

1. *Introdução e escopo do estudo;*
2. *Estatísticas recentes;*
3. *Metodologia — análise discriminante;*
4. *Escolha das amostras;*
5. *Variáveis explicativas;*
6. *Resultados empíricos;*
7. *Implicações e observações conclusivas.*

*Edward I. Altman***
*Tara K. N. Baidya****
*Luiz Manoel Ribeiro Dias*****

* Os autores agradecem a assistência das seguintes pessoas e instituições na obtenção de dados para este trabalho: Hendrik van Riel e Zilda Reis, de Omega S/A; Albert G. Miller e Oswaldo F. Cunha, do Citibank, N. A. Evidentemente, os erros e omissões cabem exclusivamente aos autores. Versão, em inglês, deste trabalho está sendo publicada sob o título *Assessing potential financial problems for firms in Brazil*.

** Professor de finanças da Graduate School of Business Administration, New York University; Professor visitante da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

*** Professor da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

**** Professor da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

PREVISÃO DE PROBLEMAS FINANCEIROS EM EMPRESAS*

1. INTRODUÇÃO E ESCOPO DO ESTUDO

Períodos de tensão financeira fazem parte da vida de todas as empresas. Na maior parte dos casos esses períodos são superados e a empresa reequilibra seu fluxo de caixa. Em alguns casos, porém, a firma não é capaz de cumprir seus compromissos e enfrenta sérios problemas, freqüentemente culminando com a liquidação de seus ativos ou com a reorganização de sua estrutura financeira. Menos graves, mas ainda muito sérios, são os meios exequíveis, fora da jurisdição dos tribunais, para permitir a continuidade da operação da firma e a compensação, de alguma forma, de seus credores e empregados.

Nos sistemas econômicos em que as firmas podem entrar e sair sem barreiras artificiais, o fenômeno negativo dito *falência* é normal e pode ter efeito purificador na sociedade e na economia (Schumpeter, 1939). Mesmo nos sistemas em que existe considerável influência do governo nas forças do mercado, falências ocasionais não devem causar grande preocupação. Todos os países industrializados do mundo enfrentam esses fatos e usualmente têm legislação específica para regular a liquidação e/ou a reorganização da firma falida. Sem dúvida, para os indivíduos envolvidos, ou seja, proprietários, credores, administradores, empregados e clientes, as situações de insolvência podem ser traumáticas. A previsão dessas ocorrências proporciona óbvios benefícios, especialmente se puder ser feita a tempo de tomar ação corretiva. A situação se agrava quando o número de falências atinge proporções epidêmicas e todo o sistema — ou subsistema, como todo um setor industrial — é ameaçado. Situações desse nível são talvez mais prováveis aos países em desenvolvimento que ainda não formaram um núcleo de empresas privadas suficientemente grande e sólido para suportar um período prolongado de dificuldades econômicas.

O Brasil é exemplo de uma economia em que um período de dificuldades econômicas sérias poderia resultar em severas pressões sobre as empresas privadas, restringindo crédito para todas as firmas — especialmente para as menores, prejudicando a ação das instituições financeiras e solapando os esforços do governo em promover o desenvolvimento econômico. A ação preventiva para detectar e evitar pressões críticas desse tipo é altamente desejável.

O propósito deste trabalho é examinar a experiência recente das falências no Brasil e desenvolver, testar e analisar um modelo quantitativo para classificar e prever problemas financeiros nas empresas.

A previsão de insolvência tem atraído interesse internacional. Modelos estatísticos têm sido desenvolvidos em muitos países, principalmente nos industrializados. Sabemos de vários esforços nos EUA (mencionados adiante), na Inglaterra (Taffler, 1977), na França (Altman, Margaine, Schlosser e Vernimmen, 1973 e Collognes, 1977), em outros países da Europa Ocidental, incluindo a Bélgica, os Países Baixos (Abrahamse e Frederikslust, 1975), Noruega, Alemanha Ocidental, Itália e Finlândia (Naykki, 1976).¹ No

Brasil, Kanitz (1974, 76a, b) foi o primeiro pesquisador nessa área e o único de que se tem notícia.

Este trabalho está organizado da seguinte forma:

O próximo item examina algumas estatísticas recentes sobre a estrutura financeira, os lucros e as despesas financeiras das empresas e sobre falências, até junho de 1977.

A seguir, apresenta-se o plano metodológico do estudo e a essência da técnica estatística adotada: análise discriminante linear.

Posteriormente, descrevem-se os procedimentos de tomada das amostras e suas características básicas. Foram escolhidas 58 firmas, das quais 23 formaram o grupo que chamamos amostra do *problema sério* (PS).

O item seguinte discute as variáveis financeiras utilizadas no modelo para prever problemas financeiros. Essas variáveis são semelhantes àquelas usadas em estudo anterior (Altman, 1968), feito nos EUA, adaptadas às condições brasileiras.

Continuando, apresentam-se resultados empíricos obtidos de dois modelos, semelhantes entre si, compreendendo quatro variáveis financeiras cada um, avaliando-se a precisão com que cada modelo distingue as firmas passíveis de problemas sérios das firmas que não apresentam sintomas de perigo.

O item final discute as implicações do estudo e apresenta observações conclusivas.

2. ESTATÍSTICAS RECENTES

A economia brasileira tem tido, na última década, extraordinário crescimento, a despeito de altas — e persistentes — taxas de inflação. Mesmo caindo, sob o efeito das pressões que se seguiram ao aumento do preço do petróleo, em 1973, as taxas de crescimento de produto real se mantiveram acima de 5% ao ano, nível respeitável pelos padrões internacionais. Notam-se, todavia, algumas tendências ameaçadoras; essas tendências mostram sinais de continuar e até de se agravarem.

