

PREDIKČNÍ SCHOPNOST ALTMANOVA Z-SKÓRE EVROPSKÝCH SOUKROMÝCH SPOLEČNOSTÍ*

Svatopluk Kapounek ^a, Jan Hanousek^b a František Bílý^a

Abstract

Predictive Ability of Altman Z-score of European Private Companies

The paper investigates the relationship between the financial distress of European private companies identified by the Altman Z-score and real bankruptcy. We extend the traditional Z-score with the asymmetric effect of economic activity. Our results show higher forecasting performance of the Altman Z-score of large companies in a three-year projection. We argue that our results differ from Altman (1968) because of specific market conditions in Europe that enable prolongation of activity after financial distress is identified. We also emphasize the role of liquidity, size, performance and indebtedness in increasing financial distress forecasting performance. Finally, we extend our prediction model with selected indicators of quality and development of the institutional environment.

Keywords: Firm bankruptcy, financial distress, Altman Z-score, institutional environment

JEL Classification: G33, C23, G32

Úvod

Problematika firemních bankrotů je zmiňována především v souvislostech prudkého útlumu ekonomické aktivity, kdy firmy nejsou schopny dostatečně navyšovat likviditu a roste nebezpečí finanční tísně (Inekwe a Valenzuela, 2019). Nejen hospodářský cyklus, ale s tím související dostupnost externího financování ovlivňuje zisk a cash flow firmy, což ve svém důsledku zvyšuje pravděpodobnost vzniku finanční tísně. Tinoco *et al.* (2018) upozornili na významnou roli tržních specifík a makroekonomických ukazatelů, které mají schopnost zlepšit predikční schopnost bankrotních modelů. Ninh *et al.*

* Tento výzkum byl podpořen grantem GAČR č. 19-22488S. František Bílý byl financován z interního grantového projektu MENDELU PEF_TP_2020008.

a Mendelova univerzita v Brně, Provozně ekonomická fakulta, Ústav financí, Brno, Česká republika
E-mail: kapounek@mendelu.cz (korespondenční autor), fana.bily@gmail.com

b CERGE-EI, společné pracoviště UK v Praze a NHÚ AV ČR, v. v. i., Praha, Česká republika
E-mail: jan.hanousek@cerge-ei.cz

(2018) potvrzují význam makroekonomických proměnných rozšiřujících bankrotní modely a argumentují zvyšující se finanční tísní zejména v průběhu poklesu ekonomického růstu. Jak ale uvádějí Shleifer a Vishny (1992) anebo Kahl (2002), dynamicky se měnící likvidační hodnota firmy může vést k oddalování řízeného bankrotu a jeho realizaci až v období ekonomické konjunktury, což v současné literatuře není dostatečně řešeno. Potřebnost detailní analýzy predikční schopnosti bankrotních modelů včetně asymetrických vlivů makroekonomických ukazatelů, zejména ekonomického růstu, je zdůrazněna častým oddalováním bankrotů současných společností nalézajících se ve finanční tísní.

Hlavní motivace článku spočívá v časté chybovosti Altmanova Z-skóre při predikci firemních bankrotů ve specifických podmínkách evropských soukromých společností, a to zejména s ohledem na makroekonomické prostředí. Vůči stávající literatuře poskytuje tento článek několik nových poznatků. Zprv, článek rozšiřuje tradiční Altmanovo Z-skóre (Altman, 1968 a 1984) o asymetrické efekty ekonomické aktivity související se střídáním fází ekonomického cyklu, kdy pokles ekonomické aktivity významně přispívá k pravděpodobnosti bankrotu analyzovaných společností v časovém horizontu jednoho roku, a to kvůli nárůstu finanční tísně. Výsledky empirických analýz také naznačují, že ukazatele likvidity (běžná likvidita), velikosti (celková aktiva), výkonnosti (rentabilita aktiv) a zadluženosti firem (dluh na celková aktiva) významně zvyšují predikční schopnost bankrotních modelů. Modely rozšířené o ukazatele kvality institucionálního prostředí navíc potvrzují, že ekonomický rozvoj, množství úvěrů soukromým firmám a kvalita regulace významně snižují riziko bankrotu. Naopak vyšší rozvinutost kapitálových trhů podporuje racionální výběr a nedovoluje firmám ve finanční tísní oddalovat bankrot.

Zadruhé, článek komparuje predikční schopnost Altmanova Z-skóre při identifikaci bankrotu se skutečně pozorovaným bankrotem v různě definovaných obdobích. V kontrastu s ostatními studiemi využívajícími Altmanovo Z-skóre výsledky této studie jasně prokazují lepší predikční schopnost Altmanova Z-skóre v delším tříletém období, což je pravděpodobně způsobeno odlišným tržním prostředím a vazbou na bankovní financování.

Třetím přínosem vůči stávající literatuře je identifikace predikční schopnosti Altmanova Z-skóre pro malé, střední a velké evropské soukromé společnosti. Výsledky analýz potvrzují, že predikční schopnost modelů finanční tísně, založených na Altmanově Z-skóre, je výrazně vyšší u velkých firem. To může být způsobeno potenciálně nízkým očekávaným výnosem z bankrotů u malých a středních firem.

Význam a jedinečnost článku podtrhuje také analýza evropských soukromých společností na velkém datovém souboru obsahujícím 56 737 pozorování, a to v relativně dlouhém časovém období mezi lety 2009 a 2018.

V první části článku je prezentován stručný přehled související literatury v oblasti bankrotních modelů včetně jejich souvislostí a vazeb na makroekonomické podmínky. Druhá kapitola popisuje použitá data a metody empirické analýzy, jejichž výsledky jsou prezentovány v kapitole třetí. Čtvrtá část obsahuje analýzu robustnosti a pátá část je věnována závěrům a návrhům na možná rozšíření a další výzkum v této oblasti.

1. Bankrotní modely, stav poznání

Současná literatura rozlišuje několik tradičních bankrotních modelů, které jsou založeny na identifikaci finanční tísně podniku, například Altmanův (1968), Beermanův (1976), Ohlsonův (1980), Tafflerův (1982) anebo Zmijewského (1984) bankrotní model. Finanční tíseň lze chápat jako stav podniku, jehož indikátory finanční analýzy se zhorší natolik, že je podnik nucen změnit své chování, a která může vést až k bankrotu společnosti.

Nicméně i přes výrazný nárůst empirických studií v dané oblasti většina autorů pouze rozšiřuje Altmanovo Z-skóre z šedesátých let. Konkrétně doplněním dalších proměnných založených na datech vyplývajících z finančního účetnictví (Ohlson, 1980; Almamy *et al.*, 2016), tržních proměnných reflektujících především ocenění firmy ze strany kapitálových trhů (Shumway, 2001), proměnných reflektujících specifika zemí a odvětví (Xu a Zhang, 2008) anebo rozšířením o nefinanční proměnné týkající se správy a řízení společností (Liang *et al.*, 2016), či specifických „událostí“ souvisejících např. s přírodními katastrofami (Altman *et al.*, 2010). Další směr empirické literatury vyvíjí nové techniky výběru proměnných, přičemž využívá pokročilých statistických technik (Tian *et al.*, 2015), technik strojového učení (Olson *et al.*, 2012; Zhou *et al.*, 2015; Zelenkov *et al.*, 2017) anebo umělé inteligence (Ciampi a Gordini, 2013).

Navzdory této široké škále literatury neexistuje nejlepší klasifikační metoda pro predikci bankrotu (Liang *et al.*, 2015). Přesnost tradičních modelů bankrotu totiž nesnižují pouze časově proměnlivé podmínky uvnitř firmy, ale také vliv ekonomického cyklu (Inekwe a Valenzuela, 2019) anebo kvalita institucionálního prostředí. Vyšší stupeň regulace a ochrany vlastnických práv umožňuje prodloužit období, kdy je firma ve finanční tísní, aniž by došlo k jejímu bankrotu (Firdmuc *et al.*, 2017).

