Base de Dados A; Base de Dados B e Base de Dados C.

3.2.1 BASE DE DADOS A – FIPECAFI

A Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras, da Universidade de São Paulo, responsável pela análise das informações e preparação das listas anuais das *500 Melhores e Maiores Empresas*, divulgadas anualmente pela Revista Exame, gentilmente cedeu informações relativas não apenas às 500 empresas que figuram no Anuário Melhores e Maiores mas às 1000 empresas que tiveram suas informações analisadas. Os dados fornecidos referem-se ao período de 1997 a 2006, num total de 1000 empresas e 10 anos = 10.000 observações para cada variável no conjunto dos anos registrados⁶. As listas publicadas no Anuário vêm ordenadas por vendas decrescentes⁷ e os valores usados são expressos em dólares para facilitar as comparações internacionais e incluem 31 indicadores econômico-financeiros. Os indicadores fornecidos pela FIPECAFI e utilizados neste estudo foram:

⁶ Em alguns casos, Patrimônio Líquido Ajustado e Número de empregados, consta a expressão NI (não informado) o que reduz o número de observações para a variável específica.

⁷ Expressas em milhares de dólares.

- **Vendas:** apuradas com base nas vendas em reais, atualizadas para a moeda de poder aquisitivo de 31 de dezembro de 2006, convertidas pela taxa de dólar do Banco Central.
- **Ativo Total:** é o total dos recursos que estão à disposição da empresa. Ressalta-se que as duplicatas descontadas são reclassificadas no passivo circulante. O valor é ajustado para reconhecer os efeitos inflacionários que as empresas deixaram, por imposição legal, de considerar nas demonstrações contábeis⁸.
- **Patrimônio Líquido Ajustado:** é o patrimônio líquido legal atualizado pelos efeitos da inflação.
- **Número de empregados.**

3.2.2 BASE DE DADOS B – Software Economática®

Do banco de dados do *software* Economática® foram coletados dados relativos a receitas de vendas e ativo total de empresas brasileiras nos anos de 1997 a 2006. A amostra é composta de todas as empresas de capital aberto que negociam ações na Bolsa de Valores. Desse total, foram excluídas as empresas financeiras e de seguros, devido às características diferenciadas de comercialização. Ressalta-se a importância desse banco de dados, haja vista ser uma das fontes mais utilizada para composição da amostra dos estudos nacionais citados na revisão bibliográfica. Justifica-se também a seleção das medidas operacionais, receitas de vendas e ativo total, uma vez que são amplamente utilizadas nos já citados estudos.

Ainda com relação a essa base de dados cita-se que foram utilizados os seguintes filtros para sua composição:

⁸ O valor do ativo total ajustado pode ser obtido dividindo-se o patrimônio líquido ajustado pelo endividamento geral, subtraído de 100. Nota explicativa da publicação Exame Melhores e Maiores.

- País sede das empresas: Brasil;
- Tipo de ativo: ação, filtrando-se apenas um tipo de ação para cada empresa, com o objetivo de apresentar os dados de uma empresa uma única vez durante o período e evitando, conseqüentemente, a duplicação de informações;
- Dados financeiros: consolidado.
- Data-base das demonstrações financeiras: 31 de dezembro;
- Moeda: milhares de reais.

Para todos os anos foram coletadas informações de 348 empresas constantes do banco de dados. Entretanto, algumas das empresas trouxeram valores nulos, de ativos totais e receitas, e, portanto procedeu-se à exclusão das mesmas da análise empírica.

3.2.3 BASE DE DADOS C – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

A terceira base compõe-se de dados disponibilizados pelo IBGE, relativos, especificamente, ao número de empregados da indústria brasileira, no período de 1996 a 2004. Ressalta-se que a amostra é composta unicamente por indústrias e os dados já foram tratados e classificados em intervalos de classes por este instituto.

É pertinente citar que as medidas operacionais coletadas recebem nomenclaturas diferentes, conforme as bases de dados, mas doravante, neste estudo, serão nomeadas Receitas (REC), Ativo Total (AT), Patrimônio Líquido (PL) e Número de Empregados (NE).

A escolha das bases acima referidas justifica-se porque (i) os dados estão publicamente disponíveis; (ii) foram utilizadas nos estudos referenciados no item 2.2 e respectivas subseções, constantes da revisão bibliográfica desta pesquisa; e (iii) normalmente

contem todas as medidas operacionais utilizadas por pesquisadores para caracterizar *proxy* de tamanho de empresa.

Espera-se que a Base de Dados A reflita a lei de potência para a variável REC, pois é uma base construída apenas com empresas ranqueadas segundo essa medida, haja vista que nas informações disponibilizadas pela FIPECAFI as listas foram ordenadas por receitas (vendas) decrescentes e, como observado em várias pesquisas internacionais, a lei de potência ocorre para valores assintóticos (valores relativamente altos de receita). Com relação às outras variáveis – AT, PL e NE – espera-se que também reflitam uma lei de potência, mas unicamente nos valores assintóticos, haja vista que a amostra está vinculada às empresas com maiores receitas.

Relativamente à Base de Dados B, uma vez que foi a mais utilizada por aqueles estudos reportados no item 2.2, e como não existe nenhuma classificação relativa a tamanho de empresa, espera-se obter a lei de potência nos valores assintóticos das duas medidas coletadas – REC e AT. Nas pesquisas empíricas brasileiras essa é a base mais usada e, portanto, será utilizada para propor uma metodologia alternativa para tratamento da *proxy TAM* (tamanho) em modelos contábeis.

Na Base de Dados C – amostra relativa ao número de empregados da indústria brasileira – espera-se obter uma lei de potência para os intervalos de classe reportados pelo IBGE por tratar-se de uma base com um número bastante elevado de elementos (analogamente ao trabalho de Axtell (2001)). Uma análise mais detalhada dos intervalos de classe permitiria uma melhor descrição da distribuição estatística, o que é inviabilizado, no momento, haja vista que os dados apresentados já foram tratados conforme dito anteriormente.

3.3 ANÁLISE DAS BASES DE DADOS

Com o propósito de analisar empiricamente os dados, foram elaboradas planilhas utilizando o *software Microsoft Excel*, para cada período, e os dados coletados, quais sejam REC, AT, PL e NE, foram classificados em ordem crescente para cada ano, com o objetivo de permitir ao leitor observar o número de ocorrências (empresas constantes na base de dados), assim como o menor e maior valor de cada variável no respectivo ano.

Como o indicador REC possui maior número de observações, tanto na amostra da Base de Dados A quanto B, o mesmo será utilizado nos quadros 3 e 4 abaixo, para evidenciar como se procedeu à classificação dos valores no período analisado para a posterior formulação da distribuição estatística. As demais variáveis, devidamente ordenadas, são apresentadas no Apêndice A ao final deste estudo.

Anos	Número de ocorrências	Receita Inferior (em milhares de US\$)	Receita Superior (em milhares de US\$)
1997	1000	84.877	29.807.233
1998	1000	84.805	28.501.619
1999	1000	87.630	36.681.011
2000	1000	89.072	49.488.536
2001	1000	92.512	53.926.435
2002	1000	90.304	57.812.325
2003	1000	86.626	61.368.824
2004	1000	97.018	62.432.126
2005	1000	100.230	69.863.119
2006	1000	93.642	77.614.101

Quadro 3: Relação dos limites inferior e superior da variável REC 1997 – 2006. Fipecafi.

Anos	Número de ocorrências	Receita Inferior (em milhares de reais)	Receita Superior (em milhares de reais)
1997	203	265,369	36.100.510,361
1998	249	58,416	32.885.065,472
1999	261	211,138	49.587.764,202
2000	265	390,564	78.717.498,709
2001	270	22,028	84.458.353,741
2002	276	326,255	90.276.346,442
2003	276	132,532	114.315.204,367
2004	282	34,399	120.065.058,525
2005	298	23,098	143.422.565,278
2006	298	20,359	161.075.346,030

Quadro 4: Relação dos limites inferior e superior da variável REC 1997 – 2006. Economática®

A base dados B foi composta, inicialmente, por 348 empresas de capital aberto que negociam ações na Bolsa de Valores. Excluídas aquelas empresas que apresentavam valores nulos e organizados os dados, verifica-se gradativo aumento no número de empresas, com dados disponíveis, ao longo dos anos. Tal fato é atribuído à inserção de novas empresas no mercado de capitais.

A partir da seleção da amostra foram realizadas análises das distribuições de probabilidades das medidas operacionais. Na seção seguinte é apresentada uma descrição do procedimento realizado para a obtenção das distribuições de probabilidades.

3.3.1 Descrição do procedimento para investigação da distribuição de probabilidade das variáveis

Utilizando o *software Excel* e tendo como limites de valores o valor inferior e superior da variável analisada, as ocorrências foram divididas em classes e a distribuição de probabilidade foi obtida conforme o procedimento descrito a seguir:

1. Os dados amostrais foram transformados em intervalos logarítmicos de classe, procedimento denominado *logarithmic binning*. (NEWMAN, 2005). A seguir exemplifica-se rapidamente a importância dos intervalos logarítmicos de classe. O histograma (a), Figura 11, mostra dados aleatórios que têm uma distribuição de lei de potência, enquanto o histograma (b), Figura 12, mostra os mesmos dados plotados em escala logarítmica. É possível visualizar na cauda do histograma (b) resultados ruidosos, tendo como causa o número pequeno de amostras nessa região o que ocasiona grandes flutuações estatísticas.

Figura 11: Histograma em escala linear com distribuição em lei de potência (NEWMAN, 2005).

Figura 12: Histograma em escala logarítmica, com distribuição em lei de potência (NEWMAN, 2005).

As Figuras, 11 e 12, foram obtidas de análises que consideraram o intervalo de classes em ‘caixas’ de igual extensão. Um procedimento alternativo é variar a extensão das caixas dos histogramas, criando intervalos nos quais um multiplicador, escolhido de forma conveniente, aumente sistematicamente o tamanho de cada intervalo de classe (caixa). Por exemplo, supondo que a caixa seja de tamanho igual a 0,1, normalmente a extensão da primeira caixa iria de 1 a 1.1, a segunda de 1.1 a 1.2., e assim sucessivamente. Se for aplicado um multiplicador igual a 2, as caixas criadas irão de 1.1 para 1.2; 1.2 para 1.4, 1.3 para 1.7 (isto é, os tamanhos das caixas são de 0.1, 0.2 e 0.4 e assim sucessivamente). Isso significa que as caixas na cauda da distribuição adquirirão mais amostras, pois não serão mais fixas, e reduzirão os erros estatísticos na cauda, proporcionando melhor visualização da distribuição, quando o histograma for delineado em escalas logarítmicas. A Figura 13 demonstra um histograma construído usando caixas logarítmicas.

