

## 6

### Apresentação e análise dos resultados

Este capítulo apresenta os resultados para a investigação do comportamento das emissões de ações entre janeiro de 1995 e dezembro de 2002. Foram desenvolvidos três métodos estatísticos para responder às questões de pesquisa: estatísticas descritivas, modelo discriminante e regressão logística. O que se procurou, ao optar pelos três foi conferir robustez às conclusões. Os testes foram realizados sobre um conjunto de variáveis apresentadas anteriormente: valor emitido; tipo de empresa; lucro líquido; patrimônio líquido; dívida de longo prazo; lucratividade; endividamento de longo prazo; liquidez medida em volume, número de negócios e na razão entre eles; concentração de propriedade medida pelo percentual de controle dos três maiores acionistas. Além dessas há as variáveis oriundas da transformação de algumas, conforme já relatado. Para tanto, o capítulo se subdivide em três seções.

A primeira apresenta as estatísticas descritivas das variáveis transformadas e os resultados da análise discriminante.

A segunda seção apresenta os resultados da regressão logística.

A terceira seção responde à questão de pesquisa e apresenta as evidências que solucionam as hipóteses levantadas. É feita ainda a análise conjunta dos resultados das duas seções anteriores e as evidências de coerência entre eles.

#### 6.1

##### Análise discriminante

Esta seção se subdivide em quatro subseções. Passo a passo serão apresentados os resultados da construção do modelo e os motivos que levaram a cada tomada de decisão no processo. Optou-se por esta apresentação no capítulo de resultados para que fique mais clara a lógica utilizada na construção do modelo, que dependeu de resultados parciais.

A primeira subseção trata das estatísticas descritivas. A seguinte apresenta os resultados dos testes diferenças de médias entre grupos e variáveis, correlações e igualdade matrizes de dispersão, identificando quais são as variáveis mais interessantes para o modelo. Na subseção três é apresentado o modelo discriminante, os testes de adequação, a função discriminante padronizada, a matriz estrutural e a função discriminante classificadora.. Na quarta subseção é apresentada a tabela de classificação, descrevendo a proporção de acertos de cada categoria. Será feita a validação do modelo e testada a sua estabilidade.

### **6.1.1**

#### **Estatísticas descritivas**

No capítulo anterior foram apresentadas as estatísticas descritivas com as variáveis originais e as transformações levadas a cabo no sentido de atender às premissas da análise discriminante.

O modelo discriminante desenvolvido utilizou as variáveis originais e as modificadas conforme apresentadas nas estatísticas descritivas da Tabela 14, a seguir.

Tabela 14 – Estatísticas descritivas das variáveis transformadas

Tipo de Emissão	Variáveis (inclusive as transformadas)	Média	Mediana	Desvio Padrão	Nº de observações válidas
Pública = 0					
Privada = 1					
0					
	Valor emit R\$ (log10)	7,64	7,11	0,76	101
	Lucrativ.LL/PL	-0,11	0,018	1,05	101
	Endivid ELP/PL	0,58	0,26	1,27	101
	perc3Maciord	83,26	89,00	19,14	101
	Liquid vol / no negociado (ln)	7,32	9,25	4,61	101
	tipoemp1	0,72	1,00	0,45	101
	tipoemp0	0,03	0,00	0,17	101
	Lucro Líq Us\$1000 (log10)	1,28	3,32	3,64	101
	Patr. Líq Us\$1000 (log10)	4,70	5,12	1,42	101
1					
	Valor emit R\$ (log10)	7,12	7,24	1,01	528
	Lucrativ.LL/PL	-0,50	-0,000042	2,28	528
	Endivid ELP/PL	1,25	0,25	4,33	528
	perc3Maciord	86,58	95,78	16,68	528
	Liquid vol / no negociado (ln)	5,92	7,35	4,80	528
	tipoemp1	0,58	1,00	0,49	528
	tipoemp0	0,13	0,00	0,34	528
	Lucro Líq Us\$1000 (log10)	0,01	0,00	3,93	528
	Patr. Líq Us\$1000 (log10)	4,68	4,91	1,37	528
Total					
	Valor emit R\$ (log10)	7,38	7,47	0,93	629
	Lucrativ.LL/PL	-0,31	0,0046	1,78	629
	Endivid ELP/PL	0,92	0,25	3,20	629
	perc3Maciord	84,92	92,61	18,02	629
	Liquid vol / no negociado (ln)	6,62	8,83	4,76	629
	tipoemp1	0,65	1,00	0,48	629
	tipoemp0	0,08	0,00	0,27	629
	Lucro Líq Us\$1000 (log10)	0,65	2,35	3,84	629
	Patr. Líq. Líq Us\$1000 (log10)	4,69	5,02	1,40	629

Pode-se notar que o problema de escala não está mais presente. As variáveis transformadas foram normalizadas, dentro do possível, atendendo às premissas do modelo discriminante<sup>49</sup>. Importante notar o comportamento mais uniforme dos desvios-padrão das variáveis transformadas, exceto a lucratividade.

A Tabela 15 apresenta o comportamento das médias e dos desvios-padrão das variáveis utilizadas entre os grupos.

Tabela 15 – Comportamento das médias e dos desvios-padrão entre os grupos de emissões públicas e privadas (0 e 1)

Variável	Relação Percentual	Relação percentual
<b>Transformada*</b>	na média entre grupos de emissões públicas e privadas	no desvio – padrão entre grupos
	<b>(valor var. privada/valor var. pública-1)*100</b>	
Valor emit R\$ (log10)	<b>-6,86</b>	32,16
Lucrativ.LL/PL	<b>343,03</b>	117,61
Endivid ELP/PL	<b>114,50</b>	239,87
perc3Maciord	<b>3,99</b>	-12,86
Liquid vol / no negociado (ln)	<b>-19,08</b>	4,13
tipoemp1	<b>-19,55</b>	10,21
tipoemp0	<b>333,59</b>	97,31
Lucro Líq Us\$1000 (log10)	<b>-99,43</b>	8,16
Patrim. Líq. U\$ 1000 (log 10)	<b>-0,38</b>	-3,73
Lucro Líq Us\$1000 (log10)	<b>-99,43</b>	8,16

<sup>49</sup> Foram feitos os *normal Q-Q plots*, evidenciando a “normalização” das variáveis que não estão sendo apresentados.

As seguintes variáveis apresentam diferenças mais expressivas no comportamento de suas médias entre os grupos de emissoras públicas e privadas:

**Lucrativ.LL/PL , TIPOEMP0, TIPOEMP1, Lucro Líq Us\$1000 (log10), Endivid ELP/PL, Liquid vol / no negociado (ln) e Valor emit R\$ (log10).**

Os resultados sugerem, a partir das estatísticas descritivas, que as empresas que emitiram publicamente ações são predominantemente empresas privadas, ligeiramente maiores pelo patrimônio líquido, mais lucrativas<sup>50</sup>, menos endividadas, apresentam maior liquidez em bolsa de valores, e um valor médio por emissão maior do que as que realizaram emissões privadas. A concentração de propriedade é cerca de três por cento menor para as empresas que emitem publicamente, enquanto que o lucro líquido medido em dólares é menor para as emissões privadas. Estas constatações preliminares serão objeto de análise mais apurada no modelo construído.