V této práci bude využit Altmanův model predikce finanční tísně, tzv. Altmanovo Z-skóre (Altman, 1968, 1984), které bylo vytvořeno prostřednictvím diskriminační analýzy na vzorku veřejně obchodovatelných firem, a které obsahuje 5 poměrových ukazatelů:

$$Z = 1,2x_1 + 1,4x_2 + 3,3x_3 + 0,6x_4 + x_5, \quad (1)$$

kde jednotlivé proměnné představují poměr pracovního kapitálu k celkovým aktivům (x_1), poměr nerozděleného zisku minulých let k celkovým aktivům (x_2), zisk před úroky a zdaněním (EBIT) k celkovým aktivům (x_3), tržní hodnotu vlastního kapitálu k cizím zdrojům (x_4) a poměr tržeb na celková aktiva (x_5). Z původních 22 navrhovaných proměnných Altman (1968) do finální rovnice modelu zahrnul pět statisticky nejvýznamnějších. Celková hodnota Z (1), nazývaná Z -skóre, se vyhodnocuje následovně. Pokud je $Z > 2,99$, je společnost považována za stabilní, pokud je $Z < 1,81$, je společnost ohrožena bankrotem. Hodnoty $1,81 < Z < 2,99$ reprezentují tzv. šedou zónu, kde nelze zcela jasně říct, zda je podnik zdravý, ale ani nelze jednoznačně říct, že lze očekávat bankrot společnosti. Altman (1968) také upozornil na omezení související s predikční schopností bankrotu v závislosti na délce predikovaného období. Zatímco rok před bankrotem předpověď Altmanova modelu měla 95% spolehlivost, 4–5 let do bankrotu spolehlivost klesá na zhruba 30%. Altman *et al.* (1977) model rozšířili a modifikovali pro firmy bez veřejného úpisu akcií záměnou ukazatele tržní hodnoty vlastního kapitálu za poměr účetní hodnoty vlastního kapitálu k cizím zdrojům (x_4). Po úpravě byly koeficienty základní rovnice pro Z -skóre upraveny následovně:

$$ZETA = 0,717x_1 + 0,847x_2 + 3,107x_3 + 0,420x_4 + 0,998x_5, \quad (2)$$

včetně intervalů pro hodnocení skóre modelu. Altman (2013) předpokládá, že při $ZETA > 2,9$ je společnost stabilní, ohrožení bankrotem je indikováno pro $ZETA < 1,2$; hodnoty uprostřed reprezentují šedou zónu. Altman (1993, 2005) po rozšíření a úpravách modelu dosáhl výrazného zpřesnění odhadu bankrotu firmy, a to jeden rok dopředu s přesností mezi 80–90%. Modifikací Altmanova modelu existuje velké množství, ať již pro specifické země, privátní firmy, nebo rozvíjející se trhy.

Významnou roli při identifikaci pravděpodobnosti bankrotu firmy ovšem hraje také velikost firmy. De Jong *et al.* (2008) prokázali, že menší firmy mají tendenci k předlužení, a tedy i k vyššímu riziku bankrotu. Alfaro *et al.* (2019) doplňují, že vliv zadlužení firmy na pravděpodobnost bankrotu firmy je v čase proměnlivý, naopak vliv velikosti firmy na její zranitelnost je relativně stálý.

Pravděpodobnost bankrotu firmy ovšem neovlivňují pouze firemní specifika, ale také makroekonomický vývoj ekonomiky. Tinoco *et al.* (2018), Ninh *et al.* (2018) i Inekwe a Valenzuela (2019) prokazují, že přidání makroekonomických proměnných do výpočtu Z -skóre zpřesňuje odhady finanční tísně firem. Predikční schopnost bankrotních modelů je také ovlivněna rozvinutostí trhů. Na rozvojových trzích přitom dlouhodobě narůstá vliv finanční páky, a to především od konce globální finanční krize v roce 2008 (Alfaro *et al.*, 2019).

Mezi další makroekonomické faktory často přidávané do bankrotních modelů je inflace. Vyšší inflace přitom na nedokonalých úvěrových trzích omezuje regulaci zadluženosti firem (Wadhvani, 1986). Ta je nedílně spojena s nestabilitou bankovních institucí a nabídkou úvěrů (Mare, 2015 a Kapounek *et al.*, 2017).

Vlastní růst anebo pokles ekonomické aktivity je v empirických studiích zmiňován méně často. Inekwe a Valenzuela (2019) spojují význam ekonomického růstu s finančními podmínkami v dané zemi. Zejména zvyšující se pravděpodobnost finanční tísně v kontextu útlumu ekonomické aktivity, agregátní poptávky, ale i dostupnosti externího financování, které ovlivňuje investiční aktivitu firmy. Podobné závěry uvádějí také Hackbarth *et al.* (2006) anebo Higson *et al.* (2004). Vznik finanční tísně následně souvisí také se zvyšující se pravděpodobností bankrotu společnosti.

Současná literatura ovšem zmiňuje také opačný efekt ekonomického růstu na pravděpodobnost bankrotu společnosti, a to v případě firem, které se nacházejí ve finanční tísně. Shleifer a Vishny (1992) anebo Kahl (2002) upozorňují na fakt, že v průběhu ekonomické recese dochází k významnému snížení likvidační hodnoty firem, které jsou dlouhodobě ve finanční tísně a směřují k bankrotu. Děje se tak z důvodu nízké likvidity potenciálních zájemců o koupi daných firem, která je významná právě v průběhu ekonomické recese. Naopak v průběhu ekonomické expanze roste likvidační hodnota firem ve finanční tísně, což zvyšuje pravděpodobnost jejich odkoupení a řízeného bankrotu.

Aysun (2014) propojuje ekonomický cyklus s finančním cyklem a zabývá se procykličností a proticykličností bankrotů společností v návaznosti na finančním akcelérátoru. Zároveň upozorňuje na regionální specifika a absorpční schopnost bankovních trhů. V kontextu ekonomického růstu byly mnoha autory do bankrotních modelů přidávány zejména krátkodobé úrokové sazby, např. na datech USA Rose *et al.* (1982) anebo v případě Velké Británie Desai a Montes (1982). Tinoco *et al.* (2018) se dále zabývali vlivem zadluženosti země, rizikové prémie a souvisejícím růstem úrokových sazeb, který má negativní vliv na podnikatelské prostředí. Finanční tíseň firmy a pravděpodobnost bankrotu se navíc zvyšuje také s volatilitou směnných kurzů (Nam *et al.*, 2008).

Velmi důležitými faktory ovlivňujícími pravděpodobnost bankrotu firem, a to zejména v situaci narůstající finanční tísně, jsou specifické podmínky podnikatelského prostředí. Fidrmuc *et al.* (2017) ukazují, že vysoká kvalita institucionálního prostředí umožňuje firmám prodloužit období identifikované finanční tísně a po určitou dobu oddálit bankrot.

2. Data a metody

Prezentovaná empirická analýza má dvě části. V první části je porovnávána a analyzována pravděpodobnost bankrotu identifikovaná prostřednictvím Altmanova Z-skóre (Altman, 1968) se skutečně pozorovaným statusem bankrotu (finanční tíseň). Detailní analýza rozlišuje jednoleté, dvouleté a tříleté predikce a upozorňuje na schopnost predikovat finanční tíseň pro různě dlouhá období.¹ Druhá část empirické analýzy identifikuje základní determinanty pravděpodobnosti bankrotu na základě logitové regresní analýzy.

