

Identificação de indicadores contábeis relevantes para a previsão de desempenho de empresas

Flávio Leonel de Carvalho

Raphael Pazzetto Gonçalves

Marli Auxiliadora da Silva

Andrei Aparecido de Albuquerque

Resumo:

Vários estudos utilizando os indicadores contábeis para a previsão de insolvência têm sido desenvolvidos desde as décadas de sessenta e setenta. Esses trabalhos buscam prever um possível estado de deterioração do desempenho financeiro das empresas utilizando-se de modelos estatísticos. O presente estudo buscou identificar quais os indicadores contábeis mais significativos para a previsão de rentabilidade das empresas, propondo uma função que utilize indicadores passados como base para prever rentabilidade futura. Utilizando a análise descritiva e empregando o modelo de regressão múltipla verificou-se quais foram as variáveis mais significativas com suas respectivas ponderações chegando a uma função de previsão de ROA.

Área temática: *Controladoria*

Identificação de indicadores contábeis relevantes para a previsão de desempenho de empresas

Flávio Leonel de Carvalho (Universidade de São Paulo) – flaviocarvalho@usp.br
Raphael Pazzetto Gonçalves (Universidade de São Paulo) – raphael_pg@yahoo.com.br
Marli Auxiliadora da Silva (Faculdade Triângulo Mineiro) – masilva@netzap.com.br
Andrei Aparecido de Albuquerque (Universidade de São Paulo) - andrei@fearp.usp.br

Resumo

Vários estudos utilizando os indicadores contábeis para a previsão de insolvência têm sido desenvolvidos desde as décadas de sessenta e setenta. Esses trabalhos buscam prever um possível estado de deterioração do desempenho financeiro das empresas utilizando-se de modelos estatísticos. O presente estudo buscou identificar quais os indicadores contábeis mais significativos para a previsão de rentabilidade das empresas, propondo uma função que utilize indicadores passados como base para prever rentabilidade futura. Utilizando a análise descritiva e empregando o modelo de regressão múltipla verificou-se quais foram as variáveis mais significativas com suas respectivas ponderações chegando a uma função de previsão de ROA.

Palavras-chave: Indicadores de desempenho. Análise de balanço. Regressão múltipla.

Área Temática: Controladoria.

1 Introdução

Uma questão constante quando se discute a avaliação de uma empresa é a validade das informações fornecidas pela contabilidade. Muitos autores defendem que, apesar dos sistemas de informações contábeis serem a principal fonte de dados contábeis, financeiros e econômicos das empresas, essas informações não são confiáveis.

Por outro lado, há alguns estudos que comprovam empiricamente que os índices contábeis, ao contrário do que se pensa popularmente, fornecem informações antecipadas valiosas sobre o processo de deterioração da situação financeira das entidades de um modo geral (SANVICENTE; MINARDI, 1998; GIMENES; URIBE-OPAZO, 2006). Partindo da premissa de que as informações contábeis são confiáveis e fornecem informações valiosas, o presente trabalho buscou verificar se é possível prever o desempenho das empresas antecipadamente (medida por meio do ROE e do ROA), tendo, por conseguinte o objetivo de identificar os indicadores contábeis mais relevantes para o processo de projeção e previsão da rentabilidade.

A projeção de rentabilidade é um dos objetivos que se busca quando são feitas análises dos demonstrativos contábeis. Se a projeção for realizada de maneira adequada e coerente poderão ser reduzidos os riscos de decisões inadequadas e medidas corretivas poderão ser tomadas quando uma situação de ineficiência for detectada, tendo como meta corrigir e redirecionar a situação econômico-financeira das entidades.

O presente artigo teve um caráter empírico e, buscando atingir o objetivo proposto, qual seja identificar quais os índices contábeis são mais significativos para a previsão de rentabilidade das empresas no Brasil, utilizou-se a regressão múltipla para esse fim. Adotou-se como medida de rentabilidade (variáveis dependentes) o retorno sobre os ativos (ROA) e o retorno sobre patrimônio líquido (ROE) do ano de 2005 (t), sendo utilizados alguns dos

tradicionais índices contábeis (índices de eficiência financeira, liquidez, endividamento, imobilização de ativos, eficiência econômica etc) como variáveis independentes com um, dois e três anos de defasagem (($t-1$), ($t-2$) e ($t-3$)) em relação ao ROA e ROE do ano t (2005). Assim, teve-se como variáveis dependentes o ROA e o ROE de 2005 e como variáveis independentes os indicadores contábeis de 2004, 2003 e 2002 representados abaixo por X_1 , X_2 , X_3 , X_4 , X_5 , X_6 , X_7 , X_8 , X_9 , X_{10} , X_{11} e X_{12} , para os anos de ($t-1$), ($t-2$) e ($t-3$).