Tabela 1

Evolução do endividamento e do índice de cobertura em uma amostra de empresas brasileiras (1970-1975)*
Participação relativa no financiamento dos ativos

Ano	Ativo total	Exigível total	Patrimônio líquido	Exigível ativo	Patrimônio ativo	Exigível patrimônio
	Cr\$ x 10 ⁹			%		
1970	108,8	48,5	60,3	44,6	55,4	80,5
1971	162,9	72,6	90,3	44,6	55,4	80,5
1972	261,9	122,2	139,7	46,7	53,3	87,5
1973	405,0	194,8	210,1	48,1	51,9	92,7
1974	601,7	317,5	284,2	52,8	47,2	111,7
1975	903,0	474,1	428,8	52,5	47,5	110,5

Taxas de crescimento das despesas financeiras (DF) e do lucro líquido antes do imposto de renda (LLAIR)

Ano	LLAIR		DF		Taxas de crescimento		Índice % DF
	no ano	aumento	no ano	aumento			
	Cr\$ x 10 ⁹		Cr\$ x 10 ⁹		LLAIR % DF %		% LLAIR
1969	7.334	—	1.302	—	—	—	—
1970	8.807	1.473	1.924	622	20,1	47,7	2,4
1971	15.094	6.287	2.914	990	71,1	40,4	0,6
1972	23.491	8.397	4.960	2.046	27,2	42,7	1,6
1973	38.511	15.020	7.544	2.584	58,6	47,7	0,8
1974	55.887	17.376	16.999	9.455	42,2	125,0	3,0
1975	76.995	21.108	27.577	10.578	39,2	62,8	1,6

Índice de cobertura

Ano	LLAIR	DF	LLAIR + DF	DF	DF
	Cr\$ x 10 ⁶		DF	LLAIR + DF	LLAIR
1970	8.807	1.924	5,58x	17,9%	21,8%
1971	15.094	2.914	6,18	16,2	19,3
1972	23.491	4.960	5,74	17,4	21,1
1973	38.511	7.544	6,10	16,4	19,6
1974	55.887	16.999	4,29	23,3	30,4
1975	76.995	27.577	3,79	26,4	35,8

* Número de empresas na amostra: 2.631 (1970); 3.421; 4.439; 5.225; 5.386; 5.005 (1975).

Fonte: M. Glat. *Rentabilidade e formas de financiamento das sociedades anônimas brasileiras — o endividamento das empresas*. Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, 1977.

Em geral, as empresas brasileiras, tanto nacionais como multinacionais, operam com grau de endividamento alto. A tabela 1 mostra que o índice médio de exigível sobre não-exigível, em 1975, era superior a 1,1. Há indicações de que as estatísticas de 1976 e 1977 mostrem índices significativamente mais altos. Endividamentos altos refletem, como consequência, despesas financeiras crescentes, que são saídas de caixa, em geral sujeitas a correção monetária.

Ainda a tabela 1 mostra a taxa de crescimento das despesas financeiras e dos lucros disponíveis para cobri-las, demonstrando que nos últimos anos as despesas financeiras têm crescido mais depressa que os lucros. Resulta que os índices de cobertura caíram de 6,18 (em 1971) para 3,79 em 1975 e provavelmente foram ainda mais baixos em 1976 e 1977. A mesma tabela 1 mostra que 35,8% dos lucros gerados pelas empresas em 1975 foram aplicados no pagamento de despesas financeiras; compare-se com 19,3%, em 1971. A

margem de segurança está caindo dramaticamente e, com essa queda, a dimensão de risco, para a média das empresas, é causa de preocupação para gerentes, instituições financeiras, entidades governamentais e outros interessados.

Se se completa o quadro com uma política monetária austera, para combater a inflação, e com um mercado de capitais ainda inadequado — limitando as fontes de crédito a longo prazo mesmo para as firmas mais fortes —, o resultado é uma situação de pressões crescentes. Essas pressões se refletem nas tabelas 2 e 3. A tabela 2 indica que o número total de falências e concordatas, requeridas no período 1972 a 1976, no Rio e em São Paulo, caiu a partir de 1973. A tabela 3, todavia, mostra que a tendência se inverteu dramaticamente. Nos primeiros seis meses de 1977, o número de falências requeridas (Rio e São Paulo) cresceu de 28% sobre o período equivalente em 1976; o número de concordatas requeridas cresceu mais de 55%.

Tabela 2

Insolvências nas capitais dos Estados: Rio de Janeiro e São Paulo:
Falências requeridas e decretadas
Concordatas requeridas e deferidas

	Falências		Concordatas		Total Req.
	Req.	Dec.	Req.	Def.	
1972					
Rio de Janeiro	912	256	36	39	948
São Paulo	3248	778	264	230	3512
Total	4160	1034	300	269	4460
1973					
Rio de Janeiro	1136	360	29	18	1165
São Paulo	3654	909	179	174	3833
Total	4790	1269	208	192	4998
1974					
Rio de Janeiro	1058	238	32	27	1090
São Paulo	2285	537	202	173	2487
Total	3343	775	234	200	3577
1975					
Rio de Janeiro	860	200	11	13	871
São Paulo	2504	534	139	135	2643
Total	3364	734	150	148	3514
1976					
Rio de Janeiro	739	219	8	11	747
São Paulo	2707	607	148	136	2855
Total	3446	826	156	147	3602

Fonte: *Conjuntura Econômica*, 1973-7

Tabela 3

Insolvências nas Capitais dos Estados: Rio de Janeiro e São Paulo
Comparação: períodos jan-jun, 1976 e jan-jun, 1977

	Falências				Concordatas			
	Requeridas		Decretadas		Requeridas		Deferidas	
	1977	1976	1977	1976	1977	1976	1977	1976
Rio de Janeiro	344	259	82	99	14	5	15	6
Aumento	+ 33%		- 17%		+ 180%		+ 150%	
São Paulo	1624	1283	284	290	115	78	111	74
Aumento	+ 27%		- 2%		+ 49%		+ 50%	
Total	1968	1542	366	389	129	83	136	80
Aumento	+ 28%		- 6%		+ 55%		+ 70%	

Fonte: *Conjuntura Econômica*, 1976-7

Especificamente em São Paulo, a tabela 4 mostra que nos primeiros seis meses de 1977, comparado com período equivalente em 1976, o número de títulos protestados aumentou de 22% e seu valor cresceu 84% em termos nominais, equivalentes a 35% em termos reais. Essas estatísticas mostram que, além de crescer o número de firmas com problemas financeiros, também o porte das firmas em dificuldades está crescendo.² De fato, o valor médio dos ativos das firmas em nossa amostra de *problemas sérios* (tabela 5) era superior a Cr\$ 300 milhões, conforme os balanços publicados um ano antes da data do problema. A tendência no sentido de aumentar a vulnerabilidade das firmas de grande porte parece estender-se por todo o mundo, especialmente nos EUA (Altman, Haldeman e Narayanan, 1977).

