

# **A Previsão de Insolvência pelo Modelo de Cox: Uma Contribuição para a Análise de Companhias Abertas Brasileiras**

Autoria: Márcio Severo Martins, Oscar Claudino Galli

## **RESUMO**

*Os primeiros estudos sobre previsão de falência foram elaborados por volta da década de 30. Entretanto, o assunto só ganhou impulso a partir da utilização de técnicas estatísticas, ao longo dos anos 60. No Brasil, os primeiros trabalhos sobre o assunto datam dos anos 70. A esse respeito, vale destacar que a técnica estatística empregada em grande parte destes estudos foi a análise discriminante linear multivariada.*

*Na tentativa de contribuir para o tema, este trabalho se propôs a testar um modelo de previsão de concordatas de empresas de capital aberto, a partir da modelagem desenvolvida por Cox (1972). Esse modelo se diferencia daqueles estimados a partir de técnicas logit, probit e análise discriminante na medida em que fornece não apenas a probabilidade de que um determinado evento ocorra no futuro, mas também uma estimativa do tempo até sua ocorrência.*

*A análise dos resultados demonstrou que é possível identificar, antecipadamente, o risco de concordata de uma empresa de capital aberto. Nesse sentido, acredita-se que o modelo de Cox possa ser utilizado como auxiliar na previsão de concordatas de companhias abertas operando na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa.*

**Palavras-Chave:** *Modelo de Riscos Proporcionais de Cox, previsão de concordatas, empresas de capital aberto, Bovespa.*

## **1. INTRODUÇÃO**

Os primeiros estudos sobre a previsão de falência foram elaborados por volta da década de 30. Entretanto, o assunto só ganhou impulso a partir da utilização de técnicas estatísticas, ao longo dos anos 60.

Neste sentido, a publicação do artigo “*Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*”, de Edward Altman (1968), constitui um divisor de águas. De fato, os estudos sobre falência realizados até aquela data analisavam os diversos indicadores contábeis isoladamente. A utilização da análise discriminante permitiu que se avaliasse a importância de cada índice numa base multivariada.

Contrapondo-se a uma visão acadêmica que desprezava a análise baseada em índices contábeis, esse autor utilizou a previsão de falências como exemplo ilustrativo de sua importância. Ao demonstrar que a falência de uma companhia podia ser prevista a partir da análise de seus indicadores contábeis, Altman ajudou a expandir os limites da análise econômico-financeira.

Estudos realizados posteriormente se preocuparam em analisar o risco de falência de empresas financeiras e não-financeiras, por meio de técnicas estatísticas multivariadas. Neste sentido, destacam-se, cronologicamente, os trabalhos de Sinkey (1975; análise discriminante), Lane, Looney e Wansley (1986; modelo de risco proporcional de Cox), Thomson (1991; *logit*), Whalen (1991; modelo de risco proporcional de Cox), Morgado (1997; análise discriminante), Lennox (1998; análise discriminante, *logit* e *probit*), Shumway (1999; modelo de risco proporcional), Rosillo C. (2001; análise discriminante) e Molina (2002; modelo de risco proporcional de Cox).

No Brasil, os primeiros trabalhos sobre o assunto datam dos anos 70. A esse respeito, vale destacar que a técnica estatística empregada em grande parte destes estudos foi a análise discriminante linear multivariada.

De fato, um balanço dos estudos realizados ao longo do período 1976-1996 mostra que, à exceção de Carmo<sup>i</sup>, os trabalhos de Elizabetsky, Kanitz, Matias, Altman-Baydia-Dias, Marques, Bragança-Bragança, Kasznar, Nunes e Santos empregaram a análise discriminante na estimação de modelos voltados à previsão de falência de empresas financeiras e não-financeiras.

A utilização de outras técnicas só ocorre, efetivamente, a partir de 1996, com os trabalhos de Matias e Siqueira, Minussi (regressão logística); Matias e Almeida, Lachtermacher e Espenchiitt (redes neurais); Rocha, Janot (modelo de risco proporcional de Cox).

Na tentativa de contribuir para o tema, este trabalho se propôs a testar um modelo de previsão de insolvência<sup>ii</sup> de empresas de capital aberto a partir da modelagem desenvolvida por Cox (1972). Esse modelo se diferencia daqueles estimados a partir de técnicas *logit*, *probit* e análise discriminante na medida em que fornece não apenas a probabilidade de que um determinado evento ocorra no futuro, mas também uma estimativa do tempo até sua ocorrência.

Nesse sentido, a estimação das probabilidades de sobrevivência para diferentes horizontes de tempo permite obter o “perfil de sobrevivência” das empresas incluídas na amostra. Além disso, esse modelo possui a vantagem de não estabelecer hipótese sobre a forma de distribuição dos dados.

Embora tenha sido empregado na previsão de falência bancária por Rocha (1999) e Janot (1999), não se conhece, até o presente momento, qualquer iniciativa no sentido de adaptá-lo à previsão de insolvência de companhias abertas. De fato, essa é a principal contribuição do trabalho proposto.

Este artigo está estruturado em cinco tópicos, dos quais esta introdução é parte integrante. O segundo tópico apresenta uma série de razões que justificam a realização do estudo sob a ótica da previsão de insolvência (concordata). Na sequência, faz uma síntese dos estudos sobre a previsão de falências nos quais se empregou o modelo de Cox, tanto em nível internacional quanto nacional.

O terceiro tópico inicia apresentando uma breve explanação sobre Análise de Sobrevivência, área da Estatística na qual se insere o Modelo de Cox, destacando, logo a seguir, algumas aplicações, vantagens e desvantagens do referido modelo. Em seguida, descreve o Modelo de Riscos Proporcionais de Cox.

O quarto tópico apresenta o método utilizado na análise, bem como os resultados decorrentes de sua aplicação. O quinto tópico conclui o artigo apresentando algumas considerações sobre os resultados, limitações e potencialidades estudo desenvolvido.

## **2. A PREVISÃO DE INSOLVÊNCIA E O MODELO DE COX**

Em sua tese de doutorado, sobre o instituto jurídico da concordata, Matias (1992) observou que o perfil das empresas antes da concordata se caracterizava pelo endividamento histórico, imobilização contínua e deterioração do capital de giro. Nesse ambiente, uma queda nas vendas precipitava a insolvência da empresa pela incapacidade de cumprir suas obrigações.

De acordo com esse autor, a situação financeira das empresas não melhorava após a concordata. Embora a estrutura de capital apontasse uma redução do endividamento e das dívidas de curto prazo, muitas firmas se encontravam descapitalizadas ao final do processo. Além disso, o grau de imobilização, a liquidez e a rentabilidade não se modificavam

significativamente, de forma que muitas empresas continuavam insolventes após o encerramento da concordata.

