



Revista de Gestão dos Países de Língua Portuguesa

ISSN: 1677-2067

ISSN: 2674-5895

INDEG-IUL - ISCTE Executive Education

MELO, LAÍS LOPES DE; BORTOLUZZO, ADRIANA BRUSCATO; VENEZUELA, MARIA KELLY
Relevância do fluxo de caixa operacional para previsão de falência das empresas brasileiras abertas

Revista de Gestão dos Países de Língua Portuguesa,
vol. 21, núm. 2, 2022, Maio-Agosto, pp. 67-89
INDEG-IUL - ISCTE Executive Education

DOI: <https://doi.org/10.12660/rgplp.v21n2.2022.82385>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=568072661001>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org

UDEM redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal

Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Relevância do fluxo de caixa operacional para previsão de falência das empresas brasileiras abertas

LAÍS LOPES DE MELO ¹

ADRIANA BRUSCATO BORTOLUZZO ¹

MARIA KELLY VENEZUELA ¹

¹ Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo – SP, Brasil

Resumo

O objetivo do artigo é avaliar se o fluxo de caixa operacional sobre passivo total (FCOPT) é relevante para melhor estimar a previsão de falência de empresas brasileiras abertas, no período de 2008 a 2019. A justificativa para a inclusão de tal indicador é baseada no fato de ele ser uma medida da capacidade das empresas de pagarem suas dívidas com o caixa gerado com suas operações. Foram construídos seis modelos de regressão logística com amostra pareada para empresas que faliram e não faliram no período: três baseados na literatura (ALTMAN, 1968; SANVICENTE e MINARDI, 1998; ROCHA, 2017) e três acrescidos da variável FCOPT para validar sua significância na previsão de falência de empresas brasileiras. O fluxo de caixa apresentou relevância estatística, e, de maneira geral, a área sob a curva ROC foi maior em todos os modelos em que a variável foi adicionada, o que indica que a inclusão de FCOPT traz uma melhor qualidade aos modelos de previsão de falência. A variação da área sob a curva ROC do modelo de Altman melhora em 2,2% com a inclusão de FCOPT; nos demais modelos, em 3,8%. Considerando dois anos antes da falência, essa variação melhora em pelo menos 11%. Outra contribuição do artigo é a forma como os modelos de previsão são avaliados e comparados, usando a curva ROC, que balanceia sensibilidade e especificidade dos modelos preditivos.

PALAVRAS-CHAVE: Previsão de falências. Empresas brasileiras. Fluxo de caixa operacional. *Logit*.

The relevance of operating cash flow to predict bankruptcy of Brazilian listed companies

Abstract

This article assesses whether the cash flow-to-debt ratio (OCF/TD) is relevant to predict bankruptcy of Brazilian listed companies considering the period from 2008 to 2019. The inclusion of this indicator is justified since it is a measure of a company's ability to pay its debts with cash generated from its operations. Six logistic regression models with paired samples were built for companies that went bankrupt and those that did not go bankrupt from 2008 to 2019. Three of these regressions were based on the literature (ALTMAN, 1968; SANVICENTE and MINARDI, 1998; ROCHA, 2017), and three added the OCF/TD variable to validate its significance in predicting the bankruptcy of Brazilian listed companies. Cash flow showed statistical relevance, and in general, the area under the ROC curve was larger in all models where such a variable was added, thus indicating that the inclusion of OCF/TD improves bankruptcy prediction models. The variation of the area under the ROC curve in Altman's model increases by 2.2% with the inclusion of OCF/TD; in the other models, there is a 3.8% increase. Considering two years before bankruptcy, this variation increases by at least 11%. Another contribution of the article refers to how prediction models are evaluated and compared using the ROC curve, which balances these models' sensitivity and specificity.

KEYWORDS: Bankruptcy prediction. Brazilian companies. Operating cash flow. Logit.

Relevancia del flujo de caja operativo para pronosticar la quiebra de empresas brasileñas que cotizan en bolsa

Resumen

El objetivo del artículo es evaluar si el flujo de caja operativo sobre pasivos totales (FCOPT) es relevante para estimar mejor la previsión de quiebra de las empresas públicas brasileñas, en el período de 2008 a 2019. La justificación para la inclusión de tal indicador se basa en el hecho de que es una medida de la capacidad de las empresas para pagar sus deudas con el efectivo generado por sus operaciones. Se construyeron seis modelos de regresión logística con muestra pareada para empresas que fracasaron y no fracasaron en el período: tres basados en la literatura (ALTMAN, 1968; SANVICENTE y MINARDI, 1998; ROCHA, 2017) y tres con la variable FCOPT para validar su importancia en el pronóstico de quiebra de las empresas brasileñas. El flujo de caja mostró relevancia estadística y, en general, el área bajo la curva ROC fue mayor en todos los modelos en los que se agregó la variable, lo que indica que la inclusión de FCOPT aporta una mejor calidad a los modelos de pronóstico de quiebra. La variación del área bajo la curva ROC del modelo de Altman mejora un 2,2% con la inclusión de FCOPT; y los demás modelos, un 3,8%. Considerando dos años antes de la quiebra, esta variación mejora en al menos un 11%. Otra contribución del artículo es la forma en que se evalúan y comparan los modelos de predicción, utilizando la curva ROC, que equilibra la sensibilidad y la especificidad de los modelos predictivos.

PALABRAS CLAVE: Pronóstico de quiebra. Empresas brasileñas. Flujo de caja operativo. *Logit*.

INTRODUÇÃO

As crises financeiras mundiais, a exemplo do *subprime* em 2008 e da dívida na Europa em 2009, fizeram com que a previsão de falência das empresas ganhasse importância tanto na área acadêmica, com o desenvolvimento de uso de novas ferramentas de análise, quanto no mundo prático (FEJÉR-KIRÁLY, 2015).

Desde 2014, o Brasil vem passando por uma recessão, considerada a mais longa da história do país (CODACE, 2017). As ações do governo para combater a crise financeira, como redução da taxa de juros, isenção de impostos, incentivo à liberação de crédito pelos bancos públicos e investimento em obras de infraestrutura, fizeram com que a nação apresentasse, num primeiro momento, crescimento acima da média mundial. Porém, a queda brusca no preço das *commodities*, a extensão da crise mundial e a manutenção das ações de incentivo do governo fizeram com que a dívida pública aumentasse e surgisse a necessidade de ajuste fiscal. Além disso, o aumento da inflação gerou elevação na taxa de juros, o que corrobora com o quadro recessivo. Segundo dados da B3, das 32 falências de empresas abertas ocorridas no período de 2008 a 2019, 62,5% (20 falências) ocorreram entre 2014 e 2017.

A literatura sobre a falência de empresas geralmente utiliza variáveis econômicas e financeiras (FEJÉR-KIRÁLY, 2015) para avaliar quais instituições têm mais probabilidade de quebrar. Segundo Rodríguez-Masero e López-Manjón (2020), entre os índices financeiros mais utilizados para a previsão de falências, estão os de rentabilidade, endividamento e equilíbrio econômico-financeiro. Apesar de o índice do fluxo de caixa operacional sobre o passivo total (FCOPT) representar a capacidade da empresa de pagar suas dívidas, o que está relacionado com a situação financeira dela e, conseqüentemente, pode ser um bom predictor de falência, esse índice não costuma ser utilizado nos artigos (RODRÍGUEZ-MASERO e LÓPEZ-MANJÓN, 2020).

Na literatura, a inclusão do FCO apresentou o maior poder de discriminação na análise de Beaver (1966), e, num estudo realizado no Reino Unido, a inclusão desse índice elevou a taxa de previsão correta do modelo de 54% para 83% (ALMAMY, ASTON e NGWA, 2016). Rodríguez-Masero e López-Manjón (2020) mostram a utilidade do FCO para a previsão de falência em empresas de médio porte na Espanha, enquanto Alves, Mata e Nunes (2015), com dados portugueses, e LeMaux e Morin (2011), com dados americanos, concluem que as demonstrações de fluxo de caixa têm um grande poder preditivo para a falência, uma vez que mostram a capacidade da empresa de realizar novos investimentos ou reduzir o endividamento. Tendo em vista que a literatura mundo afora vem concluindo que o fluxo de caixa tem relevância para prever falências, este artigo visa analisar a importância do índice FCOPT na previsão de falência de empresas brasileiras listadas na B3, mostrando que sua inclusão num modelo de previsão com os índices mais usados no Brasil melhora a qualidade de classificação.