As relações estudadas foram, portanto:

$$ROE_{(t)} = \alpha + \beta X_{1(t-p)} + \beta X_{2(t-p)} + \dots + \beta X_{11(t-p)} + \beta X_{12(t-p)} + \varepsilon$$

$$ROA_{(t)} = \alpha + \beta X_{1(t-p)} + \beta X_{2(t-p)} + \dots + \beta X_{11(t-p)} + \beta X_{12(t-p)} + \varepsilon$$

Onde, t foi o ano base do estudo, ou seja, 2005 e p o fator de defasagem do ano das variáveis independentes, portanto, 1, 2 e 3 resultando nos anos de 2004, 2003 e 2002, o α refere-se à intersecção e β ao coeficiente angular de cada uma das variáveis.

Por meio da regressão pôde-se identificar quais indicadores (variáveis independentes) apresentam uma relação linear com o ROA e com o ROE, determinando dessa forma a importância de cada um deles e seu respectivo peso na determinação do modelo.

2 Revisão bibliográfica

Desde o seu surgimento a contabilidade tem servido como instrumento para o controle e o auxílio ao processo de decisão, sendo que seu objetivo inicial era produzir informações somente para os proprietários das empresas. Ao longo da história surgiram novos interessados no acompanhamento e avaliação do desempenho das empresas, desse modo, a contabilidade teve que se readaptar a essa nova realidade (HENDRIKSEN; VAN BREDA, 1999). Consoante Casa Nova (2002) desde o seu surgimento, durante o Renascimento, na região de Veneza, a contabilidade tem servido para a análise de desempenho de empresas.

De acordo com Matarazzo (1995) em 1919 Wall desenvolve um modelo de análise das demonstrações contábeis por meio de índices no intuito de avaliar e desenvolver técnicas eficazes de monitoramento da gestão das empresas. Para o mesmo autor o estudo desenvolvido por Wall foi a primeira tentativa de atribuição de pesos, no qual ponderou-se os vários índices para se alcançar à “Fórmula de Wall”. Por meio da relação entre contas contábeis, a metodologia adotada reúne alguns índices e parâmetros para análise de balanços e para a avaliação de desempenho financeiro de empresas.

Conforme Silva (1997), o pesquisador Fitz Patrick, além de realizar a análise das demonstrações financeiras por meio de índices de relacionamento entre contas, promove em 1932, um estudo no qual seleciona aleatoriamente 19 empresas que haviam falido no período de 1920 a 1929 e as compara com outras 19 empresas bem sucedidas, sendo, portanto o pioneiro na elaboração de modelos estatísticos de previsão de insolvência.

Em 1966, Beaver, utilizando-se de índices contábeis propõe um modelo de previsão de dificuldade financeira. Com isso o autor procura elucidar os seguintes pontos: (a) quais eram os indicadores contábeis mais relevantes para a previsão de dificuldades financeiras; (b) quão eficientes eram esses indicadores; e (c) a partir de uma determinada situação financeira avaliada pelos índices contábeis, qual a probabilidade de uma empresa falir.

Dois anos após a realização do estudo de Beaver (1966), Altman (1968) iniciou um trabalho sobre a falência de empresas no qual correlacionou diversos indicadores contábeis. Com essa análise conjunta dos índices ele demonstrou que a falência de uma companhia poderia ser prevista pelas informações disponíveis nos balanços patrimoniais.

Os trabalhos relatados anteriormente são tidos como marcos para a pesquisa sobre previsão de dificuldades financeiras, falência e insolvência de empresas, sendo que a partir desse início até os dias atuais inúmeros outros artigos foram desenvolvidos no sentido de contribuir com os primeiros resultados alcançados.

Verifica-se também que nos últimos anos várias pesquisas foram realizadas utilizando diferentes ferramentas estatísticas tendo como principal objetivo a previsão de falência e insolvência de empresas.

No Brasil, Kanitz (1976) desenvolveu um modelo de previsão no qual emprega análise discriminante para estimar previsão de insolvência de empresas. Para realizar seu trabalho o autor utilizou aproximadamente cinco mil balanços de empresas participantes do estudo da revista “Exame Maiores e Melhores”, sendo que utilizando essas informações ele desenvolve o indicador de insolvência conhecido como “Termômetro de Insolvência de Kanitz”, o qual apresenta escores que variam de -7 a $+7$.

Gimenes e Uribe-Opazo (2001) utilizando-se de técnicas estatísticas multivariadas, especialmente a análise discriminante e a análise de probabilidade condicional, desenvolvem um trabalho com objetivo de provar, com evidências empíricas, que os demonstrativos contábeis fornecem informações valiosas sobre o processo de deterioração dos índices financeiros. Os autores se utilizam de informações de cooperativas agropecuárias para provar suas hipóteses e concluem que os demonstrativos contábeis destas entidades podem fornecer informações importantes e seguras para se antecipar situações de desequilíbrio financeiro.