A mediana do endividamento das empresas que realizaram emissões públicas, 26 por cento (média de 58%) é inferior à encontrado por Furtado (1997), de 53 por cento e à de Charchat (2000), 60 por cento. Além disso, é menor, também, do que a mediana das 500 maiores empresas do Brasil entre 1986 e 1996 (41%). O resultado encontrado, porém, é maior que o de Leal (1993), 16 por cento de mediana (média 34%). A diferença pode se explicada, em parte pelo fato da amostra deste trabalho abranger aberturas de capital e emissões veteranas. Nas empresas que realizaram emissões privadas o endividamento foi ainda maior, 125 por cento, em média (mediana de 25%). O elevado endividamento pode ter influenciado a decisão por emissões particulares, já que não seria um indicador bem recebido pelo mercado.

Com relação à lucratividade, as medianas para as emissoras públicas foi de 1,8 por cento (média -11%) e, para as privadas, de praticamente zero (média -50%). A amostra de Charchat apontou mediana de lucratividade de -3,5 por cento e a das 500 maiores empresas do Brasil, de 5 por cento. Leal (1993) aponta como média do retorno sobre o patrimônio líquido de 7 por cento (mediana 6 %) para

---

<sup>50</sup> Na verdade, apresentam prejuízos menores, já que ambas as médias apresentam lucratividade negativa.

sua amostra das empresas que abriram o capital entre 1978 e 1992. Ness (2000), por sua vez aponta que a rentabilidade média das empresas não financeiras listadas em Bolsa entre 1994 e 2002 foi de 4,06 por cento. Os números apresentados sugerem que as empresas que realizaram emissões públicas e privadas no Brasil, no período estudado, tiveram uma performance abaixo do conjunto das empresas listadas. Esse desempenho foi compatível com o apontado por Charchat (2000) e pior do que os números de Leal (1993). Isso sugere que os anos após o Plano Real não foram bons para as empresas que emitiram ações no período. De fato, as empresas que realizaram emissões são, em sua maioria, empresas com prejuízos.

A concentração de propriedade apresentou resultados coerentes com os de Da Silva (2002) e Leal, Da Silva e Valadares (2000). As empresas de capital aberto no Brasil possuem elevada concentração de propriedade. No que diz respeito às empresas emissoras, a concentração é maior nas que realizaram emissões privadas. Isso está coerente com a expectativa de que empresas com elevada concentração de propriedade tenderiam a evitar os elevados custos das emissões públicas.

A seguir serão apresentados e analisados os testes univariados de diferenças entre os grupos e variáveis, identificando quais são as variáveis mais interessantes para o modelo.

### 6.1.2

#### **Testes de diferenças de médias entre grupos e variáveis, correlações e igualdade matrizes de dispersão**

Os testes de diferenças entre as médias foram realizados no SPSS utilizando o estatístico *Wilk's lambda* para avaliar a significância estatística do poder classificatório da função discriminante a ser obtida. A Tabela 16 apresenta os resultados.

Tabela 16 – Teste de igualdade de médias de grupos

	Wilks' Lambda	F	df1	df2	Sig.
Valor emit R\$ (log10)	,920	54,222	1	626	,000
Lucrativ.LL/PL	,988	7,448	1	626	,007
Endivid ELP/PL	,989	6,885	1	626	,009
perc3Maciord	,992	5,373	1	626	,021
Liquid vol / no negociado (ln)	,978	13,834	1	626	,000
tipoemp1	,978	14,112	1	626	,000
tipoemp0	,966	21,826	1	626	,000
Lucro Líq Us\$1000 (log10)	,972	17,875	1	626	,000
Patrim. Líq Us\$1000 (log10)	,998	1,523	1	626	,218

Não se pode rejeitar a hipótese nula de que a variável **Patrim, Líq. Us\$1000 (Log 10)** não apresente diferenças significativas de médias entre os dois grupos de emissões<sup>51</sup>. As demais variáveis apresentam significância na diferença entre médias para as populações de emissões públicas e privadas. A seguir, a matriz de correlações, apresentada na Tabela 17.

Tabela 17 – Matriz de correlações entre as variáveis

Correlação	Valor emit R\$ (log10)	Lucrativ. LL/PL	Endivid ELP/PL	perc3Maciord	Liquid vol / no negociado (ln)	tipoemp1	tipoemp0	Lucron Líq Us\$1000 (log10)
Valor emit R\$ (log10)	<b>1,000</b>	,065	,067*	-,120*	,325*	-,019	,105*	,169*
Lucrativ.LL/PL	,065	<b>1,000</b>	-,676*	-,084*	,096**	-,030	,058	,278**
Endivid ELP/PL	,067*	-,676*	<b>1,000</b>	,090*	-,047	,323*	,078	,168**
perc3Maciord	-,120*	-,084*	,090*	<b>1,000</b>	-,177**	-,026	-,033	,166**
Liquid vol / no negociado (ln)	,325*	,096**	-,047	-,177**	<b>1,000</b>	,015	,208**	,327**
tipoemp1	-,019	-,030	,323*	-,026	,015	<b>1,000</b>	-,412**	-,078
tipoemp0	,105*	,058	,078	-,033	,208**	-,412**	<b>1,000</b>	,130**
Lucro Líq Us\$1000 (log10)	,169*	,278**	-,168**	-,166**	,327**	-,078	,130**	<b>1,000</b>

\* significância= 0,01

\*\* significância =0,05<sup>52</sup>

<sup>51</sup> Para o nível de significância de 5%.

<sup>52</sup> A significância das correlações é a probabilidade de erro ao rejeitar a hipótese nula, de diferenças entre médias, sendo ela correta.

A significância superior a 0,05 ocorreu em algumas correlações. Isso constitui uma limitação do modelo. A categorização de variáveis do modelo logístico solucionou isso, conforme a Tabela 13, apresentada anteriormente.

Excetuando-se endividamento e lucratividade e tipos de empresa 0 e 1, as correlações são, em geral, baixas. No coeficiente de correlação entre as empresas de três tipos (0,1 e 2), o que se espera é que sejam negativas, duas as duas as correlações. O valor absoluto menor do que 1 pode ser explicado pelo fato de serem três os tipos de empresas na amostra. O valor depende do número de observações de cada tipo.

Como o modelo discriminante elimina as variáveis com pouco poder de classificação e alta colinearidade, quaisquer variáveis dentro do grupo podem entrar na sua construção. Dessa forma, o conjunto de variáveis acima apresentado na Tabela 17 foi escolhido para a confecção do modelo.

Todas as variáveis foram, a seguir, introduzidas simultaneamente no modelo, o que será apresentado na próxima subseção.

Uma premissa do modelo discriminante é igualdade das matrizes de dispersão. Em que pese o fato de haver variáveis categóricas independentes (tipo de empresa), foi realizado o teste de *Box'M* para igualdade das matrizes de covariância das variáveis independentes para grupos de observações das variáveis dependentes. A significância obtida foi 0,000, o que equivale dizer que o teste *Box'M* não pode rejeitar a hipótese nula de que as matrizes de covariâncias sejam diferentes. Isso fere a premissa de igualdade das matrizes de covariância. Pode se dever ao alto valor da razão entre o número de observações e o número de variáveis. Para contornar isso utilizou-se matrizes de covariâncias separadas para a classificação.