Nesse sentido, um sistema de *early warning* capaz de identificar empresas insolventes com antecedência de alguns meses é uma ferramenta de grande utilidade para autoridades governamentais, instituições financeiras e investidores em geral. Com efeito, o esforço realizado no sentido de antecipar uma situação de insolvência se justifica em função de suas inúmeras aplicações, dentre as quais destacam-se:

- Monitoração de empresas: Um sistema de *early warning* permite que as autoridades governamentais fiscalizem as empresas de forma mais eficiente.
- Redução do risco envolvido em operações de crédito (financiamento): Um sistema de *early warning* atende às necessidades de instituições financeiras às voltas com o problema da análise de crédito, na medida em que auxilia a avaliar os riscos envolvidos em operações desta natureza. Neste sentido, se a probabilidade de insolvência do tomador de recursos exceder à probabilidade (risco) de insolvência admitida pelo agente financeiro, este pode negar a concessão do crédito (ou negociar as condições do contrato) baseado em critérios objetivos.
- Redução do risco associado a operações de investimento (compra de títulos de dívida, ações, etc): A determinação do risco de insolvência é conveniente para os investidores, pois permite classificar os diversos títulos negociados no mercado em função das condições financeiras da empresa que os emitiu, desconsiderando oscilações atípicas causadas por movimentos especulativos.

Lane, Looney e Wansley (1986) foram os primeiros a adaptar o Modelo de Riscos Proporcionais de Cox à previsão de falências. Utilizando as falências bancárias ocorridas ao longo do intervalo compreendido entre os meses de janeiro de 1979 e junho de 1984, os autores estimaram dois modelos segundo esse método: o primeiro modelo calculava a probabilidade de um banco falir nos 12 meses seguintes; o segundo modelo calculava a mesma probabilidade para os 24 meses seguintes.

A amostra utilizada nesse trabalho era composta por 130 bancos insolventes, e 334 bancos solventes. Para efeito de comparação, os autores utilizaram a mesma amostra para estimar um modelo de falência bancária por meio de análise discriminante linear multivariada.

De acordo com os autores, os resultados não apontaram o predomínio de um modelo sobre o outro, embora o modelo de Cox tenha apresentado melhores resultados num horizonte de tempo de 24 meses.

Whalen (1991) construiu um sistema de alerta antecipado (*early warning system*) baseado no modelo de Cox. Utilizando uma amostra dos bancos que faliram entre o primeiro dia de janeiro de 1987 e último dia de outubro de 1990, e um grupo de 1.500 bancos que não faliram dentro deste período, o autor estimou o modelo para um pequeno grupo de variáveis explicativas. Seus resultados indicam que o modelo identificou os bancos solventes e insolventes com grande exatidão.

Adicionalmente, Whalen (1991) observa que uma grande proporção dos bancos que faliram subsequenteiramente apareciam como falências potenciais em períodos anteriores à concretização do evento. Neste sentido, o autor se mostra surpreso com o índice de acertos do modelo, uma vez que os coeficientes foram estimados com dados de 1986, e não foram atualizados posteriormente.

Molina (2002) utilizou o modelo de Cox para identificar os indicadores financeiros que poderiam ter predito as falências bancárias ocorridas durante a crise financeira ocorrida na Venezuela entre os anos de 1994 e 1995.

A amostra usada nesse trabalho era composta por 36 bancos (19 solventes e 17 insolventes), sobre os quais foram coletadas informações semestrais para o período compreendido entre junho de 1987 e junho de 1996. A probabilidade de falência foi calculada para um conjunto de 13 indicadores financeiros, englobando as dimensões liquidez, rentabilidade e endividamento.

Seus resultados demonstraram que a habilidade para gerar lucros expressivos e a garantia dos títulos governamentais de baixo risco foram determinantes para evitar a falência durante uma crise que arruinou mais da metade do sistema financeiro venezuelano.

Na tentativa de obter um sistema de *early warning* capaz de identificar instituições bancárias em dificuldades, Rocha (1999) construiu um modelo de previsão de falência utilizando a modelagem desenvolvida por Cox. Utilizando um conjunto de 26 indicadores financeiros, a autora estimou o modelo a partir de uma amostra formada por 32 bancos (17 solventes e 15 insolventes). Os resultados de seu trabalho indicam que o modelo de risco proporcional pode ser utilizado como um sistema de *early warning*, uma vez que apresenta elevado grau de precisão, identificando, com antecedência, boa parte das falências verificadas no período em estudo.

Janot (1999) desenvolveu trabalho semelhante em sua dissertação de mestrado, ao construir modelos de previsão de insolvência bancária utilizando regressão logística e o modelo de riscos proporcionais de Cox. Utilizando uma amostra composta por 40 bancos solventes e 21 insolventes (que sofreram intervenção e/ou liquidação por parte do Banco Central ao longo do período compreendido entre os anos de 1995 e 1998), o autor conclui que tanto a regressão logística quanto o modelo de risco proporcional de Cox podem ser usados como sistemas de “*early warning*”. Entretanto, seus resultados favorecem o modelo de Cox na medida em que apresenta maior capacidade de previsão, além de estimar o tempo restante até a falência/intervenção do Banco Central (BACEN).

### 3. A ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA E O MODELO DE COX

O Modelo de Riscos Proporcionais de Cox pertence a uma área da estatística denominada Análise de Sobrevivência (*Survival Analysis*). Esse modelo, de larga aplicação na área biomédica, se diferencia daqueles estimados a partir de técnicas *logit*, *probit* e análise discriminante, uma vez que fornece não apenas a probabilidade de que um determinado evento ocorra no futuro, mas também uma estimativa do tempo até sua ocorrência.

Nesse sentido, a estimação da probabilidade de sobrevivência para diferentes horizontes de tempo permite obter o “perfil de sobrevivência” das empresas incluídas na amostra. Além disso, esse modelo possui a vantagem de não estabelecer qualquer hipótese sobre a forma de distribuição dos dados.

Entretanto, o modelo possui algumas limitações. Da mesma forma que outras técnicas estatísticas utilizadas na previsão de insolvência, o modelo de risco proporcional exige dados anteriores ao evento sob análise. Além disso, o modelo assume que os valores das variáveis independentes não se alteram ao longo do período de tempo no qual se desenvolve o estudo (suposição de proporcionalidade das taxas de falha). Segundo Whalen (1991; p.23), a violação desta hipótese pode reduzir a precisão do modelo.