Mikroekonomické firemní údaje jsou čerpány z databáze Amadeus (Bureau van Dijk), konkrétně jsou využity ukazatele celkové tržby na celková aktiva, celková aktiva, běžná likvidita (oběžný majetek na krátkodobé závazky²) a rentabilita aktiv (EBIT na celková aktiva) v období 2009–2018 pro více jak 56 000 soukromých společností 25 států EU (celkem 56 737 pozorování). Skutečný bankrot soukromých společností byl identifikován prostřednictvím negativní změny ukazatele aktivity³ dané soukromé společnosti v konkrétním roce. Datový soubor byl dále rozšířen o růst HDP ve stálých cenách (Eurostat) identifikující ekonomickou aktivitu a HDP na obyvatele v PPS (World Bank) zastupující odlišný ekonomický rozvoj v jednotlivých zemích. Podíl množství úvěrů soukromým firmám k HDP (World Bank) a podíl tržní kapitalizace k HDP (World Bank) zastupují vlivy úvěrového cyklu a rozvinutosti finančních trhů. Další skupinou makroekonomických proměnných je skupina ukazatelů kvality institucionálního prostředí, konkrétně indexy politické stability a absence hrozeb teroristických útoků, efektivita státní správy, kontroly korupce a kvality regulatorního prostředí. Tyto ukazatele byly získány z databáze Světové banky (Worldwide Governance Indicator Database). Základní popisné statistiky prezentuje tabulka 1.

Krátkodobé závazky jsou definovány prostřednictvím plateb krátkodobých závazků v délce splatnosti do 1 roku včetně výdajů a výnosů příštích období.

-
- 1 Období délky predikce vychází z časového rozměru dat pro jednotlivé soukromé společnosti, kdy identifikovaná finanční tíseň (pravděpodobnost bankrotu) na základě Altmanova Z-skóre předchází v daném období (jeden, dva, anebo tři roky) skutečnému bankrotu společnosti.
 - 2 Krátkodobé závazky jsou definovány prostřednictvím plateb krátkodobých závazků v délce splatnosti do 1 roku včetně výdajů a výnosů příštích období.
 - 3 Neaktivní soukromou společností je (1) společnost oficiálně deklarující bankrot a ukončení podnikatelských aktivit, (2) společnost, která ukončila činnost bez bližší specifikace důvodu, včetně poboček zahraničních společností, (3) společnost v likvidaci, (4) společnost deklarující neaktivitu či pozastavení podnikatelských aktivit.

Tabulka 1: Základní popisné statistiky

Proměnná	N	průměr	medián	směrodatná odchylka	p25	p75
Problematická firma	64 842	0,381	0,000	0,486	0,000	1,000
Stabilní firma	64 842	0,230	0,000	0,421	0,000	0,000
Velikost firmy (log aktiv)	64 790	6,980	6,920	2,013	5,635	8,264
Tržby na aktiva	64 457	1,247	1,100	0,903	0,620	1,680
Běžná likvidita	63 730	2,565	1,490	4,070	1,060	2,470
Výnosy na aktiva	64 484	0,037	0,030	0,142	0,000	0,090
Dluh na aktiva	64 842	0,600	0,630	0,270	0,400	0,830
Růst HDP při růstu ekonomické aktivity	56 737	2,239	2,157	1,980	1,185	2,901
Růst HDP při poklesu ekonomické aktivity	56 737	0,216	0,000	0,574	0,000	0,000
HDP na obyvatele v PPS (log)	143 410	10 380	10 480	0 440	10 420	10 660
Tržní kapitalizace / HDP	48 312	58 370	65 870	27 030	39 870	79 460
Firemní úvěry / HDP	143 362	85 510	88 610	28 450	68 160	94 060
Index politické stability	143 410	0,540	0,470	0,340	0,350	0,700
Index efektivity státní správy	143 410	0,890	0,530	0,640	0,420	1,430
Index kontroly korupce	143 410	0,740	0,240	0,800	0,080	1,510
Index kvality regulačního prostředí	143 410	1,020	0,900	0,400	0,710	1,240

Poznámka: V této tabulce prezentujeme základní popisné statistiky pro proměnné použité v následných empirických analýzách. Sloupce p25 a p75 obsahují hodnoty 25% a 75% kvantilu.

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Amadeus

Pro potřeby empirické analýzy je nejprve vypočteno Altmanovo Z-skóre na základě rovnice (1) a na jejím základě jsou jednotlivé soukromé společnosti rozčleněny dle klasifikace Altmana (1968) na „problémové společnosti“, „šedou zónu“ a „stabilní společnosti“. Rozdělení společností dle velikosti je realizováno prostřednictvím percentilů celkových aktiv. Za malé soukromé společnosti jsou považovány společnosti s nižšími celkovými aktivy, než je příslušný medián. Střední soukromé společnosti mají celková aktiva do 75% kvantilu a velké soukromé společnosti nad 75% kvantilem.

Analytická vazba mezi Altmanovým Z-skóre a skutečným bankrotem společnosti v závislosti na makroekonomickém vývoji, kvalitě institucionálního prostředí a vybraných firemních ukazatelích je identifikována v druhé části empirické analýzy prostřednictvím následující logitové regrese⁴:

$$p_i = P(\text{bankruptcy}_i = 1 \mid \text{firms}_i^f, \text{macro}_c^m, \theta_t) = F\gamma\left(\sum_{f=1}^F \beta_f \text{firms}_i^f + \sum_{m=1}^M \beta_m \text{macro}_c^m + \mu_s + \theta_t + \varepsilon_i\right), \quad (3)$$

kde závislá proměnná p_i představuje pravděpodobnost bankrotu (negativní změnu aktivity) soukromé společnosti i v konkrétním roce, která je ovlivněna F firemními ukazateli firms^f (celkovými tržbami na celková aktiva jako ukazateli aktivity, celkovými aktivy jako ukazateli velikosti firmy, běžnou likviditou jako ukazatelem likvidity, rentabilitou aktiv jako ukazatelem výkonnosti a dluhem na celková aktiva jako ukazatelem zadluženosti), a makroekonomickými proměnnými macro , reprezentovanými ekonomickou aktivitou (růst HDP), ekonomickým rozvojem (HDP na obyvatele v PPS), tržní kapitalizací, firemními úvěry, indexem politické stability, indexem efektivity státní správy, indexem kontroly korupce a indexem kvality regulatorního prostředí. Model je doplněn pevnými efekty sektorů μ_s , při zahrnutí ročních pevných efektů θ_t , které zachycují pozorované idiosynkratické efekty spojené s konkrétními sektory s a roky t . Standardním způsobem je použita kontrola pro možnou heteroskedasticitu reziduí ε .⁵

Je nutné zdůraznit, že odhadnuté hodnoty koeficientů v logitovém modelu mimo své znaménko (a částečně statistickou významnost) nemají dobrou interpretační hodnotu. Jsou odhadovány totiž v logaritmické transformaci odpovídající logistické funkci $\ln [p_i / (1 - p_i)]$. To znamená, že parametry rovnice (3) jsou standardně interpretovatelné pouze vzhledem k logistické transformaci pravděpodobností (tj. vůči log-odds scale). Pro interpretaci koeficientu vzhledem k pravděpodobnosti bankrotu p_i je potřeba spočítat tzv. marginální efekty (marginal effects), které vzniknou tím, že se spočítá derivace p_i v logistické distribuční funkci podle dané závisle proměnné. V dřívějších studiích se v kontextu logitových modelů používal též ekvivalentní termín průměrná předpovídaná pravděpodobnost („average predicted probability“), vůči které se posuzoval efekt změny (viz např. Gelman a Hill, 2006). Takto spočítané marginální efekty jsou velmi blízké koeficientům lineárního pravděpodobnostního modelu, kdy závisle proměnná nabývá hodnot 0 a 1.