Com o propósito de avaliar a previsão de falência de empresas brasileiras abertas, no período de 2008 a 2019, são estimados modelos de regressão logística com variáveis explicativas selecionadas, de acordo com três propostas realizadas no Brasil: Altman (1968); Sanvicente e Minardi (1998); Rocha (2017). Foram coletados os dados de todas as empresas listadas na B3 que decretaram falência no período e selecionada uma amostra 53 instituições abertas que não faliram no período (grupo controle), a fim de evitar um viés de seleção na comparação dos grupos, pareadas por setor e ativo total (dimensão).

Concluimos que a adição do índice FCOPT foi relevante ao modelo, em todas as propostas, ao nível de 5% de significância, e com aumento na área sob a curva ROC, quando comparado

com modelos sem a adição de tal variável. Como o FCOPT captura a capacidade das empresas de pagarem suas dívidas com base na geração de caixa de suas operações, esse índice apresentou diferença estatística entre as firmas falidas e não falidas, fazendo com que os modelos que incluem tal indicador consigam prever com maior precisão o *status* financeiro futuro, por meio da estimação da probabilidade de falência. Dessa forma, este trabalho demonstra que o uso do fluxo de caixa operacional é útil para a tomada de decisão da própria empresa para fins gerenciais, para as instituições financeiras e para fornecedores na concessão de crédito.

REFERENCIAL TEÓRICO

Com a recessão econômica vivenciada no Brasil durante todo o ano de 2016 e o encarecimento do crédito, os pedidos de falência no acumulado de tal ano subiram 13,5%, quando comparado com o mesmo período do ano anterior. Já os pedidos de recuperação judicial e as recuperações judiciais deferidas, também no acumulado de 2016, registraram alta de 53,4% em relação ao período equivalente do ano anterior. Em maio de 2016, foi registrado o maior crescimento em 12 meses de pedidos de falência e recuperação judicial da série histórica dos últimos sete anos, de 19,8% e 71,7%, respectivamente (Serasa Experian).

Em face desse cenário, os modelos de previsão de falência são uma ferramenta importante para auxiliar na redução do risco de crédito das instituições financeiras, uma vez que permitem que os bancos rejeitem empréstimos para empresas consideradas, antecipadamente, insolventes e os ajudam a sustentar a rentabilidade de suas práticas de empréstimos adequadas. Além disso, prevendo a futura situação financeira da empresa, os bancos podem ofertar melhores condições de pagamento de sua dívida, a fim de auxiliar no restabelecimento do equilíbrio financeiro (SOUSA e OLIVEIRA, 2014).

Os estudos iniciais sobre previsão de falência das empresas começaram a ser publicados em meados da década de 1930, com foco em análises univariadas, e perduraram até a década de 1960 (BEAVER, 1966). A partir de então, modelos mais robustos passaram a ser utilizados, como a análise discriminante multivariada (FEJÉR-KIRÁLY, 2015; ALTMAN, 1968). Nos anos 1980, novos estudos passaram a avaliar a probabilidade de falência por meio de modelos de regressão *logit* (OHLSON, 1980) e *probit* (ZMIJEWSKI, 1984). Algumas vantagens de utilizar modelos de regressão acontecem por ser uma técnica relativamente de simples entendimento e estar disponível na maioria dos *softwares* atuais. Além disso, o modelo *logit* se mostrou bastante robusto e confiável para esse fim (AZIZ e DAR, 2006).

O uso de indicadores financeiros em modelos de previsão de falências e de dificuldade financeira vem se mostrando importante desde o trabalho de Beaver (1966), que examinou a previsibilidade de 14 índices financeiros e concluiu que a razão entre fluxo de caixa operacional sobre o total da dívida era suficiente para prever a situação financeira das empresas. Depois, o modelo de *Z-score* criado por Altman (1968) foi considerado, por muitos pesquisadores, profissionais e gestores, uma ferramenta precisa para prever falência das empresas até três anos antes.

Diversos outros trabalhos foram publicados ao longo do tempo utilizando indicadores financeiros, e um resumo deles está apresentado no Quadro 1. É importante notar que os modelos usados apresentam boa precisão, apesar de tratarem de amostras e contextos diferentes. No

Quadro 1, temos os principais indicadores utilizados pelos trabalhos e nota-se, como indicado por Rodríguez-Masero e López-Manjón (2020), que o fluxo de caixa não é comumente utilizado entre esses indicadores financeiros.

QUADRO 1

Resumo de artigos acadêmicos referentes à falência de empresas

| Referência | Amostra | Período | Variáveis | Metodologia | Precisão |
|-------------------------------------|---|-------------|--|--------------------------------|----------|
| Beaver (1966) | Setenta e nove empresas falidas e 79 não falidas emparelhadas por indústria e tamanho | 1954 a 1964 | <ul style="list-style-type: none"> • dezesseis índices financeiros com foco em fluxo de caixa, rentabilidade, dívida e ativo disponível coletados um ano antes da falência. | Análise univariada | 87% |
| Altman (1968) | Trinta e três empresas falidas e 33 não falidas emparelhadas por indústria e tamanho | 1946 a 1965 | <ul style="list-style-type: none"> • capital corrente/ativo total; • lucros retidos/ativo total; • lucros antes de juros e impostos (Ebit)/ativo total; • valor de mercado do patrimônio líquido/valor da dívida total; • vendas/ativo total. | Análise discriminante múltipla | 95% |
| Kanitz (1974) | - | - | <ul style="list-style-type: none"> • capital corrente/ativo total; • lucros retidos/ativo total; • lucros antes de juros e impostos/ativo total; • valor de mercado do patrimônio líquido/exigível total; • vendas/ativo total. | Análise discriminante múltipla | - |
| Altman, Haldeman e Narayanan (1977) | Cinquenta e três empresas falidas e 58 não falidas emparelhadas por indústria e ano | 1969 a 1975 | <ul style="list-style-type: none"> • capital corrente/ativo total; • lucros antes de juros e impostos (Ebit)/ativo total; • erro padrão de lucros antes de juros e impostos/ativo total (normalizado); • log (lucros antes de juros e impostos/pagamentos de juros totais); • lucro retido/ativo total; • capital comum/ativo total; • log (ativo total). | Análise discriminante múltipla | 92,80% |
| Altman, Baidya e Dias (1979) | Vinte e três empresas insolvente e 35 solventes | 1975 a 1977 | <ul style="list-style-type: none"> • capital corrente/ativo total; • (não exigível – capital aportado pelos acionistas)/ativo total; • (lucros antes de juros e impostos + juros)/ativo total; • não exigível/exigível total; • vendas/ativo total. | Análise discriminante múltipla | 88% |

Continua

| Referência | Amostra | Período | Variáveis | Metodologia | Precisão |
|-----------------------------|--|-------------|--|--------------------------------|----------|
| Ohlson (1980) | Cento e cinco empresas falidas e 2.058 não falidas | 1970 a 1976 | <ul style="list-style-type: none"> • tamanho = $\log(\text{ativo total}/\text{PNB})$; • total de passivos/ativo total; • capital corrente/ativo total; • 1 se passivo > ativo e 0 c.c.; • lucro líquido/ativo total; • fundos provisionados por operações/passivo total; • 1 se o LL < 0 nos últimos 2 anos e 0 c.c.; • $(LL_t - LL_{t-1})/(LL_t + LL_{t-1})$. | Regressão logística | 96,12% |
| Zmijewski (1984) | Oitenta e uma empresas falidas e 1.600 não falidas | 1972 a 1978 | <ul style="list-style-type: none"> • Lucro líquido/ativo total; • passivo total/ativo total; • ativo corrente/passivo corrente. | Probit | 98,30% |
| Sanvicente e Minardi (1998) | Quarenta e seis empresas falidas e 46 não falidas emparelhadas pelo setor industrial | 1986 a 1998 | <ul style="list-style-type: none"> • $(\text{ativo corrente} - \text{passivo total})/\text{ativo total}$; • $(\text{patrimônio líquido} - \text{capital social})/\text{ativo total}$; • $(\text{lucro operacional} - \text{despesas financeiras} + \text{receitas financeiras})/\text{ativo total}$; • valor contábil do patrimônio líquido/valor contábil do exigível total; • lucro antes de juros e impostos (Ebit)/despesas financeiras. | Análise discriminante múltipla | 80,20% |
| Almamy, Aston e Ngwa (2016) | Noventa empresas falidas e mil não falidas | 2000 a 2013 | <ul style="list-style-type: none"> • capital corrente/ativo total; • lucros retidos/ativo total; • lucros antes de juros e impostos (Ebit)/ativo total; • valor de mercado patrimônio líquido/passivo total; • vendas/ativo total; • fluxo de caixa das operações/passivo total. | Análise discriminante múltipla | 82,90% |
| Rocha (2017) | Cento e treze empresas insolventes e 87 solventes | 2010 a 2015 | <ul style="list-style-type: none"> • capital corrente/ativo total; • $\log(\text{ativo total}/\text{IPCA})$; • $(\text{ativo total} - \text{passivo total})/\text{ativo total}$; • receita líquida/recebíveis; • lucros retidos/ativo total. | Regressão logística | 93,45% |