#### 4.1. Descrição do Modelo

Dado que “*t*” representa o *tempo até a falha*, e “*T*” representa a variável aleatória *tempo de falha*, a função de sobrevivência  $S(t)$  é definida como a probabilidade de uma empresa sobreviver mais do que “*t*” períodos, de acordo com a fórmula<sup>iii</sup>:

$$S(t) = \text{Prob}(T > t) = 1 - F(t). \quad (3.1)$$

Em outras palavras, a função de sobrevivência gera a probabilidade de que uma empresa sobreviva além de determinado intervalo de tempo arbitrado para a falha. Considerando que uma empresa qualquer não falhou dentro do período “t”, é possível especificar a probabilidade de que isto ocorra no instante “t+1” pela função risco:

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + dt / T > t)}{dt} = \frac{-S'(t)}{S(t)}. \quad (3.2)$$

Embora a função de sobrevivência seja matematicamente equivalente<sup>iv</sup> à função densidade de probabilidade e à função risco, na maioria das vezes a distribuição da variável aleatória *tempo de falha* é caracterizada pela última. Neste sentido, as estimativas de  $h(t)$  permitem obter as estimativas de  $S(t)$  pela fórmula:

$$S(t) = \exp\left[-\int_0^t h(u)du\right]. \quad (3.3)$$

A formulação de hipóteses sobre a forma da distribuição da variável aleatória *tempo de falha* possibilita a especificação de diferentes tipos de funções de risco. No modelo proposto, a função risco no tempo “t” é dada pela fórmula:

$$h(t / X, B) = h_0(t)g(X, B) \quad (3.4)$$

onde  $h_0(t)$  representa a função risco de uma empresa com  $X=0$ , e  $g(X,B)^v$  representa uma função de  $X$  para a qual  $g(0) = 1$ . Ao centrar as variáveis explicativas, de forma que uma empresa com  $X = 0$  tenha valores iguais às médias populacionais, pode se interpretar  $h_0(t)$  como a função risco de uma empresa média.

Nesse sentido, o modelo de risco proporcional pode ser entendido como o produto de uma função risco médio por uma função dos desvios das variáveis explicativas de seus valores médios. No presente trabalho, utiliza-se a função risco definida por:

$$h(t / X, B) = h_0(t) \exp(X' B). \quad (3.5)$$

onde  $g(X,B)=\exp(X'B)$ , a exemplo de Rocha (1999; p.140) e Janot (1999; p.23).

Para efeito de tipificação, o modelo de Cox é considerado semi-paramétrico, pois é composto de uma parte paramétrica (vetor de parâmetros da regressão  $B$ ) e outra não-paramétrica, chamada função de risco “baseline”  $h_0(t)$ . Considerando que  $h_0(t)$  é arbitrária e só depende do tempo, a estimação de  $B$ , ou de  $h(t)$ , não exige hipóteses sobre a forma de distribuição da variável aleatória *tempo de falha*.

Dado que “t” representa o intervalo de tempo sobre o qual se deseja inferir a probabilidade de falha de uma empresa, e  $X$  representa um vetor de variáveis explicativas composto por um conjunto de indicadores econômico-financeiros, é possível estimar a função de sobrevivência pela fórmula:

$$S(t / X, B) = S_0(t) \exp(-X' B) \quad (3.6)$$

onde

$$S_0(t) = \exp\left[-\int_0^t h_0(u)du\right] \quad (3.7)$$

representa a função de sobrevivência *baseline*<sup>vi</sup>. Como  $S_0(t)$  só depende do tempo, apresenta o mesmo valor para todas as empresas em cada horizonte de tempo calculado.

Dessa forma, o cálculo da probabilidade de sobrevivência exige que se especifique um horizonte de tempo para a determinação da probabilidade *baseline*. Em seguida, substituem-se os valores das variáveis explicativas na equação (3.6) de forma a se obter a função de sobrevivência para cada empresa da amostra. Como resultado, obtém-se a probabilidade de uma empresa sobreviver um determinado período de tempo “t” no futuro.

#### 4. MÉTODO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

A literatura financeira não estabelece, de forma definitiva, quais indicadores são mais significativos para a previsão de insolvência. Embora muitos índices sejam utilizados de forma recorrente por vários pesquisadores, o processo de escolha depende, em grande parte, da disponibilidade de dados e da subjetividade do pesquisador. No presente trabalho, foram empregados índices tradicionalmente utilizados na análise de balanços<sup>vii</sup>, em conjunto com indicadores referenciados na literatura financeira (vide anexo A).

A exemplo de estudos anteriores, a amostra foi obtida a partir de dois grupos de empresas: concordatárias (C) e não-concordatárias (NC). A seleção das empresas concordatárias utilizadas em cada etapa do processo foi feita de acordo com o método utilizado por Whalen (1991, p.24)<sup>viii</sup>. Nesse sentido, todas as empresas listadas como concordatárias ao longo do período compreendido entre os anos de 1990 e 1994 foram utilizadas na etapa de estimação do modelo. Para a etapa de validação utilizaram-se todas as empresas listadas como concordatárias ao longo do período 1995-2000.

O segundo grupo (ou grupo de controle) foi composto por empresas de atividade industrial e/ou comercial que não recorreram à concordata ao longo do período compreendido entre os anos de 1990 e 2000<sup>ix</sup>. Na composição do grupo de empresas não-concordatárias foram utilizadas empresas dos mesmos setores das concordatárias, segundo a classificação do SABE-Partner.

Ato contínuo, a amostra foi dividida em duas partes. A primeira parte foi utilizada para estimar o modelo (ao longo do período 1990-1994), enquanto a segunda parte foi utilizada em sua validação (ao longo do período 1995-2000), de acordo com a Tab. 1.

**Tabela 1 - Amostra de empresas concordatárias (C), não-concordatárias (NC), e amostra total nas fases de estimação e validação do modelo.**

<b>Fase</b>	<b>Concordatárias (C)</b>	<b>Não-Concordatárias (NC)</b>	<b>Total</b>
Estimação	19	29	48
Validação	15	61	76
Total	34	90	124

Nesse sentido, cumpre observar que a escolha dos períodos de estimação e validação foi motivada por razões de ordem prática. Em primeiro lugar, ainda que a escolha da base de dados<sup>x</sup> tenha se mostrado adequada aos objetivos do presente trabalho (especialmente na fase de estimação do modelo), deve-se considerar o fato de que muitas empresas (concordatárias, principalmente) não possuíam a totalidade das informações exigidas ao longo do período 1989-2000.

Por outro lado, o intervalo de tempo sob análise (1990-2000), excedia, e muito, aqueles utilizados em trabalhos semelhantes<sup>xi</sup>. Como havia o interesse (implícito) de estudar as concordatas sem perder de vista o contexto macroeconômico no qual as mesmas ocorreram, optou-se por estimar o modelo ao longo da administração Fernando Collor de Mello/Itamar Franco (1990-1994), e validá-lo ao longo dos primeiros seis anos de mandato de Fernando Henrique Cardoso (1995-2000).