A análise discriminante é uma técnica estatística, multivariante, que tem sido utilizada em diversas disciplinas desde sua primeira aplicação na década de 1930 (Fisher, 1936). Embora não seja tão conhecida, ou tão freqüentemente empregada como as técnicas de regressão, a análise discriminante tem sido recentemente usada, com freqüência crescente, nas áreas de finanças e economia. Em particular, modelos de previsão de insolvência têm sido construídos, nos últimos dez anos, usando análise discriminante linear, por Altman (empresas manufatureiras, 1968), Meyer e Pifer (bancos, 1970), Edmister (pequenas empresas, 1972), Deakin (indústria manufatureira, 1972, 1977), Altman (estradas de ferro, 1973), Sinkey (bancos, 1975), Altman e Lorris (corretores de investimentos, 1976), Altman, Haldeman e Narayanan (empresas manufatureiras e

Tabela 4

Número e valor dos títulos protestados em São Paulo
Comparação: períodos jan-jun, 1976 e jan-jun, 1977

meses	Número (mil)			Valor (Cr\$ x 10 ⁶)			
	1977	1976	aumento	1977	1976	aumento	
						nominal	real
Janeiro	46,5	40,8	+ 11%	348	193	+ 81%	+ 32%
Fevereiro	44,4	43,3	+ 2	365	244	+ 50	+ 9
Março	64,1	43,0	+ 49	573	222	+ 159	+ 89
Abril	46,4	44,1	+ 5	372	253	+ 47	+ 8
Maior	59,9	44,0	+ 36	491	252	+ 94	+ 42
Junho	51,9	44,5	+ 17	443	239	+ 85	+ 35
Total	313,2	257,7	+ 22	2586	1402	+ 84	+ 35%

Fonte: *Conjuntura Econômica*, 1976-7

3. METODOLOGIA — ANÁLISE DISCRIMINANTE

A pesquisa foi conduzida como se descreve a seguir.

Identificaram-se 23 firmas, com reconhecidos problemas financeiros, que formaram a *amostra de problema sério* (PS). Como controle, procuraram-se, no (limitado) universo de firmas com dados disponíveis, empresas sem problemas financeiros aparentes, do mesmo porte e no mesmo setor industrial das firmas da amostra PS, e com elas se formou a *amostra sem problema* (NP). Assim se caracterizaram, *a priori*, duas classes.

Para cada firma de cada amostra se extraíram os dados de balanço dos três últimos exercícios e se calcularam os índices financeiros que se pretendia usar como variáveis do modelo a construir.

Separaram-se, na amostra PS, os balanços imediatamente anteriores (um ano) à constatação do problema e, na amostra NP, os balanços das firmas e exercícios correspondentes. Ambos os conjuntos de dados foram submetidos à análise discriminante linear³, com o objetivo de construir um modelo para previsão de problemas financeiros. Uma análise subsequente testou a validade do modelo.

comerciais, 1977) e Altman (associações de poupança e empréstimo, 1977), entre outros.

O objetivo da análise discriminante é determinar a que grupo, dentre vários definidos *a priori*, pertence um dado indivíduo, com base em características observadas do indivíduo. Cada uma das características, variáveis independentes, contribui para a classificação. A análise discriminante, porém, combina as variáveis independentes em uma ou mais funções que determinam, para cada indivíduo, índices de classificação. As funções são construídas de tal forma que os índices dos indivíduos de cada grupo se concentram em torno do índice médio do grupo, minimizando a superposição de índices de indivíduos de grupos diferentes. Neste estudo se constrói uma função discriminante, combinação linear de variáveis extraídas das demonstrações financeiras, que permite classificar empresas em dois grupos: empresas com problemas financeiros em potencial e empresas sem problemas.⁴

O primeiro passo da análise é classificar todos os elementos da amostra escolhida em grupos explícitos, sem superposição. Coletam-se os dados (variáveis independentes) de cada indivíduo de cada grupo. A análise discriminante procura derivar a função (neste estudo, uma combinação linear) que melhor discrimina os grupos entre si.

Resulta um conjunto único de coeficientes (um para cada variável independente) que classifica, com precisão máxima, cada observação individual em um dos grupos definidos *a priori*.

Esse conjunto de coeficientes maximiza a função:

$$\lambda = \frac{\sum_{g=1}^G (X_g - \bar{X})^2}{\sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^N (X_{ig} - \bar{X}_g)^2}$$

onde:

\bar{X}_g = valor médio do grupo;

\bar{X} = valor médio da amostra;

X_{ig} = valor da observação para o indivíduo i do grupo g .

A função discriminante é da forma:

$$Z = v_0 + v_1 X_1 + v_2 X_2 + \dots + v_n X_n$$

onde:

Z = índice discriminante (variável classificatória, dependente);

v_0 = termo constante (freqüentemente suprimido nos modelos apresentados na literatura);

$v_1 \dots v_n$ = coeficientes (pesos) discriminantes.

$X_1 \dots X_n$ = variáveis explicativas (independentes).

Os coeficientes discriminantes são calculados⁵ com o objetivo de maximizar a variância entre os grupos, simultaneamente minimizando a variância entre os indivíduos de cada grupo. Quando esses coeficientes são multiplicados pelos valores das respectivas variáveis para cada indivíduo e a equação é somada, resulta um

índice classificador (valor Z) que é usado para classificar o indivíduo em um dos grupos definidos *a priori*.