Como forma de dar maior robustez aos resultados, o modelo de regressão logística foi desenvolvido para analisar a coerência dos resultados obtidos com a análise discriminante. Isso também se deveu ao resultado do teste *Box'M*, acima apresentado. Optou-se por não mais manipular ou transformar as variáveis de modo a ajustar o modelo à homocedasticidade, pois o excesso de interferência poderia ferir a integridade dos resultados e predições. Assumiu-se, portanto, para a construção do modelo discriminante, a utilização da matriz combinada de

covariâncias, já que elas se apresentaram desiguais entre os grupos de observações.

A próxima subseção apresenta o modelo discriminante, os testes de adequação, a função discriminante padronizada, a matriz estrutural e a função discriminante classificadora.

### 6.1.3

#### **Modelo discriminante: testes de adequação, função discriminante padronizada, matriz estrutural e função discriminante classificadora**

O modelo discriminante foi processado no SPSS, a partir das variáveis selecionadas e apresentadas na subseção anterior. Estas foram incluídas em bloco e no método *stepwise* (passo a passo).

Primeiramente, serão apresentados os resultados do modelo desenvolvido com a entrada de variáveis em bloco.

A Tabela 18 apresenta os autovalores (*eigenvalues*), que são a principal estatística de adequação do modelo. Medem a proporção da variância contida na matriz de correlação. É apresentado, também o teste Wilk's Lambda, multivariado também chamado de estatístico U. Seus valores se situam no intervalo entre zero e um. Valores próximos a zero indicam que grupos de médias são diferentes. O valor do Wilks' é  $1 - 0,164 = 0,836$ . Para significância menor do que 0,05, rejeita-se a hipótese nula de que as médias das funções discriminante sejam iguais, e, portanto, os grupos diferem estatisticamente.

Tabela 18 – Autovalores e Wilk's Lambda

Função	Autovalores	% da Variância	Acumulado %	Correlação Canônica
1	,196 <sup>a</sup>	100,0	100,0	<b>,405</b>
Teste da Função	Wilks' Lambda	Chi-quadrado	df	Sig.
1	,838	112,595	8	,000

Pelo resultado apresentado na Tabela 18, tem-se que  $.405^2 = 0,164$  é a proporção da variância total explicada pelo modelo. Uma transformação do tipo

*chi*-quadrado do *Wilks' lambda* é utilizada com os graus de liberdade para obter a significância. Se a significância for menor que 0.10, isso indicará que as médias entre grupos diferem. Como a significância apresentada na Tabela 18 foi de 0,00, as médias entre os grupos diferem. Dessa forma, existe relevância estatística no poder discriminatório da função discriminante.

A seguir são apresentados na Tabela 19 os coeficientes padronizados que indicam o real efeito de cada variável na classificação dos grupos.

Tabela 19 – Coeficientes padronizados para a função discriminante canônica

Variáveis	Função
	1
Valor emit R\$ (log10)	,723
Lucrativ.LL/PL	-,040
Endivid ELP/PL	-,326
perc3Maciord	-,031
Liquid vol / no negociado (ln)	,116
tipoemp1	,199
tipoemp0	-,540
Lucro Líq Us\$1000 (log10)	,293

A Tabela 20, a seguir, apresenta a hierarquia de importância entre as variáveis para a classificação dos grupos.

Tabela 20 – Matriz Estrutural – variáveis ordenadas pelo tamanho da correlação dentro da função

Variáveis	Função 1
Valor emit R\$ (log10)	,664
TIPOEMP0	-,421
Lucro Líq Us\$1000 (log10)	,381
TIPOEMP1	,339
Liquid vol / no negociado (ln)	,335
Lucrativ.LL/PL	,246
Endivid ELP/PL	-,237
perc3Maciord	-,209

As variáveis mais importantes para a discriminação dos grupos (emissões particulares ou ofertas públicas) são, pela ordem, o logaritmo decimal do valor médio emitido em reais, a o fato de ser empresa estatal, o logaritmo decimal do lucro líquido, o fato de ser empresa privada, a liquidez medida pela razão entre o volume negociado e o número de negócios, a lucratividade, o endividamento e o percentual de propriedade de ações ordinárias dos três maiores acionistas. Essa hierarquia poderá servir como base, em futuros trabalhos, para a construção de uma árvore de decisão da emissão privada de ações.

Para que se possa obter uma explicação dos fatores que levam uma empresa a emitir ações, privada ou publicamente é necessária a interpretação da equação discriminante. Para tanto, será apresentada na Tabela 21 a função discriminante.

Tabela 21 – Função Discriminante Canônica: coeficientes não padronizados

	<b>Função 1</b>
Valor emit R\$ (log10)	,809
Lucrativ.LL/PL	-,022
Endivid ELP/PL	-,102
perc3Maciord	-,002
Liquid vol / no negociado (ln)	,025
TIPOEMP1	,422
TIPOEMP0	-2,032
Lucro Líq Us\$1000 (log10)	,077
(Constante)	-6,067

A função acima é a utilizada para calcular o valor do *score*<sup>53</sup> da função discriminante. Ao se multiplicar os valores de cada variável para cada caso da amostra pelos respectivos coeficientes, encontra-se o *score*. O centróide cujo valor seja mais próximo ao do *score* encontrado determina a classificação. A seguir, os valores da função para cada centróide, apresentados na Tabela 22.

---

<sup>53</sup> *Score* da função: valor assumido pela função discriminante para cada caso observado na amostra.

Tabela 22 – Valores da função nos centróides de cada grupo

		Função
Emissão	priv=1	1
pub=0		
	Pública: 0	,442
	Privada: 1	-,442

Os resultados são de fácil interpretação, uma vez que os centróides são de valor igual e sinais opostos. Dessa forma, as contribuições positivas na equação favorecem a classificação em emissão pública, enquanto que as negativas favorecem a classificação como emissão privada.

Assim temos a função discriminante na forma a seguir, já com os coeficientes e a constante.

Função Discriminante:

$$Z_{jk} = -6,067 + 0,809\text{ValoremitR}\$ \text{Log } 10 - 0,022\text{LucrativLL} / \text{PLiq} - \\ - 0,102\text{ELP} / \text{PL} - 0,002\text{perc3maiord} + 0,025\text{Liquid .vol neg} / \text{no .negLn} + \\ + 0,422\text{tipoemp } 1 - 2,032\text{Tipoemp } 0 + 0,077\text{LucroLiq } U \$ 1000 \text{Log } 10$$

A partir da equação acima, pode-se notar que as maiores contribuições para a empresa emitir publicamente (sinais positivos) são o maior logaritmo decimal do lucro líquido medido em dólares, o maior logaritmo decimal do valor médio emitido, a maior liquidez em bolsa de valores e o fato de ser empresa privada.

Para as emissões particulares (sinais negativos), as maiores contribuições estão relacionadas à maior concentração de propriedade, ao fato da empresa ser estatal, à maior lucratividade medida pela razão entre lucro líquido e patrimônio líquido no exercício anterior à emissão, e ao maior endividamento.

Os resultados estão coerentes com os observados nas estatísticas descritivas<sup>54</sup>, o que reforça a aderência do modelo.