Continua

| Referência | Amostra | Período | Variáveis | Metodologia | Precisão |
|---|--|-------------|---|--|----------|
| Alaminos, Del Castillo e Fernández (2018) | Duzentas e vinte empresas falidas e 220 não falidas escolhidas de modo aleatório. Setenta por cento foram utilizados como amostra de treinamento e 30%, como teste | 1990 a 2013 | <ul style="list-style-type: none"> • lucros/ativo total; • ativo corrente/passivo corrente; • capital corrente/ativo total; • lucros acumulados/ativo total; • lucros antes de juros e impostos (Ebit)/ativo total; • vendas/ativo total; • (ativo corrente + fluxo de caixa)/passivo corrente; • passivo total /ativo total; • ativo corrente/ativo total; • lucro/valor líquido. | Regressão logística | 94,13% |
| Liberman, Barbosa e Pires (2018) | Trinta e sete empresas bancárias falidas e 276 não falidas | 1995 a 2014 | <ul style="list-style-type: none"> • índice de Basileia sintético; • patrimônio líquido/ativo total; • lucro líquido/ativo total; • lucro líquido/patrimônio líquido; • resultado operacional líquido/ativo total; • ativos líquidos/ativo total; • ativos líquidos/(ativo total – patrimônio líquido); • log (ativo total); • outros. | Regressão logística com dados em painel e análise de sobrevivência | - |
| Rodríguez-Masero e López-Manjón (2020) | Setenta e uma empresas de médio porte espanholas falidas e 71 não falidas emparelhadas por setor e porte | 2015 a 2016 | <ul style="list-style-type: none"> • receita operacional/total do ativo; • total do passivo/total do ativo; • ativo corrente/passivo corrente; • fluxo de caixa operacional/total do passivo. | Regressão logística | 77,48% |
| Bruscato, Melo e Venezuela | Trinta e duas empresas brasileiras falidas e 53 não falidas emparelhadas por setor e porte | 2008 a 2019 | <ul style="list-style-type: none"> • capital corrente/ativo total; • ativo corrente/passivo corrente; • fluxo de caixa operacional/passivo total; • passivo total/ativo total; • patrimônio líquido/passivo total; • patrimônio líquido/ativo total; • receita líquida/ativo total; • lucros antes de juros e impostos (Ebit)/ativo total; • lucro líquido/ativo total; • lucro líquido/passivo total; • lucro retido/ativo total; • log (ativo total). | Regressão logística | - |

Fonte: Elaborado pelos autores.

Conforme explicado por Teles e Nagatsuka (2002), enquanto no regime de caixa as receitas e as despesas são reconhecidas somente no recebimento ou no pagamento, no regime de competência, elas são registradas quando o fato gerador ocorre, a despeito de terem sido recebidas ou pagas. Dessa forma, entende-se que a capacidade de geração de caixa seja uma medida superior quando comparada com medidas de lucro, que seguem o regime de competência, para determinar a capacidade de pagamento de juros e dívida e, portanto, para medir a liquidez da empresa.

O valor do fluxo de caixa gerado pelas operações consiste no valor financeiro gerado pelas atividades ligadas diretamente às operações da empresa, ou seja, exclui qualquer recebimento de caixa que não tenha sido gerado pelas atividades cotidianas da empresa. Exemplos de recebimentos extraordinários seriam a venda de um ativo não operacional ou o ganho de uma indenização por ordem judicial. De acordo com Braga e Marques (2001), a medida de fluxo de caixa operacional dividido pelo passivo total revela o número de anos que, no nível dos fluxos de caixa atuais, seria necessário para quitar todo o exigível.

Silva, Sampaio e Gallucci Neto (2018), bem como Rezende et al. (2017), evidenciam que o fluxo de caixa pode indicar se uma empresa está com dificuldade financeira, o que pode ser considerado antecedente da falência. Dessa forma, é de esperar que exista uma relação entre o fluxo de caixa e a probabilidade de falência das empresas. Mundo afora também existem trabalhos avaliando e aprovando o fluxo de caixa na previsão de falências, no sentido de melhorar a precisão dos modelos estatísticos – ver Gombola et al. (1987) para literatura sobre o assunto.

Espera-se que o fluxo de caixa operacional (FCO) seja importante para fazer a previsão das falências das empresas brasileiras abertas, uma vez que representa da melhor forma a liquidez, como mensuração de entradas e saídas de recursos operacionais, como evidenciado em Zanolla, Gartner e Silva (2014). Alguns artigos mostram que o FCO traz informações sobre as condições financeiras futuras das empresas, em especial sobre sua possível falência em países como Reino Unido, Estados Unidos, Portugal e Espanha (BEAVER, 1966; LEMAUX e MORIN, 2011; ALVES, MATA e NUNES, 2015; ALMAMY, ASTON e NGWA, 2016; RODRÍGUEZ-MASERO e LÓPEZ-MANJÓN, 2020).

Dessa forma, espera-se que o FCO também traga melhoria nos modelos de previsão de falência para empresas abertas brasileiras. Os trabalhos relacionados ao tema utilizam diversos indicadores financeiros. Optamos por três que usam dados brasileiros: Sanvicente e Minardi (1998), Rocha (2017) e Altman (1968) – o último, considerado um trabalho seminal da área de previsão de falências e ainda bastante utilizado por profissionais e acadêmicos. Nenhum desses trabalhos usou FCO; eles servem apenas para guiar a escolha das variáveis contábeis que serão utilizadas no modelo para posterior entrada do FCO e verificação de sua contribuição para a previsibilidade das falências.

Almamy et al. (2016) aplica o modelo Z-score de Altman acrescido de uma nova variável, que é a razão do fluxo de caixa operacional e o passivo total. A esse novo modelo foi dado o nome J-UK. O Z-score classificou corretamente 54% das empresas, ao passo que o J-UK classificou 82,9%.

Sanvicente e Minardi (1998) identificam os índices contábeis mais relevantes para prever concordatas de empresas brasileiras. A técnica estatística utilizada foi análise discriminante múltipla, a qual apresentou um índice de acerto global de 79%. Segundo os autores, isso indica que há poder preditivo e que ela pode ser aplicada a outras amostras diferentes.

Rocha (2017) replicou o modelo de Ohlson (1980) para previsão de falência das empresas de capital aberto no Brasil, utilizando variáveis contábeis com um ano de antecedência. Com esse método, foram classificadas corretamente 93,45% empresas com dados contábeis de um ano de antecedência do evento de falência.

METODOLOGIA

Seleção da amostra e dados

Este estudo utilizou os dados das 32 empresas brasileiras abertas (listadas na B3), não financeiras e não públicas, que faliram no período entre 2008 e 2019. As informações contábeis delas foram coletadas para 1, 2 e 3 anos antes de irem à falência pelo *software* Economatica[®]. A Figura 1 ilustra a quantidade de falências ao longo dos anos e revela que a maior incidência das quebras ocorreu entre 2012 e 2017.

FIGURA 1

Distribuição histórica do número de empresas falidas



Fonte: Elaborada pelos autores com informações da B3.

Para avaliar a relevância do fluxo de caixa operacional para previsão de falência das empresas, é necessário ter um grupo controle de empresas com o mesmo perfil e que não faliram no período. Dessa forma, foi selecionada uma amostra de 53 empresas brasileiras abertas que não faliram, via pareamento por setor e dimensão (mensurado pelo tamanho do ativo). Esse tipo de amostragem por pareamento é comum em estudos desse tipo para reduzir o viés de seleção na comparação de um grupo pequeno (a ocorrência de falências é pequena) com um grupo muito maior (empresas não falidas), mesmo procedimento foi utilizado por Beaver (1966); Altman (1968); Sanvicente e Minardi (1998); além de Rodríguez-Masero e López-Manjón (2020).

O pareamento foi feito utilizando o método do vizinho mais próximo, buscando selecionar, de maneira geral, duas empresas não falidas mais próximas de cada uma falida. Entretanto, para que o pareamento possa ser realizado de forma adequada, segundo Stuart (2010), a diferença média padronizada das distâncias entre a empresa falida e a não falida (par) não deve ultrapassar o limite de 0,25. Assim, em alguns casos, o pareamento foi feito apenas com uma única empresa não falida, em vez de duas.

