

Identificação de indicadores contábeis significativos para previsão de concordata de empresas

*Antônio Zoratto Sanvicente
Andrea Maria A. F. Minardi*

I. Introdução

Previsão de concordatas é um aspecto essencial de modelos de gerenciamento de risco de crédito. Se a previsão de concordatas não for sólida, todo o modelo estará comprometido, e etapas futuras do modelo não serão capazes de solucionar esta falha.

O presente trabalho tem um caráter exploratório e visa identificar quais são os índices contábeis mais significativos para prever concordatas de empresas no Brasil. Um dos produtos do trabalho foi testar a crença de mercado de que demonstrações contábeis não fornecem boa informação para análise de crédito de empresas. A técnica estatística empregada foi análise discriminante, e os índices contábeis analisados foram selecionados com base em trabalhos de Edward Altman (1968 e 1977) e dinâmica de *overtrading* discutida por Assaf Neto e Tibúrcio Silva (1995).

Apresentamos como resultado uma equação que permite obter escores para empresas brasileiras. As conclusões obtidas servirão também como base para o desenvolvimento de um sistema classificatório (rating) de companhias abertas brasileiras, que será objeto de estudo de trabalhos futuros.

A metodologia exploratória aqui empregada poderá servir como orientação a instituições financeiras e de crédito que queiram desenvolver seus próprios modelos discriminantes de previsão de concordata.

Este artigo está estruturado em 5 partes: I. Introdução; II. Revisão de literatura, na qual são descritas as bases teóricas deste trabalho; III. Metodologia; IV. Resultados e V. Conclusão.

II. Revisão de literatura

A análise discriminante é largamente empregada na determinação de modelos para prever concordatas de empresas, e foi bastante difundida por Altman (1968). Esta técnica estatística define inicialmente dois ou mais grupos, e classifica as observações em um destes grupos, dependendo de suas características individuais. É utilizada basicamente para realizar classificações em problemas nos quais a variável dependente é

definida em termos qualitativos, como por exemplo macho e fêmea, ou concordatária e não concordatária, no caso de modelos de previsão de concordatas. Portanto, o primeiro passo é estabelecer grupos específicos de classificação.

Após a definição dos grupos, são coletados dados individuais dos elementos de cada grupo. A análise discriminante procura estimar a combinação linear das características individuais de cada elemento que melhor discrimina entre os grupos pré-estabelecidos. Esta técnica permite considerar todas as características comuns às empresas relevantes simultaneamente, assim como a interação destas propriedades. Outra vantagem da análise discriminante é reduzir o espaço dimensional das variáveis independentes para $G-1$ dimensões, onde G é o número de grupos estabelecidos a priori. Como a análise sugerida por Altman é constituída por dois grupos (concordatárias e não concordatárias), a análise é transformada em uma única dimensão.

O modelo inicial de Altman considerou como variáveis independentes os seguintes indicadores contábeis:

X_1 : capital de giro / ativo total

X_2 : lucros retidos / ativo total

X_3 : lucros antes de juros e imposto de renda / ativo total

X_4 : valor de mercado do patrimônio líquido / valor contábil do exigível total

X_5 : vendas / ativo total

Foi aplicado a uma amostra de 66 empresas americanas, sendo 33 concordatárias e 33 não concordatárias, no período de 1946 a 1965. O grupo de empresas não concordatárias consistiu em uma amostra emparelhada com a amostra de empresas concordatárias, estratificada por tamanho e indústria. Todas as variáveis, com exceção de X_5 , apresentaram F satisfatório ao nível de significância de 1%. No entanto, quando se verificou a contribuição relativa de cada variável ao poder discriminante da função, verificou-se que X_3 foi a variável mais importante, seguida por X_5 . O modelo mostrou-se eficaz na classificação de 95% das empresas um ano antes do evento da concordata. O erro tipo I (classificar empresas concordatárias como não concordatárias) foi de 6%, e o erro tipo II (classificar empresas não concordatárias como concordatárias) foi de 3%. Dois anos antes do evento da concordata, o modelo classificava corretamente 72% dos casos.