Neste estudo foram originalmente utilizadas cinco variáveis explicativas. Em geral, contudo, o número de variáveis não tem restrições. É apenas necessário, em um modelo linear, que o número de observações seja maior que o número de variáveis; quanto maior essa diferença, mais confiáveis serão os resultados estatísticos. O relevante é que os indivíduos observados sejam representativos da população do grupo respectivo e que os dois grupos sejam tão semelhantes quanto possível em todas as características, exceto naquela característica que se quer discriminar. Neste trabalho procura-se discriminar especificamente dois grupos de empresas: *com* risco de problema (PS) de um lado e *sem* problema aparente (NP) do outro⁶.

Possivelmente a vantagem crucial da análise discriminante, nos modelos de classificação de problemas, é a possibilidade de analisar um perfil conjunto das variáveis de cada firma, em vez de analisar seqüencialmente, uma de cada vez, as características da firma, como se faria na análise univariante. Especificamente, combinações de índices financeiros podem ser analisadas em conjunto e ponderadas objetivamente, de forma a remover os elementos subjetivos e as possíveis ambigüidades inerentes aos procedimentos tradicionais de análise de índices financeiros.

4. ESCOLHA DAS AMOSTRAS

Para classificar as firmas com perspectivas de enfrentar problemas financeiros, a amostra PS foi definida tendo por base vários tipos de problemas, incluindo:

- pedidos formais de falência;
- pedidos formais de concordata;

Tabela 5

Distribuição do valor do ativo nas amostras: PS (problema sério) e NP (sem problema)

Ativo Total	Amostra NP sem problema		Amostra PS problema sério	
	número de firmas	%	número de firmas	%
Cr\$ x 10 ⁶				
1 — 50	2	6	5	22
50 — 100	6	17	4	18
100 — 150	6	17	0	—
150 — 200	4	11	1	4
200 — 300	7	20	1	4
300 — 400	3	8	6	26
400 — 500	4	11	0	—
500 — 1000	2	6	5	22
>1000	1	3	1	4
Total	35	100	23	100

Valor do ativo (Cr\$ 10⁶)

Média	297	323
Mediana	198	331

- soluções extrajudiciais, como aquelas em que a principal instituição credora intervém na firma, para reorganizar a operação ou a estrutura financeira;
- e os casos em que a firma encerrou atividades, sem recorrer a meios legais.

A amostra PS reuniu 23 firmas. Em 21 delas o problema foi constatado no período jan/75 a jun/77 (30 meses), com dez em 1976 e seis até jun/77. Os setores representados incluíram a indústria têxtil, de mobiliário, de celulose e papel, comércio varejista, plásticos, metalurgia e outros.

A tabela 5 lista a distribuição das 23 firmas com relação ao valor de seus ativos um ano antes de constatao o problema. O valor médio dos ativos é relativamente alto, ao nível de Cr\$ 323 milhões. Acreditamos, por isso, que nosso modelo, se suficientemente preciso, será relevante para uma larga faixa de firmas em termos de porte. A amostra-controle (NP) mostrou ativos ao nível médio de Cr\$ 300 milhões, com mediana na ordem de Cr\$ 200 milhões.

Para definir a amostra NP reunimos dados sobre 200 firmas, privadas, estatais e subsidiárias de multinacionais, cobrindo 30 setores. Desse conjunto escolhemos uma ou duas firmas de cada setor representado na amostra PS. Sempre que exequível, escolhemos empresas privadas nacionais (assumindo que o risco de insolvência é menor para empresas estatais ou subsidiárias de multinacionais) de porte equivalente. Essas exigências e a limitação dos dados disponíveis reduziram a amostra NP a 35 firmas.⁷

22

5. VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

Nosso procedimento de classificação se baseou no modelo de previsão de insolvência desenvolvido nos EUA (Altman, 1968), que modificamos para compatibilizar com os padrões e práticas usados nas demonstrações financeiras brasileiras. O modelo original era da forma:

$$Z = 1.2 X_1 + 1.4 X_2 + 3.3 X_3 + 0.6 X_4 + 1.0 X_5$$

onde:

$$X_1 = \frac{\text{ativo corrente} - \text{passivo corrente}}{\text{ativo total}}$$

$$X_2 = \frac{\text{lucros retidos}}{\text{ativo total}}$$

$$X_3 = \frac{\text{lucros antes de juros e de impostos}}{\text{ativo total}}$$

$$X_4 = \frac{\text{valor de mercado do Equity}}{\text{exigível total}}$$

$$X_5 = \frac{\text{vendas}}{\text{ativo total}}$$

com o termo constante suprimido.

A precisão desse modelo na previsão de falências é bastante alta, mesmo quando aplicado a dados dois anos anteriores à crise; o modelo é largamente usado, ainda hoje, nos EUA.

Em nosso estudo, utilizamos as mesmas variáveis, modificando X_2 e X_4 . No que concerne a X_2 , vale considerar que, nos EUA, os lucros retidos registram, no balanço, os lucros acumulados pela firma menos os dividendos (em dinheiro) pagos. Na maior parte dos casos as firmas pequenas, de formação recente, serão prejudicadas, porque ainda não tiveram tempo de acumular seus lucros.⁸ No Brasil, contudo, os diferentes critérios de apresentar as demonstrações financeiras, a incorporação dos lucros ao capital com distribuição de bonificações em ações e os ajustes para corrigir a inflação, fazem com que não exista equivalente exato para o valor dos lucros retidos. A melhor tradução para *retained earnings* é *lucros suspensos*, que em base anual são os lucros retidos na empresa após a distribuição dos dividendos. Todavia, esses valores são transferidos, sob forma de bonificação em ações, para a conta capital. Adicionalmente, as reservas criadas para corrigir a desvalorização inflacionária do capital de giro são deduzidas dos lucros e portanto reduzem o valor dos lucros suspensos retidos na firma. Também a correção monetária do ativo imobilizado, feita nas contas do Ativo, tem contrapartida em reservas, que terminam sendo incorporadas ao capital. Em essência, portanto, os lucros retidos correspondem ao valor do capital, menos os recursos efetivamente aportados pelos acionistas, que procuramos identificar nos aumentos de capital *por subscrição*, registrados nos balanços.