Descrição das variáveis e método

Neste estudo, foram utilizadas nove variáveis financeiras mais citadas na literatura como independentes, divididas nos seguintes grupos: dimensão, liquidez, endividamento, capitalização, eficiência e rentabilidade. Uma variável de controle que descreve a dimensão da empresa (em ativos) foi selecionada seguindo Altman et al. (1977). Foram selecionadas as cinco variáveis utilizadas por Altman (1968), adaptando valor de mercado do patrimônio líquido sobre passivo total para valor contábil do patrimônio líquido sobre passivo total (SANVICENTE e MINARDI, 1998). Além disso, foi coletado o fluxo de caixa operacional sobre o passivo total pelo destaque que a variável teve no artigo de Beaver (1966) e Gombola et al. (1987) – o índice com maior poder de discriminação da falência e sua importância decorrente aos objetivos deste estudo. Outra variável selecionada foi inspirada no estudo de Zmijewski (1984), sendo um índice de endividamento (passivo total sobre ativo total). Por fim, foi selecionada uma variável utilizada por Liberman et al. (2018), representando a capitalização (patrimônio líquido sobre ativo total).

Segundo Liberman et al. (2018), essas nove variáveis foram divididas conforme os grupos mencionados a seguir:

- **Dimensão:** Representado pelo logaritmo natural do ativo total, está sendo utilizado como controle e busca mensurar a dimensão das instituições.
- **Liquidez:** Contempla o capital corrente sobre ativo total e o fluxo de caixa operacional sobre passivo total. Como o capital corrente é a diferença entre o ativo corrente e o passivo corrente, o primeiro indicador responde a um efeito esperado quando uma empresa apresenta perdas operacionais consistentes e terá encolhimento de ativos correntes em relação ao total de ativos. Já o segundo indicador é um índice que mede a capacidade de pagamento da dívida com o caixa gerado internamente pela empresa.
- **Endividamento:** Composto por passivo total sobre ativo total. Também conhecido como índice de endividamento total, é um indicador de risco e mede o percentual de capital de terceiros que a empresa tem para financiamento das operações corporativas.
- **Capitalização:** Os indicadores desse grupo são relacionados à estrutura de capital das empresas, medindo quanto elas estão protegidas pelo capital próprio com relação às suas obrigações com terceiros, no caso de patrimônio líquido sobre passivo total e da capitalização (patrimônio líquido sobre ativo total).
- **Eficiência:** Representada pelo indicador de vendas (ou receita líquida) sobre ativo total, que mede a rotatividade do capital, ou seja, a capacidade de geração de vendas a partir dos ativos da empresa.
- **Rentabilidade:** Inclui os recursos que mensuram o lucro das empresas em relação aos próprios recursos empregados. São eles: lucro antes de juros e impostos sobre ativo total e lucros retidos sobre ativo total. O último índice contempla a idade da empresa como uma variável implícita, pois uma empresa relativamente jovem mostrará uma relação baixa, uma vez que não teve tempo de acumular lucro. Isso parece fazer sentido, pois a incidência de falha é maior em empresas jovens.

No Quadro 2, estão listadas as variáveis a serem utilizadas nos modelos, acompanhadas de sua descrição, grupo, referências dos principais artigos que as utilizaram e o sinal esperado para previsão da probabilidade de falência. Um sinal negativo indica a expectativa de que um aumento no valor daquela variável reduza a possibilidade de falência das empresas, enquanto um sinal positivo indica que, quanto maior o indicador, maior a probabilidade de falência da empresa.

QUADRO 2

Variáveis independentes (explicativas)

| Grupo | Variável | Descrição | Referências | Impacto |
|---------------|-------------|---|--|---------|
| Dimensão | Log (Ativo) | Logaritmo natural do ativo total | Altman et al. (1977); Liberman et al. (2018) | (-) |
| Liquidez | CG/AT | Capital corrente sobre ativo total | Altman (1968); Beaver (1966); Kanitz (1974); Altman et al. (1977); Altman et al. (1979); Ohlson (1980); Almamy et al. (2016); Alaminos et al. (2018); Liberman et al. (2018) | (-) |
| | FCO/PT | Fluxo de caixa operacional sobre passivo total | Beaver (1966); Almamy et al. (2016) | (-) |
| Endividamento | PT/AT | Passivo total sobre ativo total | Ohlson (1980); Zmijewski (1984); Alaminos et al. (2018) | (+) |
| Capitalização | PL/PT | Patrimônio líquido sobre passivo total | Altman (1968); Kanitz (1974); Altman et al. (1979); Sanvicente e Minardi (1998); Almamy et al. (2015) | (-) |
| | PL/AT | Patrimônio líquido sobre ativo total | Liberman et al. (2018) | (-) |
| Eficiência | RL/AT | Receita líquida sobre ativo total | Altman (1968); Kanitz (1974); Altman et al. (1979); Almamy et al. (2015); Alaminos et al. (2018); Liberman et al. (2018) | (-) |
| Rentabilidade | Ebit/AT | Lucro antes de juros e impostos sobre ativo total | Altman (1968); Kanitz (1974); Altman et al. (1977); Altman et al. (1979); Almamy et al. (2016); Alaminos et al. (2018) | (-) |
| | LR/AT | Lucros retidos sobre ativo total | Altman (1968); Kanitz (1974); Altman et al. (1977); Almamy et al. (2016); Rocha (2017); Alaminos et al. (2018) | (-) |

Fonte: Elaborado pelos autores.

O modelo *logit* com amostra pareada e abordagem *cross section* será empregado neste estudo (veja Wooldridge, 2010), alterando as possíveis variáveis explicativas com o objetivo de melhorar a previsão da probabilidade de uma empresa falir e seguindo proposta de Altman (1968); Sanvicente e Minardi (1998); além de Rocha (2017).

ANÁLISE DE RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis explicativas selecionadas, separadas pela sua condição de não falida ou falida (um a três anos antes). Considerando as empresas não falidas em comparação com as falidas, foi feito um teste para comparar valores médios da variável explicativa em questão, presumindo variâncias desiguais e considerando o nível de significância de 10%.

Para a variável log ativo, não houve indícios de diferenças entre as médias, com 10% de significância. Esse resultado era esperado, visto que o pareamento foi feito por setor e tamanho dos ativos.

As duas variáveis do grupo liquidez apresentaram indícios de diferenças entre as médias para todas as comparações realizadas, com alta significância ($\alpha=1\%$), à exceção da variável capital corrente sobre ativo total, na comparação com até dois anos, cuja diferença está em 5% de significância. Ambos os indicadores de empresas falidas apresentaram, em média, valores inferiores aos das não falidas. É importante notar que o fluxo de caixa apresentou a mais alta relevância estatística para diferenciar as empresas falidas das não falidas.

O endividamento das falidas (de um até três anos antes da falência) é, em média, diferente do de não falidas (com nível de significância até 6%, de maneira geral). Nota-se que o endividamento de empresas um ano antes da falência é, em média, quase o dobro das não falidas.

Já os indicadores de estrutura de capital se mostraram consideravelmente diferentes (menores) nas empresas até dois anos antes da falência, em comparação com as não falidas, reforçando que estas não estão protegidas pelo capital próprio com relação às suas obrigações com terceiros.

No grupo de eficiência, a variável receita líquida sobre ativo total apresentou uma diferença significativa, com nível de significância de 5%, apenas quando comparados valores médios das empresas não falidas com os das empresas um ano antes da falência. E, por fim, nas variáveis que descrevem a rentabilidade, destacamos que há diferença média entre não falidas e falidas – considerando medições feitas um ano antes da falência –, com nível de significância de 1% e 10% para as variáveis Ebit/AT e LR/AT, respectivamente.

Como explicitado antes, o principal objetivo do presente estudo é avaliar se a variável fluxo de caixa operacional sobre passivo total (FCO/PT) é relevante para melhor estimar a previsão de falência de empresas brasileiras, quando ela for adicionada em três modelos apresentados na literatura: Altman (1968); Sanvicente e Minardi (1998); e Rocha (2017). De igual modo, pretende-se verificar se o acréscimo da variável FCO/PT melhora a previsão desses mesmos modelos ajustados.