A composição do grupo de empresas não-concordatárias, utilizado na etapa de estimação do modelo, obedeceu à divisão por setores verificada no grupo de empresas concordatárias ao longo do mesmo período. Nessa etapa do processo foram selecionadas as maiores empresas de cada setor. Não sendo possível encontrar uma ou mais empresas com estas características, buscou-se empresas de mesmo porte (e setor) das concordatárias. Cumpre observar que o critério adotado para porte foi o valor da conta “ativo total” em reais, corrigido pelos índices estabelecidos pela CVM até 1995<sup>xii</sup>.

Isso foi feito de forma a reduzir a ocorrência de *missing values* entre seus indicadores<sup>xiii</sup>. Por outro lado, tal escolha considerou, ainda que implicitamente, o fato de que boa parte das concordatárias eram relativamente pequenas quando comparadas a outras empresas do mesmo setor.

Embora tal critério possa ter reduzido o grau de precisão do modelo, preferiu-se testar a capacidade de discriminação do mesmo sob condições mais próximas da realidade, onde, não raro, se verifica grande disparidade de tamanho entre empresas de um mesmo setor.

Na etapa de validação foram empregadas as empresas que recorreram à concordata entre os anos de 1995 e 2000. Entretanto, como o SABE não dispunha de informações contábeis para boa parte desse grupo de empresas no referido período, recorreu-se à fonte primária dessas informações, ou seja, os arquivos de demonstrações financeiras padronizadas (DFP) e informações trimestrais (ITR) que as empresas enviam à Comissão de Valores Mobiliários – CVM<sup>xiv</sup>. O grupo de empresas não-concordatárias empregado na etapa de validação foi elaborado com empresas que não foram utilizadas na etapa de estimação do modelo.

A figura 1 apresenta as empresas, a data da concordata, a amostra em que cada empresa foi utilizada e a origem da informação<sup>xv</sup>.

Empresa	Data	Amostra	Fonte	Empresa	Data	Amostra	Fonte
USINA COSTA PINTO	16/07/90	EST	BE	SIBRA	01/12/93	EST	HE
VEROLME-ISHIBRÁS	30/08/90	EST	PI	PROPASA	21/11/94	EST	HE
JARAGUÁ FABRIL	04/10/90	EST	PI	CIBRAN	20/06/95	VAL	HE
PERSICO PIZZAMIGLIO	15/10/90	EST	PI	AQUATEC	26/06/95	VAL	HE
MADEIRIT	24/10/90	EST	BE	MONTREAL EMPREEND.	12/07/95	VAL	HE
GUARARAPES	09/11/90	EST	PI	MESBLA	02/08/95	VAL	HE
TRORION	14/11/90	EST	BE	INBRAC	29/09/95	VAL	HE
CELULOSE IRANI	30/11/90	EST	BE	CASA JOSÉ SILVA	19/02/97	VAL	BDI
TRANSPARANÁ	28/01/91	EST	BE	PARÁ DE MINAS	17/03/97	VAL	BDI
COBRASMA	05/03/91	EST	PI	GLASSLITE	02/05/97	VAL	BDI
C. FABRINI	18/10/91	EST	PI	CORBETTA	06/05/97	VAL	BDI
EDN	20/12/91	EST	PI	BRASINCA/SPSCS	24/09/97	VAL	BDI
STAROUP	28/02/92	EST	PI	TECTOY	09/12/97	VAL	PI
LIASA	04/05/92	EST	GM	LOJAS ARAPUÃ	22/06/98	VAL	PI
LOJAS HERING	03/07/92	EST	PI	COPAS	13/11/98	VAL	PI
ELECTRO AÇO ALTONA	23/08/93	EST	HE	ADUBOS TREVO	27/09/99	VAL	BE
FERRO LIGAS	01/12/93	EST	HE	SHARP	24/03/00	VAL	PI

**Figura 1 - Empresa, data da concordata, amostra e fonte da informação.**

**Obs.:** EST (estimação), VAL (validação), BE (balanço especial), PI (petição inicial), GM (Gazeta Mercantil), HE (Herrera), BDI (boletim diário de informações - BOVESPA).

O modelo de Cox para 24 meses foi estimado a partir de 32 indicadores econômico-financeiros, obtidos a partir das demonstrações contábeis referentes ao ano de 1989, para todas as empresas da amostra de estimação<sup>xvi</sup>. Os resultados mostram que somente dois

indicadores foram considerados relevantes para o cálculo do risco de concordata: **MAT0002** e **RENT0004**.

**MAT0002 = EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS/ATIVO CIRCULANTE:** Esse indicador, proposto por Matias (1978), mede o comprometimento do ativo circulante em relação aos empréstimos e financiamentos de curto prazo. O coeficiente estimado pelo modelo apresenta o sinal esperado, ou seja, um aumento do nível de empréstimos sobre o ativo circulante eleva a probabilidade de insolvência da empresa.

**RENT004 = RETORNO SOBRE O PATRIMÔNIO LÍQUIDO:** Esse indicador mede a taxa de retorno (percentual) sobre o patrimônio líquido, ou seja, informa a taxa de remuneração sobre os capitais próprios. A análise do coeficiente estimado mostra que o mesmo apresenta o sinal esperado no contexto da função risco, ou seja, uma elevação da taxa de retorno (percentual) sobre o patrimônio líquido reduz o risco de insolvência da empresa.

A Tab. 2 apresenta os indicadores<sup>xvii</sup>, coeficientes, erros-padrão, níveis de significância e riscos relativos estimados pelo modelo.

**Tabela 2 - Indicadores, coeficientes, erro-padrão, nível de significância, coeficiente de correlação**

<i>Indicador</i>	<i>Coeficiente B</i>	<i>Erro-Padrão</i>	<i>Nível de Significância (p-valor)</i>	<i>Coeficiente de Correlação Parcial (R)</i>	<i>Risco Relativo (I.C. 95%)</i>
RENT004	-2,5262	1,0700	0,0182	-0,1994	0,0800 (0,0098;0,6511)
MAT0002	1,1325	0,4029	0,0049	0,2562	3,1033 (1,4089;6,8356)

Lane, Looney e Wansley (1986, p.520) explicam que o coeficiente de correlação parcial ( $R$ ), calculado pelo SPSS, é uma versão generalizada da estatística  $r^2$  na análise de regressão múltipla. Considerando os valores de  $R$  para os dois indicadores, observa-se que o poder explicativo do modelo estimado atinge 0,4556 (ou 46 %).

O valor para o risco relativo é interpretado como a mudança percentual no risco, decorrente de uma variação unitária na covariável. Nesse sentido, uma variação unitária (positiva) no valor de RENT004 reduz em 8% o risco de concordata. Por outro lado, uma variação unitária (positiva) no valor de MAT0002 eleva o mesmo risco em 210%.