Assim, a variável X_2 foi calculada:⁹

$$X_2 = \frac{\text{não-exigível} - \text{capital aportado pelos acionistas}}{\text{ativo total}}$$

Vale notar que uma expressão mais precisa do numerador seria a soma (ano a ano) dos lucros suspensos e das reservas criadas durante a existência da firma. Essas informações, entretanto, estavam fora do nosso alcance.

Com relação a X_4 , uma vez que muitas firmas não têm ações negociadas na Bolsa, não se pode medir o valor de mercado da *equity* (número de ações emitidas vezes última cotação em bolsa). Em seu lugar, usamos o valor contábil do Patrimônio Líquido, que, dividido pelo Exigível total resulta na nova variável X_4 .

As outras três variáveis não foram ajustadas apesar de se ter constatado que, na prática contábil brasileira, algumas despesas financeiras refletem também a correção inflacionária.

A tabela 6 apresenta, para ambas as amostras, os valores da média de cada uma das cinco variáveis, calculada sobre dados referentes ao último balanço publicado (isto é, um ano ou menos) antes de se constatar o problema financeiro. O teste *F* indica que todas as cinco variáveis mostram diferenças, significantes ao

Tabela 6

Valores da média das variáveis para cada amostra e teste de significância

Variável	Média		Teste F
	Amostra PS	Amostra NP	
$X_1 = \frac{\text{Capital de giro líquido}}{\text{Ativo total}}$	0,12	0,23	4,8*
$X_2 = \frac{\text{Não-exigível — CAA**}}{\text{Ativo total}}$	0,01	0,24	54,9*
$X_3 = \frac{\text{LLAIR + juros}}{\text{Ativo total}}$	0,05	0,16	24,8*
$X_4 = \frac{\text{Não-exigível}}{\text{Exigível total}}$	0,35	1,14	20,8*
$X_5 = \frac{\text{Vendas}}{\text{Ativo total}}$	0,88	1,12	7,3*

* Significativo a nível de 0,01 de confiabilidade.

** Capital (recentemente) aportado pelos acionistas.

nível de 0,01, entre os grupos, o que é uma primeira indicação de que a discriminação por análise multivariante será possível.¹⁰

Para complementar, a tabela 7 refere-se apenas à amostra PS e mostra a tendência da evolução dos índices, nos três anos anteriores à constatação do problema. Note-se que, como era de prever, a tendência é negativa (isto é, mostra agravamento da situação) em todos os casos, exceto por uma anomalia na variável X_3 , que aumentou do antepenúltimo para o penúltimo ano.

poder explicativo do modelo e que o sinal do coeficiente de X_1 era contrário à lógica e à instituição. A primeira razão reflete, provavelmente, o fato de que algumas firmas tiveram crescimento excessivamente rápido, sem os recursos financeiros necessários para apoiar o crescimento. Nesses casos, o capital de giro líquido (ativo corrente menos passivo corrente) não terá poder explicativo a acrescentar na variável discriminatória.

O segundo modelo, identificado por Z_2 , inclui as variáveis X_1 , X_3 , X_4 e X_5 e não inclui a variável X_2 porque, em primeiro lugar, é muito difícil quantificar os

23

Tabela 7

Evolução da média das variáveis para a amostra PS (problema sério)
Três, dois e um ano antes da constatação do problema

Tempo antes do problema variável	Três anos		Dois anos		Um ano	
	média	aumento	média	aumento	média	aumento
X_1	0,201	—	0,174	—13,4%	0,12	—31,0%
X_2	0,068	—	0,066	— 0,2	0,01	—87,9
X_3	0,114	—	0,126	+ 10,5	0,05	—61,1
X_4	0,562	—	0,459	—18,3	0,35	—21,8
X_5	0,971	—	0,906	— 6,7	0,88	— 3,2

6. RESULTADOS EMPÍRICOS

Discutiremos os resultados empíricos de nossa pesquisa identificando dois modelos, ambos com quatro variáveis, distintos mas muito semelhantes.

O primeiro modelo, identificado por Z_1 , inclui as variáveis X_2 , X_3 , X_4 e X_5 . O modelo Z_1 não inclui a variável X_1 , porque o programa discriminante, aplicado passo a passo, mostrou que X_1 não contribuía para o

lucros retidos com base apenas em balanços recentes e, segundo, com as modificações conceituais introduzidas no modelo original (veja item 5) as variáveis X_2 e X_4 resultaram muito semelhantes.

Os resultados dos dois modelos, em termos de precisão de classificação, são essencialmente idênticos, exceto por precisão ligeiramente superior para o modelo Z_1 quando aplicado aos antepenúltimo e penúltimo anos, antes da constatação do problema.

Os modelos correspondem às equações:

$$Z_1 = -1,44 + 4,03 X_2 + 2,25 X_3 + 0,14 X_4 + 0,42 X_5$$

$$Z_2 = -1,84 - 0,51 X_1 + 6,32 X_3 + 0,71 X_4 + 0,52 X_5$$

Em ambos os casos, o ponto crítico de separação dos grupos é zero.¹¹ Isto é, firmas com índice Z maior que zero são classificadas no grupo de empresas cujos perfis indicam a perspectiva de continuar em operação e firmas com índice Z menor que zero são classificadas como tendo características semelhantes às empresas que experimentaram problemas sérios.

A tabela 8 lista dois conjuntos de coeficientes. Os coeficientes do primeiro conjunto aparecem nos modelos expostos e formam a função discriminante não-padronizada, que se usa para calcular o índice Z para as firmas individuais. Note-se que as variáveis X_1 , X_2 , X_3 e X_4 são expressas em decimais, por exemplo: 0,25

significa 25%; enquanto que X_5 é expressa em número de vezes, por exemplo: 2,0 significa duas vezes.

O segundo conjunto forma a função discriminante padronizada e indica a importância relativa de cada uma das quatro variáveis.¹² Para o modelo Z_1 , a ordem de importância é X_2 , X_3 , X_4 , e X_5 . Para o modelo Z_2 , a ordem de importância é X_3 , X_4 , X_5 , e X_1 .