2.1 Índices financeiros e avaliação de desempenho

Segundo Catelli (2001, p. 198), avaliação refere-se ao ato ou efeito de se atribuir valor, sendo que pode ser entendido num sentido qualitativo (mérito ou importância) ou num sentido quantitativo (mensuração). Sendo que a mensuração do desempenho, no sentido quantitativo, utilizaria de indicadores numéricos como: percentuais, quocientes, montantes, multiplicadores, como forma de aferição (CASA NOVA, 2002, p. 35).

De acordo com Matarazzo (1998), a avaliação de empresas por meio de índices exige obrigatoriamente a comparação com padrões, e dessa forma é importante que haja a fixação da importância relativa de cada índice.

Abe e Fama (1999), ratificam o quanto é importante a utilização de índices no processo de análise do desempenho financeiro de empresas, sendo que Matarazzo (1995, p. 153) afirma que este índice “[...] é a relação entre contas ou grupos de contas das demonstrações financeiras que visa evidenciar determinado aspecto da situação econômica ou financeira de uma empresa”. Dessa forma, os indicadores constituem a metodologia de análise mais empregada e tem como objetivo fornecer uma visão ampla da situação econômico-financeira das empresas.

3 Metodologia

3.1 Objetivo geral da pesquisa

Este estudo objetivou identificar quais são os indicadores contábeis mais significativos para a previsão de rentabilidade das empresas, propondo uma função que utilize indicadores passados como base para prever rentabilidade futura.

Para consecução de tal objetivo este estudo fez (a) uma aplicação da técnica estatística de regressão múltipla para projeção de rentabilidade; (b) selecionou os indicadores a serem utilizados na avaliação de desempenho medido por meio da rentabilidade; (c) identificou a importância de avaliações por meio de indicadores financeiros de forma integrada; e (d) estruturou uma função linear para a previsão da rentabilidade.

3.2 Caracterização da pesquisa e seleção da amostra

Esta pesquisa é de natureza quantitativa e exploratória, sendo que os dados contábeis utilizados são caracterizados como secundários uma vez que foram obtidos junto à base de dados da Economática[®].

Inicialmente foram extraídas informações de todas as empresas não financeiras que estavam ativas e possuíam ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) em 2004, 2003 e 2002. Em seguida, foram selecionadas as contas contábeis necessárias para calcular os indicadores. As empresas que possuíam dados nulos em qualquer uma das informações necessárias foram excluídas da amostra. Do total de informações obtidas, que eram de 628 empresas distribuídas nos três anos, foram selecionadas aleatoriamente 100, 101 e 110 para os anos de 2002, 2003 e 2004 respectivamente.

4 Descrição da pesquisa

Baseando-se nas informações extraídas pela Economática[®] calculou-se 12 indicadores contábeis, que representaram as variáveis independentes. Os indicadores utilizados foram:

- 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_4 : valor contábil do patrimônio líquido / valor contábil do exigível total
- X_5 : receita líquida / ativo total
- X_6 : (ativo circulante operacional – passivo circulante operacional) / ativo total
- X_7 : (ativo circulante financeiro – passivo circulante financeiro) / ativo total
- X_8 : lucro operacional antes de juros e imposto de renda / despesas financeiras
- X_9 : fluxo de caixa das operações / ativo total = (LAJIR + depreciação – investimento em capital de giro) / ativo total
- X_{10} : investimento permanente / ativo total
- X_{11} : impostos / ativo total
- X_{12} : variação do disponível / ativo total

As variáveis X_1 a X_5 foram idênticas às utilizadas por Sanvicente e Minardi (1998) e de acordo com esses autores as cinco primeiras variáveis foram testadas no Brasil por Altman, Baidya e Dias em 1977 e por Sanvicente e Bader em 1996. Já as variáveis X_6 e X_7 referem-se a medidas de liquidez que controlam o fenômeno de *overtrading* citado por Assaf Neto e Silva (2002). A variável X_8 corresponde ao índice de cobertura de juros, que conforme Sanvicente e Minardi (1998) é uma das variáveis consideradas na avaliação de *ratings* pela agência Standard & Poor's e as variáveis X_9 a X_{12} , de acordo com os supracitados autores foram sugeridas por Mossman, Bell, Swartz e Turtle (1998) em um modelo discriminante baseado em dados de fluxo de caixa.