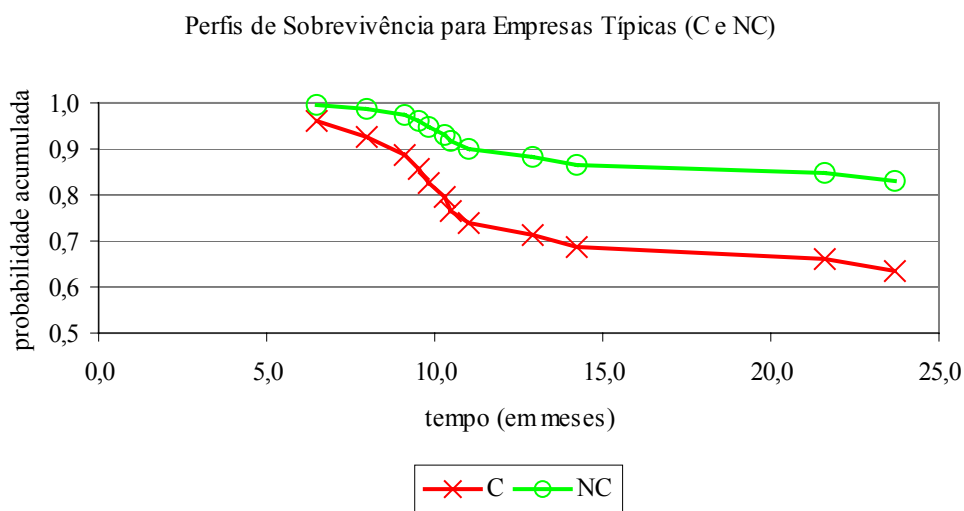
Na sequência, calculou-se a probabilidade de sobrevivência para cada empresa contida na amostra a partir das informações contábeis disponíveis para os anos de 1990 a 1994. Para tanto, substituíram-se o(s) valor(es) do(s) indicador(es) relevante(s) ( $X$ ), seu(s) respectivo(s) coeficiente(s) estimado(s) ( $B$ ) e a probabilidade de sobrevivência *baseline*  $S_0(t)$  na equação  $S(t/X, B) = S_0(t)^{\exp(X'B)}$ . Ao calcular a probabilidade de sobrevivência para vários “t’s” dentro do intervalo [0,24), torna-se possível construir o perfil de sobrevivência para a(s) empresa(s) sob análise.

Neste sentido, deve-se esclarecer que a probabilidade de sobrevivência *baseline*  $S_0(t)$  é obtida através da equação  $S_0(t) = e^{(-H_0(t))}$ , onde  $H_0(t) = \int_0^t h_0(u)du$ , ou seja,  $H_0(t)$  representa a função de base de risco acumulado (*baseline accumulated hazard function*) gerada pelo modelo.



O perfil de sobrevivência de uma empresa pode ser descrito graficamente. A título de exemplo, a figura 2 traça o perfil de sobrevivência para uma empresa solvente (NC) e outra insolvente (C).

A curva superior mostra o perfil de sobrevivência de uma empresa “saudável”, e é obtida mediante a substituição dos valores médios dos indicadores<sup>xviii</sup> das empresas solventes que compõe a amostra, na função de sobrevivência estimada. A curva inferior descreve o perfil de sobrevivência para empresas insolventes, e é obtida da mesma forma que a primeira, ou seja, substituindo-se os valores médios dos indicadores das empresas insolventes que compõe a amostra, na função de sobrevivência estimada.



**Figura 2 – Perfis de sobrevivência para empresas típicas (C e NC).**

De acordo com Janot (1999, p.54), a distância (vertical) entre as curvas mostra a redução estimada na probabilidade de sobrevivência de uma empresa. Nesse sentido, a análise do gráfico revela que a probabilidade de sobrevivência de uma empresa concordatária é bem menor que a probabilidade para uma empresa não-concordatária, num dado horizonte de tempo.

Via de regra, a precisão de um modelo é medida em função de seus erros de classificação (erros tipo I e II). Um erro do tipo I ocorre quando uma empresa entra em concordata durante um intervalo de tempo no qual o modelo previa que isso não aconteceria. Por outro lado, um erro do tipo II ocorre quando uma empresa não entra em concordata durante um intervalo de tempo no qual o modelo previa que isso aconteceria.

De acordo com Whalen (1991, p.27), um bom modelo deve exibir baixos percentuais de erro tipo I, pois erros de classificação implicam atrasos na resolução de problemas, altos custos de resolução, ou ambos. Por outro lado, se o modelo estimado for razoavelmente preciso, deverá apresentar baixos percentuais de erro tipo II.

Entretanto, um erro tipo II deve ser criteriosamente analisado, pois pode representar uma empresa que efetivamente veio a falhar em algum momento no futuro. Nessa situação, um erro tipo II representa um sucesso, pois indica que o modelo sinalizava, antecipadamente, uma falha futura.

No presente trabalho, focou-se a análise nas probabilidades de sobrevivência previstas pelo modelo para 11, 14 e 24 meses<sup>xix</sup>. Nesse sentido, as probabilidades estimadas foram comparadas com valores de corte específicos para cada horizonte de tempo.

Os valores de corte foram obtidos a partir da proporção de empresas concordatárias e não-concordatárias presentes na amostra de estimação<sup>xx</sup>. Objetivamente, subtraiu-se da

amostra o número de empresas concordatárias em cada horizonte de tempo. Em seguida, dividiu-se o valor resultante da subtração pelo número de empresas na amostra, obtendo os seguintes valores de corte: 0,8333 (11 meses), 0,7917 (14 meses) e 0,7500 (24 meses). Na sequência, as probabilidades de sobrevivência de cada empresa foram comparadas com os valores de corte em cada horizonte de tempo.

Dessa forma, sempre que a probabilidade de sobrevivência de determinada empresa era inferior ao valor de corte, a mesma era classificada como uma possível concordata (C). Caso contrário, a empresa era classificada como uma não-concordata (NC).

A Tab. 3 apresenta a classificação das empresas presentes na amostra de estimação segundo o modelo de Cox para 24 meses.

**Tabela 3 - Classificação das empresas concordatárias (C) e não-concordatárias (NC) segundo o Modelo de Cox no período 1990-1994 (dados de 1989).**

<i>Meses</i>	<i>Bem-Classificado</i>	<i>Erro Tipo I</i>	<i>Erro Tipo II</i>
<b>11</b>	86% (41)	4% (2)	10% (5)
<b>14</b>	84% (40)	6% (3)	10% (5)
<b>24</b>	79% (38)	8% (4)	13% (6)

**Obs.:** A frequência das empresas está computada entre parênteses.

A título de exemplo, os resultados mostram que o modelo classificou corretamente 86% das empresas concordatárias e não-concordatárias num horizonte de 11 meses. O percentual de erro tipo I, no mesmo intervalo, foi de apenas 4%, indicando a qualidade do modelo. No mesmo período, o percentual de erro tipo II atingiu 10%.