Figura 13: Histograma construído usando intervalos de classes logarítmicas (NEWMAN, 2005).

2. A partir dos intervalos obteve-se a freqüência em cada intervalo de classe e a distribuição de probabilidade acumulada da respectiva variável, sendo $P(REC)$ a probabilidade acumulada das receitas, $P(AT)$ a probabilidade acumulada de ativos totais; $P(PL)$ a probabilidade acumulada do patrimônio líquido e $P(NE)$ a probabilidade acumulada de número de empregados.

3. Foi considerado na definição da probabilidade o limite superior da classe para descrever a probabilidade acumulada. Assim, a partir de uma dada distribuição de probabilidade acumulada $P(v)$ obteve-se a definição:

$$P(v_{>}) = 1 - P(v) \quad (1)$$

sendo $v \equiv$ variável em questão, ou seja v é substituída por REC quando referir-se a receitas, AT para ativo total, PL para patrimônio líquido e NE no caso de número de empregados.

O $P(v_{>})$ é a probabilidade de ocorrência de valores maiores do que v e, em geral, é essa probabilidade que muitos trabalhos utilizam para investigação de leis de potência (AXTELL, 2001).

4. A investigação da distribuição estatística das variáveis no presente estudo é realizada para $P(v_{>})$, sendo que a mesma é apresentada no eixo-y, enquanto a variável v é apresentada no eixo-x. No caso da probabilidade $P(v_{>})$, poder ser descrita na forma de uma

lei de potência, espera-se obter uma expressão analítica que melhor descreva a distribuição empírica na forma:

$$P(v_{>}) = c v^{-\mu} \quad (2)$$

em que

$P(v_{>})$ = probabilidade da variável v ser maior que o limite superior da classe;

c = constante;

v = variável em questão; e

μ = expoente.

5. Para determinar a constante c e o expoente μ que melhor descreva a distribuição empírica, procedeu-se à linearização da expressão acima, chegando-se a uma equação do tipo:

$$\ln P(v_{>}) = \ln c - \mu \ln v \quad (3)$$

que pode ser reescrita na forma de uma reta:

$$y = a + b x \quad (4)$$

6. Considerando os valores empíricos de $P(v_{>})$, obtém-se inicialmente $\ln P(v_{>})$

Considerando $y = \ln P(v_{>})$ realiza-se uma regressão linear para obtenção dos coeficientes a e b .

7. A partir da regressão, os valores de c e μ são obtidos por meio de $c = \exp(a)$ e $\mu = -b$, construindo-se a função da lei de potência, descrita no passo 4, qual seja:

$$P(v_{>}) = c v^{-\mu} \quad (2)$$

Essa função foi utilizada na análise de todas as variáveis em estudo para investigar se a distribuição empírica pode ser descrita como uma lei de potência. Vale a pena ressaltar que apenas quando o ajuste não é obtido no intervalo da variável como um todo, investiga-se a viabilidade da descrição por lei de potência para valores assintóticos. A apresentação dos resultados dessa análise é feita no capítulo 4.

3.4 PROPOSTA PARA PONDERAÇÃO DAS MEDIDAS OPERACIONAIS EM PESQUISAS EMPÍRICAS CONTÁBEIS

Propõe-se que a *proxy* para modelos contábeis considere as probabilidades de ocorrência da medida. Assim, ao invés de considerar $\ln(v)$ propõe-se que seja considerado $P(v_{>}) * v$. Essa proposta para ponderação das medidas operacionais tem por objetivo proporcionar maior validade e confiabilidade ao tratamento das distribuições estatísticas.

Nessa formulação, é necessário obter $P(v)$ para todos os valores da amostra, ou seja, a descrição de $P(v)$ a partir dos valores empíricos pode ser feita tanto para valores pequenos de v quanto para valores assintóticos, sendo que no limite assintótico pode ser utilizada a lei de potência e para os demais valores pode ser feito um ajuste usando até mesmo uma distribuição normal ou lognormal que melhor descreva os dados nessa região. Esse tipo de descrição de distribuição é denominado de distribuição mista.

A utilização de distribuições mistas é evidenciada por Newman (2005) em que o autor explica que existem regiões distintas para lei de potência. Ressalta-se que, em princípio, qualquer distribuição conveniente poderia ser utilizada para a ponderação, isto é, o pesquisador poderia utilizar em sua modelagem somente a distribuição empírica e a ponderação seria feita pela mesma, porém verifica-se que na distribuição podem ocorrer grandes valores os quais provocam flutuações no limite assintótico. Como no limite assintótico, espera-se que a distribuição apresente uma lei de potência, a proposta desta pesquisa, objetiva incorporar a natureza de lei de potência na ponderação da variável. Logo, na região da distribuição onde existem mais observações e a significância estatística é maior, pode-se usar a distribuição empírica e, conseqüentemente, na região onde existem poucas observações, cuja frequência não tenha a mesma significância estatística, faz-se a ponderação pela lei de potência. A proposta deste estudo é sair do paradigma do log, usado para

estabilizar a variância das medidas, conforme apresentado na revisão bibliográfica sobre o tratamento dado às variáveis – item 2.2 – e utilizar a ponderação de probabilidade. Assim, como a variável *TAM* é muito citada nos trabalhos contábeis e se, ao estudar tal variável, confirmar-se a observância de lei de potência na amostra, o pesquisador poderá, então, embutir a lei de potência em suas modelagens contábeis.

Um procedimento para a utilização de um modelo misto para a distribuição é apresentado a seguir:

1. Considera-se $P(v_{>})$ uma distribuição mista definida por duas regiões, uma na qual $P(v_{>})$ seja dada por valores empíricos e outra em que $P(v_{>})$ seja dada por uma expressão analítica que expresse uma lei de potência; o valor crítico que separa essas duas regiões será determinado de forma que a distribuição como um todo não apresente variação brusca.

2. A *proxy* de tamanho $\ln(v)$ é substituída por $P(v_{>}) * v$. Desta forma, a unidade da medida operacional permanece a mesma, o que não ocorre quando se utiliza $\ln(v)$.

Para exemplificar, considerando receitas de 272 empresas de capital aberto, no ano de 2006, da base Economatica® (justifica-se o uso desse número de observações porque, em conformidade com a maioria dos trabalhos que utilizam essa base de dados, foram retiradas da análise as empresas financeiras, de seguros e de fundos e foi pretensão utilizar os mesmos critérios dos trabalhos discutidos na seção 2.2 apresentam-se, na Figura 14, os dados da distribuição $P(v_{>})$ empírica (linha mais cheia), juntamente com $P(v_{>})$ obtida analiticamente através das expressões para a distribuição normal (linha fina, construída a partir da média e desvio padrão da amostra), bem como para uma lei de potência (linha pontilhada). Observa-se que para valores assintóticos a linha pontilhada (lei de potência) descreve melhor os resultados empíricos do que a linha fina (distribuição normal).

Fonte: Elaborado pela autora com dados de 272 empresas do software Economática®.

Figura 14: Comparação da distribuição empírica, distribuição normal e distribuição de lei de potência para receitas. Ano de 2006.

A Figura 15, plotada com os mesmos dados utilizados no histograma acima, reflete a distribuição mista para $P(v_>)$, que é proposta para ser utilizada no modelo para a variável de tamanho $TAM = P(v_>) * v$.

Fonte: Elaborado pela autora com dados de 272 empresas do software Economática®.

Figura 15: Distribuição estatística de $P(Rec_>)$, de acordo com o modelo misto que incorpora a lei de potência para valores assintóticos. Ano de 2006.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

Neste capítulo são descritos os resultados obtidos com a aplicação dos procedimentos metodológicos descritos no tópico anterior. São apresentadas, inicialmente, as distribuições estatísticas que caracterizam as medidas operacionais relativas ao tamanho das empresas brasileiras. Foi realizada também a comparação com os resultados relatados no estudo de Banin (2003). Na sequência, utilizando como referência o estudo de Brito, Corrar e Batistella (2007), faz-se uma aplicação do modelo proposto para tamanho de empresa ($TAM = P(v_{\geq}) * v$). O objetivo dessa aplicação é ilustrar a *proxy* $P(v_{\geq}) * v$ ao invés de $\ln v$ e a significância da regressão para os dois casos.

4.1 DISTRIBUIÇÃO DO TAMANHO DAS EMPRESAS

4.1.1 Base de dados A

Como os dados da Base A são ordenados por receitas e representam as maiores empresas brasileiras, foi a primeira base a ser analisada.

Para ilustrar as características da distribuição das medidas operacionais de tamanho de empresas, considera-se a seguir uma análise para o ano de 2006. Para este ano, a média (em US\$ mil) obtida foi de 641.265,00, e o desvio padrão (também em US\$ mil) de 2.748.283,00. Para esse ano o intervalo de dados, para os limites inferiores e superiores, conforme evidenciando no quadro 2, é 93.642 e 77.614.101 (em US\$ mil), respectivamente, o que resulta no desvio padrão bastante elevado, em função da presença de valores extremos elevados. A partir da distribuição de frequência, pode-se obter um histograma que representou a função densidade de probabilidade empírica. Na Figura 16 é apresentada a densidade de

probabilidade empírica, juntamente com a função densidade de probabilidade teórica (linha tracejada), dadas pela distribuição normal, com a média e desvio padrão reportados acima.

Figura 16: Função densidade de probabilidade da medida operacional REC. Ano de 2006.

A distribuição de probabilidade empírica foi obtida conforme descrito no capítulo 3, ou seja, foram determinados os intervalos de classes através do método *logaritmico binning*, procedeu-se a contagem de ocorrências em cada classe e assim, a densidade de probabilidade empírica (ρ), para um determinado intervalo de classe, foi obtida pela expressão

$$\rho(\overline{REC}) = \frac{f}{N(L_{\text{sup}} - L_{\text{inf}})}$$

sendo, f a freqüência (ocorrência na classe), $N = 1000$ o número total de empresas da amostra, L_{sup} e L_{inf} os limites superiores e inferiores do intervalo de classe em questão, e $\overline{REC}$ o valor médio do intervalo de classe.