Como variáveis dependentes foram usadas as seguintes variáveis:

- Y_1 : ROA = (lucro líquido/ ativo total médio)
- Y_2 : ROE = (lucro líquido / patrimônio líquido médio)

Utilizou-se a ferramenta estatística regressão múltipla para identificar quais indicadores contábeis explicavam as variações no ROE e no ROA. Inicialmente rodou-se a regressão considerando a variável ROE₂₀₀₅ como variável dependente e as variáveis X_1 a X_{12} de 2004, 2003 e 2002 como independentes. Posteriormente o mesmo procedimento foi adotado mudando apenas a variável dependente que passou a ser o ROA₂₀₀₅.

4.1 Descrição dos procedimentos de tratamento dos dados

Foram rodadas seis regressões, sendo três para testar se é possível prever o ROE de 2005 utilizando indicadores contábeis de 2004, 2003 e 2002, e as outras três avaliando a previsibilidade do ROA, também de 2005, em relação às mesmas variáveis independentes, ou seja, índices contábeis dos três anos em análise.

Nesse trabalho foram testadas as seguintes hipóteses:

H1: Existe relação linear entre as variáveis (X_1 à X_{12}) de 2004 e ROE de 2005.

H2: Existe relação linear entre as variáveis (X_1 à X_{12}) de 2003 e ROE de 2005.

H3: Existe relação linear entre as variáveis (X_1 à X_{12}) de 2002 e ROE de 2005.

H4: Existe relação linear entre as variáveis (X_1 à X_{12}) de 2004 e ROA de 2005.

H5: Existe relação linear entre as variáveis (X_1 à X_{12}) de 2003 e ROA de 2005.

H6: Existe relação linear entre as variáveis (X_1 à X_{12}) de 2002 e ROA de 2005.

4.1.1 Previsão de ROE

Nessa etapa do trabalho testou-se hipóteses de que é possível prever o ROE por meio dos índices contábeis defasado em um, dois ou três anos. Essas hipóteses serão representadas pelas seguintes funções:

H1: $ROE(2005) = \alpha + \beta X_1(2004) + \beta X_2(2004) + \dots + \beta X_{11}(2004) + \beta X_{12}(2004) + \varepsilon$

H2: $ROE(2005) = \alpha + \beta X_1(2003) + \beta X_2(2003) + \dots + \beta X_{11}(2003) + \beta X_{12}(2003) + \varepsilon$

H3: $ROE(2005) = \alpha + \beta X_1(2002) + \beta X_2(2002) + \dots + \beta X_{11}(2002) + \beta X_{12}(2002) + \varepsilon$

Os coeficientes de determinação das regressões utilizadas para prever o ROE apresentaram grau de ajustamento com a reta baixo nos três anos (0,0795, 0,0533 e 0,1086). Como pode ser observado na tabela 1 em todos os anos bases do estudo, esse valor ficou abaixo de 11% o que indica que menos de 11% das variações no ROE podem ser explicadas pelas alterações nas variáveis independentes. Além disso, o valor do F de significação é maior que 5% nos três anos, ou seja, não se rejeita a hipótese nula de que não existe relação linear entre as variáveis dependentes e independentes das hipóteses 1 a 3.

Tabela 1 – Coeficiente de determinação e F de significação dos anos 2002 a 2004 para previsão de ROE

	2002	2003	2004
R -quadrado ajustado	(0,0795)	(0,0533)	(0,1086)
F de significação	0,9629	0,8542	0,9999
Observações	100	101	110

Observando a Análise da Variância pode-se verificar a mesma conclusão. Na tabela 2 estão descritos os valores p para todas as variáveis independentes em análise e nota-se que todas são superiores a 5%, o que impede a afirmação de que existe um relacionamento linear significativo a esse nível entre a variável ROE e as demais variáveis independentes. Conclui-se, portanto, que não é possível afirmar que exista um relacionamento entre as variáveis independentes defasadas X_1 a X_{12} e ROE. Assim, as hipóteses um, dois e três não podem ser aceitas.

Tabela 2 – Valor p para as variáveis independentes dos anos 2002 a 2003 para previsão de ROE

	2002	2003	2004

	valor <i>p</i>	valor <i>p</i>	valor <i>p</i>
X ₁	0,8277	0,9885	0,9953
X ₂	0,9515	0,3285	0,7441
X ₃	0,2255	0,0791	0,7636
X ₄	0,9326	0,8750	0,9705
X ₅	0,9247	0,2524	0,9851
X ₆	0,7212	0,3322	0,8690
X ₇	0,8213	0,7373	0,6267
X ₈	0,7482	0,8560	0,8105
X ₉	0,8347	0,8058	0,6194
X ₁₀	0,3189	0,1598	0,9195
X ₁₁	0,9092	0,2445	0,7634
X ₁₂	0,7110	0,4677	0,8405