6.1 Verificação da precisão e da validade do modelo

O teste de significância resultou em um índice $F = 14,2$, que é significativo ao nível de 0.001,¹³ confirmando que as médias dos grupos são, de fato, derivadas de amostras provenientes de populações diferentes. Os resultados para os dois modelos são essencialmente idênticos; o desempenho do modelo Z_1 foi melhor para dados referentes aos penúltimo e antepenúltimo anos antes do problema. Por essa razão, comentaremos apenas os resultados do modelo Z_1 .

A tabela 9 apresenta os resultados de classificação e de validação do modelo. Das 58 firmas, que com-

Tabela 8

Coefficientes: padronizado e não-padronizado dos dois modelos discriminantes e ordem de importância no poder de classificação

Variável	Modelo Z_1			Modelo Z_2		
	Não-Padronizado	Padronizado	Ordem	Não Padronizado	Padronizado	Ordem
X_1	—	—	—	-0,51	-0,10	4
X_2	4,03	0,67	1	—	—	—
X_3	2,25	0,23	2	6,32	0,64	1
X_4	0,14	0,10	4	0,71	0,52	2
X_5	0,41	0,22	3	0,56	0,29	3
Constante	-1,44	—	—	-1,84	—	—

24

Tabela 9

Resultados da classificação pelo modelo $Z_1 = -1,44 + 4,03 X_2 + 2,25 X_3 + 0,14 X_4 + 0,42 X_5$

Resultados

Classificação a priori		Classificação do modelo			
Grupo (Amostra)	número de firmas	Grupo firmas	PS %	no Grupo NP firmas	Erro %
PS = problema sério	23	20	87*	3	13,0
NP = sem problema	35	4	11	31	11,4
Total	58				12

Precisão do modelo, para dados

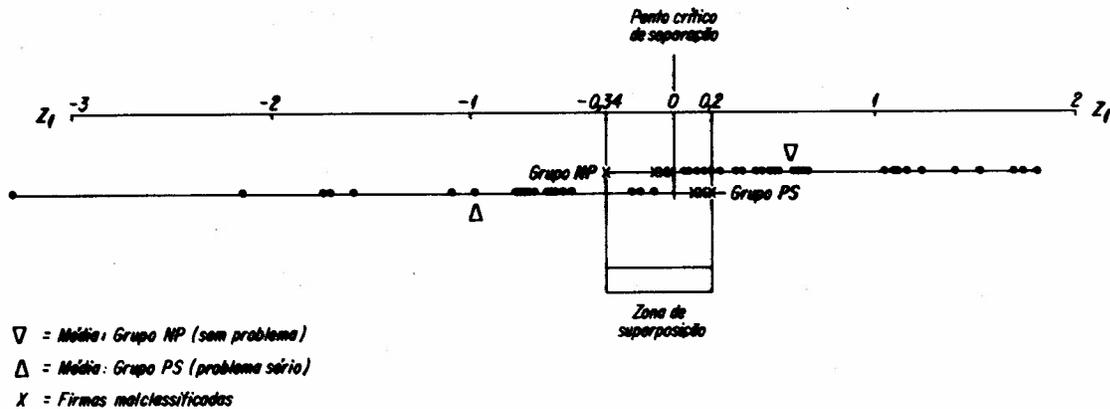
Três, dois e um ano antes da constatação do problema

Ano	Precisão	
	Grupo PS	Grupo NP
1	87,0%	88,0%
2	84,2	—
3	77,8	—

* O teste de validação (Lachenbruch) mostrou a mesma (87%) precisão.

Figura 1: Índices discriminantes calculados pelo modelo

$$Z_1 = -1,44 + 4,03 X_2 + 2,25 X_3 + 0,14 X_4 + 0,42 X_5$$



preendiam as duas amostras, sete foram mal classificadas pelo modelo, resultando em uma precisão global de 88%. O erro do tipo I (classificar uma firma com problema sério no grupo das firmas sem problema) foi de 13% (três firmas, em 23). O erro do tipo II (classificar uma firma sem problema no grupo das firmas com problemas em potencial) foi ligeiramente menor, ao nível de 11,4% (quatro firmas em 35).

Os índices Z_1 calculados para as 58 firmas de ambas as amostras estão registrados na figura 1. Note-se que erros de classificação foram observados no intervalo entre os índices $-0,34$ e $+0,20$. Nesse intervalo, dito *zona de superposição*, a classificação é menos confiável. Parece-nos que esses resultados são relevantes, indicando que as demonstrações financeiras publicadas, quando corretamente interpretadas e rigorosamente analisadas, têm substancial conteúdo informativo. Contudo, considerando uma potencial tendência otimista inerente à seleção das amostras, aplicamos, *a posteriori*, três procedimentos de verificação da validade do modelo.

O primeiro foi o teste de Lachenbruch (1967). Esse procedimento isola uma das firmas da amostra, calcula os coeficientes do modelo com base nas $N - 1$ firmas remanescentes (57 no nosso estudo) e classifica a firma isolada, usando o novo modelo com os novos coeficientes. O processo foi repetido 58 vezes, de forma que cada firma fosse classificada segundo modelo com coeficientes calculados sobre as outras 57 firmas. A precisão dessas classificações foi acumulada para indicar uma estimativa *quase* livre de tendência, da precisão do modelo em classificar firmas em um dos dois grupos. O teste confirmou a precisão da classificação das firmas da amostra PS (veja nota da tabela 9) e aumentou nossa confiança no modelo.

A seguir, submetemos o modelo a cinco testes, identificados como *repetições* na tabela 10. Em essência, selecionamos ao acaso 12 firmas da amostra PS e 18 firmas da amostra NP e sobre elas construímos (calculamos os coeficientes) um modelo. Com esse modelo classificamos as 28 firmas (11 PS e 17 NP) não-selecionadas e também as 30 firmas (12 PS e 18 NP) anteriormente selecionadas para construir o modelo de teste. Este procedimento foi repetido cinco vezes; os resultados estão apresentados na tabela 10, com os correspondentes testes de significância.

A precisão média da amostra-controle (firmas não selecionadas para construir os modelos) ainda foi razoavelmente alta, ao nível de 84,7%, para ambos os tipos de erro, nível significativamente melhor do que o que se poderia esperar com base em classificação aleatória, isto é, 50% de precisão. Também para o erro tipo I, isoladamente, a precisão foi satisfatória, ao nível de 78,8%.