4 Výpočty byly provedeny ve výpočetním prostředí STATA metodou maximální věrohodnosti s výchozím odhadem prostřednictvím odhadu OLS.

5 V modelu nepoužíváme panelovou regresi, protože v některých případech je časový rozměr u konkrétních firem relativně krátký a docházelo by u řady firem k perfektní predikci.

V sekci výsledky proto neprezentujeme odhady parametrů logitového modelu, ale přímo už odhady marginálních efektů dané proměnné, které mají potřebnou interpretaci parciálního efektu jednotlivých proměnných na pravděpodobnost bankrotu analyzovaných soukromých společností. Standardní chyby odhadů jsou počítány pomocí delta metody.

4. Výsledky empirické analýzy

Výsledky empirické analýzy jsou rozděleny do dvou navzájem provázaných částí. Nejprve porovnáváme výsledky Altmanova Z-skóre a skutečný bankrot soukromých společností v analyzovaném období let 2009–2018 (tabulka 2). Detailní výsledky prezentuje tabulka 3, kde jsou rozlišeny skutečné bankroty soukromých společností a hodnoty Altmanova Z-skóre podle velikosti společnosti (celková aktiva). Výsledky obecně poukazují na robustnost využívaného Z-skóre primárně u velkých společností v tříletém horizontu predikce. V druhé části empirické analýzy je identifikován vztah mezi Altmanovým Z-skóre a skutečným bankrotem společnosti (tabulky 4 a 5). Tabulka 4 navíc prezentuje asymetrický vliv ekonomického cyklu a tabulka 5 potvrzuje robustnost předchozích výsledků rozšířením modelů o specifické charakteristiky společností.

Výsledky empirické analýzy (tabulka 2) rozděluje analyzované soukromé společnosti dle vypočítaného Altmanova Z-skóre na problémové společnosti, šedou zónu a stabilní společnosti. Výsledky jsou navíc prezentovány vždy pro jednoletou, dvouletou a tříletou predikci. Výsledky jasně ukazují, že Altmanovo Z-skóre úspěšně identifikovalo bankrot pouze u 14,21 % společností, a to pouze u nejdelšího tříletého horizontu predikce. V ostatních horizontech predikce jsou výsledky Altmanova Z-skóre výrazně slabší, např. v jednoletém horizontu predikce byla úspěšnost identifikace skutečného bankrotu pouze u 2,17 % společností. Naopak identifikace stabilních společností byla nejúspěšnější v krátkém jednoletém horizontu (99,82 % společností), zatímco v tříletém horizontu predikce ukončilo činnost 3,58 % společností, i když byly prostřednictvím Altmanova Z-skóre vyhodnoceny jako stabilní.

Z celkového počtu 64 842 společností identifikovalo Altmanovo Z-skóre 38,11 % společností jako problémových, 38,84 % společností v šedé zóně a 23,05 % společností jako stabilní. Z celkového počtu 613 společností, které ukončily činnost při krátkém jednoletém horizontu predikce, Altmanovo Z-skóre identifikovalo problémy u 87,44 % společností, zatímco 4,4 % společností bylo identifikováno jako stabilní. Ve stejném horizontu predikce bylo ovšem z celkového počtu 64 229 aktivních společností vyhodnoceno 37,64 % společností jako problémových a 39,13 % společností v šedé zóně, i když tyto společnosti nepřerušily svou činnost vlivem bankrotu. V tříletém predikčním horizontu přerušilo činnost 24 705 společností, z toho 66,61 % bylo prostřednictvím

Altmanova Z-skóre vyhodnoceno jako problémové a 23,24 % v šedé zóně. Chybně z hlediska indikace budoucích problémů bylo prostřednictvím Altmanova Z-skóre vyhodnoceno 10,15 % společností jako stabilních.

Tabulka 2: Klasifikace pomocí Altmanova Z-skóre a skutečný bankrot společnosti

Klasifikace dle Altmanova skóre	Jednoletá predikce		Dvouletá predikce		Tříletá predikce		Celkem
	Skutečný bankrot		Skutečný bankrot		Skutečný bankrot		
	Ne	Ano	Ne	Ano	Ne	Ano	
Problémová společnost Z < 1,8	24 176	536	23 043	1 669	21 201	3511	24 712
	97,83 %	2,17 %	93,25 %	6,75 %	85,79 %	14,21 %	100,00 %
	37,64 %	87,44 %	36,88 %	70,48 %	35,59 %	66,61 %	38,11 %
Šedá zóna 1,8 ≤ Z ≤ 2,9	25 135	50	24 716	469	23 960	1 225	25 185
	99,80 %	0,20 %	98,14 %	1,86 %	95,14 %	4,86 %	100,00 %
	39,13 %	8,16 %	39,56 %	19,81 %	40,22 %	23,24 %	38,84 %
Stabilní společnost Z > 2,99	14 918	27	14 715	230	14 410	535	14 945
	99,82 %	0,18 %	98,46 %	1,54 %	96,42 %	3,58 %	100,00 %
	23,23 %	4,4 %	23,55 %	9,71 %	24,19 %	10,15 %	23,05 %
Celkem	64 229	613	62 474	2 368	59 571	5 271	64 842
	99,05 %	0,95 %	96,35 %	3,65 %	91,87 %	8,13 %	100,00 %
	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %

Poznámka: V této tabulce prezentujeme výsledky křížové tabulace mezi klasifikací podle Altmanova skóre (problematické společnosti, šedá zóna, stabilní společnosti) a skutečně pozorovaným statusem bankrotu. První řádek obsahuje frekvence (počty pozorování), druhý řádek obsahuje řádková procenta a třetí řádek obsahuje sloupcová procenta.

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Amadeus

Porovnání krátkého jednoletého predikčního horizontu s dvouletým a tříletým naznačuje snižující se chybovost Altmanova Z-skóre s rostoucí délkou predikce finanční tísně. I přesto ovšem významná část analyzovaných firem neukončila činnost, i když dle Altmanova Z-skóre byly tyto společnosti vyhodnoceny jako problémové. Mnohem detailnější analýzu poskytuje tabulka 3, která navíc odlišuje malé, střední a velké firmy dle výše celkových aktiv.⁶ Z výsledků je patrné, že u společností, které byly prostřed-

6 Jako malé firmy je identifikováno 50 % nejmenších společností, za střední firmy jsou považovány společnosti s celkovými aktivy mezi mediánem a 75% kvantilem a jako velké firmy jsou identifikovány soukromé společnosti s celkovými aktivy přesahujícími 75% kvantil.

nictvím Altmanova Z-skóre vyhodnoceny jako problémové, klesá procento skutečných bankrotů s jejich velikostí. Podobné výsledky nacházíme také pro kategorii šedá zóna i stabilní společnosti. Je tedy pravděpodobné, že malé firmy mnohem častěji ukončí svou činnost, pokud se nachází v situaci finanční tísně (57 % malých firem z celkového počtu 9 060 v kategorii problémových společností). Naopak více velkých firem zůstává i přes identifikovanou finanční tíseň aktivních (53 % z celkového počtu 6 122 problémových společností).