Entretanto, considerando-se os erros de classificação associados a empresas que efetivamente falharam em determinado momento no futuro (erro tipo II), o percentual de acerto do modelo se eleva a 92% num intervalo de 11 meses. No mesmo horizonte de tempo, o percentual de erros do tipo II se iguala ao percentual de erros do tipo I (4%), conforme demonstra a Tab. 4.

**Tabela 4 - Nível de acerto global do modelo de Cox no período 1990-1994 (dados de 1989).**

<i>Meses</i>	<i>Bem-Classificado</i>	<i>Erro Tipo I</i>	<i>Erro Tipo II</i>
<b>11</b>	92% (44)	4% (2)	4% (2)
<b>14</b>	88% (42)	6% (3)	6% (3)
<b>24</b>	84% (40)	8% (4)	8% (4)

**Obs.:** A frequência das empresas está computada entre parênteses.

Na tentativa de identificar o tipo de empresa ao qual o modelo se ajusta mais apropriadamente, segmentou-se a amostra de estimação pelo valor do ativo total (em R\$ mil), utilizando dados de dezembro de 1989 para as 48 empresas industriais ou comerciais, conforme demonstra a Tab. 5.

**Tabela 5 - Classificação das empresas por porte.**

<i>Tamanho</i>	<i>Ativo Total (R\$ mil)</i>
<b>Pequena</b>	de 0 a 99.999,99
<b>Média</b>	de 100.000,00 a 499.999,99
<b>Grande</b>	de 500.000,00 a 1.000.000,00

A análise dos resultados sugere que o tamanho das empresas possui alguma relação com o percentual de acerto do modelo. De fato, os dados mostram que quanto maior a empresa, maior a precisão do modelo.

Nesse sentido, vale destacar que as grandes empresas foram corretamente classificadas a 11, 14 e 24 meses. As empresas médias, que constituem a maior parte da amostra, apresentaram elevados percentuais de erro tipo II, associados à redução gradativa no percentual de empresas corretamente classificadas. Tal fato sugere que essas empresas tendem a ser incorretamente classificadas como concordatárias, em horizontes de tempo nos quais deveriam ser classificadas como não-concordatárias.

As empresas pequenas apresentaram os mais altos percentuais de erro tipo I, sugerindo que tais companhias tendem a ser incorretamente classificadas como não-concordatárias em horizontes de tempo nos quais deveriam ser classificadas como concordatárias. Embora as empresas pequenas tenham apresentado os mais baixos índices de acerto, cumpre destacar que os mesmos se mantiveram constantes para os horizontes de 11, 14 e 24 meses.

## 5. CONCLUSÕES

O modelo de 24 meses foi estimado a partir de indicadores econômico-financeiros obtidos a partir das demonstrações contábeis referentes ao ano de 1989, para todas as empresas da amostra de estimação. Os resultados mostram que somente dois indicadores foram considerados relevantes para o cálculo do risco de concordata: EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS/ATIVO CIRCULANTE – MAT0002 e RETORNO SOBRE O PATRIMÔNIO LÍQUIDO – RENT0004.

O modelo demonstrou que é possível identificar, antecipadamente, o risco de concordata de uma empresa de capital aberto. Por esta razão, acredita-se que o modelo de Cox possa ser utilizado como auxiliar na previsão de concordatas de companhias abertas operando na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa.

De fato, o modelo apresentou elevados percentuais de acerto, tanto dentro quanto fora da amostra, identificando – algumas vezes com bastante antecedência – o risco de concordata das companhias envolvidas no estudo. Da mesma forma, o modelo se mostrou válido ao longo do tempo, tendo antecipado a insolvência da maior parte das empresas ao longo do período 1990-2000.

Além disso, a segmentação das amostras (de estimação e validação) por porte sinalizou a tendência de que pequenas empresas tendem a ser incorretamente classificadas como não-concordatárias em horizontes de tempo nos quais deveriam ser classificadas como concordatárias (erro tipo I). Por outro lado, empresas de médio porte tendem a ser incorretamente classificadas como concordatárias em horizontes de tempo nos quais deveriam ser classificadas como não-concordatárias (erro tipo II).

Vale lembrar que amostras pequenas e heterogêneas, associadas à falta de dados e às dificuldades resultantes da aplicação do modelo a situações específicas, podem contribuir no sentido de reduzir o grau de precisão do mesmo.

A aplicação do modelo de Cox ao conjunto de empresas fora da amostra (período 1995-2000, dados de 1994) acusou um percentual de acerto da ordem de 76% a 11 e 14 meses, e de 72% a 24 meses. No mesmo período, o percentual de erros tipo II foi de 24% a 11 e 14 meses, e de 28% a 24 meses.

Considerando as empresas que efetivamente falharam em algum momento no futuro, o percentual de acerto obtido pelo modelo se eleva a 83% para 11 e 14 meses, e 79% a 24 meses. Por decorrência, os percentuais de erro tipo II se reduzem a 17% (11 e 14 meses) e 21% (24 meses).

Esses resultados são significativos quando se considera que o modelo foi estimado com dados de 1989. De fato, o modelo não foi reestimado, e os pontos de corte não sofreram alterações, ao longo do período 1990-2000. Além disso, os resultados sugerem que as demonstrações contábeis, que as empresas de capital aberto enviam regularmente à CVM,

podem ser utilizadas como fonte de dados para a construção de modelos voltados à previsão de concordatas.

Como sugestão para estudos futuros, considera-se interessante a realização de estudos setoriais que contemplem a estimação de modelos de previsão de insolvência para empresas de mesma atividade econômica. Alternativamente, sugere-se o emprego do modelo de Cox na previsão de insolvência de empresas de capital fechado.