Observa-se que a distribuição normal não descreve satisfatoriamente a densidade de probabilidade empírica na região assintótica, ou seja, os valores extremos observados empiricamente não podem ser descritos pela distribuição normal (observar que no histograma a linha pontilhada cai mais rápido do que os pontos empíricos). É interessante notar que a figura está plotada na escala log-log e os pontos empíricos parecem descrever uma lei de potência (pois nessa escala podem ser descritos por uma reta). No caso da distribuição

normal, (linha pontilhada) a queda é mais brusca, divergindo dos pontos empíricos de forma mais acentuada nesta região.

No entanto, a maioria das pesquisas internacionais investiga leis de potência não para a função densidade de probabilidade, mas sim, para a distribuição acumulada $P(REC)$, mais especificamente, investigam-se leis de potência para $P(REC_{>}) = 1 - P(REC)$, ou seja, a probabilidade de ocorrência de valores superiores a REC. A Figura 17 apresenta $P(REC_{>})$ para o caso analisado acima, tanto para os valores empíricos quanto teóricos, dados pela distribuição normal e lognormal.

Figura 17: Histograma da $P(REC_{>}) = 1 - P(REC)$ plotados com dados relativos a 1000 empresas. Base de dados A. 2006.

O padrão de resultados visto na Figura 17 é similar para todos os anos estudados, de 1997 a 2006 para a variável REC. Os resultados obtidos estão mostrados na Figura 18. Utilizando-se do método de linearização de função de potência, descrito na subseção 3.3.1, equação 3, pôde-se determinar o melhor ajuste para os dados empíricos.

A Figura 18 apresenta os resultados empíricos de $P(REC_{>})$ para todos os anos em estudo. Percebe-se que a distribuição segue, efetivamente, em quase toda sua extensão, uma lei de potência (linha reta na escala log-log). A linha tracejada é uma lei de potência analítica (obtida por meio de regressão linear) e foi deslocada do conjunto de distribuições

empíricas apenas para referência visual. Ressalta-se que esse efeito é obtido alterando-se apenas o coeficiente c da expressão de lei de potência. O expoente μ , que determina a inclinação da reta, na escala $\log-\log$, foi resultado da regressão e nesse caso $\mu \cong 1,3211$.

Figura 18: Distribuição cumulativa da $P(REC_>)$. Base de Dados A em escala $\log-\log$. (US\$ mil).

Como descrito, a maioria das leis de potência tem expoentes que variam entre $1 \leq \mu \leq 2$. O expoente μ encontrado para todos os anos analisados é compatível com os valores considerados como válidos para as distribuições de lei de potência. A Tabela 1 traz os valores de μ e os respectivos R^2 , obtidos nas regressões, para o período analisado, 1997 – 2006. Nota-se que o expoente μ é condizente com aquele observado em pesquisas internacionais.

Tabela 1: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(REC_{>})$ da Base de Dados A (em US\$ mil).

Anos	μ	R^2
1997	1,387944992	0,982082067
1998	1,391660567	0,972148241
1999	1,355011042	0,985505239
2000	1,33867243	0,975265749
2001	1,342536324	0,975130387
2002	1,331771367	0,974891251
2003	1,31068196	0,976266286
2004	1,259940886	0,988446405
2005	1,265903501	0,982882167
2006	1,22784813	0,990680816
Média	1,32119712	0,980329861

Com a finalidade de evidenciar a robustez dos resultados, a Tabela 2, construída a partir da regressão linear com os valores inferiores e superiores obtidos para o expoente μ , expressa estimativas de intervalos de confiança para o expoente μ . Os resultados obtidos evidenciam que a distribuição estatística para a medida operacional receitas pode ser bem descrita por uma lei de potência ($\mu > 1$), em todos os anos pesquisados.

Tabela 2: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável REC – Base de Dados A.

Anos	Inferior 95,0%		Superior 95,0%
1997	1,220390867	$< \mu <$	1,555499117
1998	1,181134196	$< \mu <$	1,602186939
1999	1,208141409	$< \mu <$	1,501880675
2000	1,148137179	$< \mu <$	1,529207682
2001	1,150915663	$< \mu <$	1,534156984
2002	1,140752069	$< \mu <$	1,522790665
2003	1,128036389	$< \mu <$	1,49332753
2004	1,138197523	$< \mu <$	1,381684248
2005	1,116594022	$< \mu <$	1,415212981
2006	1,121414261	$< \mu <$	1,334281999

Com o intuito de verificar a universalidade da lei de potência para as outras medidas operacionais da Base de Dados A, representou-se, na seqüência, o histograma com os dados relativos ao Ativo Total, haja vista o seu uso tão amplo nas pesquisas brasileiras.

Figura 19: Distribuição cumulativa da $P(AT_{>})$. Base de Dados A em escala log-log. (US\$ mil).

Nessa distribuição, o expoente μ não representa satisfatoriamente a lei de potência, em toda a extensão do intervalo, pois o histograma revela uma leve curvatura para valores não tão extremos de Ativo Total. Na Tabela 3 são apresentados os valores obtidos para o expoente μ , assim como o R^2 . Na tabela 9 do Apêndice B é apresentada a estimativa de intervalo de confiança para o expoente μ , ressalta-se que para os anos de 1997, 1999, 2000, 2002, 2003, 2004 e 2005 as estimativas não descartam a possibilidade de expoentes com valores iguais a 1 (caso da lei de Zipf). A observação não tão satisfatória da lei de potência nessa medida operacional é creditada à forma como a amostra foi composta, isto é, a base de dados é ordenada em função das receitas das maiores empresas brasileiras, permitindo pressupor que as empresas que obtiveram maiores receitas não são necessariamente aquelas que possuem maiores valores de ativos e, mais uma vez, ressalta-se que é nos valores extremos que a distribuição de lei de potência é, freqüentemente, observada.

Tabela 3: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(AT_{>})$. Base de Dados A (em US\$ mil).

Anos	μ	R^2
1997	0,842544943	0,933203701
1998	0,808149209	0,939507223
1999	0,899754675	0,896413653
2000	0,906085205	0,903145762
2001	0,67410031	0,842918087
2002	0,899056933	0,905314131
2003	0,926045807	0,955932656
2004	0,902864138	0,962553837
2005	0,815254677	0,927974027
2006	0,772012037	0,940575835
Média	0,844586793	0,920753891

Nas demais medidas operacionais da Base de Dados A, a distribuição de lei de potência também não pôde ser satisfatoriamente obtida, para todo o intervalo da medida. No entanto, especificamente para a variável *NE* (Número de Empregados), o expoente μ com valor $\cong 1$ foi observado para os anos de 2001 e 2002. Os histogramas e tabelas constam do Apêndice B.

Na sequência, para ilustrar a natureza da lei de potência, nas demais medidas da Base de Dados A, *AT*, *PL*, e *NE*, apresentam-se as figuras relativas ao $P(AT_{>})$, $P(PL_{>})$, e $P(NE_{>})$, onde os valores foram considerados assintóticos, para o ajuste da lei de potência, haja vista que esta base foi composta de acordo com os valores decrescentes de receitas. O expoente μ , na região assintótica é similar ao observado, para essas medidas, em pesquisas internacionais.

Figura 20: Distribuição cumulativa de $\ln P(AT_{>})$ para os valores assintóticos. Expoente $\mu = 1,0158$. Base de Dados A. (US\$ mil).

Figura 21: Distribuição cumulativa de $\ln P(PL_{>})$ para os valores assintóticos. Expoente $\mu = 0,9480$. Base de Dados A. (US\$ mil).

Figura 22: Distribuição cumulativa de $\ln P(NE_{>})$ para os valores assintóticos. Expoente $\mu = 0,9655$. Base de Dados A. (US\$ mil).

4.1.2 Base de dados B

As mesmas distribuições do tamanho das empresas são encontradas para as outras bases de dados. Observa-se na Base de Dados B, que a distribuição de probabilidade do indicador REC (Receitas) apresenta um comportamento típico de lei de potência apenas para valores assintóticos. Essa observação é importante nesta pesquisa, porque é sabido que uma característica dessa amostra é o fato de não agregar, apenas, as empresas que possuem as

maiores receitas, mas sim empresas de capital aberto que negociam ações na Bolsa de Valores, além de compor-se de um número menor de observações quando comparada com a base A. Mesmo assim, pode ser observado, no histograma da Figura 23, a característica da lei de potência, presente na cauda da distribuição (valores relativamente altos de REC). As linhas evidenciam o resultado empírico obtido para cada ano em análise. A linha tracejada é uma lei de potência para referência visual com $\mu \cong 1,2540$ (média de todos os valores de μ obtidos por regressões).

Figura 23: Distribuição cumulativa da $P(REC_{>})$. Base de Dados B em escala log–log (milhares de reais).

Seqüencialmente e confirmando a distribuição, a Tabela 4 traz compilados os valores de μ e os respectivos R^2 , para o período de 1997 – 2006, visualizando-se que o R^2 possui alto valor explicativo para toda a série.

Tabela 4: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(REC_{>})$. Base de Dados B (em milhares de R\$).

Anos	μ	R^2
1997	1,182543642	0,966151291
1998	1,248954893	0,96564393
1999	1,276428836	0,97636139
2000	1,277226112	0,947937759
2001	1,344859191	0,975712299
2002	1,310798839	0,963914238
2003	1,272511395	0,973672689
2004	1,260861069	0,951663001
2005	1,242862532	0,966935545
2006	1,123167414	0,97793996
Média	1,254021392	0,96659321

A Tabela 5 apresenta um resumo dos valores inferiores e superiores obtidos para o expoente μ , a partir da regressão linear. Como a regressão apresenta alta significância estatística, pode-se concluir que a distribuição estatística para a medida operacional REC, também na base B, pode ser descrita analiticamente por uma lei de potência.

Tabela 5: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável REC – Base de Dados B.