Em setembro de 1977, Altman, Baidya e Dias (1977) aplicaram o modelo no Brasil. Foi montada uma amostra de 23 empresas concordatárias ou liquidadas. Foram selecionadas uma ou duas empresas do mesmo setor industrial das concordatárias para formar o grupo das não concordatárias, e foram coletados dados de um ano antes do evento da concordata para a empresa emparelhada. As variáveis X_2 e X_4 do modelo original de Altman foram modificadas como adaptação ao contexto brasileiro. O lucro retido, que é o numerador da variável X_2 , consiste nos lucros acumulados da empresa menos dividendos pagos. Devido a diferentes práticas contábeis no Brasil e ajustes à inflação, não existe uma medida equivalente a lucros retidos. Os lucros retidos foram

aproximados pela diferença entre patrimônio líquido e capital social, e com isso X_2 foi calculado da seguinte maneira:

$$X_2 = (\text{Patrimônio Líquido} - \text{Capital Social}) / \text{Ativo Total}$$

Como muitas empresas não possuem ações negociadas em bolsa, em muitos casos não havia dados para se estimar o valor de mercado do patrimônio líquido, que é o numerador da variável X_4 . Portanto, o valor de mercado do patrimônio líquido foi substituído pelo valor contábil do patrimônio, e a variável foi calculada a partir da seguinte expressão:

$$X_4 = \text{Valor Contábil do Patrimônio Líquido} / \text{Valor Contábil do Exigível Total}$$

As cinco variáveis mostraram-se significantes ao nível de 1%, porém uma análise *stepwise* excluiu a variável X_1 , pois esta não acrescentava nenhum poder explanatório para o modelo, além de ter coeficiente com sinal contrário à intuição. Um dos motivos apontados pelos autores é o de que algumas das empresas tiveram crescimento muito rápido, sem os recursos necessários para suportá-lo, e por esse motivo a variável capital de giro não apresentou capacidade explanatória para o modelo.

O modelo com as quatro variáveis contábeis (X_2 , X_3 , X_4 e X_5) mostrou-se significativo ao nível de 1%, confirmando que as médias dos valores dos grupos são realmente resultantes de amostras provenientes de diferentes populações. O modelo classificou corretamente 88% dos casos.

Sanvicente e Bader (1996) reapplicaram o modelo proposto por Altman, Baidya e Dias no Brasil em 1996. Foi montada uma amostra de 72 empresas abertas que se tornaram concordatárias no período de janeiro de 1986 até dezembro de 1995. A amostra de empresas não concordatárias foi montada a partir de empresas abertas pertencentes ao mesmo setor industrial das concordatárias. Foram utilizadas as cinco variáveis consideradas por Altman, com alterações semelhantes às realizadas por Altman, Baidya e Dias. Abaixo vemos a descrição de cada uma das variáveis:

X_1 : (ativo circulante – passivo total) / ativo total

X_2 : (patrimônio líquido – capital social) / ativo total

X_3 : (lucro operacional – despesas financeiras + receitas financeiras) / ativo total

X_5 : receita líquida / ativo total

X_6 : valor contábil do patrimônio líquido / valor contábil do exigível total

Devido à indisponibilidade de dados para as cinco variáveis, a amostra total de empresas ficou limitada a 85 empresas no caso de três anos anteriores à concordata, 83 no caso de dois anos antes do evento da concordata, e 84 no caso de um ano antes do evento da concordata. Os resultados foram inferiores aos alcançados por Altman, Baidya e Dias, pois o modelo classificou corretamente 77,38% das empresas um ano antes da concordata, 75,90% dois anos antes, e 58,82% três anos antes do evento.

A intuição indica que todas as variáveis independentes do modelo deveriam ter coeficiente positivo. No entanto, isso não ocorreu em nenhum dos três casos para X_5 . Apenas X_3 e X_6 apresentaram coeficientes sistematicamente positivos. A variável que apresentou maior coeficiente padronizado, no caso de um ano antes do evento, foi X_1 , seguida por X_3 .