Dessa forma, foram construídos seis modelos de previsão de falência: três baseados em artigos (ALTMAN, 1968; SANVICENTE e MINARDI, 1998; ROCHA, 2017) e três acrescidos da variável fluxo de caixa operacional sobre passivo total, cuja importância é bastante discutida por Beaver (1966); Gombola et al. (1987); Almamy et al. (2016); e Rodríguez-Masero e López-Manjón (2020). A variável FCO/PT apresenta discriminação relevante entre as empresas falidas e não falidas (de um a três anos antes), conforme discutido na Tabela 1.

TABELA 1

Estatísticas descritivas das variáveis independentes separando as empresas em falidas (de um a três anos antes) e não falidas, com pareamento

| Grupo | Variável | Condição | Média | Mediana | Mínimo | Máximo | DP | Valor-p |
|---------------|-------------|---------------------|--------|---------|---------|--------|-------|-------------------|
| Dimensão | Log (ativo) | Falidas (um ano) | 5,889 | 5,657 | 4,373 | 11,187 | 1,280 | 0,3055 |
| | | Falidas (dois anos) | 5,950 | 5,783 | 4,407 | 11,884 | 1,398 | 0,4374 |
| | | Falidas (três anos) | 6,073 | 5,842 | 4,342 | 14,193 | 1,765 | 0,7488 |
| | | Não falidas | 6,193 | 5,806 | 4,113 | 15,810 | 1,690 | |
| Liquidez | CG/AT | Falidas (um ano) | -0,590 | -0,255 | -3,307 | 0,251 | 0,899 | 0,0001 |
| | | Falidas (dois anos) | -0,580 | -0,129 | -9,104 | 0,338 | 1,663 | 0,0194 |
| | | Falidas (três anos) | -0,324 | -0,095 | -3,102 | 0,435 | 0,752 | 0,0020 |
| | | Não falidas | 0,148 | 0,145 | -0,786 | 0,766 | 0,259 | |
| | FCO/PT | Falidas (um ano) | -0,054 | -0,036 | -0,596 | 0,333 | 0,175 | <0,0001 |
| | | Falidas (dois anos) | -0,007 | -0,017 | -0,183 | 0,175 | 0,076 | <0,0001 |
| | | Falidas (três anos) | 0,049 | 0,033 | -0,082 | 0,331 | 0,102 | <0,0001 |
| | | Não falidas | 0,210 | 0,190 | -0,214 | 1,308 | 0,215 | |
| Endividamento | PT/AT | Falidas (um ano) | 1,443 | 0,964 | 0,136 | 4,720 | 1,056 | 0,0008 |
| | | Falidas (dois anos) | 1,438 | 0,852 | 0,133 | 10,089 | 1,810 | 0,0343 |
| | | Falidas (três anos) | 1,150 | 0,819 | 0,075 | 6,375 | 1,138 | 0,0558 |
| | | Não falidas | 0,714 | 0,535 | 0,192 | 4,485 | 0,667 | |
| Capitalização | PL/PT | Falidas (um ano) | 0,126 | 0,037 | -0,788 | 6,344 | 1,212 | 0,0012 |
| | | Falidas (dois anos) | 0,291 | 0,167 | -0,901 | 6,518 | 1,260 | 0,0101 |
| | | Falidas (três anos) | 0,706 | 0,220 | -0,843 | 12,308 | 2,437 | 0,5921 |
| | | Não falidas | 0,953 | 0,802 | -0,777 | 4,148 | 0,961 | |
| | PL/AT | Falidas (um ano) | -0,446 | 0,036 | -3,720 | 0,864 | 1,054 | 0,0009 |
| | | Falidas (dois anos) | -0,442 | 0,142 | -9,089 | 0,867 | 1,808 | 0,0367 |
| | | Falidas (três anos) | -0,156 | 0,180 | -5,375 | 0,923 | 1,136 | 0,0606 |
| | | Não falidas | 0,271 | 0,429 | -3,485 | 0,795 | 0,665 | |
| Eficiência | RL/AT | Falidas (um ano) | 0,458 | 0,341 | 0,001 | 1,326 | 0,365 | 0,0238 |
| | | Falidas (dois anos) | 0,687 | 0,528 | 0,000 | 3,565 | 0,679 | 0,8036 |
| | | Falidas (três anos) | 0,629 | 0,508 | 0,000 | 2,067 | 0,460 | 0,8057 |
| | | Não falidas | 0,654 | 0,512 | 0,004 | 2,431 | 0,495 | |
| Rentabilidade | Ebit/AT | Falidas (um ano) | -0,116 | -0,093 | -0,994 | 0,503 | 0,241 | 0,0002 |
| | | Falidas (dois anos) | -0,306 | -0,009 | -10,350 | 1,704 | 1,865 | 0,2662 |
| | | Falidas (três anos) | -0,021 | -0,003 | -0,342 | 0,119 | 0,106 | 0,0003 |
| | | Não falidas | 0,068 | 0,064 | -0,253 | 0,484 | 0,110 | |
| | LR/AT | Falidas (um ano) | -1,106 | -0,242 | -15,025 | 2,542 | 2,792 | 0,0558 |
| | | Falidas (dois anos) | -0,628 | -0,087 | -4,559 | 0,176 | 1,034 | 0,0151 |
| | | Falidas (três anos) | -0,580 | -0,080 | -6,303 | 0,127 | 1,242 | 0,0631 |
| | | Não falidas | -0,111 | 0,093 | -3,950 | 0,578 | 0,841 | |

Nota: Valor-p considerando teste t para duas amostras independentes (falidas versus não falidas), presumindo variâncias desiguais. Valor-p em negrito mostra conclusão por médias diferentes entre os grupos, considerando nível de significância de até 10%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

O Quadro 3 indica quais serão as variáveis explicativas utilizadas em cada modelo a ser ajustado com dados de empresas falidas e não falidas conjuntamente.

QUADRO 3

Variáveis explicativas utilizadas em cada modelo ajustado, considerando dados de empresas não falidas e falidas (de um a três anos antes) conjuntamente

| Modelo via proposta de: | Log (ativo) | CG/AT | FCO/PT | PT/AT | PL/PT | PL/AT | RL/AT | Ebit/AT | LR/AT |
|-----------------------------|-------------|-------|-----------------------|-------|-------|-------|-------|---------|-------|
| Altman (1968) | - | SIM | | - | SIM | - | SIM | SIM | SIM |
| Sanvicente e Minardi (1998) | - | - | Proposta deste artigo | SIM | SIM | SIM | SIM | SIM | - |
| Rocha (2017) | SIM | SIM | | - | - | SIM | SIM | - | SIM |

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 apresenta as correlações entre as variáveis independentes e tem o intuito de analisar se os modelos que serão propostos consideram variáveis sem terem altas correlações, visando evitar alto grau de multicolinearidade. Considerando os modelos descritos no Quadro 3, nota-se que: as variáveis PT/AT e PL/AT são forte e inversamente correlacionadas, sendo ambas utilizadas no modelo de Sanvicente e Minardi (1998); as variáveis CG/AT e PL/AT têm correlação forte e ambas serão utilizadas no modelo de Rocha (2017); e, por fim, a variável fluxo de caixa operacional sobre passivo total (FCO/PT) apresenta correlação no máximo moderada (inferior a 0,70, em valor absoluto) com todas as demais variáveis explicativas e, assim, poderá ser amplamente testada nos diferentes modelos.

TABELA 2

Matriz de correlação entre as variáveis independentes considerando dados de empresas não falidas e falidas um a três anos antes conjuntamente

| Grupo | Log (ativo) | CG/AT | FCO/PT | PT/AT | PL/PT | PL/AT | RL/AT | Ebit/AT | LR/AT |
|----------------------|--------------------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|---------|-------|
| Dimensão | Log (ativo) | 1 | | | | | | | |
| Liquidez | CG/AT | 0,07 | 1 | | | | | | |
| | FCO/PT | 0,12 | 0,48 | 1 | | | | | |
| Endividamento | PT/AT | -0,06 | -0,85 | -0,44 | 1 | | | | |
| Capitalização | PL/PT | -0,03 | 0,52 | 0,56 | -0,62 | 1 | | | |
| | PL/AT | 0,06 | 0,85 | 0,44 | -0,99 | 0,62 | 1 | | |

Continua

| Grupo | | Log (Ativo) | CG/AT | FCO/ PT | PT/AT | PL/ PT | PL/AT | RL/ AT | Ebit/AT | LR/AT |
|---------------|---------|----------------|-------|------------|-------|-----------|-------|-----------|---------|-------|
| Eficiência | RL/AT | 0,28 | 0,12 | 0,10 | -0,11 | -0,03 | 0,12 | 1 | | |
| | Ebit/AT | 0,09 | 0,50 | 0,66 | -0,45 | 0,31 | 0,45 | 0,12 | 1 | |
| Rentabilidade | LR/AT | 0,21 | 0,48 | 0,29 | -0,52 | 0,33 | 0,52 | 0,14 | -0,01 | 1 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 3 apresenta os resultados de seis modelos estimados para uma amostra de empresas falidas um ano antes da falência, emparelhadas via pareamento por setor e tamanho de ativos, com empresas não falidas. As Tabelas 5 e 6 apresentam os mesmos modelos, porém com os dados para as empresas falidas dois e três anos antes, respectivamente. Antes de interpretá-las, são apresentadas, a seguir, as medidas calculadas para comparar a *performance* dos modelos ajustados.