A próxima subseção apresenta os gráficos da função discriminante, a tabela de classificação e a adequação geral do modelo.

<sup>54</sup> Exceto no que diz respeito à lucratividade. Como se pode observar nas descritivas, o desvio-padrão é elevado e isto pode ter influenciado o resultado.

### 6.1.4

#### Tabela de classificação e adequação do modelo discriminante

O meio mais adequado de verificar a aderência do modelo é a medição da quantidade de acertos na predição.

A Tabela 23, a seguir, apresenta os resultados de classificação do modelo. Os resultados, assim como todos os outros apresentados sai na forma de relatório do SPSS.

Tabela 23 – Resultados da Classificação<sup>55</sup>

			Grupo Previsto		Total
		Emissão priv=1 pub=0	0	1	
<b>Original</b>	<b>Contagem</b>	0	227	87	314
		1	122	192	314
	%	0	72,3	27,7	100,0
		1	38,8	61,2	100,0
<b>Validação cruzada</b>	<b>Contagem</b>	0	215	100	314
		1	125	189	314
	%	0	68,3	31,7	100,0
		1	39,8	60,2	100,0

Na Validação cruzada, cada caso é classificado pelas funções derivadas de todos os demais casos.

b 66,7% do grupo original classificado corretamente.

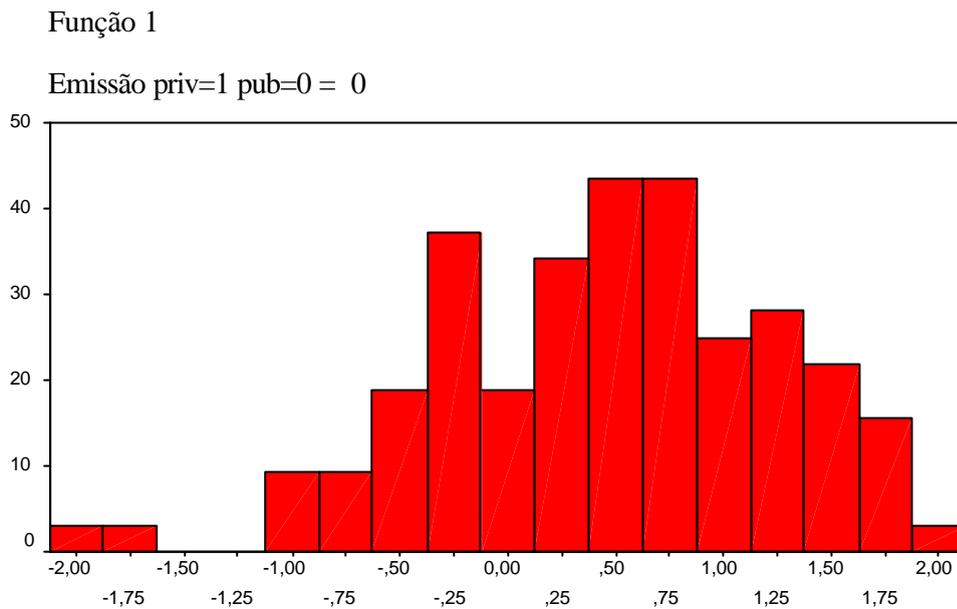
c 64,3% do grupo com validação cruzada classificado corretamente.

O resultado apresentado revela 66,7 por cento de acerto na classificação dos grupos originais. Quando foi feita a validação cruzada, através da divisão da amostra em duas partes aleatoriamente escolhidas, os acertos se situam na faixa de 64,3 por cento. Estes números sugerem a estabilidade do modelo. De fato, não houve perda significativa no percentual de acerto ao se utilizar amostras aleatórias, demonstrando a força do modelo.

<sup>55</sup> Foi utilizada a ponderação com 50% para emissões particulares e 50% para emissões públicas, de modo a se obter o melhor ajuste possível para o modelo. Sem a ponderação seriam 16,33% de emissões públicas e 83,67% de emissões privadas.

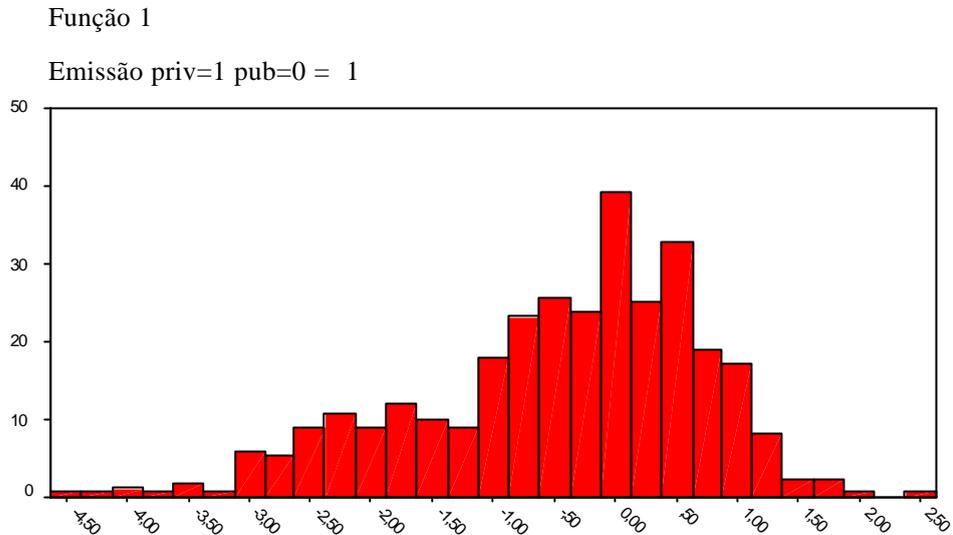
A seguir, na Figura 11 são apresentados os gráficos tipo histograma com as ocorrências para as emissões públicas e privadas.

Figura 11 – Valores da função discriminante para os casos em que a emissão foi pública(=0)



Pode-se notar que os valores positivos apresentam maior frequência. O centróide é 0,442. A Figura 12, a seguir, apresenta os histogramas de frequência dos valores da função discriminante para as emissões particulares.

Figura 12 – Valores da função discriminante para os casos em que a emissão foi particular (=1)



Nota-se que a frequência está mais concentrada nos valores negativos. De fato o centróide é  $-0,442$ , ao passo que para as emissões públicas é  $+0,442$ .

A estabilidade do modelo permite que se chegue a algumas conclusões sobre o fenômeno investigado. Entretanto, em busca de uma consistência ainda maior, em especial por ter premissas menos restritivas<sup>56</sup>, optou-se, neste trabalho, pela construção de modelo de regressão logística.

## 6.2

### Regressão Logística

A primeira subseção apresenta o modelo logístico, a partir das variáveis categorizadas anteriormente. Na segunda subseção é apresentada a tabela de classificação, descrevendo a proporção de acertos de cada categoria. Será feita a validação do modelo através de teste sobre sub amostras aleatórias e verificada a sua estabilidade.

<sup>56</sup> Apenas a linearidade das relações.