Contrariamente a Altman, Baidya e Dias, Sanvicente e Bader forneceram indícios de que a liquidez, representada por X_1 , era um fator relevante para a previsão de concordata de empresas brasileiras, e esse fato é confirmado neste trabalho, conforme apresentado na parte IV.

O fato da variável X_5 (giro do ativo) ter apresentado coeficiente negativo pode ser interpretado com a constatação de que muitas empresas apresentam dificuldades financeiras exatamente por estarem crescendo e não terem fontes próprias ou de longo prazo para financiar esse crescimento. Neste caso, essas empresas começam a financiar seu crescimento com créditos onerosos de curto prazo, e tornam-se dependentes da manutenção destes passivos, aumentando o risco de uma situação de insolvência. Esse fenômeno foi denominado efeito tesoura, ou *overtrading*, e é descrito por Assaf Neto e Tibúrcio Silva (1995).

O fato isolado de uma empresa ter capital de giro líquido negativo (diferença negativa entre ativo circulante e passivo circulante) não quer dizer que a empresa esteja próxima de uma situação de insolvência. Existem muitas indústrias que tradicionalmente trabalham com capital de giro líquido negativo, como supermercados, por exemplo. Da mesma maneira, é possível que empresas que possuam capital de giro líquido positivo estejam próximas à situação de insolvência.

Uma análise da dinâmica do *overtrading*, conforme recomendado por Assaf Neto e Tibúrcio Silva, é mais apropriada para identificar problemas futuros de insolvência. Conforme ilustrado na figura 1, as obrigações e os direitos de curto prazo são classificados como operacionais e financeiros. As contas Caixa e Bancos e Aplicações Financeiras são classificadas como Ativo Circulante Financeiro, e as contas Duplicatas a Receber, Estoques, Adiantamentos e Despesas de competência do exercício seguinte são classificadas como Ativo Circulante Operacional. As contas de Empréstimos Bancários, Financiamentos, Duplicatas Descontadas, Dividendos e Imposto de Renda devido são classificadas como Passivo Circulante Financeiro, e as contas Fornecedores, Salários e Encargos, Impostos e Taxas, Adiantamentos de Clientes são classificadas como Passivo Circulante Operacional.

As contas operacionais são diretamente influenciadas pelo volume de negócios (produção e vendas) e por características das fases do ciclo operacional (condições de recebimento e pagamento, prazo de estocagem). As contas financeiras têm uma natureza errática, e são formadas sem apresentar necessariamente um vínculo direto com o ciclo operacional da empresa. Variam em função da conjuntura e do risco de maior ou menor liquidez que a empresa deseja assumir.

A necessidade de investimento em capital de giro (NIG) é medida pela diferença entre ativo circulante operacional e passivo circulante operacional. Quando essa necessidade é positiva, indica uma necessidade permanente de investimento no giro da empresa. Quando essa necessidade é negativa, evidencia-se que o capital de giro é financiado por fontes operacionais. A expressão a seguir resume essa relação:

$$\text{NIG} = \text{Ativo Circulante Operacional} - \text{Passivo Circulante Operacional}$$

Uma administração mais conservadora faz com que a necessidade total de financiamento permanente (soma da NIG com investimentos permanentes) seja financiada com recursos permanentes (capital próprio e financiamentos de longo prazo).