Anos	Inferior 95,0%		Superior 95,0%
1997	0,875270389	$< \mu <$	1,489816894
1998	0,921916243	$< \mu <$	1,575993544
1999	1,000713213	$< \mu <$	1,552144459
2000	0,861699923	$< \mu <$	1,692752301
2001	1,050302951	$< \mu <$	1,639415431
2002	0,958716787	$< \mu <$	1,662880892
2003	0,888044545	$< \mu <$	1,656978244
2004	0,866381439	$< \mu <$	1,655340699
2005	0,923807929	$< \mu <$	1,561917134
2006	0,929240551	$< \mu <$	1,317094278

Prosseguindo a análise de resultados referente à variável Ativo Total, da Base B, a lei de potência também é observada, principalmente na cauda da distribuição, resultado reproduzido pela Figura 24. Nesse caso, obteve-se um valor médio $\mu \cong 0,9795$. As Tabelas, 13 e 14, constantes no Apêndice B, evidenciam os expoentes μ para todo o período, bem como os valores relativos aos intervalos inferiores e superiores do μ para essa medida, ou seja, as estimativas de intervalo de confiança.

Figura 24: Distribuição cumulativa da $P(AT_>)$. Base de Dados B em escala log-log (em milhares de reais).

4.1.3 Base de dados C

São apresentados, por fim, os resultados obtidos com a base de dados C, relativa a número de empregados da indústria brasileira. É importante salientar que o IBGE disponibilizou os dados já classificados por intervalos de classes não uniformes, num total de seis faixas que vão de 5 a 29; 30 a 49; 50 a 99; 100 a 249; 250 a 499 e 500 a mais empregados, respectivamente. Nos dados relativos aos números de empregados, no período considerado de 1996 a 2004, a última faixa foi desprezada, uma vez que informa apenas a classe inferior de empregados, ou seja, 500, impossibilitando assim a determinação da classe superior, necessária na formulação estatística proposta. Tal fato, resulta em prejuízos à análise, uma vez que a lei de potência ocorre, conforme já enunciado, para valores assintóticos. A Figura 25 evidencia os dados plotados referente ao período analisado. A linha tracejada refere-se ao resultado obtido por meio da regressão linear. O expoente μ obtido é similar a 0,6109 enquanto o $R^2 \cong 0,9679$ para os quatro pontos (observações).

Figura 25: Distribuição cumulativa $P(NE_{>})$ da variável NE. Base de dados C em escala log-log.

Verifica-se que o ano de 2000 apresenta uma linha de tendência diferente das demais, porém com a mesma inclinação, ou seja, mesmo μ . Presume-se que tal fato decorra de grande concentração de pessoal ocupado na faixa de 30 a 49 empregados por empresa, nesse ano analisado.

Na distribuição da medida operacional NE, no período analisado, os expoentes μ encontrados para todos os anos divergem dos valores considerados como válidos para a Lei de Zipf ($\mu = 1$), muito embora continuem representativos de leis de potência. A Tabela 6 traz compilados todos os valores de μ e os respectivos R^2 , enquanto a Tabela 7 evidencia os limites inferiores e superiores do expoente μ , para todo o período (estimativas de intervalo de confiança), obtidos de acordo com a regressão linear.

Tabela 6: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(NE_{>})$. Base de Dados C.

Anos	μ	R^2
1996	0,589051285	0,956846644
1997	0,587977786	0,963164305
1998	0,581520579	0,963587977
1999	0,601451815	0,965562541
2000	0,600001434	0,981198841
2001	0,639849241	0,96675918
2002	0,640454185	0,968844944
2003	0,625797669	0,97180532
2004	0,632246465	0,973646819
Média	0,610927829	0,967935175

Tabela 7: Intervalos inferiores e superiores do μ – variável NE. Base de Dados C.

Anos	Inferior 95,0%		Superior 95,0%
1996	0,208458523	$< \mu <$	0,969644047
1997	0,238140207	$< \mu <$	0,937815365
1998	0,237596086	$< \mu <$	0,925445071
1999	0,255872704	$< \mu <$	0,947030926
2000	0,347311828	$< \mu <$	0,852691039
2001	0,278875454	$< \mu <$	1,000823029
2002	0,2910352	$< \mu <$	0,989873169
2003	0,301495996	$< \mu <$	0,950099343
2004	0,315782834	$< \mu <$	0,948710097

Conforme visto, com um intervalo de confiança de 95%, o limite superior do μ apresenta valor muito próximo a 1 por vários anos. Em outros países, notadamente nos Estados Unidos, Axtell (2001) encontrou $\mu \sim 0,994$ em sua análise da distribuição de tamanho de empresas norte-americanas, utilizando a variável número de empregados. Ressalta-se que o R^2 possui alto valor explicativo para toda a série. Dados obtidos de uma base primária poderiam levar a uma descrição mais precisa da distribuição de probabilidade relacionada à medida operacional número de empregados.

4.2 COMPARAÇÃO COM ESTUDO ANTERIOR DE DISTRIBUIÇÃO DE TAMANHO DAS EMPRESAS BRASILEIRAS

Em estudos prévios, a distribuição estatística de tamanho de empresas foi analisada por Banin, Gupta e Campanha (2002) e Banin (2003). Ambas as pesquisas confirmaram que a distribuição estatística pode ser descrita por uma lognormal gradualmente truncada (uma distribuição mista que envolve uma lognormal até um valor crítico e um fator exponencial após esse valor crítico) e por uma lognormal, respectivamente.

Reportando-se mais especificamente à pesquisa de Banin (2003), observa-se que foi estudada a distribuição do tamanho das empresas brasileiras nos anos de 1996, 1997, 1998,

1999 e 2000, usando a técnica de Zipf. Foi considerado como tamanho de empresa o faturamento das mesmas, de acordo com dados disponibilizados pela FIPECAFI para 2000 empresas. A pesquisadora afirma que “para os 5 anos estudados a distribuição é bem definida pela distribuição lognormal e não pela distribuição de Lei de Potência... exceto para as duas ou três empresas de maior faturamento” (p. 9). É citado ainda que “se a distribuição fosse pela Lei de Potência o gráfico do log do faturamento e o log da colocação seria uma linha reta e não uma curva o que não é o caso” (p. 51).

Os resultados obtidos por esta pesquisa confirmam que a distribuição do tamanho das empresas brasileiras, de acordo com o faturamento (REC) é bem definida por uma lei de potência. Utilizando a mesma base de dados – FIPECAFI – para uma série temporal compreendendo 10 anos – 1997 a 2006, a citada afirmação é evidenciada na Figura 23. Neste estudo para a obtenção da distribuição foram considerados intervalos de classes, enquanto no trabalho de Banin, a plotagem dos dados está embasada na técnica de Zipf, que considera a classificação (*ranking*) e não a probabilidade de ocorrência, ou seja, consideram-se todas as medidas.

Assim, uma das divergências observadas entre o presente estudo e a pesquisa de Banin é a plotagem dos dados: Banin (2003) inseriu no eixo y das ordenadas o ‘faturamento’ e no eixo x a colocação (*ranking*) das mesmas.

Relativamente à forma de inserção dos dados nos histogramas Newman (2005, p.327) cita

Distribuições cumulativas com uma forma de lei de potência algumas vezes seguem a *lei de Zipf* ou uma *distribuição de Pareto*... Quando distribuições cumulativas de lei de potência insinuam uma forma de lei de potência para $p(x)$, a ‘lei de Zipf’ e ‘distribuição de Pareto’ são efetivamente sinônimas com distribuições de lei de potência (a lei de Zipf e a distribuição de Pareto diferem, entretanto, no modo como a distribuição cumulativa é representada graficamente – Zipf fez sua curva com x no eixo horizontal e $P(x)$ no vertical; Pareto fez isto ao contrário. Isto causa muita confusão na literatura, mas os dados descritos nas curvas são, é claro, idênticos).

A série temporal de Banin (2003) compreende dados até o ano de 2000 e a amostra nesta pesquisa tem dados relativos também a esse período, porém com menos observações (1000 empresas), assim, a seguir é apresentado o histograma elaborado neste estudo, para o ano específico de 2000 com a finalidade de possibilitar uma referência visual da citada divergência. A plotagem abaixo, constante no trabalho de Banin, Gupta e Campanha (2002) é similar àquela apresentada na pesquisa pela autora citada.

Fonte: Pesquisa de BANIN; GUPTA; CAMPANHA (2002).

Figura 26: Curva empírica e teórica da classificação de empresas brasileiras no ano de 2000 (BANIN; GUPTA; CAMPANHA, 2002).

Para este estudo, considerando todas as 1000 empresas, um gráfico similar é apresentado na Figura 27.

Fonte: Elaborada pela autora com base em dados de 1000 empresas da Base de Dados A.

Figura 27: Curva empírica da classificação de empresas brasileiras no ano de 2000.

Nesse gráfico observa-se que na escala log-log os dados podem ser também representados por uma reta e, portanto, pode-se determinar o expoente μ que descreve a lei de potência. Para ilustrar, é apresentada a figura abaixo, na qual está incluída a curva teórica para a lei de potência, obtida com $\mu = 0,945062$.

Fonte: Elaborada pela autora com base em dados de 1000 empresas da Base de Dados A.

Figura 28: Curva empírica (pontos cheios) e curva teórica (linha reta) da classificação de empresas brasileiras no ano de 2000.

Percebe-se que para valores assintóticos (nesse caso colocações próximas à unidade) a distribuição empírica difere da analítica. Isso é uma característica presente em regiões de baixa frequência de dados e poderia ser melhorado considerando intervalos de classes, porém não é o procedimento adotado pela técnica de Zipf. Essa forma de análise tem causado divergência, assim, sugere-se seguir o procedimento descrito na subseção 3.3.1 para investigações a respeito de leis de potência. Ressalta-se ainda que a variável colocação neste estudo possui limite máximo igual a 1000 e, no caso de Banin (2003), são 2000. Assim, resultados, à primeira vista díspares, na verdade, são equivalentes, pois se os resultados de Banin (2003) fossem truncados para colocação igual a 1000, uma lei de potência poderia ser verificada ($\mu \approx 0,95$).

Assim, embora os resultados de Banin (2003) não reflitam uma lei de potência para toda a região estudada (colocação de 1 a 2000), existem evidências de que para as 1000

primeiras colocações a lei de potência possa ser aplicada, confirmando mais uma vez a sua validade para limites assintóticos da variável receita.