4.1.2 Previsão de ROA

O procedimento descrito anteriormente foi repetido para a variável dependente ROA e nessa etapa do trabalho testou-se as hipóteses 4 a 6, ou seja, as hipóteses de que é possível prever ROA por meio dos índices contábeis de um, dois e três anos de defasagem. Essas hipóteses serão representadas pelas seguintes funções:

$$H4: ROA_{2005} = \alpha + \beta X_{1(2004)} + \beta X_{2(2004)} + \dots + \beta X_{11(2004)} + \beta X_{12(2004)} + \varepsilon$$

$$H5: ROA_{2005} = \alpha + \beta X_{1(2003)} + \beta X_{2(2003)} + \dots + \beta X_{11(2003)} + \beta X_{12(2003)} + \varepsilon$$

$$H6: ROA_{2005} = \alpha + \beta X_{1(2002)} + \beta X_{2(2002)} + \dots + \beta X_{11(2002)} + \beta X_{12(2002)} + \varepsilon$$

O estudo do ROA foi desenvolvido em três etapas. Inicialmente utilizou-se o mesmo procedimento adotado para o ROE. Como o modelo apresentou um poder de explicação significativo em todos os anos (como pode ser verificado na tabela 3 pelos valores dos R^2 ajustados) foi rodada uma nova regressão excluindo as variáveis independentes que individualmente apresentavam um valor *p* maior do que 5%. Após a exclusão das variáveis, novamente o resultado obtido apresentou uma variável independente com valor *p* acima de 5% e devido a este resultado, todo o procedimento descrito anteriormente foi repetido resultando em uma função com apenas cinco variáveis explicativas.

4.1.2.1 Previsão do ROA – Etapa 1

A tabela 3 mostra que as regressões que comparam a rentabilidade dos ativos (ROA) com os indicadores obtiveram resultado significativo.

Tabela 3 - Coeficiente de determinação e *F* de significação dos anos 2002 a 2004 para previsão de ROA.

	2002	2003	2004
<i>R</i> -quadrado ajustado	0,5483	0,9946	0,8339
<i>F</i> de significação	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	100	101	110

Nota-se que os R^2 ajustados para os três anos apresentam um nível elevado de ajustamento à reta. Aproximadamente 55% das variações no ROA_{2005} são explicadas pelas variáveis independentes X₁ a X₁₂ de 2002. Além disso, as variações de X₁ a X₁₂ de 2003 e 2004 explicam respectivamente 99,46% e 83,39% das variações de ROA_{2005} . Ao mesmo tempo, o *F* de significação é aproximadamente zero nos três anos. Diante desses dados, pode-se rejeitar as hipóteses nulas para as hipóteses H4, H5 e H6.

Tabela 4 – Coeficientes e valores p das variáveis independentes – ROA.

	2002		2003		2004	
	Coeficientes	Valor p	Coeficientes	Valor p	Coeficientes	Valor p
Interseção	-1,5588	0,0000	-0,2200	0,0965	-0,1001	0,1056
X1	-0,0827	0,5831	0,1063	0,0031	-0,1094	0,0000
X2	-0,1265	0,2353	-0,0204	0,5068	0,0304	0,0000
X3	0,5826	0,0348	1,0271	0,0000	0,5904	0,0000
X4	0,0652	0,1175	-0,0221	0,1018	0,0030	0,0623
X5	0,2073	0,0019	0,0102	0,8003	-0,0517	0,1003
X6	1,8574	0,0000	-0,0089	0,9601	0,2941	0,0089
X7	0,5378	0,0159	-0,2668	0,0060	0,2577	0,0033
X8	0,0012	0,3419	-0,0001	0,9060	-0,0013	0,5725
X9	0,3695	0,0126	-0,2223	0,0000	0,0756	0,4039
X10	1,6655	0,0000	0,3175	0,0269	0,0241	0,7367
X11	0,0600	0,7312	0,0274	0,8234	0,2361	0,0307
X12	0,8181	0,0484	-0,3561	0,2448	0,1150	0,3373

Pela análise dos valores p , disponíveis na tabela quatro, observa-se que para os três anos existe um relacionamento linear entre as variáveis independentes individualmente e o ROA, com exceção das variáveis X₁, X₂, X₄, X₈ e X₁₁ para 2002, X₂, X₄, X₅, X₆, X₈, X₁₁ e X₁₂ para 2003 e X₄, X₅, X₈, X₉, X₁₀ e X₁₂ para 2004, que quando analisadas individualmente, apresentaram valor p acima de 5%, o que impossibilita afirmar que existe relacionamento linear entre essas variáveis independentes individualmente e entre o ROA.

Para que a regressão e conseqüentemente os testes estatísticos apresentados anteriormente tenham validade plena, conforme Corrar e Theóphilo (2004) é necessário que sejam obedecidos os pressupostos básicos da regressão, quais sejam, a independência de erros ou correlação residual, a homocedasticidade e necessidade de distribuição normal dos resíduos. Para testar esses pressupostos foram utilizados os testes de Durbin-Watson, de Pesaran-Pesaran e Kolmogorov-Smirnov, e os resultados são apresentados nas tabelas 5, 6 e 7.