## 6.2.1

### Regressão Logística – seleção das variáveis categorizadas e estimação do modelo

No modelo logístico os coeficientes da função são calculados por interação e param ao atingir uma variação mínima. No presente modelo a convergência ocorreu após cinco iterações. A Tabela 24 apresenta o histórico de convergência dos coeficientes. Os coeficientes da função logística estão na linha 4 da tabela para cada variável

Tabela 24 – Histórico de Convergência de Coeficientes

Iteração	Verossimilhança -2 Log	Coeficientes					
		Constante	vlremit(1)	vlremit(2)	vlremit(3)	vlremit(4)	lucra(1)
Passo1	722,751	1,716	,738	,935	1,123	1,798	-,170
2	716,515	2,118	,936	1,169	1,405	2,270	-,211
3	716,419	2,167	,961	1,197	1,441	2,334	-,217
4	716,419	2,168	,962	1,197	1,442	2,335	-,217
		lucra(2)	lucra(3)	nendivid(1)	nendivid(2)	nendivid(3)	nendivid(4)
1	722,751	-,321	-,684	-,059	,031	,076	,504
2	716,515	-,505	-,909	-,059	,015	,117	,683
3	716,419	-,538	-,944	-,059	,012	,127	,710
4	716,419	-,538	-,945	-,059	,012	,127	,711
		perc3(1)	perc3(2)	volqtd(1)	volqtd(2)	volqtd(3)	volqtd(4)
1	722,751	,154	,082	,920	,036	-,705	-,447
2	716,515	,191	,086	1,251	,065	-,803	-,526
3	716,419	,194	,085	1,306	,069	-,811	-,533
4	716,419	,194	,085	1,307	,069	-,811	-,534
		tipoemp1(0)	tipoemp1(1)	nlucro_l(1)	nlucro_l(2)	nlucro_l(3)	nlucro_l(2)
1	722,751	1,023	-,637	-,115	-,764	-,042	,130
2	716,515	1,368	-,789	-,153	-,929	,062	,254
3	716,419	1,426	-,808	-,157	-,947	,082	,279
4	716,419	1,427	-,808	-,157	-,947	,083	,279

a: Método: Entrada de cada variável; b: Constante está incluída no modelo.

c : Verossimilhança (-2 Log ) inicial: 891,387; d: Estimação terminou na interação 4 pois os estimadores dos parâmetros mudaram menos do que 0,001.

As variáveis na equação logística e suas respectivas significâncias são apresentadas na Tabela 25, a seguir.

Tabela 25 – Variáveis na Equação

	Coeficiente B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança de 95,0% para EXP(B)	
							Abaixo	Acima
vlremit			38,842	4	,000			
vlremit(1)	-,962	,325	8,747	1	,003	,382	,202	,723
vlremit(2)	-1,197	,327	13,395	1	,000	,302	,159	,573
vlremit(3)	-1,442	,351	16,854	1	,000	,236	,119	,471
vlremit(4)	-2,335	,377	38,384	1	,000	,097	,046	,203
lucra			4,306	3	<b>,230</b>			
lucra(1)	-,217	,318	,466	1	<b>,495</b>	,805	,432	1,500
lucra(2)	-,538	,476	1,281	1	<b>,258</b>	,584	,230	1,483
lucra(3)	-,945	,489	3,730	1	,053	,389	,149	1,014
nendivid			4,325	4	<b>,364</b>			
nendivid(1)	-,059	,310	,036	1	<b>,849</b>	,942	,513	1,732
nendivid(2)	,012	,330	,001	1	<b>,972</b>	1,012	,530	1,933
nendivid(3)	,127	,342	,137	1	<b>,711</b>	1,135	,580	2,221
nendivid(4)	,711	,419	2,882	1	<b>,090</b>	2,035	,896	4,622
perc3			,580	2	<b>,748</b>			
perc3(1)	,194	,280	,481	1	<b>,488</b>	1,214	,702	2,099
perc3(2)	,085	,313	,074	1	<b>,786</b>	1,089	,589	2,012
volqtd			28,559	4	,000			
volqtd(1)	1,307	,389	11,293	1	,001	3,695	1,724	7,920
volqtd(2)	,069	,302	,052	1	<b>,819</b>	1,072	,593	1,938
volqtd(3)	-,811	,296	7,517	1	,006	,444	,249	,793
volqtd(4)	-,534	,307	3,027	1	<b>,082</b>	,587	,322	1,070
tipoemp0(1)	1,427	,475	9,034	1	,003	4,167	1,643	10,568
tipoemp1(1)	-,808	,242	11,123	1	,001	,446	,277	,717
nlucro_l			12,293	4	,015			
nlucro_l(1)	-,157	,368	,183	1	<b>,669</b>	,854	,415	1,758
nlucro_l(2)	-,947	,366	6,689	1	,010	,388	,189	,795
nlucro_l(3)	,083	,429	,037	1	<b>,847</b>	1,086	,469	2,518
nlucro_l(4)	,279	,501	,311	1	<b>,577</b>	1,322	,496	3,526
Constante	2,168	,522	17,258	1	,000	8,742		

Note-se que as variáveis categóricas ressaltadas em negrito não são significativas a 5%. Dessa forma, o endividamento, a concentração de propriedade e algumas faixas de lucratividade, volume emitido, liquidez medida pelo log. neperiano da razão entre volume negociado e nº de negócios, e lucro em dinheiro, não entrarão no modelo.

O modelo logístico resultante é apresentado a seguir através da equação 6.2.1.

$$E(y) = \frac{\exp(2,168 - 0,808\mathbf{TIPOEMP} + 1,427\mathbf{TIPOEMP} - 0,962\mathbf{VLREMIT} - 1,197\mathbf{VLREMIT} - 2 - 1,442\mathbf{VLREMIT} - 3 - 2,335\mathbf{VLREMIT} - 4 - ,945\mathbf{LUCRA} + 1,307\mathbf{VOLQTD} - 1 - ,811\mathbf{VOLQTD} - 3 - ,947\mathbf{nLucrol} (2))}{1 + \exp(2,168 - 0,808\mathbf{TIPOEMP} + 1,427\mathbf{TIPOEMP} - 0,962\mathbf{VLREMIT} - 1,197\mathbf{VLREMIT} - 2 - 1,442\mathbf{VLREMIT} - 3 - 2,335\mathbf{VLREMIT} - 4 - ,945\mathbf{LUCRA} + 1,307\mathbf{VOLQTD} - 1 - ,811\mathbf{VOLQTD} - 3 - ,947\mathbf{nLucrol} (2))} \quad (6.2.1)$$

A probabilidade da emissão ser particular ( $y=1$ )<sup>57</sup> é dada pela equação acima. Sendo assim, todos os sinais positivos revelam associações positivas com emissões particulares e os negativos associações positivas com emissões públicas ( $y=0$ ).

Dessa forma, empresas com maior lucratividade, que realizem emissões mais volumosas, que tenham tido um lucro líquido maior no exercício anterior, tenham maior liquidez em bolsa de valores<sup>58</sup> e sejam privadas (nem estatais nem *holdings*), têm maior probabilidade de realizar emissões públicas. Esse resultado está coerente com o de Ness e Pereira (1980), no que diz respeito ao porte (cuja *proxy*, aqui é o volume emitido).

Por outro lado, empresas que sejam estatais, que realizem emissões menores, que possuam menor lucratividade e lucro líquido no exercício anterior, menor liquidez em bolsa de valores, apresentam maior chance de realizarem emissões particulares.