### **ABSTRACT**

*The first studies on failure prediction were developed in the 1930's. However, the subject gained impulse only in the 1960's, when statistical techniques started to be used. In Brazil, the first works on the subject date from the 1970's. It is worth pointing out that the statistical technique used in the majority of these works was the multivariate linear discriminant analysis.*

*In an attempt to contribute to the theme, this work proposes to test a model of prediction of corporate bankruptcy based on the model developed by Cox (1972). This model differs from those based on logit, probit and discriminant analysis techniques, because it provides not only the probability of an event happening in the future, but also an estimate of the time until it occurs.*

*The analysis of the results demonstrated that it is possible to identify, in advance, whether or not a corporation is likely to go bankrupt and that the Cox Proportional Hazard Model can be used as a tool in the task of predicting the risks of bankruptcy faced by corporations operating at Bovespa.*

**Uniterms:** Cox Proportional Hazards Model, failure prediction, corporations, Bovespa.

### **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- ALTMAN, Edward I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and Fite Prediction Of Corporate Bankruptcy, **Journal of Finance**, v.23, n. 4, Set/68.
- COLOSIMO, Enrico Antônio; **Análise de Sobrevivência Aplicada**. 46ª Reunião Anual da RBRAS e 9º SEAGRO – ESALQ/USP, Piracicaba, SP – 7 a 13/07/2001.
- COX, David Roxbee. Regression Models And Life-Tables. **Journal of The Royal Statistic Society**. “B” Series, n.34, p.187-220, 1972.
- HERRERA, Patrícia Isabel Bravo; PROCIANOY, Jairo Laser. Avaliação dos Retornos das Ações de Empresas Concordatárias. **Revista de Administração**. São Paulo, v. 35, n. 1, p. 86-97, janeiro/março 2000.
- IUDÍCIBUS, Sérgio de. **Análise de Balanços**. – São Paulo: Atlas, 1998.
- JANOT, Márcio Magalhães. **Previsão de Insolvência Bancária no Brasil: Aplicação de Diferentes Modelos entre 1995 e 1998**. Orientado por Márcio Gomes Pinto Garcia. Rio de Janeiro, 1999. 100p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Departamento de Economia, PUC-RJ, 1999.
- LANE, W. R.; LOONEY S. W.; WANSLEY, James. W. An Application of the Cox Proportional Hazards Model to Bank Failure. **Journal of Banking and Finance**, n.10, p.511-531, 1986.
- MATIAS, Alberto Borges. **O Instituto da Concordata como Instrumento de Recuperação Econômica e Financeira das Empresas**. Orientado por Keyler Carvalho Rocha. São Paulo, 1992. 98p. Tese (Doutorado em Administração) – Departamento de Administração da FEA/USP, 1992.

- MOLINA, Carlos. Predicting Bank Failures Using a Hazard Model: The Venezuelan Banking Crisis (2002), **The Emerging Markets Review**, vol.3(1), p. 31-50.
- ROCHA, Fabiana. Previsão de Falência Bancária: Um Modelo de Risco Proporcional. - **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.29, n.1, p137-152, abril 1999.
- SANVICENTE, Antônio Zoratto; MINARDI, Andrea Maria A. F. **Determinação de Indicadores Contábeis Significativos para Previsão de Falência de Empresas**. - <http://www.risktech.com.br>. 20 fev 2002.
- SPSS. **SPSS 7.5 Advanced Statistics – User’s Guide**. SPSS Inc., 1997, 579 p.
- VASCONCELLOS, Marco Antônio Sandoval de; ALVES, Denisard (coord.). **Manual de Econometria**. – São Paulo: Atlas, 2000, 308 p.
- WHALEN, Gary. A Proportional Hazards Model of Bank Failure: An Examination of its Usefulness as an Early Warning Tool. **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Cleveland, First Quarter, p.21-31, 1991.

**ANEXO A - Indicadores, fórmulas, relação presumida quanto ao risco de concordata e origem dos indicadores.**

Nº	INDICADOR	FÓRMULA	RELAÇÃO PRESUMIDA	ORIGEM
1	Liquidez Imediata (LI)	DISP/PC	INVERSA	LIQ0001
2	Liquidez Corrente (LC)	AC/PC	INVERSA	LIQ0002
3	Liquidez Seca (LS)	(AC-EST)/PC	INVERSA	LIQ0003
4	Liquidez Geral (LG)	(AC+RLP)/(PC+ELP)	INVERSA	LIQ0004
5	Partic. Capitais de Terceiros sobre Recursos Totais	(PC+ELP)/(PC+ELP+PL)	DIRETA	END0001
6	Partic. Capitais de Terceiros sobre Capitais Próprios	(PC+ELP)/PL	DIRETA	END0002
7	Partic. Dívidas de Curto Prazo sobre o Endividamento Total	PC/(PC+ELP)	DIRETA	END0003
8	Margem Operacional (MO)	LO/ROL	INVERSA	RENT001
9	Margem Líquida (ML)	LL/ROL	INVERSA	RENT002
10	Retorno sobre o Investimento Total (RETINV)	LL/AT	INVERSA	RENT003
11	Retorno sobre o Patrimônio Líquido (RETPL)	LL/PL	INVERSA	RENT004
12	Grau de Imobilização do Patrimônio Líquido (GIPL)	IL/PL	DIRETA	ALAV001
13	Disponível / Ativo Permanente	DISP/AP	INVERSA	ELI0001
14	Estoques / Ativo Total	EST/AT	DIRETA	ELI0002
15	Passivo Circulante / Ativo Total	PC/AT	DIRETA	ELI0003
16	Patrimônio Líquido / Ativo Total	PL/AT	INVERSA	MAT0001
17	Empréstimos Bancários / Ativo Circulante	EFTCP/AC	DIRETA	MAT0002
18	Fornecedores / Ativo Total	FORNCP/AT	DIRETA	MAT0003
19	Lucro Operacional / Lucro Bruto	LO/LB	INVERSA	MAT0004
20	Disponível / Ativo Total	DISP/AT	INVERSA	MAT0005
21	Ativo Total	AT	INVERSA	ALT0001
22	(Ativo Circulante - Passivo Circulante) / Ativo Total	(AC-PC)/AT	INVERSA	ABD0001
23	Vendas / Ativo Total	ROL/AT	INVERSA	ABD0002
24	Fornecedores / Vendas	FORNCP/ROL	DIRETA	PER0001
25	(Ativo Circulante - Passivo Total) / Ativo Total	(AC-PT)/AT	INVERSA	SAN0001
26	(Patrimônio Líquido - Capital Social) / Ativo Total	(PL-CS)/AT	INVERSA	SAN0002
27	(Lucro Op. - Desp. Fin. + Rec. Fin.) / Ativo Total	(LO-DESPFIN+RECFIN)/AT	INVERSA	SAN0003
28	Estoques / (Vendas - Lucro Bruto)	EST/(ROL-LB)	DIRETA	MIN0001
29	Passivo Circulante / Patrimônio Líquido	PC/PL	DIRETA	MIN0002
30	Ativo Permanente / Patrimônio Líquido	AP/PL	DIRETA	MIN0003
31	(Forn. + Empr. e Financ. Totais a CP) / Ativo Circulante	(FORNCP+EFTCP)/AC	DIRETA	AUT0001
32	Disponibilidades / Ativo Circulante	DISP/AC	INVERSA	AUT0002