4.3 APLICAÇÃO PRÁTICA DA FORMULAÇÃO ESTATÍSTICA PROPOSTA

O objetivo ao propor uma nova *proxy*, conforme visto em na seção 3.4, é o de se evitar a retirada de valores extremos da amostra e, mesmo assim obter significância estatística em modelos de regressão. Para verificação, na prática, pretendeu-se replicar uma pesquisa empírica brasileira dentre aquelas citadas na revisão bibliográfica. Tal intenção, porém, confirmou-se inviável dada a dificuldade de composição da amostra citada na maioria dos estudos. Assim, construiu-se uma base de dados com empresas constantes no banco da Economática[®], excluindo-se as empresas do setor da economia classificadas como financeiras, de seguros e outros, como é usual nas pesquisas que foram analisadas, totalizando 272 observações para o ano de 2006. Ainda ressalta-se que este estudo foi direcionado à análise de sensibilidade, relacionada à variável ‘tamanho de empresa’.

Dentre as várias pesquisas analisadas foi tomado como base o estudo de Brito, Corrar e Batistela (2007), em que cita-se a hipótese de que há relação positiva entre tamanho e endividamento de longo prazo, dentre outras pesquisas, referenciadas na subseção 2.2.1 que, também, utilizaram esta hipótese. A proposta foi calcular o endividamento de longo prazo dessas empresas com base na fórmula $EXIG/AT$, em que $EXIG$ corresponde a Exigível a Longo Prazo e AT corresponde ao Ativo Total e o tamanho de empresas (TAM) será dado pelo volume de receitas. Ressalta-se, que neste estudo não foi replicada a pesquisa dos autores citados, mas sim foi analisado o efeito na significância do modelo quando se considera tamanho de empresa dado por $\ln(REC)$ – modelagem A – e quando se considera tamanho de

empresa dado pela proposta desta pesquisa, qual seja o tamanho descrito pela ponderação $P(REC_{>}) * REC$ – modelagem B.

O resultado da regressão, rodada a partir da modelagem proposta neste estudo, mostra a sensibilidade da regressão por meio do valor- P . O valor- P , também conhecido como nível de significância observada ou exato, é tecnicamente definido como o mais baixo nível de significância com o qual a hipótese nula pode ser rejeitada (GUJARATI, 2000).

Ainda para evidenciar os problemas que aparecem quando se utilizam variáveis de tamanho de empresas em modelos de regressão, foram realizadas regressões com diferentes *proxies* para tamanho de empresa. Considerando o trabalho de Brito, Corrar e Batistela (2007), é esperado que uma parcela do endividamento possa ser explicada pela variável ‘tamanho de empresa’. Assim, analisando apenas o efeito do tamanho da empresa, pôde-se realizar uma regressão linear simples e observar a significância através do valor- P .

O quadro abaixo evidencia o valor- P obtido em todas as regressões, as quais estão anexadas no Apêndice D deste estudo.

Proxy para tamanho	Valor- P obtido na regressão
REC	0,675222628
$P(REC_{>}) * REC$	0,036276428
$\ln(REC)$	1,343232E-07
$\ln(REC * P(REC_{>}))$	1,08412E-11

Quadro 5: Valor- P obtido em regressões de acordo com diferentes *proxies* para tamanho.

Observa-se que o valor- P obtido com a ponderação é menos significativo que aquele obtido com o $\ln$, em ambas as situações, mas, de acordo com a modelagem proposta, a *proxy* mantém a unidade (métrica). Essa característica facilita a interpretação do modelo, pois, uma variação de uma unidade na receita leva a uma determinada variação no endividamento. No caso de utilizar $\ln$, uma variação de uma unidade no $\ln$ da receita é que leva a uma determinada variação no endividamento, tornando a análise de sensibilidade mais abstrata.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pesquisas envolvendo questões relativas a tamanho de empresa têm sido amplamente desenvolvidas em contabilidade, sendo que essa *proxy* é utilizada para caracterizar inúmeros conceitos abstratos.

Muito se tem discutido sobre a capacidade de tamanho servir como uma medida válida para cada uma das construções teóricas para as quais é utilizada, haja vista a variância das medidas operacionais que são usadas para mensurar tamanho de empresa, decorrente da observação de valores assintóticos, relativamente altos. Com a finalidade de reduzir essa variância, procedimentos estatísticos são aplicados para se ajustar tais valores, até mesmo retirando-se os pontos extremos e possibilitando, assim, classificar tais medidas operacionais como distribuições normais ou lognormais. No entanto, pesquisas internacionais afirmam que os valores extremos, considerados observações atípicas, estatisticamente podem ser representados e tratados por meio de leis de potência.

Neste trabalho investigou-se o tratamento e classificação das medidas operacionais para *proxy* de tamanho de empresas brasileiras, por meio de leis de potências com o objetivo de propor a incorporação da natureza da distribuição dessas medidas para utilização em modelos contábeis.

A investigação considerou a $P(v_{>})$, ou seja, a probabilidade de ocorrência de valores maiores do que v , haja vista que, em geral, é essa probabilidade que muitos trabalhos utilizam para investigação de leis de potência. Utilizando dados de três bases diferentes, FIPECAFI, Economática[®] e IBGE, relativos às receitas, ativo total, patrimônio líquido e número de empregados, medidas operacionais que usualmente são citadas nas pesquisas nacionais como *proxy* para tamanho de empresa, elaborou-se planilhas para classificação dos dados utilizando o procedimento denominado *logaritmico binning*, considerando-se uma função do tipo

$P(v_{>}) = c v^{-\mu}$, ou seja, uma lei de potência. Na seqüência, foram realizadas regressões para obtenção dos parâmetros c e μ , que melhor descrevessem os dados empíricos.

Confirmou-se, conforme esperado, que na Base de Dados A, a variável REC reflete a lei de potência em toda sua extensão, com o expoente μ próximo de 1, como verificado em todas as pesquisas internacionais que analisaram essa medida como *proxy* de tamanho de empresa. Ressalta-se que, nas outras medidas, a lei de potência é observada, embora não seja representada satisfatoriamente, em toda a extensão da medida, haja vista que a amostra coletada foi inicialmente ordenada em função das maiores receitas e não em função das outras medidas.

Na Base de Dados B, observou-se a lei de potência nos valores assintóticos das duas medidas – REC e AT. Afirma-se, também, que na Base de Dados C, a variável NE, pode ser representada por uma lei de potência.

Conclui-se que, assim como demonstrado em pesquisas internacionais, a distribuição de tamanho de empresas brasileiras é bem representada por lei de potência, principalmente para valores assintóticos. Essa conclusão possibilita-nos sugerir uma formulação para o tratamento dos dados, de forma a contemplar observações consideradas atípicas, em que a variável ‘tamanho de empresa’ seja descrita por $P(v_{>}) * v$. Nessa formulação, o pesquisador deverá obter $P(v)$ para todos os valores da amostra, sejam eles pequenos ou assintóticos, sendo que no limite assintótico poderá ser utilizada a lei de potência e nos demais valores um ajuste, usando até mesmo a distribuição normal ou lognormal, que descreva melhor os dados nessa região.

Aplicando-se a formulação proposta $P(v_{>}) * v$ e tendo como base estudos na área contábil que citam que endividamento pode ser explicado pelo ‘tamanho de empresa’ foram realizadas regressões para comparar sua significância com aquelas *proxies* que usualmente são utilizadas nas pesquisas contábeis. Por meio da regressão linear, $y = a + bx$, na qual $y =$

Endividamento e $x = REC$, obteve-se valor- $P = 0,6758$. Devido ao fato da alta variância da variável ‘tamanho’, em geral, toma-se $x = \ln(REC)$, porém, ao invés do $\ln$ foi considerado $x = P(REC_{>}) * REC$. Com esta proposta obteve-se valor- $P = 0,036$, com significância estatística de 0,05, freqüentemente assumida como suficiente nas pesquisas na área. Ressalta-se que com $\ln(REC)$, a significância aumenta, entretanto esta significância é decorrente da transformação realizada para diminuir a variância da amostra, pois, implicitamente uma distribuição lognormal tem probabilidades bem menores para valores assintóticos que a distribuição de lei de potência. Assim, de acordo com a modelagem proposta a *proxy* desenvolvida nesta pesquisa obtém significância estatística e, ainda, mantém a unidade de medida, o que facilita a interpretação dos resultados da pesquisa. Com a ponderação proposta, não há necessidade de se remover valores extremos da amostra, haja vista sua ponderação de acordo com a natureza da distribuição de probabilidade.

Espera-se que o uso da ponderação proposta contribua para melhor compreensão da natureza da variável ‘tamanho de empresa’, muito utilizada na área contábil como *proxy* em modelos teóricos.

REFERÊNCIAS

ANTUNES, G. A.; LAMOUNIER, W. M.; BRESSAN, A.A. Análise do efeito tamanho nos retornos das ações de empresas listadas na BOVESPA. **Revista Contabilidade & Finanças, São Paulo**, v. 40, p. 1-16, 2006.

AOYAMA, H.; NAGAHARA, Y.; OKAZAKI, M.P.; SOUMA, W.; TAKAYASU, H.; TAKAYASU, M. Pareto's law for income of individuals and debt of bankrupt companies. **Fractals**, Hokkaido, v. 8, p. 293-300, jun. 2000.

AOYAMA, H.; SOUMA, W.; FUJIWARA, Yoshi. Growth and fluctuations of personal and company's income. **Physica A**, Kyoto, v. 324, p. 352-358, 2003.

AXTELL, R. L. Zipf distribution of U.S firm sizes. **Science**, Washington, n. 293, 1818-1820, Sep. 2001.

BALL, R.; FOSTER, G. Corporate financial reporting: a methodological review of empirical research. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 20, p. 161-234, 1982.

BANIN, E. S. **Distribuição estatística do faturamento das empresas brasileiras: técnica de Zipf**. 60 f. Dissertação (Mestrado em Física Aplicada) – Universidade Estadual Paulista, Instituto de Geociências e Ciências Exatas, Rio Claro, 2003.

BANIN, E. S.; GUPTA, H. M.; CAMPANHA, J. R.. Distribuição log-normal gradualmente truncada do faturamento de empresas brasileiras. In: REUNIÃO DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 47., 2002, Rio Claro. **Anais...** Rio Claro, 2002. p. 1-6.