<sup>57</sup> Para uma variável discreta  $y$ , o valor da função de densidade de probabilidade  $f(y)$  é  $P(Y=y)$  probabilidade da variável aleatória  $Y$  tomar o valor  $y$ . Sendo discreta a variável  $y$ , como no caso, assumindo somente os valores 0 e 1, a probabilidade da ocorrência de 1 é  $p$ , e a probabilidade de ocorrência de 0 é  $(1-p)$ . Hill et ali., 2003.

<sup>58</sup> O valor positivo 1,307 para a variável  $\text{volqtd}(1)$ , que se refere à razão entre o volume negociado e o nº de negócios realizados no ano da emissão, indica a categoria sem liquidez, ou seja, com nenhum negócio realizado. Isso está coerente com o sinal, pois indica a maior probabilidade de realização de emissão particular neste caso.

Esta subseção apresentou os resultados da construção do modelo logístico a partir das variáveis categorizadas. A próxima tratará da validação dos resultados através da verificação da adequação do modelo à amostra e às sub amostras de teste.

### 6.2.2

#### Tabelas de classificação e verificação da adequação do modelo logístico

Esta subseção apresenta a verificação da adequação do modelo logístico. Serão apresentados os testes estatísticos, para o modelo como um todo, a proporção da variância explicada, as matrizes de classificação para as diversas sub amostras utilizadas e o gráfico com os grupos observados e as probabilidades previstas.

A seguir, a Tabela 26 apresenta o teste para o modelo como um todo. Apresenta, ainda, a proporção estimada da variância explicada pelo modelo. Na logística não existe o R2 como na regressão linear mas existem aproximações como as descritas nesta tabela, a interpretação é semelhante. Este valor indica a proporção estimada de variância explicada pelo modelo.

Tabela 26 – Teste para os coeficientes do modelo

Passo 1	Chi-quadrado	Graus de liberdade	Sig.
Passo	155,560	23	,000
Bloco	155,560	23	,000
Modelo	155,560	23	,000
-2 Log verossimilhança		Cox & Snell R2	Nagelkerke R2
	716,419	,219	,292

O resultado aponta para a existência de diferença entre as características das empresas emissoras entre os grupos de emissões. Pode-se notar que cerca de trinta por cento da variância é explicada pelo modelo (Nagelkerke R2 é uma espécie de R2 do modelo logístico, segundo Hair et. ali.1998, p.319). Outro teste que será

apresentado a seguir verifica a aderência do modelo no que diz respeito à classificação da amostra.

A seguir, a Tabela 27 apresenta a matriz de classificação do modelo. Como a base está ponderada<sup>59</sup>, deve-se levar em consideração apenas a taxa de acerto pelas categorias. O total de acerto pode variar de acordo com o peso original das variáveis.

Tabela 27 – Matriz de Classificação – Resultado com ponderação

		Previsto		
		Emissão priv=1 pub=0		Porcentagem Correta
Observado		0	1	
Step 1	Tipo de emissão	0	227	87
	Púb=0; Priv=1	1	102	213
	Percentual total			
				<b>72,3</b>
				<b>67,6</b>
				<b>69,9</b>

a valor de corte=0,500

Note-se que o modelo acerta 72,3 por cento das previsões de emissões públicas e 67,6 por cento das previsões de emissões particulares. O acerto geral se situa em 69,9 por cento. Este resultado é melhor do que o da análise discriminante (66,7%). De fato, o modelo logístico é menos restritivo quanto a premissas de normalidade e homocedasticidade.

A Tabela 28 apresenta os resultados com dados sem ponderação dos dados da amostra (há muito mais emissões privadas do que públicas – a ponderação atribuiu pesos de 50% para cada tipo) com os acertos de previsão em cada categoria. Como as amostras são diferentes para cada categoria, os resultados sem ponderação tendem a acertar mais na categoria mais numerosa.

<sup>59</sup> Foram atribuídos pesos de modo a eliminar o efeito da assimetria das observações de emissões privadas e públicas. Atribuiu-se a chance *a priori* de 50% para cada tipo.

Tabela 28 – Resultado com dados sem Ponderação em negrito

		Grupo Previsto		Total
			<b>0</b>	<b>1</b>
Contagem	Emissão priv=1 pub=0	0	13	88
		1	9	519
	Total		22	607
% dentro Emissão priv=1 pub=0	Emissão priv=1 pub=0	0	<b>12,9%</b>	100,0%
		1		<b>98,3%</b>
	Acerto Total			<b>84,6%</b>

O acerto total é elevado para 84,6% quando são levadas em consideração as proporções originais da amostra, aumentando o acerto na categoria emissão particular (1) (98,3% ao invés de 68,4%) e reduzindo o acerto na categoria emissão pública (0) (12,9% ao invés de 72,3%). Isso se deve à assimetria entre os grupos, pois as emissões particulares representam 83,94% do total. Esse resultado reforça a importância da ponderação para a obtenção de modelos confiáveis e estáveis.

Finalmente, para se obter segurança quanto à estabilidade do modelo, foi realizado teste de validação cruzada, separando os dados da amostra em duas sub-amostras aleatórias de aproximadamente 50% dos casos. Os números estão apresentados na Tabela 29:

Tabela 29 – Teste para o modelo com validação cruzada, sem ponderação, com amostras aleatórias

				Grupo Previsto		Total
				0	1	
<b>Aprox.50 % dos casos (amostra)</b>						
<b>Amostra Aleatória 1</b>	Contagem	Emissão priv=1 pub=0	0	84	44	128
			1	30	124	154
		Total		114	168	282
	% dentro Emissão priv=1 pub=0	Emissão priv=1 pub=0	0	<b>65,6%</b>		100, 0%
			1		<b>80,5%</b>	100, 0%
		<b>Acerto Total</b>				<b>73,7%</b>
<b>Amostra Aleatória 2</b>	Contagem	Emissão priv=1 pub=0	0	118	37	155
			1	38	117	155
		Total		156	154	310
	% dentro Emissão priv=1 pub=0	Emissão priv=1 pub=0	0	<b>76,1%</b>		100, 0%
			1		<b>75,4%</b>	100, 0%
		<b>Acerto Total</b>				<b>75,8%</b>

Separando o conjunto dos dados em duas amostras aleatórias de aproximadamente 50% da amostra total, verificou-se que as taxas de acerto não se modificaram muito (73,7% e 75,8% para cada amostra aleatória, respectivamente). Além disso, os percentuais de acerto estão próximos para emissões particulares e públicas o que equivale dizer que o modelo é estável para qualquer bloco de dados da amostra.

As duas primeiras seções deste capítulo apresentaram os resultados para as estatísticas descritivas, para o modelo discriminante e para o modelo de regressão logística. A robustez dos modelos foi assegurada pela coerência dos resultados encontrados. A seguir, são respondidas as questões de pesquisa e as hipóteses propostas.

### 6.3

#### **Análise dos Resultados – questões de pesquisa e hipóteses**

Esta seção responde às questões de pesquisa e às hipóteses levantadas. É feita ainda a análise conjunta dos resultados das duas seções anteriores e as evidências de coerência entre eles. Quanto ao perfil das empresas emissoras, foram testadas as variáveis levantadas na amostra especificada no capítulo 4. Subdividiu-se a investigação em duas linhas, estrutura de capital e eficiência de mercado.