É comumente encontrada na literatura o ponto de corte (*cutoff*) de 50%, em que se define que uma probabilidade estimada acima de 50% classifica a empresa como falida e, caso contrário, como não falida. Com essas classificações a serem obtidas do modelo com *cutoff* de 50% comparadas com as verdadeiras classificações, são calculados três percentuais úteis para análise de *performance* dos modelos: precisão (percentual de acertos total do modelo), sensibilidade (percentual de verdadeiros positivos – das empresas falidas, calcula percentual de acertos) e especificidade (percentual de verdadeiros negativos – das empresas não falidas, calcula percentual de acertos).

Outra medida muito difundida para análise de *performance* é a área sob a curva ROC (*receiver operating characteristic*), cujo resultado pode ser interpretado como a probabilidade de uma empresa qualquer ser classificada corretamente. Uma curva ROC é construída pelos pares ordenados (1-especificidade, sensibilidade), calculados ao considerar diversos valores de ponto de corte entre 0 e 1 sob um particular modelo estimado. Vale ressaltar que, se a curva ROC for a bissetriz, a área sob essa curva (sob a bissetriz) será igual a 0,50 – nesse caso, o modelo não permite distinguir bem os grupos.

Como o objetivo deste estudo é indicar uma modelagem para predição, a validação cruzada (*cross validation*) se mostra importante para avaliar o desempenho de cada modelo proposto em sua assertividade de classificação sob um novo conjunto de dados. Para tanto, foi escolhido o método *leave-one-out* (STONE, 1974), em que uma observação de cada vez é retirada da amostra e o modelo é estimado sem a observação retirada. Em seguida, esse modelo estimado é utilizado para cálculo da área sob a curva ROC. Esse processo se repete para cada uma das observações amostrais.

Analisando inicialmente os resultados da Tabela 3, o modelo de Altman (1968) com o acréscimo da variável fluxo de caixa operacional sobre passivo total faz com que a probabilidade de classificação correta de uma empresa (área sob a curva ROC) aumente em 1,87%, quando adicionada a variável FCO/PT ao modelo, passando de 90,60% para 92,29%. Outro ponto positivo de destaque é que essa variável se mostrou relevante para previsão de falência de empresas, ao nível de 5% de significância. A outra variável que também mede liquidez – capital corrente sobre ativo total – se mostrou essencial nos modelos com ou sem a presença do FCO/PT. Entretanto, a variável lucro antes de juros e impostos sobre ativo total (Ebit/AT) teve sua estimativa significativa a 5% apenas no modelo sem a presença do FCO/PT.

No modelo de Sanvicente e Minardi (1998), a inclusão de FCO/PT aumenta a área sob a curva ROC em 3,39%. Essa variável é altamente relevante para previsão de falência de empresas, ao nível de 5% de significância. Entretanto, a variável patrimônio líquido sobre ativo total de endividamento também se mostrou relevante somente quando há a presença do FCO/PT no modelo. Não houve

variável relevante para prever falência de empresas quando não adicionada a variável FCO/PT ao modelo (ao nível de significância de 10%).

Já o modelo de Rocha (2017) acrescido da variável FCO/PT também apresenta aumento na área sob a curva ROC em 3,17%. Essa variável se mostra relevante para previsão de falência de empresas, ao nível de 5% de significância. A variável capital corrente sobre ativo total (CG/AT), que também mede liquidez, foi relevante com ou sem a presença do FCO/PT no modelo. Porém, a variável PL/AT teve sua estimativa significativa a 10% apenas no modelo sem a presença do FCO/PT.

A Tabela 3 apresenta uma análise descritiva das diversas áreas sob a curva ROC, calculadas com a omissão de cada observação nos seis modelos ajustados. De maneira geral, esses resultados mostram que, em média, área sob a curva ROC permanece maior quando há a presença da variável FCO/PT no modelo. Considerando o modelo de Altman (1968), o quantil de ordem 5% (92,02%) quando há adição da variável FCO/PT no modelo é melhor (maior) do que o quantil de 95% (91,62%) calculado quando não há adição dessa variável no modelo. Por fim, mais uma comparação que destaca uma melhor *performance* do ajuste quando há a presença da variável fluxo de caixa operacional sobre passivo total é dada ao comparar que a menor área sob a curva ROC no modelo Altman com a variável FCO/PT (91,92%) é maior do que o quantil de ordem 95% da área sob a curva ROC no modelo Altman sem a variável em questão (91,62%). As mesmas interpretações acontecem quando comparados os resultados dos modelos de Sanvicente e Minardi (1998) e de Rocha (2017), nos contextos com e sem a variável FCO/PT.

TABELA 3

Estimativas do modelo *logit* com dados pareados com empresas falidas um ano antes

| Grupo | Variáveis | Altman (1968) | | Sanvicente e Minardi (1998) | | Rocha (2017) | |
|---------------|-------------|---------------------|---------------------|-----------------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| | | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT |
| Dimensão | Log (ativo) | | | | | 0,139 (0,280) | -0,246 (0,300) |
| | | | | | | | |
| Liquidez | CG/AT | -4,660** (2,032) | -4,415** (1,936) | | | -5,663** (2,180) | -6,823*** (1,774) |
| | | | | | | | |
| | FCO/PT | -6,818** (3,214) | | -8,144** (2,896) | | -7,589** (3,299) | |
| Endividamento | PT/AT | | | 17,852* (9,174) | 20,621 (13,206) | | |
| | PL/PT | 0,043 (0,360) | 0,043 (0,360) | -0,722 (1,535) | -0,722 (1,535) | | |
| Capitalização | PL/AT | | | 17,719* (9,385) | 20,374 (13,672) | 1,085 (0,699) | 0,843* (0,496) |
| | | | | | | | |

Continua

| Grupo | Variáveis | Altman (1968) | | Sanvicente e Minardi (1998) | | Rocha (2017) | |
|--|-------------------------|------------------|---------------|-----------------------------------|---------------|-----------------|---------------|
| | | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT |
| Eficiência | RL/AT | -0,649 | -0,639 | -0,888 | -1,091 | -0,827 | -0,693 |
| | | (1,493) | (1,287) | (0,954) | (0,789) | (1,497) | (1,127) |
| Rentabilidade | Ebit/AT | -0,679 | -5,817** | -2,734 | -6,540 | | |
| | | (3,915) | (2,610) | (2,702) | (4,027) | | |
| | LR/AT | 0,306 | 0,097 | | | 0,190 | 0,243 |
| | | (0,259) | (0,225) | | | (0,179) | (0,185) |
| Com todas as observações | Constante | -0,363 | -0,795 | -17,288* | -20,264 | -1,119 | 0,546 |
| | | (0,745) | (0,702) | (9,036) | (13,206) | (1,405) | (1,746) |
| | Log likelihood | -30,906 | -33,508 | -35,362 | -39,640 | -29,951 | -34,919 |
| | Pseudo R² | 0,485 | 0,442 | 0,411 | 0,339 | 0,501 | 0,418 |
| | Área sob a Curva ROC | 92,29% | 90,60% | 89,35% | 86,42% | 92,49% | 89,65% |
| Descritiva da área sob a Curva ROC (áreas obtidas com cada observação omitida do modelo) | % Variação | 1,87% | | 3,39% | | 3,17% | |
| | Média | 92,39% | 90,63% | 89,47% | 86,59% | 92,52% | 89,6% |
| | Desvio Padrão | 0,46% | 0,49% | 0,75% | 0,99% | 0,39% | 0,38% |
| | Mínimo | 91,92% | 90,17% | 88,99% | 85,95% | 92,07% | 88,99% |
| | Máximo | 95,00% | 93,46% | 95,27% | 94,54% | 94,34% | 91,3% |
| | Quantil 5% | 92,02% | 90,27% | 88,99% | 86,00% | 92,18% | 89,28% |
| | Quantil 50% | 92,22% | 90,51% | 89,24% | 86,41% | 92,37% | 89,49% |
| Quantil 95% | 93,29% | 91,62% | 90,38% | 87,36% | 93,31% | 90,58% | |

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para os modelos descritos na Tabela 4, os percentuais da área sob a curva ROC obtidos nos ajustes com a inclusão da variável fluxo de caixa operacional sobre passivo total foram maiores quando comparados dentro de suas respectivas.