Tabulka 3: Klasifikace pomocí Altmanova Z-skóre a skutečný bankrot (finanční tíseň) společnosti v závislosti na velikosti společnosti

	Problémová společnost	Šedá zóna	Stabilní společnost	Celkem
Malé firmy celkem	9 060	8 884	7 477	25 421
Pokračující aktivita	43 %	62 %	75 %	59 %
Skutečný bankrot	57 %	38 %	25 %	41 %
Střední firmy celkem	9 530	9 120	4 515	23 165
Pokračující aktivita	40 %	67 %	79 %	58 %
Skutečný bankrot	60 %	33 %	21 %	42 %
Velké firmy celkem	6 122	7 181	2 953	16 256
Pokračující aktivita	53 %	81 %	87 %	71 %
Skutečný bankrot	47 %	19 %	13 %	29 %

Poznámka: V této tabulce prezentujeme výsledky křížové tabulace mezi klasifikací podle Altmanova Z-skóre (problematické společnosti, šedá zóna, stabilní společnosti) a skutečně pozorovaným statutem bankrotu. První řádek obsahuje frekvence (počty pozorování), druhý řádek obsahuje řádková procenta a třetí řádek obsahuje sloupcová procenta.

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Amadeus

Výsledky prezentované v tabulce 3 navíc potvrzují, že výsledky Altmanova Z-skóre jsou mnohem robustnější pro stabilní velké firmy než malé a střední firmy. Z celkového počtu 2 953 velkých firem, které byly prostřednictvím Altmanova Z-skóre identifikovány jako stabilní, nepřerušilo svou aktivitu 87 % společností. Naopak v případě malých firem to bylo pouze 75 % firem z celkového počtu 7 477, a v případě středních firem nepřerušilo svou aktivitu 79 % firem z celkového počtu 4 515 firem v kategorii stabilních společností. Jinak řečeno, pokud je velká firma v nějakém období hodnocena jako stabilní, má výrazně vyšší šanci se vyhnout budoucímu bankrotu, než je tomu u malých a středních firem. Podobně velké firmy v šedé zóně také mají

výrazně větší šanci na pokračující ekonomickou aktivitu a menší pravděpodobnost bankrotu.

Celkově se dá říci, že Altmanovo Z-skóre detekuje u soukromých evropských společností případné problémy firem související s finanční tísni mnohem dříve, než je daná soukromá společnost nucena ukončit anebo přerušit svou činnost. Tyto závěry jsou v rozporu s výsledky Altmana (1968), který identifikoval 95% spolehlivost rok před bankrotem a pokles spolehlivosti na 30 % pro období cca 4–5 let do bankrotu. Rozdílné výsledky nepřímo naznačují odlišné prostředí, které evropským soukromým společnostem umožňuje prodloužit období identifikované finanční tísně a bankrotu, reprezentovaného ukončením, anebo přerušením podnikatelských aktivit. Tato zpožděná reakce může být způsobena slabším právním prostředím, menší mobilitou kapitálu a silnou vazbou soukromých firem na bankovní financování. Navíc velké firmy těchto specifických podmínek v Evropě mohou využívat mnohem více ve svůj prospěch. Ukazuje se, že malé a střední soukromé firmy v Evropě jsou mnohem dříve po identifikaci finanční nuceny ukončit, restrukturalizovat, anebo přerušit svoje podnikatelské aktivity.

V druhé části empirické analýzy rozšiřujeme předchozí výsledky o analytickou vazbu mezi Altmanovým Z-skóre a skutečným bankrotem společnosti. Pro každý horizont predikce prezentujeme tři modely zahrnující (1) výsledek Altmanova Z-skóre, (2) rozšíření o asymetrický vliv ekonomické aktivity zvlášť v době růstu, a poklesu ekonomické aktivity zvlášť pro stabilní a problematické společnosti, a (3) model rozšířený o další makroekonomické proměnné a ukazatele kvality institucionálního prostředí. Z výsledků logitové regrese (tabulka 4) vyplývá robustní signifikantní vliv identifikované finanční tísně prostřednictvím Altmanova Z-skóre na pravděpodobnost skutečného bankrotu společnosti, a to ve všech identifikovaných horizontech predikce. Výsledky navíc prokazují zvyšující se marginální efekty logitového modelu v návaznosti na délku predikčního horizontu, pro kterou Altmanovo Z-skóre identifikuje možné problémy dané soukromé společnosti. Zatímco pro velmi krátký jednoletý horizont predikce zvyšuje identifikovaná finanční tíseň pravděpodobnost bankrotu o více než dvouprocentní body (u prvních dvou modelů), v případě predikce finanční tísně na dvouletém horizontu se odhad pohybuje kolem čtyř procentních bodů a u tříletého horizontu kolísá nad hranicí 8 procentních bodů, u prvních dvou modelů. V kontrastu s výsledky prvních dvou modelů je efekt identifikované finanční tísně prostřednictvím Altmanova Z-skóre v modelu obsahujícím celou řadu dalších proměnných velmi nízký. Tedy, i přes statisticky vysokou významnost koeficientů na 1% hladině významnosti nemůžeme široce definovaný třetí model ani v jednom predikčním horizontu považovat za ekonomicky významný pro účely predikce bankrotu firmy.

Zatímco v případě identifikované finanční tísně výsledky prokázaly statisticky významný vliv na pravděpodobnost bankrotu dané soukromé společnosti (tabulka 4) na všech třech horizontech predikce, vliv identifikace firmy jako stabilní na snížení pravděpodobnosti bankrotu je prvním modelem potvrzen pouze v případě dvouletého a tříletého horizontu predikce. Rozšířený model o další makroekonomické ukazatele potvrzuje vliv identifikace firmy jako stabilní i při jednoleté predikci. Výsledky analýz jsou tak opět v rozporu se závěry Altmana (1968), který upozornil na klesající predikční schopnost modelu s délkou období. Ovšem je třeba si uvědomit, že hlavní výsledky Altmanových modelů byly prezentovány pro veřejně obchodované společnosti, nikoliv pro soukromě vlastněné společnosti.

Robustnost výsledků v tabulce 4 potvrzuje rozšíření modelů o makroekonomickou proměnnou růst HDP, přičemž jsou uvažovány asymetrické marginální efekty zvláště ve fázi růstu a poklesu ekonomického cyklu. Tyto efekty jsou navíc prezentovány zvláště pro stabilní a problematické společnosti (výsledný marginální efekt získáváme součtem marginálních efektů prezentovaných pro růst HDP obecně a pro růst HDP v konkrétní fázi a identifikované společnosti). Z výsledků je zřejmé, že zvýšení ekonomické aktivity významně přispívá k nížení pravděpodobnosti bankrotu společnosti pouze v případě krátkodobé jednoleté predikce. Navíc je tento efekt významně snížen u společností, které byly identifikovány jako problematické (negativní marginální efekt růstu HDP ve výši 2,5 % u druhého modelu je snížen o 1,9 % v případě problematických společností). U problematických společností nacházejících se ve finanční tísní se tak projevuje efekt likvidační hodnoty, která se snižuje v období ekonomické recese a roste v průběhu ekonomické konjunktury. Efekt likvidační hodnoty se tak projevuje pozitivním vztahem mezi ekonomickým růstem a pravděpodobností bankrotu (Shleifer a Vishny, 1992; Kahl, 2002). U dvouletých a tříletých modelů predikce se tento efekt projevuje pouze v období ekonomického růstu, přičemž kolísá mezi 0,9 a 2,7 % (součet marginálního efektu růstu HDP a efektu růstu HDP identifikovaného ve fázi ekonomického růstu u problematické společnosti), což nelze považovat za ekonomicky významný efekt.

Naopak v případě stabilních firem nebyl potvrzen statisticky významný negativní efekt mezi růstem HDP a pravděpodobností bankrotu. Pouze u modelů tříleté predikce je zřejmé snížení pozitivního marginálního efektu růstu HDP u stabilních firem, a to o 0,9 % a 2,7 %, což ovšem dostatečně nevypovídá o ekonomicky významném efektu růstu HDP na pravděpodobnost bankrotu u stabilních firem.