##### **Linha 1: Estrutura de Capital**

A hipótese número um foi testada a partir de uma variável, o endividamento sobre o patrimônio líquido no exercício anterior à emissão. Em primeiro lugar, o endividamento foi testado para inclusão no modelo discriminante e se pode rejeitar a igualdade de médias entre os grupos de empresas que emitiram privadamente ou publicamente. Incluído, portanto, no modelo discriminante, apresentou uma relação positiva com a emissão privada. Este resultado foi coerente com a estatística descritiva da variável. Não se pode incluir esta variável no modelo logístico devido ao comportamento instável - não apresentou significância a 5%. O próprio modelo logístico, rodado no pacote estatístico SPSS se encarregou de excluir a variável.

Coerentemente com o que se esperava a partir da intuição inicial, a análise discriminante e as estatísticas descritivas apontaram que o relacionamento entre endividamento e emissões particulares foi positivo. A hipótese um apontou na maior propensão à emissão privada de empresas mais endividadas, da forma que se esperava inicialmente.

A Hipótese número dois abordou a questão do comportamento das emissões das empresas mais lucrativas. Foi analisada a lucratividade medida pela razão entre o lucro líquido e o patrimônio líquido medido em dólares americanos no mesmo período. A hipótese nula pode ser rejeitada. As estatísticas descritivas e o modelo logístico apontaram no aumento de probabilidade de ocorrência de emissões privadas por empresas menos lucrativas (ou com maior prejuízo). Houve significativa diferença entre as médias da lucratividade passada das populações de emissões particulares e públicas.

O modelo discriminante, no entanto, foi ligeiramente contraditório a esta evidência. O coeficiente da função discriminante foi de  $(-0,022)$ , apontando uma contribuição, ainda que pequena, na direção da emissão privada para empresas mais lucrativas. Isto pode se dever à influência do patrimônio líquido na composição da variável. Como não houve diferença significativa entre médias do patrimônio líquido entre os grupos, não se pode afirmar com certeza. A maior robustez do modelo logístico quanto às premissas confere a seus resultados maior confiança em casos contraditórios, como o presente.

A Hipótese número dois “a” abordou a questão do comportamento das emissões das empresas com maior lucro medido pelo logaritmo do lucro em dólares do exercício anterior. A hipótese nula pode ser rejeitada. As estatísticas descritivas, o modelo discriminante e o modelo logístico apontaram no aumento de probabilidade de ocorrência de emissões privadas por empresas com menor lucro (ou com maior prejuízo). Houve significativa diferença entre as médias do lucro passado das populações de emissões particulares e públicas.

A evidência fundamentada nas hipóteses dois e dois “a” está de acordo com a literatura revista, em especial, com o trabalho de Megginson (1997) que sugere que as emissões públicas são mais atraentes às empresas lucrativas. No Brasil, Da Costa(1990) apontou que empresas mais lucrativas incorriam em menor deságio nas emissões públicas. Coerentemente, Leal (2004) pondera que o melhor histórico de retornos sobre o patrimônio ou sobre o ativo total, tendem a sinalizar um risco menor, possibilitando um menor deságio no valor da ação. A visibilidade de bons resultados pode ser um fator de atração para novos investidores através de emissões públicas. Por outro lado, a falta de bons

resultados pode funcionar como um fator que dificulte a emissão pública, e, de certa forma, um estímulo à emissão privada.

A linha dois, apresentada a seguir, tratou da eficiência de mercado.

## **Linha 2: Eficiência de Mercado**

A hipótese três testou a questão da concentração de propriedade (controle) das empresas. Pode-se rejeitar a hipótese nula de igualdade das médias de propriedade das ações ordinárias em mãos dos três maiores acionistas nas duas populações de emissões. A evidência da estatística descritiva e o modelo discriminante, apontaram na direção de uma maior probabilidade de realização de emissões particulares em empresas de controle mais concentrado<sup>60</sup>. Isso está de acordo com a percepção de que elevados graus de controle levariam à expropriação de minoritários, possibilitando maior deságio nas emissões públicas. Encontrou-se uma concentração média de propriedade dos três maiores acionistas ordinários de 83,26 por cento (mediana 89%) nas empresas que emitiram publicamente. Nas que realizaram emissões privadas, os números foram, respectivamente, 86,6 e 95,8 por cento. Para a amostra como um todo, 85 e 92,6 por cento. Esses números são coerentes com os de Da Silva (2002), Leal e Valadares (2002) e Leal, Da Silva e Valadares(2000), que evidenciaram a elevada concentração de propriedade das empresas de capital aberto no Brasil.

Empresas com controle concentrado teriam, ainda, a vantagem de custos de emissão privada mais baixos, já que não necessitariam de registro na CVM, comissões de colocação, garantia e coordenação por parte de *underwriters*. Dessa forma, o controle seria mantido e as necessidades de capital da empresa, atendidas. Uma observação a esse raciocínio é o fato dos aportes dos sócios estarem limitados aos seus patrimônios.

Há que se ressaltar, que a concentração de propriedade não é um fato restrito ao Brasil. Na Alemanha e na Itália, atinge patamares similares. Nos Estados Unidos, Inglaterra e Japão, há pouquíssima concentração. A evidencia apresentada no capítulo dois e na Tabela 7, corroboram a impressão de que os mercados mais

---

<sup>60</sup> A regressão logística não incluiu a variável representativa do percentual de controle dos três maiores acionistas.

líquidos estão associados à menor concentração de propriedade. Não foi objetivo deste trabalho testar esse aspecto, ficando como sugestão para futuras pesquisas.

A hipótese quatro tratou da influência do porte na forma de emissão de ações. Não se pode rejeitar a igualdade entre as médias do porte medido pelo patrimônio líquido das empresas que realizaram emissões públicas e particulares. As estatísticas descritivas apontaram numa muito pequena diferença entre o porte medido pelo patrimônio líquido de ambas as populações. O teste de diferença entre as médias não foi significativo a 5% ( $\text{sig}=0.219$ ). Além disso, a elevada correlação entre o patrimônio líquido e lucratividade, endividamento, liquidez ( $\text{vol}/\text{n}^\circ$  de neg) e lucro líquido, produziria modelos instáveis tanto discriminante como logístico. Dessa forma, esta variável foi descartada da análise.

A hipótese cinco tratou do valor médio emitido, uma *proxy* para porte.. A hipótese nula de igualdade das médias de valores emitidos entre as populações de emissões públicas e privadas foi rejeitada. As evidências descritivas, o modelo discriminante e o modelo logístico apontaram na direção prevista. As maiores emissões médias foram públicas e não privadas. Furtado (1997) analisando emissões públicas, concluiu que empresas com maior valor de mercado perdiam menos valor do que as menores, após as emissões. O valor emitido está diretamente relacionado com o valor de mercado, o que denota a coerência do resultado obtido. Além disso, dentro do processo decisório sugerido por Ferreira e Brooks (2000), o maior porte da emissão poderia trazer um ganho de escala em relação aos custos de *underwriting*. Dessa forma, haveria maior probabilidade da maximização de valor para o controlador ser obtida através da emissão pública. O deságio não seria função apenas do volume emitido, e sim, de um conjunto de características: liquidez, endividamento, lucratividade, aquecimento do mercado de capitais, por exemplo.