BAPTISTA, E. M. B. Gerenciamento de resultados e volatilidade histórica. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

BARROS, L. A. B. C.; SILVEIRA, A. M.; FAMÁ, R.. A importância do gestor para as políticas corporativas: evidências de efeitos fixos gerenciais no Brasil. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

BORBA, P. R. F. Relação entre desempenho social corporativo e desempenho financeiro de empresas no Brasil. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

BRITO, G. A S.; CORRAR, L. J.; BATISTELLA, F. D. Fatores determinantes da estrutura de capital das maiores empresas que atuam no Brasil. **Revista de Contabilidade e Finanças USP**, São Paulo, v. 18, n. 43, p. 9-19, jan./abr. 2007.

BRITO, L. A. L. A multi level analysis of firm performance - the effect of firm size. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

BRITO, L. A. L.; DUARTE, A. L. C. M.; DI SERIO, L. C.. Práticas operacionais e o desempenho: uma análise empírica de empresas paulistas. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

BRITO, L. A. L.; FERREIRA, F. C. M.. A variabilidade do desempenho das empresas da nova economia e os efeitos da produtividade e economias de escala e escopo. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

BRITO, R. D. O; MOREIRA, M. L. Fatores determinantes da duração da dívida corporativa no Brasil. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais ...** Salvador: ANPAD, 2006, CD-ROM.

BUJAKI, M. L.; RICHARDSON, A. J. A citation trail review of the uses of firm size in accounting research. **Journal of Accounting Literature**, Flórida, v. 16, p. 1-27, 1997.

BULGARELLI, L. . P.; PORTO, G. S.; KENNENBLEY, S. Análise da produtividade nas empresas industriais no estado de São Paulo com base na adoção de estratégias e técnicas de manufatura: um estudo sobre a Paep. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

CALEGÁRIO, C. L. L.; PEREIRA, N. C.. Foreign market entry strategies: the case of US/EU food trade context. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

CALIXTO, L. Responsabilidade social corporativa no Brasil: um estudo longitudinal. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

CARDOSO, R. L.; OYADOMARI, J. C. T.; MENDONÇA NETO, O R.. Influências da Positive Accounting nos programas de mestrado em contabilidade: uma análise bibliométrica da produção acadêmica de 2002 a 2005. **Brazilian Business Review**, Vitória, v. 4, n. 2, p. 158-170, mai/ago. 2007.

CARREIRA, V. L. R; BASSO, L. F. C.; MARTIN, D. M. L.. Sistemas de gerenciamento de recursos humanos de alto desempenho e influência na criação de valor econômico. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

CARVALHO, A. G.. The effect of size and institutions on the external financing and long-term capital structure of the Brazilian firms. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

CORREA, C. A.; BASSO, L. F. C.; NAKAMURA, W. T. A estrutura de capital das maiores empresas brasileiras: análise empírica das teorias de *Pecking Order* e *Trade-Off*, usando *panel data*. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

COSTA JÚNIOR, A F.; LEMES JÚNIOR, A B. Estrutura de capital das empresas integrantes do índice Ibx-100 da Bolsa de Valores de São Paulo de 2000 a 2004. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO-ENANPAD, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

COSTA, F. M.; GOLDNER, F.; GALDI, F. Análise dos fatores que influenciam no *disclosure* dos maiores bancos brasileiros. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7, 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2007. CD-ROM.

COSTA, L. T. L.; EID JR., W. O efeito *Smart Money* na indústria brasileira de fundos de ações. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

CUNHA, J. V. A.; RIBEIRO, M. S. Divulgação voluntária de informações de natureza social: um estudo nas empresas brasileiras. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

CUPERTINO, C. M.; COELHO, R. A. Alavancagem, liquidez, tamanho, risco, imobilizado e intangíveis: um estudo de algumas condicionantes do *Book-to-Market* em empresas brasileiras. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 6, 2006, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2006. CD-ROM.

CUPERTINO, C. M.; MARTINEZ, A. L. Procedimentos de revisão analítica para seleção de empresas para auditoria: abordagem pelo nível dos accruals discricionários. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7, 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2007. CD-ROM.

DALMÁCIO, F. Z.; REZENDE, A. J.; LIMA, E. M.; MARTINS, E.. A relevância do ativo diferido e do *goodwill* no processo de avaliação das empresas brasileiras. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2007. CD-ROM.

DIAS FILHO, J. M.; MACHADO, L. H. B.. Abordagens da pesquisa em contabilidade. In: IUDICIBUS, Sérgio de; LOPES, Alexsandro Broedel (Coords.). **Teoria avançada da contabilidade**. São Paulo: Atlas, 2004. p. 15-69.

DIAS, A. T. Relações entre tamanho, diversificação, gestão de recursos, participação de mercado e desempenho organizacional de companhias brasileiras de capital aberto. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

DIAS, A. T.; GONÇALVES, M. A. O papel mediador das estratégias corporativas nas relações entre ambiente e desempenho. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

FERNANDES, D. H.; SANTOS, C. P.. As consequências do empreendedorismo nas organizações. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

FORMIGONI, H.; ANTUNES, M. T. P.; PAULO, E.. Diferença entre o lucro contábil e o lucro tributável: uma análise sobre o gerenciamento de resultados contábeis e gerenciamento tributário nas companhias abertas brasileiras. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

FRIEDMAN, M. Ensayos sobre economía positiva. Madrid: Editorial Gredos, S.A., 1967.

FUJIWARA, Y. Zipf law in firms bankruptcy. **Physica A**, Amsterdam, v. 337, p. 219-230, 2004.

FUJIWARA, Y.; AOYAMA, H.; DI GUILMI, C.; SOUMA, W.; GALLEGATI, M. Gibrat and Pareto-Zipf revisited with European firms. **Physica A**, Amsterdam, v. 344, p. 112-116, 2004.

FÜLBIER, R. U.; SELLHORN, T. Methodological approaches to accounting research – Evidence from EAA annual congresses. In: EUROPEAN ACCOUNTING ASSOCIATION ANNUAL CONGRESS, 29, 2006. **Proceedings...** Dublin, 2006.

FUNCHAL, J. A.; TERRA, P. R. S. Remuneração dos executivos, desempenho econômico e governança corporativa: um estudo empírico em empresas latino-americanas. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

FUTEMA, M. S.; BASSO, L. F. C.; KAYO, E. K. A estrutura de capital, os dividendos e os juros sobre o capital próprio: evidências empíricas no caso brasileiro de 1995 a 2004. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

GAFFEO, E.; GALLEGATI, M.; PALESTRINI, A. On the size distribution of firms: additional evidence from the G7 countries. **Physica A**, Amsterdam, v. 324, p. 117-123, 2003.

GIL, A. C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

GLERIA, I.; MATSUSHITA, R.; DA SILVA, S.. Sistemas complexos, criticalidade e leis de potência. **Revista Brasileira de Ensino de Física**, São Carlos, v. 26, n. 2, p. 99-108, 2004.

GONÇALVES, R. C. M. G.; SILVA, A. C. Caracterização do uso do sistema de controle orçamentário em indústrias de bebidas – estudo de caso múltiplo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, XIII, 2006, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: Congresso Brasileiro de Custos, 2006. CD-ROM.

GRZEBIELUCKAS, C.; MARCON, R.; ALBERTON, A. A estratégia de diversificação e sua influência na performance: uma análise empírica em companhias abertas no Brasil. IN ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HART, P. E; OULTON, N. Zipf and the size distribution of firms. **Applied Economics Letters**, London, v. 4, n. 4, p. 205-206, 1997.

HART, P. E; PRAIS, S. J. The analysis of business concentration: a statistical approach. **Journal of the Royal Statistical Society. A**, London, n. 119, p. 150-190, 1956.

HENDRIKSEN, E. S.; VAN BREDA, M. F. **Teoria da contabilidade**. São Paulo: Atlas, 1999.

HERNÁNDEZ-PÉREZ, R.; ÂNGULO-BROWN, F.; TUN, Dionísio. Company size distribution for developing countries. **Physica A**, Amsterdam, v. 359, p. 607-618, 2006.

HONÓRIO, L. A internacionalização de empresas brasileiras de manufaturados sob o foco da perspectiva motivacional. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

HONÓRIO, L.C.; RODRIGUES, S. B. A internacionalização sob o foco de múltiplas perspectivas: um *survey* com empresas brasileiras de manufaturados. In ENCONTRO

ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Industrial Anual. 2007. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/pia/empresas/defaultempresa2005.shtm> >. Acesso em: jul. 2007.

IQUIAPAZA, R. A.; GRUBERGER, D. J.; SANTOS, I. T. A endogeneidade da estrutura de propriedade, governança corporativa e criação de valor na Bovespa no período de 2002-2005. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

IQUIAPAZA, R. A.; LAMOUNIER, W. M.; AMARAL, H. F.. Assimetria de informações e pagamento de proventos em dinheiro na Bovespa. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO-ENANPAD, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

ISHIKAWA, A. Pareto index induced from the scale of companies. **Physica A**, Amsterdam, v. 363, p. 367-376, 2006.

ISHIKAWA, A. Pareto law and Pareto index in the income distribution of Japanese companies. **Physica A**, Amsterdam, v. 349, p. 597-608, 2005.

KAIZOJI, T.; IYETOMI, H.; IKEDA, Y. Re-examination of the size distribution of firms. **Evolutionary and Institutional Economics Review**, Kyoto, v. 2, p. 183-198, 2006.

KERLINGER, F. N. **Metodologia da pesquisa em ciências sociais**: um tratamento conceitual. São Paulo, EPU, 1980.

KEYNES, J. N. **The scope and method of political economy**. Kitchener: Batoche Books, 1999. Disponível em: <http://members.tripod.com/rodhay/batochebooks.html>. Acesso em: 13 jan. 2007.

KIMBERLY, J. R. Organizational size and the structuralist perspective – a review, critique and proposal. **Administrative Science Quarterly**, Ithaca, v. 21, n. 4, p. 571. 1976.