Mezi makroekonomické faktory mající statisticky významný pozitivní vliv na pravděpodobnost bankrotu soukromých společností patří tržní kapitalizace reprezentující rozvinutost kapitálových trhů v dané zemi. Lze předpokládat, že rozvinuté kapitálové trhy

budou přispívat k racionálnímu výběru ze strany bankovních firem a nedovolí soukromým společnostem oddalovat bankrot. Stejný efekt nastává na pravděpodobnost bankrotu množství poskytnutých úvěrů, ale pouze v krátkých jednoletých modelech predikce. U dvouletých a tříletých modelů je patrný opačný efekt poskytnutých úvěrů na pravděpodobnost bankrotu firmy.

Snížení pravděpodobnosti bankrotu soukromých společností ve všech analyzovaných horizontech predikce je statisticky významné také v případě růstu kvality regulatorního prostředí, které přispívá k rozvoji soukromého sektoru. Mezi další statisticky významné indikátory kvality institucionálního prostředí snižující pravděpodobnost bankrotu soukromých společností patří index efektivity státní správy a index kontroly korupce, v rámci indexu korupce ale pouze v případě dvouletého horizontu predikce. Pozitivní statisticky významný vliv politické stability zvyšující pravděpodobnost bankrotu, který souvisí pravděpodobně s odkoupením problematických firem, byl identifikován u jednoletých a dvouletých predikčních modelů. Pro delší tříleté období je stejně jako u jiných determinantů identifikován opačný vliv, než jaký byl očekáván v kontextu ekonomické teorie. Rozšíření bankrotních modelů o makroekonomické proměnné tak lze doporučit pouze v případě krátkých jednoletých predikčních modelů. Stejně tak lze konstatovat, že i přes statistickou významnost některých indikátorů kvality institucionálního prostředí širší modely výrazně snížily marginální efekty jednotlivých proměnných, a tedy ekonomickou významnost jednotlivých dílčích faktorů pro predikci bankrotu.

Robustnost výsledků je dále ověřena rozšířením logitových regresních modelů o specifické firemní charakteristiky, konkrétně o celkové tržby na celková aktiva (ukazatel aktivity), celková aktiva (velikost), běžnou likviditu (ukazatel likvidity), rentabilitu aktiv (ukazatel výkonnosti) a dluhem na celková aktiva (ukazatel zadluženosti). Výsledky ukazují (tabulka 5), že zvyšující se aktivita firmy (tržby na aktiva, výnosy na aktiva) významně přispívá k eliminaci pravděpodobnosti bankrotu společnosti. Stejný efekt má také velikost společnosti (celková aktiva), jejíž ekonomická významnost je nejvyšší v modelu jednoleté predikce. Naopak zvyšující se zadluženost pravděpodobnost bankrotu zvyšuje pravděpodobnost bankrotu, což je prezentováno také významnou ekonomickou významností pohybující se těsně pod úrovní 4% u jednoleté predikce. V případě efektu běžné likvidity neposkytují výsledky v tabulkách 4 a 5 robustní výsledky, neboť ekonomická významnost výsledků je diskutabilní, a navíc v rozporu s očekáváním.

Tabulka 4: Analytická vazba mezi Altmanovým Z-skóre a skutečným bankrotem společnosti v závislosti na makroekonomickém vývoji

	Závisle proměnná: Pravděpodobnost bankrotu								
	Jednoletá predikce			Dvouletá predikce			Tříletá predikce		
Problematická firma	0,022*** (0,002)	0,205*** (0,005)	0,052*** (0,009)	0,046*** (0,002)	0,041*** (0,003)	0,014*** (0,004)	0,085*** (0,003)	0,089*** (0,004)	0,041*** (0,006)
Stabilní firma	-0,001 (0,002)	-0,118*** (0,008)	-0,020*** (0,009)	-0,007** (0,003)	-0,012** (0,005)	-0,002 (0,004)	-0,023** (0,004)	-0,003 (0,007)	-0,008 (0,007)
Růst HDP		-0,025*** (0,001)	-0,003* (0,002)		0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)		0,023*** (0,001)	0,024*** (0,002)
Růst HDP problematické firmy ve fázi růstu		0,019*** (0,003)	0,009** (0,004)		0,008*** (0,001)	0,003** (0,001)		0,004** (0,002)	-0,003 (0,002)
Růst HDP problematické firmy ve fázi poklesu		0,007*** (0,002)	0,004 (0,003)		-0,013*** (0,002)	-0,010*** (0,003)		-0,024*** (0,002)	-0,020*** (0,003)
Růst HDP stabilní firmy ve fázi růstu		0,021*** (0,004)	-0,004 (0,004)		0,001 (0,001)	0,000 (0,001)		-0,009** (0,002)	-0,001 (0,002)
Růst HDP stabilní firmy ve fázi poklesu		0,005* (0,002)	0,000 (0,004)		0,010 (0,006)	0,117 (0,111)		0,009 (0,012)	-0,027*** (0,010)
HDP na obyvatele v PPS (log)			0,000*** (0,000)			0,000*** (0,000)			0,000 (0,000)
Tržní kapitalizace / / HDP			0,002*** (0,000)			0,001*** (0,000)			0,001*** (0,000)
Firemní úvěry / / HDP			0,000*** (0,000)			0,000*** (0,000)			-0,001*** (0,000)
Index politické stability			0,067*** (0,016)			0,020*** (0,007)			-0,049*** (0,009)
Index efektivity státní správy			-0,328*** (0,018)			-0,012 (0,008)			-0,013 (0,011)
Index kontroly korupce			0,309*** (0,016)			-0,042*** (0,007)			0,000 (0,009)
Index kvality regulačního prostředí			-0,250*** (0,019)			-0,054*** (0,009)			-0,104*** (0,011)
Pseudo R²	0,094	0,076	0,218	0,052	0,085	0,192	0,053	0,085	0,169
LR test	650,840***	6 564,86***	6 127,36***	1 063,25***	1 680,39***	827,26***	1 948,570***	2 996,48***	1 436,21***
Pozorování (N)	64 842	64 842	23 817	64 842	56 737	20 483	64 842	56 737	20 483

Poznámka: V této tabulce prezentujeme výsledky marginálních efektů logitového modelu, přidáváme standardní kontrolu pro makroekonomické proměnné a vybrané indikátory kvality institucionálního prostředí. Proměnná ekonomický růst je prezentována zvlášť v období poklesu a růstu v interakci s umělou proměnnou identifikující stabilní a problematické firmy dle Altmanova Z-skóre. Další a rozšířené proměnné včetně růstu spotřeby, investic, dávají podobné výsledky a jsou k dispozici na vyžádání. Základní kategorií (base category) je firma v šedé zóně s Altmanovým Z-skóre $1,8 \leq Z \leq 2,99$. ***, **, a * označují 1%, 5%, a 10% hladinu statistické významnosti. V závorkách jsou uvedeny směrodatné chyby.