Pelo teste Durbin-Watson (tabela 5) pode-se observar que para os anos de 2002 e 2003 não é possível concluir se há ou não autocorrelação, pois por esse teste o coeficiente DW encontra-se em uma região não conclusiva, no entanto para o ano de 2004 ele é de 2,0532, portanto deve-se aceitar a hipótese de ausência de autocorrelação residual e, conseqüentemente, utilizar o método de mínimos quadrados ordinários para esse ano.

Tabela 5 – Teste Durbin-Watson - Presença significativa de autocorrelação.

Teste de Durbin-Watson		
Ano	DW	Conclusão
2002	2,2377	Região não conclusiva
2003	2,2293	Região não conclusiva
2004	2,0532	Ausência de Autocorrelação

Analisando a distribuição dos resíduos por meio do teste de Pesaran-Pesaran (tabela 6) observa-se que para o ano de 2002 não é possível rejeitar a hipótese de distribuição heterocedástica dos resíduos. Por outro lado, para os anos de 2003 e 2004 que apresentaram

valor p elevado, pode-se concluir que os resíduos são homocedásticos.

Tabela 6 - Teste Pesaran-Pesaran - Variância dos resíduos.

Teste de Pesaran-Pesaran		
Ano	Valor-P	Conclusão
2002	0,0000	Heterocedasticidade
2003	0,8930	Homocedasticidade
2004	0,8249	Homocedasticidade

Finalmente, na tabela 7, verifica-se que a normalidade é encontrada na distribuição dos três anos da análise.

Tabela 7: Teste Kolmogorov-Smirnov - Distribuição dos resíduos.

Teste de Kolmogorov-Smirnov			
Ano	Dteste	Dcrítico	Conclusão
2002	0,0127	0,1360	Normalidade dos resíduos
2003	0,0002	0,1353	Normalidade dos resíduos
2004	0,0214	0,1297	Normalidade dos resíduos

Como pode ser observado anteriormente, o único ano em que todos os pressupostos da regressão são atendidos é 2004. Nesse ano, portanto, é possível a afirmativa de previsibilidade do ROA com um ano de antecedência, ou seja, a hipótese de que existe relação linear entre as variáveis independentes (X_1 à X_{12}) de 2004 e ROA de 2005 (H4) pode ser aceita utilizando a seguinte função:

$$ROA = - 0,1001 - 0,1094 * X_1(2004) + 0,0304 * X_2(2004) + 0,5904 * X_3(2004) + 0,003 * X_4(2004) - 0,0517 * X_5(2004) + 0,2941 * X_6(2004) + 0,2577 * X_7(2004) - 0,0013 * X_8(2004) + 0,0756 * X_9(2004) + 0,0241 * X_{10}(2004) + 0,2361 * X_{11}(2004) + 0,115 * X_{12}(2004)$$

4.1.2.2 Previsão do ROA – Etapa 2

Na etapa anterior, o modelo como um todo pôde ser aceito, pois o F de significação é aproximadamente zero e o R^2 ajustado tem um razoável poder de explicação. Apesar disso, quando são analisadas cada uma das variáveis independentes individualmente percebe-se que para algumas delas a hipótese de que não existe relação entre a mesma e o ROA de 2005 não pode ser rejeitada por apresentar valor p maior que 5% (ver tabela 4), isso impede a rejeição da hipótese nula para essa variável especificamente. Assim decidiu-se excluir tais variáveis do estudo para verificar se seria possível melhorá-lo. Testou-se, então, a seguinte hipótese:

H4A – Existe relação linear entre as variáveis independentes X_1 , X_2 , X_3 , X_6 , X_7 e X_{11} de 2004 e ROA de 2005.

Representado pela seguinte função:

$$ROA(2005) = \alpha + \beta X_1(2004) + \beta X_2(2004) + \beta X_3(2004) + \beta X_6(2004) + \beta X_7(2004) + \beta X_{11}(2004) + \varepsilon$$

O resultado obtido por meio da regressão múltipla está demonstrado na tabela 8:

Tabela 8: Coeficiente de determinação e F de significação do ano de 2004 para previsão de ROE

	2004
R-quadrado ajustado	0,8275
F de significação	0,0000
Observações	110

Apesar de retiradas da análise seis das doze variáveis independentes estudadas inicialmente, o poder de ajustamento dos resíduos à reta continuou similar, passando de 83,39% para 82,75%. O *F* de significação continuou aproximadamente zero, o que permitiu continuar rejeitando a hipótese nula para o modelo como um todo.