Figura 1 – Grupos patrimoniais operacionais, financeiros e permanentes

ATIVO		PASSIVO	
CIRCULANTE	FINANCEIRO	Caixa e Bancos Aplicações Financeiras	Empréstimos Bancários Financiamentos Duplicatas Descontadas Dividendos e IR
	OPERACIONAL	Duplicatas a Receber Estoques Adiantamentos e Despesas de Competência do Exercício Seguinte	Fornecedores Salários e Encargos Impostos e Taxas Adiantamentos de Clientes
PERMANENTE		Realizável a Longo Prazo Investimento Fixo	Exigível a Longo Prazo Patrimônio Líquido
			PERMANENTE

O saldo do disponível (SD) representa a diferença entre ativo circulante financeiro e passivo circulante financeiro, ou também a diferença entre passivo permanente e necessidade total de financiamento permanente (NTFP). Funciona como uma reserva financeira da empresa para fazer frente a eventuais expansões da necessidade

de investimento operacional em giro, principalmente aquelas de natureza sazonal. Resumindo:

$$\begin{aligned} \text{SD} &= \text{Passivo Permanente} - \text{NTFP} \\ &\text{ou} \\ \text{SD} &= \text{Ativo Circulante Financeiro} - \text{Passivo Circulante Financeiro} \end{aligned}$$

O capital de giro líquido (diferença entre ativo circulante e passivo circulante) é igual à soma da NIG com o SD. O efeito tesoura acontece quando existe um crescimento de vendas, e portanto um crescimento da NIG, mais do que proporcional ao crescimento do capital de giro líquido, resultando portanto em SD negativo.

Não encontramos no Brasil trabalhos de análise de risco de crédito que empreguem análises discriminantes nas quais algumas das variáveis independentes representem a dinâmica do *overtrading*.

As variáveis que indicam a existência do fenômeno de *overtrading*, NIG e SD, são as duas componentes do capital de giro líquido, representado no modelo por X_1 , que é um fator relevante para prever concordatas no Brasil. Atentos ao fato de que várias empresas brasileiras enfrentam situações de insolvência em decorrência do efeito tesoura, decidimos analisar se, ao substituímos X_1 por NIG e SD, melhoramos a acurácia da função discriminatória.

III. Metodologia

Coletamos informações contábeis (preferencialmente consolidadas¹) de 92 empresas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, dentre as quais 46 tiveram ações negociadas como concordatárias no período de 1986 a 1998. As demonstrações contábeis de 1986 estavam em regime de legislação societária, de 1987 a 1995 em regime de correção integral, e em 1996 e 1997 em regime de legislação societária. O grupo de empresas não concordatárias foi constituído por uma amostra emparelhada com o grupo concordatário, estratificado por setor industrial. Utilizou-se a classificação setorial do banco de dados da Economática. A tabela 1 apresenta a amostra das empresas consideradas em cada um dos grupos. Considerou-se como data do evento da concordata o ano em que as ações da empresa passaram a ser cotadas com a classificação de concordatárias, que não é necessariamente o ano em que a empresa entrou com pedido de concordata.

Hering Brinquedos, Trol e Glasslite, embora pertençam ao setor de brinquedos, foram emparelhadas com empresas pertencentes a outro setor. Isto se deve ao fato de que a única empresa de capital aberto classificada pela Economática como pertencente ao

¹ Em vários casos as demonstrações financeiras não consolidadas não apresentavam dados sobre receita líquida.

setor de brinquedos que não entrou em concordata no período analisado foi a Estrela, que foi emparelhada com a Tectoy.

Como este trabalho teve uma natureza explanatória, testamos 14 variáveis independentes:

- X₁: (ativo circulante – passivo total) / ativo total
- X₂: (patrimônio líquido – capital social) / ativo total
- X₃: (lucro operacional – despesas financeiras + receitas financeiras) / ativo total
- X₄: valor contábil do patrimônio líquido / valor contábil do exigível total
- X₅: receita líquida / ativo total
- X₆: (ativo circulante operacional – passivo circulante operacional) / ativo total
- X₇: (ativo circulante financeiro – passivo circulante financeiro) / ativo total
- X₈: lucro operacional antes de juros e imposto de renda / despesas financeiras
- X₉: fluxo de caixa das operações / ativo total = (LAJIR + depreciação – investimento em capital de giro) / ativo total
- X₁₀: investimento permanente / ativo total
- X₁₁: impostos / ativo total
- X₁₂: variação do disponível / ativo total
- X₁₃: pagamento líquido aos credores / ativo total
- X₁₄: pagamento líquido aos acionistas / ativo total