Finalmente, examinamos a precisão do modelo à medida que as observações se afastam da data em que se constatou o problema. A parte inferior da tabela 9 lista esses resultados nos três anos que antecederam o problema (para a amostra PS) e mostra que a precisão do modelo cai à medida que os dados ficam mais remotos. Essencialmente, aplicamos o modelo Z_1 (com os coeficientes calculados sobre os dados do ano em que se constatou o problema) aos valores das variáveis registrados no penúltimo e antepenúltimo ano. O penúltimo ano mostrou precisão de 84,2% (16 classificações corretas, em 19 firmas com dados disponíveis e confiáveis). Para o antepenúltimo ano a precisão caiu para 77,8% (14 corretas em 18).

Tabela 10

Resultados das repetições de verificação

Repetição número	Porcentagem de classificações corretas				Valor de t*
	Firmas selecionadas para construir o modelo		Firmas não selecionadas		
	Grupo PS	Grupo NP	Grupo PS	Grupo NP	
1	83,3%	94,4%	100%	76,5%	6,04
2	100,0	94,1	57,5	82,4	5,75
3	91,5	94,5	72,7	100,0	6,84
4	83,0	94,5	80,9	76,5	6,57
5	83,0	89,0	72,7	88,3	6,30
Média	88,2%	93,2%	78,8%	84,7%	6,46

$$* t = \frac{\frac{\text{classificações corretas}}{n} - 0,5}{\sqrt{\frac{0,5(1-0,5)}{N}}}$$

onde n é o número de firmas na amostra, considerados ambos os tipos de erro.

Valor crítico de t , para 0,005 de significância, com 53 graus de liberdade: $t_{53}(0,005) = 2,66$.

7. IMPLICAÇÕES E OBSERVAÇÕES CONCLUSIVAS

Os resultados de nosso estudo, combinando informações publicadas e técnicas estatísticas, são promissores. O modelo desenvolvido a partir de amostras criteriosamente selecionadas demonstrou o poder de classificar firmas (em dois grupos: firmas com características de problemas financeiros potenciais e firmas sem indicações de problemas) com precisão da ordem de 88% quando o modelo é aplicado com antecedência de um ano (antes da data de constatação do problema) e com precisão de quase 78% quando o modelo é aplicado a dados com três anos de antecedência.

Devemos, todavia, alertar que o modelo foi derivado de dados publicados e, considerando que podem pairar dúvidas sobre a confiabilidade desses dados, também o modelo resultante está sujeito a limitações.

As implicações e aplicações de modelos construídos para aferir o potencial de problemas financeiros em firmas são muito numerosas. Em particular, são importantes em um país em desenvolvimento, onde uma epidemia de falências teria efeitos drásticos na solidez do setor privado e na economia como um todo. A maior parte dos observadores concordaria no mérito de preservar o equilíbrio entre as empresas privadas, as estatais e as multinacionais. Esse equilíbrio seria prejudicado se o setor privado fosse enfraquecido por um aumento de falências. Se um modelo, como o sugerido neste estudo, for usado para identificar problemas potenciais, haverá, em muitos casos, condições de tomar providências preventivas ou de reabilitação. As primeiras envolverão um esforço interno consciente, das próprias firmas ameaçadas, para evitar situações críticas, assim que um problema potencial for detectado. As segundas

envolverão, além do esforço interno da firma, um programa de assistência financeira e gerencial muito provavelmente de fontes oficiais.

Temos plena consciência dos problemas que o uso massificado, indiscriminado e não-qualificado do nosso modelo poderia causar. Claramente, se uma firma demonstra um perfil característico de problemas financeiros iminentes e se o modelo é usado por suas fontes de crédito, resulta que a *advertência* do modelo se transforma em sentença.

Vale destacar que, ainda que algumas firmas devam encerrar suas operações por causa de ineficiência incorrigível, defendemos enfaticamente a importância de detectar tempestivamente os problemas potenciais, como contribuição para reestruturar empresas em dificuldades temporárias.

Do ponto de vista das instituições financeiras, que provavelmente serão as primeiras a usar estes nossos modelos, destaca-se sua função como instrumento para aprimorar os critérios de alocação de seus recursos e para a avaliação de riscos de crédito. Em particular, os modelos se podem aplicar nos procedimentos internos de aferição de empréstimos problemáticos.

Do ponto de vista dos auditores independentes, um modelo como o apresentado neste estudo pode ser duplamente útil, para o auditor e para a própria firma, que poderá iniciar ação corretiva tempestiva, especialmente se um dispositivo externo e objetivo emitir um aviso antecipado de problemas potenciais.

Em qualquer dos casos, todavia, impõe-se considerar que o modelo aqui discutido é um instrumento de aferição e investigação e não deve ser tomado como infalível, nem como uma *caixa preta* para analisar problemas financeiros.

¹ Muitos desses estudos ou não foram publicados, ou a editora não é, ainda, conhecida dos autores deste trabalho.

² Em 1976, pelo menos seis firmas importantes, com ativos superiores a Cr\$ 500 milhões, tiveram problemas sérios.

³ A estrutura linear da análise discriminante foi adotada em vista da limitada precisão dos dados disponíveis. Ver Eisenbeis & Avery (1972) e Box (1949) para discussão de casos em que modelos não-lineares são mais apropriados.

⁴ Uma vantagem relevante da análise discriminante é reduzir o número de dimensões do espaço analisado. Se forem definidos, *a priori*, G grupos, o número de índices (e de funções discriminantes, com qualquer número de variáveis independentes) fica reduzido a $G - 1$. Neste estudo, os dois grupos são reduzidos a um espaço de uma dimensão: um único índice.

⁵ Os coeficientes da função discriminante foram calculados no computador da PUC, usando o Discriminant Analysis Program, em Norman, H. Nie et alii. *Statistical package for the social sciences*. 2nd ed, New York, McGraw-Hill, 1975.