Os pressupostos da regressão também foram testados para essa etapa do trabalho e os resultados são apresentados na tabela 9.

Tabela 9: Validação da regressão para a previsão de ROA

Teste de Durbin-Watson	DW	Ausência de Autocorrelação
	2,0901	
Teste de Pesaran-Pesaran	valor-P	Homocedasticidade
	0,8787	
Teste de Kolmogorov-Smirnov	Dteste	Normalidade dos resíduos
	0,0110	
	Dcrítico	
	0,1297	

Observa-se pelas conclusões da tabela 9 que os três pressupostos da regressão anteriormente citados foram atendidos. Deste modo, pode-se, rejeitar a hipótese nula para H_4A e afirmar que é possível prever o ROA com o uso das variáveis independentes utilizadas no modelo. Logo, existe relacionamento linear entre as variáveis.

Pela análise dos valores *p*, rejeitou-se a hipótese nula para todas as variáveis independentes, exceto para a variável X_{11} , que apresenta valor *p* acima de 5%, como pode ser observado na tabela 10.

Tabela 10: Valor *p* para as variáveis independentes do ano de 2004 para previsão de ROE

	2004	
	Coefficientes	valor-P
Interseção	(0,0747)	0,0005
X1	(0,1140)	0,0000
X2	0,0316	0,0000
X3	0,6329	0,0000
X6	0,1687	0,0014
X7	0,1977	0,0000
X11	0,0875	0,2367

Afirma-se, desta forma, que é possível prever o ROA com um ano de antecedência utilizando as variáveis independentes com a seguinte ponderação:

$$ROA = - 0,0747 - 0,114 * X_1 + 0,0316 * X_2 + 0,6329 * X_3 + 0,1687 * X_6 + 0,1977 * X_7 + 0,0875 * X_{11}$$

4.1.2.3 Previsão do ROA – Etapa 3

Nessa terceira e última etapa de análise da variância foi excluída a variável X_{11} e todo

o procedimento anterior foi repetido chegando aos resultados descritos posteriormente.

A nova hipótese testada foi:

H4B – Existe relação linear entre as variáveis independentes X_1 , X_2 , X_3 , X_6 e X_7 de 2004 e ROA de 2005.

Representado pela seguinte função:

$$ROA(2005) = \alpha + \beta X_1(2004) + \beta X_2(2004) + \beta X_3(2004) + \beta X_6(2004) + \beta X_7(2004) + \varepsilon$$

Pela análise do coeficiente de determinação constatou-se que com as variações nos indicadores X_1 , X_2 , X_3 , X_6 e X_7 é possível a previsão de 82,68% (tabela 10) nas variações do ROA. A hipótese nula, de que não existe relação entre as variáveis independentes e a dependente não é aceita, pois como pode ser observado na tabela 11 o F de significação do modelo é aproximadamente zero.

Tabela 11: Coeficiente de determinação e F de significação do ano de 2004 para previsão de ROA

	2004
R-quadrado	0,8268
F de significação	0,0000
Observações	110

Na tabela 12 são apresentados os resultados dos testes para verificação de ausência de autocorrelação, presença de distribuição homocedástica e normalidade dos resíduos. Todos esses três pressupostos da regressão foram encontrados através dos testes de Durbin-Watson, Pesaran-Pesaran e Kolmogorov Smirnov.

Tabela 12: Validação da regressão para a previsão de ROA

Teste de Durbin-Watson	DW	Ausência de Autocorrelação
	2,1041	
Teste de Pesaran-Pesaran	valor-P	Homocedasticidade
	0,8781	
Teste de Kolmogorov-Smirnov	Dteste	Normalidade dos resíduos
	0,0170	
	Dcrítico	
	0,1297	

Analisando-se individualmente todas as variáveis independentes (tabela 13), observa-se que as cinco variáveis independentes apresentaram valor p de aproximadamente zero, o que reforça a conclusão de que existe relacionamento linear entre as variáveis independentes (X_1 , X_2 , X_3 , X_6 e X_7) de 2004 e o ROA de 2005, ou seja, a hipótese nula de H4B pode ser rejeitada.

Tabela 13: Valor p para as variáveis independentes do ano de 2004 para previsão de ROA.

	2004	
	Coefficientes	valor-P
Interseção	(0,0571)	0,0002
X1	(0,1140)	0,0000
X2	0,0315	0,0000
X3	0,6637	0,0000
X6	0,1603	0,0022
X7	0,1935	0,0000

Pela tabela 13 pode-se verificar o coeficiente de cada uma das variáveis independentes, e conseqüentemente o peso de cada uma delas no modelo preditivo de rentabilidade. Foi obtida a seguinte função preditiva do ROA:

$$ROA(t) = - 0,0571 - 0,114*X_1(t-1) + 0,0315*X_2(t-1) + 0,6637*X_3(t-1) + 0,1603*X_6(t-1) + 0,1935*X_7(t-1)$$

5 Considerações Finais

O objetivo principal deste estudo foi identificar os indicadores contábeis mais significativos para a previsão de desempenho das empresas, propondo uma função que, utilizando esses indicadores baseados em dados passados, pudesse prever a rentabilidade futura.