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Amadeus

Tabulka 5: Analytická vazba mezi Altmanovým Z-skóre a skutečným bankrotem společnosti v závislosti na makroekonomickém vývoji a vybraných firemních ukazatelích

	Závisle proměnná: Pravděpodobnost bankrotu								
	Jednoletá predikce			Dvouletá predikce			Tříletá predikce		
Problematická firma	0,096 ^{***} (0,006)	0,047 ^{***} (0,007)	0,021 [*] (0,011)	0,012 ^{***} (0,003)	0,004 (0,003)	0,003 (0,004)	0,026 ^{***} (0,004)	0,023 ^{***} (0,005)	0,006 (0,006)
Stabilní firma	-0,014 [*] (0,007)	-0,042 ^{***} (0,011)	-0,006 (0,013)	0,025 ^{***} (0,003)	0,022 ^{***} (0,005)	0,003 (0,005)	0,032 ^{***} (0,005)	0,053 ^{***} (0,008)	0,003 (0,007)
Velikost = Log (Aktiv)	-0,028 ^{***} (0,001)	-0,028 ^{***} (0,001)	-0,006 ^{***} (0,001)	-0,002 ^{***} (0,000)	-0,002 ^{***} (0,000)	0,000 (0,000)	-0,004 ^{***} (0,001)	-0,004 ^{***} (0,001)	0,000 (0,001)
Tržby na aktiva	-0,068 ^{***} (0,004)	-0,064 ^{***} (0,004)	-0,008 (0,005)	-0,028 ^{***} (0,002)	-0,031 ^{***} (0,002)	-0,004 ^{**} (0,002)	-0,043 ^{***} (0,003)	-0,048 ^{***} (0,003)	-0,006 [*] (0,003)
Běžná likvidita	0,003 ^{***} (0,001)	0,003 ^{***} (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 ^{***} (0,000)	0,001 ^{***} (0,000)	0,000 ^{***} (0,000)	0,001 ^{***} (0,000)	0,001 ^{***} (0,000)	0,001 ^{***} (0,000)
Výnosy na aktiva	-0,192 ^{***} (0,017)	-0,222 ^{***} (0,018)	-0,185 ^{***} (0,024)	-0,081 ^{***} (0,004)	-0,089 ^{***} (0,005)	-0,047 ^{***} (0,006)	-0,149 ^{***} (0,008)	-0,168 ^{***} (0,009)	-0,089 ^{***} (0,011)
Dluh na aktiva	0,391 ^{***} (0,008)	0,361 ^{***} (0,009)	0,092 ^{***} (0,014)	0,020 ^{***} (0,003)	0,029 ^{***} (0,004)	0,010 ^{***} (0,005)	0,068 ^{***} (0,005)	0,092 ^{***} (0,006)	0,015 ^{***} (0,007)
Růst HDP		-0,025 ^{***} (0,002)	0,003 (0,002)		0,007 ^{***} (0,001)	0,006 ^{***} (0,001)		0,023 ^{***} (0,001)	0,009 ^{***} (0,001)
Růst HDP probl. f. ve fázi růstu		0,031 ^{***} (0,003)	0,005 (0,005)		0,006 ^{***} (0,001)	0,003 ^{***} (0,001)		0,003 (0,002)	0,007 ^{***} (0,002)
Růst HDP problematické firmy ve fázi poklesu		-0,018 ^{***} (0,003)	0,001 (0,006)		-0,012 ^{***} (0,002)	-0,010 ^{***} (0,003)		-0,022 ^{***} (0,002)	-0,002 (0,006)
Růst HDP stabilní firmy ve fázi růstu		0,007 ^{***} (0,002)	0,000 (0,003)		0,001 (0,001)	0,001 (0,001)		-0,008 ^{***} (0,002)	0,000 (0,002)
Růst HDP stabilní firmy ve fázi poklesu		-0,047 ^{***} (0,006)	-0,024 ^{***} (0,009)		0,014 (0,012)	-0,005 (0,017)		-0,004 (0,007)	-0,016 [*] (0,009)
HDP na obyvatele v PPS (log)			0,000 ^{***} (0,000)			0,000 ^{***} (0,000)			0,000 (0,000)
Tržní kapitalizace / HDP			0,002 ^{***} (0,000)			0,001 ^{***} (0,000)			0,001 ^{***} (0,000)
Firemní úvěry / HDP			0,000 ^{**} (0,000)			0,000 ^{***} (0,000)			-0,001 ^{***} (0,000)
Index politické stability			0,020 (0,017)			0,020 ^{***} (0,007)			-0,047 ^{***} (0,009)
Index efektivity státní správy			-0,269 ^{***} (0,022)			-0,011 (0,008)			0,028 ^{***} (0,011)
Index kontroly korupce			0,287 ^{***} (0,016)			-0,043 ^{***} (0,006)			-0,033 ^{***} (0,009)
Index kvality reg. prostředí			-0,202 ^{***} (0,021)			-0,053 ^{***} (0,009)			-0,118 ^{***} (0,012)
Pseudo R²	0,103	0,118	0,211	0,082	0,117	0,204	0,074	0,110	0,154
LR test	8 610,27 ^{***}	8 594,05 ^{***}	4 831,48 ^{***}	1 578,39 ^{***}	2 181,36 ^{***}	836,55 ^{***}	2 596,37 ^{***}	3 701,02 ^{***}	1 263,91 ^{***}
Pozorování (N)	63 000	55 142	19 920	63 000	55 142	19 920	63 000	55 142	19 920

Poznámka: V tabulce prezentujeme výsledky marginálních efektů logitového modelu, přidáváme standardní kontrolu pro makroekonomické proměnné a vybrané indikátory kvality institucionálního prostředí. Proměnná ekonomický růst je prezentována zvlášť v období poklesu a růstu v interakci s umělou proměnnou identifikující stabilní a problematické firmy dle Altmanova Z-skóre. Další a rozšířené proměnné včetně růstu spotřeby, investic, dávají podobné výsledky a jsou k dispozici u autorů. Základní kategorií (base category) je firma v šedé zóně s Altmanovým Z-skóre $1,8 \leq Z \leq 2,99$. ^{***}, ^{**}, ^{*} označují 1%, 5%, a 10% hladinu statistické významnosti. V závorkách jsou uvedeny směrodatné chyby.

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Amadeus

Při zahrnutí kontrolních firemních charakteristik se opět ukazuje statisticky i ekonomicky významný vliv růstu HDP v krátkých jednoletých predikčních modelech, který obecně snižuje pravděpodobnost bankrotu o 2,5 % u druhého modelu. V případě společností ve finanční tísní ve fázi ekonomického růstu převládá pozitivní efekt likvidační hodnoty firmy, související pravděpodobně s řízeným a dobrovolným bankrotem (ekonomický efekt snižující negativní efekt růstu HDP o 3,1 %). Naopak ve fázi poklesu ekonomického růstu je zvyšující se pravděpodobnost bankrotu firem patrná jak u společností stabilních, tak i u těch, u kterých byla identifikována finanční tíseň. U dvouletých a tříletých predikčních modelů je efekt růstu HDP statisticky i ekonomicky významný pouze u společností ve finanční tísní ve fázi ekonomického růstu. V ostatních případech jsou efekty statisticky nebo ekonomicky nevýznamné (ekonomický efekt růstu HDP je eliminován specifickým marginálním efektem růstu HDP u společností ve finanční tísní ve fázi ekonomického růstu u dvouletých i tříletých modelů, podobně u stabilních společností v obou fázích ekonomické aktivity u tříletých predikčních modelů).

6. Analýza robustnosti

Analýza robustnosti výsledků logitových modelů reaguje na měnící se podmínky v ekonomice po roce 2009, kdy byly evropské soukromé společnosti zasaženy finanční krizí z předchozích let. Tabulka 6 proto prezentuje marginální efekty předchozích modelů logitové regrese zvláště v členění na období 2009–2014, 2012–2015 a 2013–2018, která prověřují robustnost předchozích výsledků. V porovnání s předchozími výsledky modelů prezentovanými v tabulkách 4 a 5 došlo k výraznému snížení počtu pozorování, a to z důvodu absence údajů, či neexistence kapitálového trhu, který je spojen s proměnnou tržní kapitalizace.⁷

Výsledky analýzy robustnosti ukazují, že význam identifikace finanční tísně prostřednictvím Altmanova Z-skóre při predikci bankrotu společnosti je statisticky i ekonomicky významný pouze v krátkém jednoletém modelu predikce, a to v období let 2009–2014, tedy v období ekonomické recese po globální finanční krizi v letech 2007 a 2008. Naopak negativní efekt stabilní firmy na snížení pravděpodobnosti bankrotu je patrný ve všech třech délkách predikce v letech 2013–2018.