KOSHIO, S. Valor de mercado do caixa de empresas não financeiras: um estudo empírico no Brasil no período de 2000 a 2005. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

LANZANA, A. P.; SILVEIRA, A. M.; FAMÁ, R.. Existe relação entre *disclosure* e governança corporativa no Brasil? In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

LOPES, A. B. **A relevância da informação contábil para o Mercado de capitais: o modelo de Ohlson aplicado à Bovespa.** 2001. 308 f. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

MARIOTTO, J.; FERNANDES, F. C. Descrição do sistema de custos utilizado nas indústrias de médio e grande porte do setor metal-mecânico do Alto Vale do Itajaí/SC – Brasil. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

MARTINS, E. Normativismo e / ou Positivismo em contabilidade: qual o futuro? Editorial **Revista de Contabilidade & Finanças**, São Paulo, v. 16, n. 39, p. 3, 2005.

MARTINS, G. A. Sobre confiabilidade e validade. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v. 8, n. 20, p. 1-12, jan./abr. 2006.

MARTINS, G. A; PELISSARO, J. Sobre conceitos, definições e constructos nas ciências contábeis. **BASE – Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, São Leopoldo, v. 2, n. 2, p. 78-84, maio/ago. 2005.

MENDES, K. M.; BECKER, J. L. Modelagem de equações estruturais aplicada à reação a *splits*: integrando as hipóteses de sinalização, liquidez e nível ótimo de preços. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

MENDES-DA-SILVA, W. Disseminação voluntária de informações financeiras e práticas de Governança Corporativa em *websites* corporativos: um estudo empírico com empresas listadas na Bovespa. In: In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS

PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

MENDES-DA-SILVA, W.; Disseminação voluntária de informações financeiras e práticas de Governança Corporativa em *websites* corporativos: um estudo empírico com empresas listadas na Bovespa. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2007. CD-ROM.

MENDES-DA-SILVA, W.; FAMÁ, R.; MARTELANC, R. Governança corporativa e decisões de estrutura de capital em empresas brasileiras listadas. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

MENDONÇA NETO, O. R.; RICCIO, E. L.; SAKATA, M. C. G. Paradigmas de Pesquisa em contabilidade no Brasil: ENANPAD: 1981 – 2005. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO–ENANPAD, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

MERCHANT, Kenneth A. The design of the corporate budgeting system: influences on managerial behavior and performance. **The Accounting Review**. Sarasota, v. 56, n. 4, p. 813-829, Oct. 1981.

MIZUNO, T., KATORI, M.; TAKAYASU, H; TAKAYASU M. Empirical science of financial fluctuations – the advent of econophysics. Springer Verlag, Tokyo, 2002, p. 321-330.

MIZUNO, T.; KURIHARA, S.; TAKAYASU, M.; TAKAYASU H.. Investment strategy based on a company growth model. In: NIKKEI ECONOPHYSICS RESEARCH, WORKSHOP AND SYMPOSIUM, 2., Tokyo, 2003. **Proceedings...** Tokyo: Springer, 2003. p. 256-261.

MOTA, D. C.; EID JÚNIOR, W. Dividendos, juros sobre capital próprio e recompra de ações: um estudo empírico sobre a política de distribuição no Brasil. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

MOTTA, L. F. J.; FORTUNATO, G.; RUSSO, G. Custo de capital próprio em mercados emergentes: resultados de uma investigação empírica no Brasil com o *downside risk*. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

NAKAMURA, W. T.; GOMES, E. A.; ANTUNES, M. T. P.; MARÇAL, É. F. Estudo sobre os níveis de *disclosure* adotados pelas empresas brasileiras e seu impacto no custo de capital. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD., 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

NAKAMURA, W. T.; MARTIN, D. M. L.; FORTE, D.; CARVALHO FILHO, A. F.; COSTA, A. C. F.; AMARAL, A. C. Determinantes de estrutura de capital no mercado brasileiro – análise de regressão com painel de dados no período de 1999-2003. **Revista Contabilidade & Finanças USP**, São Paulo, n. 44, p. 72-85, maio/ago. 2007.

NARDI, P. C. C.; SILVA, R. L. M.; NAKAO, S. H. Impacto da dispersão de propriedade e controle no valor de mercado e no desempenho das empresas brasileiras. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

NEWMAN, M. E. J. Power laws, Pareto distributions and Zipf's Law. **Contemporary Physics**, London, v. 46, n. 5, p. 323-351, Sep./Oct., 2005.

OKUYAMA, K.; TAKAYASU, M.; TAKAYASU, H. Zipf's law in income distribution of companies. **Physica A**, Amsterdam, v. 269, p. 125-131, 1999.

OLIVEIRA, M. V. S. S. Avaliação do nível de serviço logístico e influências da forma de distribuição, do tipo de produto, da origem do capital e do tamanho da empresa. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

PACAGNELLA JÚNIOR; A. C.; BONACIM; A. C. G.; SILVA; S.L.; SALGADO JÚNIOR; A. P.; PORTO; G.S. Influências no desempenho inovador das indústrias paulistas: uma análise no setor de bens de capital. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

PEREIRA, C. C.; LUSTOSA, P. R. B. Impacto das notícias pré-divulgadas no lucro: uma análise no setor de siderurgia e metalurgia brasileiro. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7, 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2007. CD-ROM.

PINHO, R. **Uma abordagem econofísica ao estudo do tamanho das empresas portuguesas**. 2006. 68 f. Tese (Doutorado em Física) - Faculdade de Ciências, Universidade do Porto, Porto, 2006.

PONTUAL, L. O.; MENDES-DA-SILVA, W. Uma análise empírica da gestão de suprimentos em indústrias brasileiras: verificando impactos do *trade off single – multiple sourcing* sobre o desempenho da firma. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

RAMSDEN, J.J; KISS-HAYPÁL. Company size distribution in different countries. **Physica A**, Amsterdam, v. 277, p. 220-227, 2000.

RAUPP, F. M.; BEUREN, I. M. Metodologia da pesquisa aplicável às ciências sociais. In: _____. **Como elaborar trabalhos de monografia em contabilidade: teoria e prática**. São Paulo: Atlas, 2006. cap. 3, p. 76-97.

REIS, L. G.. Um estudo sobre a utilização dos indicadores de desempenho em jogos de empresas e suas relações com os indicadores referenciados pelo mercado. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

RIBEIRO, E P. Distribuição e dinâmica do tamanho de empresas industriais. In: ESCOLA DE SÉRIES TEMPORAIS E ECONOMETRIA – ESTE, 11., 2005, Vila Velha. **Programa e Resumo...** Vila Velha: ABE/UFES, 2005, p. 1-28.

RICHARDSON, R. J. **Métodos quantitativos e qualitativos**. In: _____. Pesquisa social: métodos e técnicas. São Paulo: Atlas, 1999. cap. 6, p. 70-89.

ROCHA, F. D. Determinantes da estrutura de financiamento de empresas brasileiras do setor elétrico: análise para os anos de 2000 a 2004. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

RODRIGUES, A; PAULO, E. Introdução à análise multivariada. In: CORRAR, LUIZ J.; PAULO, EDILSON; DIAS FILHO, JOSÉ MARIA (Coords.). **Análise multivariada**: para os cursos de administração, ciências contábeis e economia. São Paulo: Atlas, 2007, p. 12-48.

SALOTTI, B M; YAMAMOTO, M. M. Divulgação voluntária da demonstração dos fluxos de caixa no mercado de capitais brasileiro. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD., 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

SANTOS, A. R; KÜHL, M. R.; CHEROBIN, A. P. M. S.. Estrutura de capital nas 100 maiores empresas da região sul do Brasil. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7, 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2007. CD-ROM.

SANTOS, J. O; FAMÁ, R.; MUSSA, A. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2007. CD-ROM.

SILVA NETTO, A.; SILVEIRA, M. A. P. Gestão da segurança da informação: fatores que influenciam sua adoção em pequenas e médias empresas. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

SILVA, A C; GONÇALVES, R. C. M. G.. Caracterização do uso de sistemas de controle orçamentário: um estudo multi-caso. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 6., 2006, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2006. CD-ROM.

SIMON, Herbert A.; BONINI, Charles P. The size distribution of business firms. **The American Economic Review**, Boston, v. 48, n. 4, p. 607-617, Sep. 1958.

STANLEY, M. H. R.; AMARAL, L. A. N.; BULDYREV, S. V.; HAVLIN, S.; LESCHHORN, H.; MAASS, P.; SALLINGER, M. A.; STANLEY, H. E. Scaling behaviour in the growth of companies. **Nature**, Boston, v. 379, p. 807-806, 1996.

STANLEY, M. H. R.; BULDYREV, S. V.; HAVLIN, S.; MANTEGNA, R. N.; SALLINGER, M. A.; STANLEY, H. E. Zipf plots and the size distribution of firms. **Economics Letters**, Boston, v. 49, p. 453-457, 1995.

STEPPAN, A. I. B. OLIVEIRA, R. M. A.; ARAÚJO, A. O. Investigação do uso da medição de desempenho na indústria da construção civil: uma abordagem estatística nas empresas de Natal. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 30, 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006. CD-ROM.

THEÓPHILO, Carlos Renato. Algumas reflexões sobre pesquisas empíricas em Contabilidade. **Caderno de Estudos**, São Paulo, v. 10, n. 19, p. 9-15, set./dez. 1998.

_____. **Pesquisa em contabilidade no Brasil:** uma análise crítico-epistemológica. 2004, 212 f. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

WATTS, Ross L.; ZIMMERMAN, Jerold L. Towards a positive theory of the determination of accounting standards. **The Accounting Review**, Chicago, v. 53, n. 1, p. 112-134. Jan. 1978.

YOSHINAGA; C. E; LUCCHESI, E. P. Teoria dos contratos e estrutura de capital: uma abordagem empírica. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

ZANI, J.; PROCIANOY, J. L.. Restrição financeira e a dependência de colateral para o endividamento das firmas. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

ZWICKER, R.; PEDROSO, M. C.; SOUZA, C. A. Um estudo exploratório sobre a adoção de RFID no Brasil. In ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 31, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007. CD-ROM.

APÊNDICES

APÊNDICE A- Classificação das medidas operacionais de acordo com limites inferiores e superiores

BASE DE DADOS A:

Anos	Número de ocorrências	Ativo Inferior (em milhares de US\$)	Ativo Superior (em milhares de US\$)
1997	1000	9.717	42.982.867
1998	1000	10.805	42.891.970
1999	1000	15.745	52.715.863
2000	1000	12.223	55.513.686
2001	1000	1.793	55.639.220
2002	1000	9.885	63.621.154
2003	1000	12.964	67.623.973
2004	1000	16.198	70.151.032
2005	1000	5.479	75.072.054
2006	1000	3.552	85.051.585

Quadro 6: Relação dos limites inferior e superior da variável Ativo Total.
Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fipecafi (1997-2006).