Pode ser percebido que as cinco primeiras variáveis foram as mesmas testadas no Brasil por Altman, Baidya e Dias em 1977 e por Sanvicente e Bader em 1996. As variáveis X₆ e X₇ referem-se a medidas de liquidez que controlam o fenômeno de *overtrading* citado por Assaf Neto e Tiburcio Silva. A variável X₈ corresponde ao índice de cobertura de juros, e é uma das variáveis consideradas na concessão de ratings pela agência Standard & Poor's (1997). As variáveis X₉ a X₁₄ foram sugeridas por Mossman, Bell, Swartz e Turtle (1998) em um modelo discriminante baseado em dados de fluxo de caixa.

Mossman, Bell, Swartz e Turtle realizaram uma comparação empírica dos modelos de previsão de concordata de Altman e do modelo discriminante com variáveis de fluxo de caixa. O modelo de Altman produziu melhores resultados um ano antes da concordata. O modelo de fluxo de caixa produziu melhores resultados dois e três anos antes da concordata.

Em nosso estudo, foram realizadas três análises discriminantes para as empresas da amostra. A primeira empregou dados de demonstrações contábeis publicadas um ano antes do evento da concordata, a segunda dados de dois anos antes, e a terceira de três anos antes. Os dados foram extraídos dos bancos de dados do IBMEC (Sabe) e da Económica, no período de 1986 a 1997.

Tabela 1 – Amostra de Empresas Concordatárias e Não Concordatárias

Empresas Concordatárias	Empresas não Concordatárias (amostra emparelhada)	Data do Evento da Concordata	Setor Industrial
Brumadinho	Paranapanema	1988	Mineração
Jaraguá	Teka	1988	Textil
Aliperti	Villares	1989	Siderurgia
Café Brasília	Cacique	1989	Alimentos
Ferragens Haga	Mangels	1989	Metalurgia
Quimisinós	White Martins	1989	Química
Curt	Tibras	1990	Química
Engesa	Marcopolo	1990	Material Transporte
Guararapes	Alpargatas	1990	Textil
Hering Brinquedos	DF Vasconcelos	1990	Outros
Imcosul	Casa Anglo	1990	Comércio
Madeirit	Duratex	1990	Madeira
Pacaembu	Granóleo	1990	Alimentos
Persico	Tupy	1990	Metalurgia
C Fabrini	Albarus	1991	Material Transporte
Celulose Irani	Aracruz	1991	Papel e Celulose
Cobrasma	DHB	1991	Material Transporte
Conforja	Hércules	1991	Metalurgia
EDN Estireno	Copene	1991	Petroquímica
Meridional	Gerdau	1991	Metalurgia
Microlab	Elebra	1991	Eletrônicos
Nogam	Arthur Lange	1991	Couro
Transparaná	Recrusul	1991	Material Transporte
Trol	Bic Caloi	1991	Brinquedo
Trorion	Orion	1991	Químicos
Liasa	Manesmann	1992	Siderurgia
Lojas Hering	Lojas Americanas	1992	Comércio
Lum's Textil	Wembley	1992	Textil
Staroup	Kalil Sehbe	1992	Textil
Aço Altona	Eluma	1993	Metalurgia
Gurgel	lochpe	1993	Material Transporte
Sibra	Usiminas	1993	Siderurgia
Ferro Ligas	Belgo Mineira	1994	Siderurgia
Aquatec	Bombril	1995	Química
Inbrac	Weg	1995	Eletrônicos
Londrimalhas	Artex	1995	Textil
Mesbla	Lojas Renner	1995	Comércio
Montreal Engenharia	Sultepa	1995	Construtora
Cibran	Biobrás	1996	Química
Trufana	Brasperola	1996	Textil
Brasinca	Randon	1997	Material Transporte
Casa José Silva	Grazziotin	1997	Comércio
Corbetta	Vulcabras	1997	Couro
Glasslite	Beta	1997	Outros
Para de Minas	Cedro	1997	Textil
Tectoy	Estrela	1998	Brinquedo

IV. Resultados

Iniciamos nossa exploração pelo modelo de Altman, com as cinco primeiras variáveis. Por falta de dados, no caso de um ano antes do evento da concordata, a amostra foi reduzida para 81 empresas, sendo 37 concordatárias e 44 não concordatárias.