Inicialmente foi aplicada a técnica estatística de regressão com o objetivo de verificar se os indicadores econômico-financeiros empregados no estudo poderiam ser utilizados para prever a rentabilidade do Patrimônio Líquido por meio do ROE. Conforme resultados apresentados anteriormente não é possível afirmar que exista relação linear entre os indicadores (variáveis independentes) e o Retorno do Patrimônio Líquido (variável dependente).

Posteriormente foi realizado o mesmo procedimento com a variável dependente ROA. Apenas as variáveis com um ano de defasagem apresentaram relacionamento linear com um nível de ajustamento do modelo de aproximadamente 83%, com um nível de significância de confiança de 95%. Apesar desse resultado ser válido para o modelo como um todo, algumas variáveis independentes apresentaram um erro superior a 5% e, buscando uma melhora do modelo, com um nível de explicação de no mínimo 95% retirou-se essas variáveis da análise e repetiu-se o procedimento anteriormente descrito.

Chegou-se à conclusão de que as variáveis mais significativas para a previsão de ROA são o Índice de Liquidez (X_1), Índice de Retenção de Lucros (X_2), Rentabilidade (X_3), Necessidade de Capital de Giro (X_6) e Saldo em Tesouraria (X_7) com um ano de defasagem em relação ao ROA e com um nível de ajustamento à reta similar ao obtido com a regressão com as 12 variáveis independentes.

Portanto, este artigo permitiu observar que o ferramental estatístico é extremamente útil na avaliação e análises contábeis de modo geral, porém é necessário ser criterioso e avaliar a coerência lógica dos diversos modelos estatísticos quando aplicados à realidade das empresas.

Referências

ABE, Edson Roberto; FAMA, Rubens. **A utilização da duration como instrumento de análise financeira:** Um estudo exploratório do setor de eletrodoméstico. Caderno de pesquisas em administração, São Paulo, v. 1, n°10, p. 1-12, 3° trimestre, 1999.

ALTMAN, Edward I., **Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy**, Journal of Finance, September 1968, 589-609.

ASSAF NETO, Alexandre; SILVA, César Augusto Tibúrcio. **Administração do capital de giro.** 214 f. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

BEAVER, W. **Financial ratios as predictors of failure: empirical search in accounting: selected studies.** Journal of Accounting Research, n.4, p. 71-111, jan. 1966. Suplemento.

CASA NOVA, Sílvia Pereira de Castro. **Utilização da análise envoltória de dados (DEA)**

na análise de demonstrações contábeis. 2002. 317 f. Tese (Doutorado em Contabilidade e Controladoria) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

CATELLI, Armando (Coord.). **Controladoria:** uma abordagem de gestão econômica – GECON . 2. ed. São Paulo: Atlas, 2001.

CORRAR, Luiz J.; THEÓPILO, Carlos Renato (coord.). **Pesquisa operacional para decisão em contabilidade e administração:** contabilometria. São Paulo: Atlas, 2004. 490 p.

GIMENES, Rogério Marcio Toesca, URIBE-OPAZO, Miguel Angel. **Previsão de Insolvência de Cooperativas Agropecuárias por Meio de Modelos Multivariados.** Revista FAE, Curitiba, v. 4, n. 3, p. 69-78, set./dez. 2006.

HENDRIKSEN, Eldon S, VAN BREDA, Michel F. **Teoria da Contabilidade.** Tradução de Antônio Zoratto Sanvicente. São Paulo: Atlas, 1999. 550p.

KANITZ, Stephen Charles. **Como prever falências.** São Paulo: Mcgraw-Hill do Brasil, 1978. _____. Indicadores contábeis e financeiros de previsão de insolvência: a experiência da pequena e média empresa brasileira. 1976. 187 f. Tese (Livre Docência) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1976.

MATARAZZO, Dante Carmine. **Análise Financeira de Balanços:** abordagem básica e gerencial. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1995.

_____. **Análise Financeira de Balanços:** abordagem básica e gerencial. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1998.

SANVICENTE, Antônio Zoratto; MINARDI, Andréa M A Fonseca. **Identificação de indicadores contábeis significativos para a previsão de concordata de empresas.** Financelab Working Paper - IBMEC, São Paulo, n. 3, p. 01-12, Out. 1998.

SILVA, José Pereira da. **Gestão e análise de risco de crédito.** São Paulo: Atlas, 1997.