Anos	Número de ocorrências	PL Inferior (em milhares de US\$)	PL Superior (em milhares de US\$)
1997	915	-879.378	26.131.166
1998	905	-987.907	24.151.617
1999	920	-1.018.328	19.547.707
2000	932	-1.130.033	22.036.838
2001	952	-1.164.392	23.439.535
2002	943	-2.682.578	24.603.181
2003	945	-3.503.345	37.484.179
2004	944	-3.158.143	34.345.546
2005	953	-3.845.990	39.386.317
2006	984	-675.760	47.212.511

Quadro 7: Relação dos limites inferior e superior da variável Patrimônio Líquido.
Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fipecafi (1997-2006).

Anos	Número de ocorrências	NE Inferior (em quantidade)	NE Superior (em quantidade)
1997	782	2	77.577
1998	794	1	81.623
1999	776	1	82.253
2000	845	1	82.426
2001	815	8	90.443
2002	818	5	98.015
2003	819	2	103.067
2004	831	1	107.836
2005	833	1	105.334
2006	803	1	107.496

Quadro 8: Relação dos limites inferior e superior da variável Número de Empregados.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fipecafi (1997-2006).

BASE DE DADOS B

Anos	Número de ocorrências	Ativo Total Inferior (em milhares de reais)	Ativo Total Superior (em milhares de reais)
1997	218	8,902	180.172.766,622
1998	266	16,718	160.939.364,214
1999	273	10,890	142.264.889,916
2000	276	0,085	144.173.197,150
2001	281	0,079	153.968.897,566
2002	287	0,070	158.564.486,528
2003	290	3,582	162.661.578,615
2004	297	0,337	163.156.549,162
2005	315	1,050	192.680.012,174
2006	322	1,018	218.277.023,077

Quadro 9: Relação dos limites inferior e superior da variável Ativo Total.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Economática® (1997-2006).

BASE DE DADOS C

Anos	Número de Empresas Industriais	Pessoal Ocupado
1996	108.118	5.143.775
1997	106.749	5.003.489
1998	113.099	4.885.618
1999	117.811	5.003.756
2000	124.780	5.315.408
2001	130.912	5.453.461
2002	135.003	5.680.111
2003	138.961	5.931.187
2004	144.120	6.386.189

Quadro 10: Relação do número de empregados na indústria brasileira. (1996-2004).

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da PIA – IBGE.

APÊNDICE B – Histogramas, intervalos de confiança para o expoente μ e respectivos R^2 das medidas operacionais de acordo com a regressão linear

Tabela 8: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável AT – Fipecafi.

Anos	Inferior 95,0%		Superior 95,0%
1997	0,641082466	$< \mu <$	1,044007419
1998	0,624872883	$< \mu <$	0,991425534
1999	0,626395121	$< \mu <$	1,17311423
2000	0,640891904	$< \mu <$	1,171278505
2001	0,414019654	$< \mu <$	0,934180965
2002	0,63919465	$< \mu <$	1,158919216
2003	0,7483446	$< \mu <$	1,103747015
2004	0,743706798	$< \mu <$	1,062021478
2005	0,612260737	$< \mu <$	1,018248617
2006	0,598582995	$< \mu <$	0,945441079

Figura 29: Distribuição cumulativa da $P(PL_{\leq})$. Base de Dados A em escala log–log. (US\$ mil).

Tabela 9: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(PL_{\leq})$. Base de Dados A (em US\$ mil).

Anos	μ	R^2
1997	0,325438064	0,719784991
1998	0,273138123	0,675489496
1999	0,271131806	0,679582845
2000	0,275414604	0,683695241
2001	0,290448496	0,685234753
2002	0,386419812	0,698991661
2003	0,38833978	0,702537371
2004	0,37120741	0,710917646
2005	0,373365426	0,713734432
2006	0,362103705	0,723818667
Média	0,331700723	0,69937871

Tabela 10: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável PL – Fipecafi.

Anos	Inferior 95,0%		Superior 95,0%
1997	0,143959318	$< \mu <$	0,50691681
1998	0,10393806	$< \mu <$	0,442338186
1999	0,104740641	$< \mu <$	0,437522972
2000	0,107989079	$< \mu <$	0,442840129
2001	0,114511996	$< \mu <$	0,466384997
2002	0,159785443	$< \mu <$	0,61305418
2003	0,162496855	$< \mu <$	0,614182705
2004	0,159648705	$< \mu <$	0,582766115
2005	0,162034308	$< \mu <$	0,584696544
2006	0,162196541	$< \mu <$	0,562010869

Figura 30: Distribuição cumulativa da $P(NE_{>})$. Base de Dados A em escala $\log-\log$.Tabela 11: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(NE_{>})$. Base de Dados A.

Anos	μ	R^2
1997	1,6517	0,686261484
1998	0,518546156	0,68593356
1999	0,517389924	0,685540263
2000	0,507130842	0,700857721
2001	0,754598404	0,795070889
2002	0,697727767	0,7710656
2003	0,604508845	0,725580565
2004	0,475170951	0,735296658
2005	0,451564905	0,726845403
2006	0,443786323	0,735558593
Média	0,662212412	0,724801074

Tabela 12: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável NE. Base de Dados A.

Anos	Inferior 95,0%		Superior 95,0%
1997	0,231536424	$< \mu <$	0,938724501
1998	0,204950326	$< \mu <$	0,832141986
1999	0,204207684	$< \mu <$	0,830572164
2000	0,211018089	$< \mu <$	0,803243594
2001	0,412203018	$< \mu <$	1,09699379
2002	0,357939022	$< \mu <$	1,037516512
2003	0,272247062	$< \mu <$	0,936770628
2004	0,220363914	$< \mu <$	0,729977988
2005	0,204155312	$< \mu <$	0,698974497
2006	0,205969197	$< \mu <$	0,681603448

Tabela 13: Expoentes de Pareto-Zipf para $P(AT_{>})$. Base de Dados B.

Anos	μ	R^2
1997	0,894898423	0,980089447
1998	1,026081932	0,985268454
1999	1,038612201	0,993157252
2000	0,99286617	0,987784018
2001	0,974981173	0,986561984
2002	0,973644721	0,975356536
2003	0,97376717	0,975156639
2004	0,950441682	0,980756724
2005	0,969727267	0,973952267
2006	1,00032927	0,983334301
Média	0,979535001	0,982141762

Tabela 14: Intervalos inferiores e superiores do μ para a variável AT. Base de Dados B.

Anos	Inferior 95,0%		Superior 95,0%
1997	0,790906974	$< \mu <$	0,998889872
1998	0,851906054	$< \mu <$	1,20025781
1999	0,939504792	$< \mu <$	1,13771961
2000	0,882568433	$< \mu <$	1,103163906
2001	0,844169035	$< \mu <$	1,105793312
2002	0,819043689	$< \mu <$	1,128245754
2003	0,758001567	$< \mu <$	1,189532772
2004	0,79739259	$< \mu <$	1,103490775
2005	0,827991697	$< \mu <$	1,111462838
2006	0,850619348	$< \mu <$	1,150039192

APÊNDICE C – Regressões para a proxy de tamanho de empresa de acordo com diferentes formulações estatísticas

RESUMO DOS RESULTADOS

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,025518451
R-Quadrado	0,000651191
R-quadrado ajustado	-0,003050101
Erro padrão	6,578655588
Observações	272

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	7,61429296	7,61429296	0,17593623	0,675222628
Resíduo	270	11685,25152	43,27870935		
Total	271	11692,86582			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>
Interseção	0,958172827	0,414119359	2,313760044	0,021432073	0,142859714	1,773485939
REC	-1,22768E-08	2,92691E-08	-0,419447529	0,675222628	-6,99015E-08	4,53478E-08

Quadro 11: Resumo de resultados para REC (Receita Bruta).

Fonte: Baseado no software Excel Microsoft.

RESUMO DOS RESULTADOS

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,12702648
R-Quadrado	0,016135727
R-quadrado ajustado	0,012491785
Erro padrão	6,527489714
Observações	272

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	188,6728873	188,6728873	4,42809677	0,036276428
Resíduo	270	11504,19293	42,60812197		
Total	271	11692,86582			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>
Interseção	2,103840249	0,691162661	3,043914793	0,002565646	0,743087683	3,464592816
$P(REC_{>}) * REC$	-2,88286E-06	1,36998E-06	-2,104304344	0,036276428	-5,58006E-06	-1,85655E-07

Quadro 12: Resumo de resultados para formulação estatística $P(REC_{>}) * REC$.

Fonte: Baseado no software Excel Microsoft.

RESUMO DOS RESULTADOS

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,313088619
R-Quadrado	0,098024483
R-quadrado ajustado	0,094683833
Erro padrão	6,249941834
Observações	272

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	1146,187129	1146,187129	29,34293666	1,34232E-07
Resíduo	270	10546,67869	39,06177292		
Total	271	11692,86582			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>
Interseção	12,95966618	2,256228996	5,743949839	2,48809E-08	8,51763022	17,40170214
Ln(REC)	-0,902662418	0,166637819	-5,416912097	1,34232E-07	-1,230736911	-0,574587924

Quadro 13: Resumo de resultados para $Ln(REC)$.

Fonte: Baseado no software Excel Microsoft.

RESUMO DOS RESULTADOS

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,396790121
R-Quadrado	0,1574424
R-quadrado ajustado	0,154321816
Erro padrão	6,040576671
Observações	272

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	1840,952857	1840,952857	50,45286873	1,08412E-11
Resíduo	270	9851,912961	36,48856652		
Total	271	11692,86582			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>
Interseção	21,33527511	2,898599268	7,360546643	2,21364E-12	15,62854844	27,04200178
Ln(REC * P(REC _{>}))	-1,653184919	0,232744004	-7,103018283	1,08412E-11	-2,111408459	-1,194961379

Quadro 14: Resumo dos resultados para $Ln(REC * P(REC_{>}))$.

Fonte: Baseado no software Excel Microsoft.