Além disso, o grande número de pequenas emissões privadas de empresas menores pode ter influenciado esse resultado. A relação entre tamanho da emissão e tipo de emissão pode ser não linear: emissões muito pequenas tenderiam a ser privadas em função do elevado custo fixo relativo (remuneração mínima exigida pelos *underwriters*, publicidade, impressão de prospecto, entre outras).

As hipóteses seis e seis“a” trataram das empresas questão da liquidez em Bolsa, medida pelo volume negociado e número de negócios, e sua influência na

forma de emissão de ações. Acabou-se por optar pela criação de uma variável representativa da razão entre o volume negociado e o número de negócios realizados no ano da emissão, por apresentar um comportamento mais estável e adequado aos procedimentos estatísticos<sup>61</sup>. Essa variável pode ser interpretada como o volume médio por negócio. Um elevado volume médio indicaria maior interesse dos investidores nas ações. Além disso, há empresas que são negociadas diariamente sem volumes expressivos. Uma medida pelo número de negócios apenas poderia ser distorcida se não levasse em consideração o valor médio deles. Por outro lado, há situações em que grandes volumes são transacionados em poucos negócios. Vendas em bloco são um exemplo. A variável adotada evita que apenas o volume seja relevante na análise da liquidez. Pode-se rejeitar a igualdade entre as médias da liquidez medida pelo logaritmo neperiano da razão entre o volume e número de negócios (realizados em bolsa no ano da emissão) nas populações de emissões públicas e particulares.

A evidência das estatísticas descritivas, o modelo discriminante e o modelo logístico apontaram todos na direção de maior probabilidade de ocorrência de emissões públicas para empresas com maior liquidez. O modelo logístico apresentou uma aparente contradição para empresas na faixa de nenhuma liquidez (nenhum negócio realizado). Uma análise do coeficiente, porém, demonstra a total coerência, já que, para a faixa em questão, aquele coeficiente aponta emissão particular. Isso está coerente, pois não restaria ao emissor nenhuma outra alternativa senão a emissão privada no caso de ausência total de liquidez em bolsa. Os resultados estão coerentes com Charchat (2000) e Leal (1993) que constataram aumento do número de emissões públicas em momentos de maior liquidez. Além disso, a maior liquidez reduziria a assimetria de informação sobre os papéis, permitindo a redução da percepção de risco dos investidores. Dessa forma, o deságio seria menor, reduzindo a vantagem em custos da emissão privada. As empresas que realizaram aberturas de capital no período também não tinham liquidez em bolsa. O elevado número de emissões particulares em relação ao total de públicas e, mais acentuadamente, às aberturas de capital, conferem

---

<sup>61</sup> Apresentou melhores *plots* de normalidade e atendeu à linearidade das relações.

consistência ao resultado obtido: as aberturas de capital não tiveram relevância estatística na amostra a ponto de distorcer os resultados.

A hipótese sete previa que as empresas estatais estariam entre as mais propensas a realizar emissões privadas de ações. A estatística descritiva, a análise discriminante e a regressão logística apontaram que as empresas estatais teriam maior probabilidade de realizar emissões privadas. Isso pode ser explicado pelos resultados de Siffert(1998), que apontaram na expressiva redução do número de empresas estatais brasileiras entre 1990 e 1997, através do processo de privatização. As privatizações foram precedidas de reestruturações, obtidas, principalmente, com aportes do Governo em suas empresas. Esses aportes devem ter sido, em sua maioria, através de emissões privadas de ações, subscritas pelo controlador (Governo).

De forma análoga, a hipótese sete “a” foi confirmada pela evidência descritiva, regressão logística, que excluiu as *holdings* e estatais do grupo com maior probabilidade de realizar emissões públicas. Os resultados, embora não tão robustos como os da hipótese sete, também estão coerentes com os de Siffert(1998). Seu trabalho apontou, para o período 1990 a 1997, a redução de vinte e três para dezesseis por cento, da participação das empresas familiares na receita das cem maiores empresas do Brasil. Isso pode significar que as empresas familiares tipo *holding* tenham tido mais dificuldade de gerar resultados, tornando-as, dessa forma, menos atraentes ao público. Esse aspecto, combinado com a elevada concentração de propriedade, as tornaria mais propensas à emissão privada de ações.

O Quadro 6, abaixo, apresenta o resumo das relações substantivas esperadas e encontradas com relação às emissões públicas.

Quadro 6 – Sinais esperados e obtidos nos testes das hipóteses, com relação ao comportamento das emissões privadas a partir das características estudadas

Propensão às Emissões Privadas		Sinal esperado	Sinal obtido		
Linha 1 - Estrutura de Capital				Modelo	
			Estatísticas Descritivas	Discriminante	Logístico
Hipótese 1	Endividamento= (ELP/PL)	positivo	positivo	positivo	inconclusivo b
Hipótese 2	Lucratividade= (LL/PL)	negativo	negativo	positivo a	negativo
Hipótese 2a	Lucro líquido	negativo	negativo	negativo	negativo
Linha 2 – Eficiência de Mercado			Estatísticas Descritivas	Discriminante	Logístico
Hipótese 3	Percentual de propriedade direta de ações ordinárias dos 3 maiores acionistas (perc3maiord)	positivo	positivo	positivo	inconclusivo *
Hipótese 4	Porte : (Patrim. Líq Us\$100 Log 10) Líquido	negativo	negativo	inconclusivo *	inconclusivo *
Hipótese 5	Porte: Valor médio emitido (valor emit R\$(Log10))	negativo	negativo	negativo	negativo
Hipótese 6	Liquidez medida pela razão volume negociado em bolsa de valores/nº de negócios (Liquid vol/nº neg(Ln))	negativo	negativo	negativo	negativo
Hipótese 6a					
Hipótese 7	Empresas estatais (Tipo emp 0)	positivo	positivo	positivo	positivo
Hipótese 7a	Empresas <i>holdings</i> (Tipo emp 2)	positivo	positivo	positivo	positivo

\* não se pode rejeitar a igualdade entre as médias

a o resultado é marginalmente contrário à expectativa, à evidência das estatísticas descritivas e do modelo logístico, sendo desprezado.

b a variável foi descartada no modelo de regressão logística.

Pode-se observar, a partir do Quadro acima, que nenhuma hipótese foi contraditada pela evidência empírica.

A linearidade entre as relações foi testada e aprovada para a regressão logística. O modelo discriminante, menos robusto, apresentou problemas de heterocedasticidade e não normalidade que, entretanto, não o impediram de obter uma boa qualidade de classificação (superior a 64%). O tamanho da amostra favoreceu a obtenção de bons resultados, possibilitando a retirada de observações

atípicas, bem como das instituições financeiras, e empresas com patrimônio líquido negativo sem prejuízo para a capacidade classificatória e preditiva. Dessa forma, pode-se reduzir a influência de *outliers*. Testes feitos com amostra maior, incluindo bancos, não alteraram os resultados obtidos. Os resultados acima apresentam, portanto, dentro das limitações listadas ao longo do trabalho, robustez que permita a formulação de conclusões.