TABELA 4

Estimativas do modelo *logit* com dados pareados com empresas falidas dois anos antes

| Grupo | Variáveis | Altman (1968) | | Sanvicente e Minardi (1998) | | Rocha (2017) | |
|---|-----------------------------|----------------------|---------------------|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT |
| Dimensão | Log (ativo) | | | | | 0,095 (0,181) | -0,261 (0,251) |
| Liquidez | CG/AT | -3,797* (2,020) | -4,654** (1,874) | | | -3,905** (1,905) | -4,819*** (1,434) |
| | FCO/PT | -14,855** (5,246) | | -14,193** (5,108) | | -15,122** (6,335) | |
| Endividamento | PT/AT | | | 15,48** (6,704) | 20,279* (10,545) | | |
| Capitalização | PL/PT | 0,006 (0,433) | 0,006 (0,433) | -0,554 (1,146) | -0,554 (1,146) | | |
| | PL/AT | | | 15,579** (6,742) | 19,715* (11,144) | -0,146 (1,061) | 1,028 (1,199) |
| Eficiência | RL/AT | -0,110 (1,155) | -0,144 (0,832) | 0,021 (0,834) | -0,432 (0,527) | -0,039 (0,901) | -0,262 (0,758) |
| Rentabilidade | Ebit/AT | 0,604 (1,683) | -1,567 (1,493) | -0,308 (0,262) | -1,092 (1,91) | | |
| | LR/AT | 1,220 (0,7600) | 0,410 (0,481) | | | 1,287 (1,242) | -0,21 (1,136) |
| | Constante | 0,608 (0,607) | -0,633 (0,565) | -14,956** (6,565) | -20,174* (10,545) | 0,020 (0,985) | 0,668 (1,66) |
| Com todas as observações | Log likelihood | -32,112 | -44,099 | -35,535 | -49,530 | -32,101 | -43,780 |
| | Pseudo R² | 0,454 | 0,250 | 0,396 | 0,158 | 0,454 | 0,256 |
| | Área sob a Curva ROC | 92,54% | 81,83% | 90,32% | 81,88% | 92,90% | 82,45% |
| | % Variação | 13,09% | | 10,31% | | 12,67% | |
| Descritiva da área sob a Curva ROC (áreas obtidas com cada observação omitida do modelo) | Média | 92,46% | 81,11% | 90,36% | 81,89% | 92,91% | 82,48% |
| | Desvio padrão | 1,28% | 4,17% | 0,44% | 0,65% | 0,34% | 0,59% |
| | Mínimo | 80,49% | 55,2% | 89,93% | 80,92% | 92,54% | 81,4% |
| | Máximo | 94,40% | 86,35% | 93,02% | 85,45% | 95,09% | 85,07% |
| | Quantil 5% | 92,27% | 78,87% | 90,03% | 81,24% | 92,64% | 81,82% |
| | Quantil 50% | 92,42% | 81,87% | 90,23% | 81,72% | 92,79% | 82,32% |
| | Quantil 95% | 93,19% | 83,07% | 91,18% | 83,34% | 93,48% | 83,38% |

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 5, os percentuais da área sob a curva ROC ajustando os modelos com empresas falidas três anos antes são os menores, quando comparados com os respectivos percentuais obtidos nos ajustes com empresas falidas um e dois anos antes, ainda que os percentuais de variação na área sob a curva ROC tenham aumentado entre 3,85% até 10,47%, em razão do acréscimo da variável FCO/PT nos ajustes das três propostas.

TABELA 5

Estimativas do modelo *logit* com dados pareados com empresas falidas três anos antes

| Grupo | Variáveis | Altman (1968) | | Sanvicente e Minardi (1998) | | Rocha (2017) | |
|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|-----------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT |
| Dimensão | Log (ativo) | | | | | -0,022 (0,158) | -0,04 (0,144) |
| Liquidez | CG/AT | -3,411** (1,390) | -3,747** (1,372) | | | -3,17** (1,215) | -3,824*** (1,123) |
| | FCO/PT | -6,808** (3,395) | | -8,001** (3,338) | | -7,391** (3,719) | |
| Endividamento | PT/AT | | | 11,602 (7,543) | 9,752 (7,56) | | |
| Capitalização | PL/PT | 0,170 (0,155) | 0,170 (0,155) | 0,019 (0,179) | 0,019 (0,179) | | |
| | PL / AT | | | 11,514 (7,527) | 9,381 (7,525) | 0,527 (1,238) | 0,674 (1,231) |
| Eficiência | RL/AT | -0,090 (0,932) | -0,225 (1,033) | 0,039 (0,668) | -0,21 (0,637) | -0,154 (0,904) | -0,444 (0,706) |
| Rentabilidade | Ebit/AT | -1,178 (5,857) | -7,581 (6,806) | -0,846 (4,237) | -7,555** (3,612) | | |
| | LR/AT | 0,894 (0,627) | 0,821 (0,628) | | | 0,52 (1,205) | 0,01 (1,238) |
| | Constante | 0,032 (0,534) | -0,503 (0,496) | -11,491 (7,420) | -10,179 (7,560) | 0,195 (1,038) | -0,477 (1,021) |

Continua

| Grupo | Variáveis | Altman (1968) | | Sanvicente e Minardi (1998) | | Rocha (2017) | |
|--|---------------------------------|------------------|---------------|-----------------------------------|---------------|-----------------|---------------|
| | | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT | Com FCO/PT | Sem FCO/PT |
| Com todas as observações | Log likelihood | -40,830 | -43,553 | -44,013 | -48,322 | -41,248 | -46,192 |
| | Pseudo R² | 0,259 | 0,210 | 0,201 | 0,123 | 0,251 | 0,162 |
| | Área sob a Curva ROC | 83,70% | 80,60% | 80,54% | 76,52% | 83,07% | 75,20% |
| | % Variação | 3,85% | | 5,25% | | 10,47% | |
| Descritiva da área sob a Curva ROC (áreas obtidas com cada observação omitida do modelo) | Média | 83,65% | 80,57% | 80,63% | 76,68% | 83,11% | 75,21% |
| | Desvio padrão | 0,58% | 0,59% | 0,61% | 0,97% | 0,59% | 0,63% |
| | Mínimo | 82,57% | 79,52% | 79,46% | 74,27% | 82,21% | 73,67% |
| | Máximo | 86,60% | 82,93% | 83,1% | 81,97% | 85,61% | 77,25% |
| | Quantil 5% | 83,02% | 79,74% | 79,92% | 75,82% | 82,62% | 74,32% |
| | Quantil 50% | 83,52% | 80,48% | 80,36% | 76,52% | 82,87% | 75,12% |
| | Quantil 95% | 84,63% | 81,56% | 81,80% | 77,96% | 84,22% | 76,47% |

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Uma verificação importante a ser feita nos resultados de todos os modelos ajustados nas últimas três tabelas (Tabelas 3 a 5) é analisar se o sinal dos coeficientes significantes nesses modelos se deu conforme esperado (vide Tabela 1). A maioria das variáveis se comportou conforme esperado, com exceção do patrimônio líquido sobre ativo total (PL/AT), que foi estimado com sinal positivo (significante a 10%), enquanto o esperado era negativo, ou seja, esperava-se redução na probabilidade de falência da empresa. No modelo de Sanvicente e Minardi (1998), isso certamente se deu graças a quase perfeita correlação inversa dessa variável com a PT/AT, também relevante ao modelo. Já no modelo de Rocha (2017), há forte correlação de PL/AT com CG/AT, altamente relevante nesse modelo.

CONCLUSÃO

Com o intuito de melhor prever a falência de empresas abertas brasileiras, a variável fluxo de caixa operacional sobre passivo total (FCO/PT) foi adicionada em modelos contendo variáveis explicativas sob a proposta de três diferentes artigos: Altman (1968); Sanvicente e Minardi (1998); e Rocha (2017). Adicionalmente, buscou-se estudar a *performance* na previsão de falência considerando modelos de regressão *logit* com abordagem *cross section* e realizando validação cruzada pelo método *leave-one-out*.