A função apresentou um chi-quadrado de 29,334, sendo significativa a 99,99%. O modelo fez classificação correta em 80,2% dos casos, sendo 81,1% das empresas concordatárias e 79,5% das empresas não concordatárias.

No caso de dois anos antes do evento da concordata, foram consideradas 82 empresas na análise, sendo 38 concordatárias e 44 não concordatárias. O modelo foi significativo a 99,4% e classificou corretamente 75,6% dos casos, sendo 68,4% de empresas concordatárias e 81,8% de empresas não concordatárias.

No caso de três anos antes do evento da concordata, foram consideradas 74 empresas, sendo 35 concordatárias e 39 não concordatárias. O modelo não foi significativo a 95% e classificou corretamente apenas 59,5% do total das observações, sendo 51,4 % das empresas concordatárias e 66,7% das empresas não concordatárias.

A tabela 2 apresenta o resultado da análise para o caso de um ano antes do evento da concordata.

Tabela 2 – Sumário da análise discriminante para o caso de um ano antes do evento da concordata – variáveis do modelo de Altman, Baidya e Dias

Variável	Coefficiente Padronizado	Correlação com a Função	Estatística t
X ₁	0,726	0,887	5,333
X ₂	-0,323	0,663	2,370
X ₃	0,471	0,465	4,136
X ₄	0,340	0,383	2,793
X ₅	-0,062	-0,138	(*)-0,963

(*) não significativa a 5%

A variável X₅, do mesmo modo que em Sanvicente e Bader, apresentou coeficiente com sinal negativo. A variável X₂, embora significativa, também apresentou sinal negativo, o que é contrário à intuição.

A variável mais relevante foi X₁, sendo a única selecionada em procedimento *stepwise*. Esse resultado foi confirmado por modelos LOGIT e PROBIT, pois X₁ foi a única variável estatisticamente significativa no nível de 95% em ambos os casos.

A variável X₁ conseguiu isoladamente classificar corretamente 76,8% das empresas, acertando 70,3% das concordatárias e 82,2% das não concordatárias.

Ao eliminarmos a variável X₅, a capacidade de previsão do acerto não sofreu nenhuma alteração. No entanto, quando eliminamos a variável X₂, a capacidade de previsão do modelo caiu para 75,6% de acerto.

Testamos então se a capacidade de previsão do modelo se alteraria caso substituíssemos a variável X_1 pelas variáveis X_6 e X_7 . Segundo Assaf Neto e Tibúrcio Silva, X_6 e X_7 poderiam identificar melhor o fenômeno de *overtrading*. Neste caso, empresas que apresentassem capital de giro líquido positivo, mas saldo de tesouraria negativo seriam identificadas, da mesma maneira que empresas que possuem capital de giro líquido negativo, mas saldo de tesouraria positivo.

Realizamos então a análise com as variáveis X_2 , X_3 , X_4 , X_5 , X_6 e X_7 . Por problemas de falta de dados, a amostra foi reduzida a 81 casos, sendo 37 concordatárias e 44 não concordatárias. Os resultados foram idênticos aos do modelo de cinco variáveis de Altman, persistindo o problema de sinal negativo das variáveis X_2 e X_5 .

Incluímos a variável X_8 no modelo de Altman com quatro variáveis (X_1 , X_2 , X_3 , X_4), e analisamos 66 casos, sendo 33 concordatárias e 33 não concordatárias. Obtivemos uma função com chi-quadrado de 23,349 e significância de 99,99%. Esse foi o modelo que apresentou melhor capacidade de previsão: acertou 81,8% dos casos, sendo 81,8% concordatárias e 81,8% não concordatárias. O resultado detalhado é apresentado na tabela 3.