⁶ Ressalve-se que a expressão "sem problema" significa apenas que a firma estava em operação (sem indícios de problemas financeiros) em julho de 1977. Na medida em que empresas classificadas no grupo NP possam enfrentar problemas sérios em futuro próximo, os resultados de nosso modelo podem ser algo distorcidos.

⁷ Procuramos encontrar duas firmas *sem problema*, no mesmo setor e aproximadamente do mesmo porte, para cada firma da amostra PS.

⁸ A hipótese parece razoável — mais de 55% das firmas que faliram nos EUA, em 1976, tinham menos de cinco anos de operação.

⁹ Uma vez que, para a maior parte das firmas brasileiras, os fundos supridos diretamente pelos acionistas foram integralizados nos primeiros anos de operação da firma, este valor representa agora apenas uma pequena parcela do não-exigível, que inclui as contrapartidas anuais da reavaliação dos ativos. Nos casos em que os acionistas tenham, recentemente, integralizado parcelas consideráveis do capital e que tais parcelas não tenham sido levadas em consideração, por falta de informação de nossa parte, a variável X_2 dessa firma estará distorcida para mais. É pouco provável que tal fato tenha acontecido em nossas amostras.

¹⁰ Ressalve-se que o tamanho e a natureza das amostras não atendem às premissas (normalidade das distribuições; homogeneidade das variâncias) subjacentes à definição do teste F (quociente das variâncias). Com a necessária cautela, todavia, as indicações da estatística F são relevantes.

¹¹ O valor do termo constante, para que o ponto crítico de separação seja zero, é calculado pela relação:

$$-Z_c = \ln \frac{q_1 C_1}{q_2 C_2}$$

onde:

$-Z_c$ = valor do termo constante (para ter modelo com ponto crítico de separação igual a zero);

I_n = logaritmo natural;

q_1 e q_2 = probabilidades prévias de classificação nos grupos PS ou NP.

C_1 e C_2 = custo dos erros (tipo I e tipo II) de mal classificar uma firma.

Se se assumem probabilidades prévias iguais e custos iguais para os dois tipos de erro, o termo constante resulta nulo. Veja Altman; Haldeman & Narayanan (1977) para uma simulação de resultados assumindo diversas probabilidades *a priori* e diversos custos de erros.

¹² Deve-se notar que não há consenso entre os analistas quanto à escolha do teste mais apropriado para aferir a importância relativa das variáveis usadas em uma análise discriminante.

¹³ Pontos críticos F para 1 e 52 graus de liberdade, com níveis de significância 0,001 e 0,01.

$$F_{1; 53} (0,001) = 12,0$$

$$F_{1; 53} (0,01) = 7,0$$

BIBLIOGRAFIA

Altman, E. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, Sept. 1968

_____, Predicting railroad bankruptcies in America, *Bell Journal of Economics and Management Science*, Spring 1973

_____, Predicting performance in the savings and loan industry. *Journal of Monetary Economics*, Oct. 1977

Altman, E.; Margaine, M.; Schlosser, M. & Vernimmen, P. Statistical credit analysis in the textile industry: a French experience. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Mar. 1974.

Altman, E. & Sorris, T. A financial early warning system for over-the-counter broker dealers. *Journal of Finance*, Sept. 1976.

Altman, E. & Haldeman, R.; & Narayanan, P. ZETA analysis a new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking and Finance*, Jun. 1977.

Box, G. E. P. A general distribution theory for a class of likelihood criteria. *Biometrika*, 36, 1949.

Deakin, E., A discriminant analysis of predictors of business failure. *Journal of Accounting Research*, Spring 1972.

_____, Business failure prediction: an empirical analysis. *Ih! Financial Crises: Institutions and Markets in a Fragile Environment*, New York, E. Altman and A. Sametz (eds.), Wiley Interscience, 1977.

Edmister, R. An empirical test of financial ratio analysis for small business failure prediction. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Mar. 1972.

Eisenbeis, R. & Avery, R. *Discriminant analysis and classification procedures: theory and applications*. Lexington, Mas., D. C. Heath and Co., 1922.

Fisher, R. A. The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Annals of Eugenics*, Sept. 1936.

Fundação Getulio Vargas. *Conjuntura Econômica*, 1976-7.

Glat, M. *Rentabilidade e formas de financiamento das sociedades anônimas brasileiras: o endividamento das empresas*. Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, 1977.

Kanitz, S. Como prever a falência de empresas. *Exame*, dez. 1974.

_____, *Indicadores contábeis e financeiros de previsão de insolvência: a experiência na pequena e média empresa brasileira*. Tese não-publicada; Universidade de São Paulo, 1976.

_____, O perigoso endividamento da empresa brasileira. *Exame*, out. 76.

Lachenbruch, P. An almost unbiased method of obtaining confidence intervals for the probability of misclassification in discriminant analysis. *Biometrics*, Dec. 1967.

Meyer, P. & Pifer, H. Prediction of bank failures. *Journal of Finance*, Sept. 1970.

Nakki, P. *Finplan — a model for credit rating in Finland*, Helsinki, Kansallis-Osake-Pankki Banki, 1976.

Schumpeter, J. *Business cycles*, New York, McGraw-Hill, 1939, vol. I and II.

Sinkey, J. A multivariate analysis of the characteristics of problem banks. *Journal of Finance*, Mar. 1975.

Smith, K. V. *Classification of investment securities using MDA; institute paper n.º 101*. Purdue University, Institute for Research in Behavioral, Economic and Management Sciences, 1965.

Taffler, R. & Tisshaw, H. Going, going, gone — four factors which predict. *Accountancy*, Mar. 1977.

REVISTAS DA F.G.V.

O MELHOR EM PUBLICAÇÕES ESPECIALIZADAS

-
- O CORREIO DA UNESCO
 - CONJUNTURA ECONÔMICA
 - REVISTA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS (RAE)
 - REVISTA DE ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA (RAP)
 - REVISTA DE DIREITO ADMINISTRATIVO (RDA)
 - REVISTA DE CIÊNCIA POLÍTICA (RCP)
 - ARQUIVOS BRASILEIROS DE PSICOLOGIA APLICADA
 - FORUM EDUCACIONAL
 - REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA (RBE)
-