Considerando empresas falidas dois anos antes (vide Tabela 4), os modelos ajustados com a presença do FCO/PT apresentaram os maiores percentuais da área sob a curva ROC (92,54%, 90,32% e 92,90%), quando comparados com essas medidas obtidas para empresas falidas um ano antes (92,29%, 89,35% e 92,49%, vide Tabela 3) e três anos antes (83,70%, 80,54% e 83,07%, vide Tabela 5). Esses valores obtidos para a área sob a curva ROC são considerados excelentes (HOSMER JUNIOR, LEMESHOW e STURDIVANT, 2013) para prever a condição de falência ou não de uma empresa de acordo com as variáveis relevantes em cada modelo.

Além disso, em cada proposta discutida na Tabela 4, as variáveis relevantes são exatamente as mesmas quando comparados os ajustes com e sem a variável FCO/PT, permitindo entender que a melhora na *performance* do modelo com o FCO/PT é consequência de sua inclusão. Essa conclusão pode ser feita apenas para os modelos ajustados com os dados de empresas falidas dois anos antes.

De maneira geral, a área sob a curva ROC foi maior em todos os modelos em que foi adicionado o FCO/PT. Na validação cruzada *leave-one-out*, a análise descritiva obtida com os valores calculados para a área sob a curva ROC quando omitida cada observação do modelo mostra que a menor área calculada quando a variável FCO/PT é maior do que o quantil 95% dessas áreas quando não há a presença da variável FCO/PT no modelo. Isso ocorre para as três modelagens consideradas neste estudo, mostrando que a presença do FCO/PT fornece maiores probabilidades de classificação correta de uma empresa qualquer.

Uma limitação importante neste trabalho foi o tamanho da amostra de empresas falidas. Apesar de utilizarmos os dados de todas as empresas abertas que faliram de 2008 a 2019, temos apenas 32 falências, o que compromete a estimação dos modelos. Para pesquisas futuras, vale considerar períodos maiores, já que houve uma quantidade reduzida de instituições brasileiras abertas que faliram com dados contábeis disponíveis para consulta.

REFERÊNCIAS

- ALAMINOS, D.; DEL CASTILLO, A.; FERNÁNDEZ, M. A. A global model for bankruptcy prediction. **Plos One**, v. 13, n. 11, e0166693, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0208476>>. Acesso: em 28 abr. 2022.
- ALMAMY, J.; ASTON, J.; NGWA, L. N. An evaluation of Altman's Z-score using cash flow ratio to predict corporate failure amid the recent financial crisis: evidence from the UK. **Journal of Corporate Finance**, v. 36, p. 278-285, 2016.
- ALTMAN, E. I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. **The Journal of Finance**, v. 23, n. 4, p. 589-609, 1968.
- ALTMAN, E. I.; BAIDYA, T. K. N.; DIAS, L. M. R. Previsão de problemas financeiros em empresas. **Revista de Administração de Empresas**, v. 19, n. 1, p. 17-28, 1979.
- ALTMAN, E. I.; HALDEMAN, R. C.; NARAYANAN, P. Zeta analysis: a new model to identify bankruptcy risk of corporations. **Journal of Banking and Finance**, v. 1, n. 1, p. 29-54, 1977.
- ALVES, M. T. V. D.; MATA, C. M. S.; NUNES, S. C. D. O papel da demonstração dos fluxos de caixa na previsão da falência: o caso do banco privado português. **Revista Universo Contábil**, v. 11, n. 3, p. 190-210, 2015.
- AZIZ, M. A.; DAR, H. A. Predicting corporate bankruptcy: where we stand? **Corporate Governance – The International Journal of Business in Society**, v. 6, n. 1, p. 18-33, 2006.
- BEAVER, W. H. Financial ratios as predictors of failure. **Journal of Accounting Research**, v. 4, n. 3, p. 71-111, 1966.
- BRAGA, R.; MARQUES, J. A. V. D. C. Avaliação da liquidez das empresas através da análise da demonstração de fluxos de caixa. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 12, n. 25, p. 6-23, 2001.
- COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS – CODACE. **Comunicado de datação de ciclos econômicos brasileiros**. 2017. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/data/files/F3/C1/F8/E8/A18F66108DDC4E66CA18B7A8/Comite%20de%20Data__o%20de%20Ciclos%20Econ_micos%20-%20Comunicado%20de%2030_10_2017%20_1_.pdf>. Acesso em: 28 abr. 2022.
- FEJÉR-KIRÁLY, G. Bankruptcy prediction: a survey on evolution, critiques, and solutions. **Acta Universitatis Sapientiae, Economics and Business**, v. 3, p. 93-108, 2015.
- GOMBOLA, M. J. et al. Cash flow in bankruptcy prediction. **Financial Management**, v. 16, n. 4, p. 55-65, 1987.
- HOSMER JUNIOR, D. W.; LEMESHOW, S.; STURDIVANT, R. X. **Applied logistic regression**. 3 ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2013.
- KANITZ, S. C. Como prever a falência de empresas. **Revista Negócios em Exame**, p. 95-102, dez. 1974. Disponível em: <<https://pt.scribd.com/document/61123852/EXAME-ComoPreverFalenciaEmpresa-Kanitz>>. Acesso em: 28 abr. 2022.
- LEMAUX, J.; MORIN, D. Black and white and red all over: Lehman Brothers' inevitable bankruptcy splashed across its financial statements. **International Journal of Business and Social Science**, v. 2, n. 20, p. 39-65, 2011.
- LIBERMAN, M.; BARBOSA, K.; PIRES, J. Falência bancária e capital regulatório: evidência para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 1, p. 80-116, 2018.
- OHLSON, J. A. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. **Journal of Accounting Research**, v. 18, n. 1, p. 109, 1980.

REZENDE, F. F. et al. Previsão de dificuldade financeira em empresas de capital aberto. **Revista de Contabilidade & Finanças**, v. 28, n. 75, p. 390-406, 2017.

ROCHA, P. A. C. **Previsão de falência de empresas de capital aberto no Brasil com regressão logística**. Tese (Doutorado em Administração de empresas) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

RODRÍGUEZ-MASERO, N.; LÓPEZ-MANJÓN, J. D. A utilidade do fluxo de caixa operacional para a previsão de falência em empresas de médio porte. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v. 22, n. 4, p. 917-931, 2020.

SANVICENTE, A. Z.; MINARDI, A. M. A. F. **Identificação de indicadores contábeis significativos para a previsão de concordata de empresas**. Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais. Working paper. Out. 1998. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Andrea_Minardi/publication/5104691_Identificacao_de_indicadores_contabeis_significativos_para_previsao_de_concordata_de_empresas/links/59763794aca2728d02705f23/Identificacao-de-indicadores-contabeis-significativos-para-previsao-de-concordata-de-empresas.pdf>. Acesso em: 28 abr. 2022.

SILVA, V. A. B.; SAMPAIO, J. O.; GALLUCCI NETO, H. Pedidos de recuperação judicial no Brasil: uma explicação com variáveis econômicas. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 16, n. 3, p. 429-454, 2018.

SOUSA, J.; OLIVEIRA, I. As variáveis de previsão da falência nas empresas portuguesas de vestuário, couro e produtos de couro. **Revista Portuguesa e Brasileira de Gestão**, v. 13, n. 1, p. 62-73, 2014.

STONE, M. Cross-validatory choice and assessment of statistical predictions. **Journal of Royal Statistical Society (Series B)**, v. 36, p. 111-147, 1974.

STUART, E. A. Matching methods for causal inference: a review and a look forward. **Statistical Science – A Review Journal of the Institute of Mathematical Statistics**, v. 25, n. 1, p. 1-21, 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2 ed. Massachusetts: MIT Press, 2010.

ZANOLLA, E.; GARTNER, I. R.; SILVA, C. A. T. Indicadores de liquidez e o fluxo de caixa operacional: um estudo nas empresas brasileiras de capital aberto. **Contabilidade, Gestão e Governança**, v. 17, n. 2, p. 137-151, 2014.

ZMIJEWSKI, M. E. Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. **Journal of Accounting Research**, v. 22, p. 59-82, 1984.

LAÍS LOPES DE MELO

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2824-6956>

Mestre em Administração pelo Insper. E-mail: lais_lopes_melo@hotmail.com

ADRIANA BRUSCATO BORTOLUZZO

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2872-031X>

Doutora em Estatística pela Universidade de São Paulo (USP); Professora Associada do Insper. E-mail: adrianab@insper.edu.br

MARIA KELLY VENEZUELA

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5790-1876>

Doutora em Estatística pela Universidade de São Paulo (USP); Professora do Insper. E-mail: MariaKV@insper.edu.br