Tabela 3 – Sumário da análise discriminante para o caso de um ano antes do evento da concordata – modelo de Altman com a inclusão do índice de cobertura de juros

Variável	Coefficiente Padronizado	Correlação com a Função	Estatística t
X_1	0,631	0,876	4,584
X_2	-0,294	0,450	2,445
X_3	0,533	0,738	4,036
X_4	0,343	0,406	2,132
X_8	-0,087	0,541	2,962

Testamos também uma análise discriminante com os indicadores propostos por Mossman, Bell, Swartz e Turtle, ou seja, com os índices X_9 , X_{10} , X_{11} , X_{12} , X_{13} . O índice X_{14} não foi incluído na análise por falta de dados, na maioria dos casos, sobre integralização de capital e pagamento de dividendos. A função resultante, no caso de um ano antes do evento da concordata, não foi significativa a 95%, e classificou corretamente apenas 67,7% dos casos.

V. Conclusão

Embora exista uma crença de que indicadores contábeis, mesmo de companhias abertas, não são medidas confiáveis para análise de risco de crédito de empresas, conseguimos obter resultados bastante satisfatórios, na ordem de 80% de acerto.

Isso mostra que a análise discriminante baseada em indicadores contábeis é uma ferramenta útil para prever concordatas de empresas, e que pode ser utilizada para dar escores associados a risco de crédito a empresas.

Os indicadores contábeis que possuem maior poder de previsão de concordata são os índices de liquidez. Não conseguimos obter melhor resultado quando substituímos o índice de liquidez (X_1) por suas duas componentes: necessidade de capital de giro (X_6) e saldo de tesouraria (X_7).

Embora menos significativos que indicadores de liquidez, os indicadores de lucros retidos (X_2), rentabilidade (X_3), endividamento (X_4) e cobertura de juros (X_8) aumentaram o poder de previsão do modelo. O indicador de e giro do ativo (X_5) contribuiu negativamente para o poder de previsão da função, e apresentou sinal contrário à intuição. Portanto, resolvemos eliminá-lo do modelo.

A função discriminante que obteve a maior precisão classificou corretamente 81,8% dos casos, e é descrita pela relação a seguir:

$$Z = -0,042 + 2,909 X_1 - 0,875 X_2 + 3,636 X_3 + 0,172 X_4 + 0,029 X_8$$

Esta função foi obtida com dados de um ano antes do evento de concordata.

O modelo perde poder preditivo à medida em que o período analisado se afasta do evento da concordata. O resultado com as variáveis X_1 , X_2 , X_3 , X_4 e X_5 , no caso de dois anos antes do evento da concordata, ainda foi satisfatório, embora inferior ao de um ano antes do evento, com índice de acerto de 75,6%. Com os dados referentes a três anos antes do evento, os resultados não foram estatisticamente significantes.

VI. Bibliografia

Altman, E.I., “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *Journal of Finance*, setembro de 1968, pp. 586 - 609.

Altman, E.I., Baidya, T.K.N. e Dias, L.M.R., “Assessing Potential Financial Problems for Firms in Brazil”, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, Working Paper nº 125, 1977.

Assaf Neto, A. e Tibúrcio Silva, C.A., *Administração do Capital de Giro*. Editora Atlas, 1995.

Mossman, C.E., Bell, G.C., Swartz, L.M. e Turtle, H., “An empirical comparison of bankruptcy models”, *The Financial Review* 33, 1998, pp.35-54.

Sanvicente, A. Z. e Bader, F.L.C., “Filing for Financial Reorganization in Brazil: Event Prediction with Accounting and Financial Variables and the Information Content of the Filing Announcement”, Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, São Paulo, Brasil, Working Paper, março de 1996.

Standard & Poor’s. *Debt Rating Criteria*, 1997,
<http://www.ratings.standardpoor.com/criteria/index.htm>