Obs.: LIQ = LIQUIDEZ; END = ENDIVIDAMENTO; RENT = RENTABILIDADE; ALAV = ALAVANCAGEM; ELI = ELIZABETSKY; MAT = MATIAS; ALT = ALTMAN; ABD = ALTMAN, BAYDIA e DIAS; PER = PEREIRA; SAN = SANVICENTE e MINARDI; MIN = MINUSSI; AUT = PROPOSTO NO TRABALHO

LISTA DE ABREVIATURAS			
AC	ativo circulante	FER	ferroviário (setor)
AGR	equipamentos agrícolas (setor)	FORNCP	fornecedores - curto prazo (passivo circulante)
ALM	alimentos (setor)	FTZ	fertilizantes (setor)
AP	ativo permanente	HOL	holding
APC	auto-peças (setor)	IL	imobilizado líquido (ativo permanente)
AT	ativo total	LB	lucro bruto (DRE)
AUT	automóveis e carrocerias (setor)	LL	lucro líquido (DRE)
BCD	bens de consumo duráveis (setor)	LO	lucro operacional (DRE)
BCR	bens de consumo recreativos (setor)	MAD	madeira (setor)
BP	balanço patrimonial	MET	metalúrgico (setor)
CAL	calçados e couros (setor)	PAC	papel e celulose (setor)
COM	comércio (setor)	PC	passivo circulante
CON	construção naval e serviços portuários (setor)	PL	patrimônio líquido
CS	capital social	PT	passivo total
DESPFIN	despesas financeiras (Lucro Bruto - DRE)	QUI	químico e petroquímico (setor)
DISP	disponibilidades	RECFIN	receitas financeiras (Lucro Bruto - DRE)
DRE	demonstração de resultados do exercício	RLP	realizável a longo prazo
EFTCP	empr. e fin. totais - curto prazo (passivo circulante)	ROL	receita operacional líquida (DRE)
ELE	eletro-eletrônicos (setor)	SID	siderúrgico (setor)
ELP	exigível a longo prazo	TEX	têxtil e vestuário (setor)
EST	estoques (ativo circulante)	VPD	vidros, plásticos e derivados (setor)

<sup>i</sup> A técnica utilizada por Carmo foi a análise fatorial.

<sup>ii</sup> Para efeito de definição, conceitua-se insolvência como a data de requerimento da concordata (preventiva/suspensiva).

<sup>iii</sup> F(t) representa a função de distribuição cumulativa para a variável aleatória “tempo de falha”, e f(t) = -S'(t) representa a função densidade de probabilidade de t.

<sup>iv</sup> O termo “matematicamente equivalente” se refere ao fato de que uma função possibilita a derivação das demais, e vice-versa.

<sup>v</sup> X representa um vetor de variáveis explicativas, e B representa um vetor de coeficientes que descreve como cada variável afeta o risco de falha.

<sup>vi</sup> Correspondente à função de risco baseline  $h_0(t)$ .

<sup>vii</sup> Os indicadores de liquidez, endividamento e rentabilidade utilizados neste trabalho foram extraídos de IUDÍCIBUS (1998).

<sup>viii</sup> Ao estudar as falências bancárias ocorridas no período 1987-1990, Whalen optou por estimar seu modelo com dados relativos às falências do biênio 87-88, utilizando os dados do biênio 89-90 para a etapa de validação do mesmo.

<sup>ix</sup> Na composição da lista de empresas concordatárias, utilizaram-se informações obtidas junto à BOVESPA, CVM, HERRERA e PROCIANOY (2000).

<sup>x</sup> No presente trabalho, utilizou-se a base de dados SABE-Partner.

<sup>xi</sup> Vide Lane, Looney e Wansley (1986), Whalen (1991), Rocha (1999) e Janot (1999).

<sup>xii</sup> As demonstrações contábeis obtidas através do SABE-Partner foram geradas em R\$ (mil) utilizando os índices de correção admitidos pela CVM até 1995, e o IGP-M a partir de 1996.

<sup>xiii</sup> A ocorrência de *missing values* durante a etapa de estimação do modelo foi contornada por meio da opção *Replace Missing Values*, disponível no SPSS. Nesse sentido, testaram-se dois métodos de substituição dos valores faltantes: *Series Mean* (os valores *missing* são substituídos pela média da série) e *Linear Trend at Point* (os valores *missing* são substituídos pelo valor da tendência linear naquele ponto). Após a análise dos resultados, optou-se pelo método *Series Mean*.

<sup>xiv</sup> A pesquisa junto aos arquivos da CVM permitiu incluir no estudo duas empresas que recorreram à concordata no período 1995-2000, e que não estão presentes no SABE-PARTNER: Mesbla e Aquatec.

<sup>xv</sup> Embora presentes no SABE-Partner, as empresas Santaconstância (TEX) e CTM-Citrus (ALM) não possuíam os dados necessários para o cálculo dos indicadores, motivo pelo qual foram excluídas da análise.

<sup>xvi</sup> A exemplo de Janot (1999, p.52), o modelo de Cox foi estimado através do pacote estatístico *SPSS for Windows*, utilizando o método *Stepwise Forward* com a estatística *Wald*.

<sup>xvii</sup> De acordo com VASCONCELLOS, ALVES (2000, p.142), um método para identificar a presença de multicolinearidade consiste no cálculo da correlação para cada par de variáveis explicativas. Se a correlação em algum dos pares for superior a 0,8, deve-se considerar a existência do problema. Apenas a título de informação, o coeficiente de correlação linear de Pearson, calculado para os indicadores selecionados pelo modelo, é igual a -0,42.

---

<sup>xviii</sup> Estimado o modelo, o perfil de sobrevivência “típico” de empresas concordatárias e não-concordatárias é obtido substituindo-se os valores médios dos indicadores selecionados pelo modelo para os vários horizontes de tempo existentes entre 0 e 24 meses.

<sup>xix</sup> Os horizontes de tempo são determinados em função do tempo de falha das empresas que compõem a amostra. Nesse sentido, o modelo estimado foi empregado para calcular a probabilidade de uma empresa sobreviver mais do que  $t$  meses, onde  $0 < t \leq 11,0$ ,  $11,0 < t \leq 14,2$  e  $14,2 < t \leq 23,7$ . No intuito de facilitar a leitura e compreensão do texto, os valores originais (11, 14,2 e 23,7) foram arredondados para 11, 14 e 24 meses. Esse arredondamento não influenciou na precisão do modelo, uma vez que a análise dos resultados foi feita sobre os horizontes de tempo originais.

<sup>xx</sup> A exemplo de Lane, Looney e Wansley (1986, p.524), Whalen (1991, p.27) e Rocha (1999, p.148).