7 Výsledky modelů bez proměnné tržní kapitalizace poskytují velmi podobné výsledky a jsou na vyžádání. Vzhledem k důležitosti proměnné tržní kapitalizace pro následnou interpretaci výsledků analýz byla tato do modelů v tabulce 6 zahrnuta i přes pokles počtu pozorování.

Tabulka 6: Analytická vazba mezi Altmanovým Z-skóre a skutečným bankrotem společnosti v dílčích obdobích

	Závisle proměnná: Pravděpodobnost bankrotu								
	Jednoletá predikce			Dvouletá predikce			Tříletá predikce		
	2009–2014	2012–2015	2013–2018	2009–2014	2012–2015	2013–2018	2009–2014	2012–2015	2013–2018
Problematická firma	0,035*** (0,013)	–0,004 (0,016)	0,001 (0,016)	0,002 (0,003)	0,005 (0,004)	0,011 (0,008)	0,008* (0,004)	0,007 (0,006)	0,003 (0,011)
Stabilní firma	0,003 (0,015)	–0,029 (0,023)	–0,043** (0,019)	0,006 (0,005)	0,000 (0,009)	–0,022** (0,011)	0,005 (0,007)	–0,008 (0,011)	–0,029* (0,015)
Velikost = Log (Aktiv)	–0,008*** (0,002)	–0,008*** (0,002)	–0,006*** (0,002)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	–0,004*** (0,001)
Tržby na aktiva	–0,007 (0,007)	–0,001 (0,008)	–0,004 (0,007)	–0,004** (0,002)	–0,008*** (0,002)	–0,009** (0,004)	–0,008*** (0,003)	–0,014*** (0,004)	–0,011** (0,005)
Běžná likvidita	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001* (0,001)
Výnosy na aktiva	–0,111*** (0,030)	–0,128*** (0,036)	–0,204*** (0,031)	–0,006* (0,003)	–0,015*** (0,005)	–0,072*** (0,011)	–0,014* (0,007)	–0,031*** (0,008)	–0,127*** (0,018)
Dluh na aktiva	0,114*** (0,017)	0,076*** (0,021)	0,056*** (0,018)	0,012*** (0,004)	0,016*** (0,005)	0,018** (0,008)	0,032*** (0,006)	0,035*** (0,007)	0,030** (0,012)
Růst HDP	0,000 (0,003)	0,030*** (0,004)	0,020*** (0,004)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,017*** (0,002)	0,002** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,024*** (0,002)
Růst HDP problematické firmy ve fázi růstu	–0,003 (0,007)	0,023*** (0,008)	0,016** (0,007)	0,002* (0,001)	0,001 (0,002)	–0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	–0,001 (0,002)	0,008** (0,004)
Růst HDP problematické firmy ve fázi poklesu	0,007 (0,007)	–0,026*** (0,009)	–0,072*** (0,025)	0,000 (0,002)	0,003 (0,003)	–0,057*** (0,011)	–0,002 (0,002)	–0,006* (0,004)	–0,055*** (0,016)
Růst HDP stabilní firmy ve fázi růstu	–0,005 (0,004)	–0,006 (0,009)	0,014** (0,006)	–0,001 (0,002)	0,004 (0,004)	0,010*** (0,003)	–0,002 (0,002)	0,007** (0,003)	0,012*** (0,004)
Růst HDP stabilní firmy ve fázi poklesu	–0,012 (0,010)	–0,044*** (0,013)	–0,113*** (0,038)			–0,091*** (0,035)	0,010 (0,020)	–0,006 (0,017)	–0,173*** (0,027)
HDP na obyvatele v PPS (log)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,000* (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)
Tržní kapitalizace / HDP	0,003*** (0)	0,002*** (0,001)	0,001*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,000 (0,000)
Firemní úvěry / HDP	–0,002*** (0,000)	–0,001** (0,000)	0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000* (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)
Index politické stability	–0,156*** (0,031)	–0,059* (0,035)	0,011 (0,021)	–0,014* (0,008)	–0,006 (0,009)	0,062*** (0,012)	–0,035** (0,015)	–0,010 (0,013)	–0,031** (0,015)
Index efektivit státní správy	–0,235*** (0,033)	0,044 (0,061)	0,046 (0,047)	–0,004 (0,008)	0,034* (0,017)	0,017 (0,024)	–0,019 (0,014)	0,066*** (0,023)	–0,038 (0,030)
Index kontroly korupce	0,577*** (0,028)	0,452*** (0,028)	0,158*** (0,021)	0,017** (0,008)	0,006 (0,008)	–0,060*** (0,012)	0,022* (0,013)	0,012 (0,010)	–0,007 (0,015)
Index kvality regulatorního prostředí	–0,316*** (0,028)	–0,312*** (0,040)	–0,100*** (0,033)	–0,048*** (0,010)	–0,034*** (0,011)	–0,027* (0,015)	–0,082*** (0,014)	–0,052*** (0,013)	–0,024 (0,021)
Pseudo R²	0,228	0,168	0,185	0,289	0,234	0,230	0,318	0,171	0,151
LR test	3 725,69***	1 717,21***	2 130,35***	264,60***	184,86***	773,94***	786,34***	294,35***	933,47***
Pozorování (N)	13 463	9 134	11 073	13 214	8 972	11 073	13 463	9 134	11 073

Poznámka: V této tabulce prezentujeme výsledky marginálních efektů logitového modelu s ohledem na měnící se podmínky v ekonomice pro období reflektující dopady důsledků finanční krize v letech 2009–2011, období dluhové krize v Evropě v letech 2012–2014 a období 2015–2018. Proměnná ekonomický růst je prezentována zvlášť v období poklesu a růstu v interakci s umělou proměnnou identifikující stabilní a problematické firmy dle Altmanova Z-skóre. Základní kategorií (base category) je firma v šedé zóně s Altmanovým Z-skóre $1,8 \leq Z \leq 2,99$. ***, **, * označují 1%, 5%, a 10% hladinu statistické významnosti. V závorkách jsou uvedeny směrodatné chyby.

Zdroj: vlastní výpočty z databáze Amadeus

Za významný efekt snižující pravděpodobnost bankrotu v delších predikčních horizontech a všech analyzovaných obdobích můžeme považovat rostoucí tržby. Naopak efekt velikosti firmy vyjádřený celkovými aktivy se projevil pouze v krátkých jednoletých predikcích a je také stabilní ve všech analyzovaných obdobích. Mezi statisticky i ekonomicky významné proměnné ovlivňující pravděpodobnost bankrotu společnosti ale můžeme ve všech horizontech predikce i všech identifikovaných obdobích zařadit výnosy a zadluženost společnosti. Naopak ukazatel likvidity nelze považovat za významný faktor mající vliv na pravděpodobnost bankrotu společnosti, což potvrzuje předchozí interpretaci výsledků.

V kontrastu s předchozími výsledky nebyl potvrzen negativní efekt růstu HDP snižující pravděpodobnost bankrotu firem. Naopak v letech 2012–2015 a 2013–2018 se u krátkého jednoletého horizontu predikce projevil efekt zvyšující se likvidační hodnoty společnosti související se zvyšující se pravděpodobností bankrotu společností ve finanční tísní a ve fázi ekonomického růstu. Lze tak předpokládat zvýšený zájem firem o řízený bankrot v období několika let po globální finanční krizi v letech 2007 a 2008. Těsně po globální finanční krizi a v průběhu jejích dozívajících efektů v Evropě se tento efekt neprojevil, což potvrzuje teoretické předpoklady prezentované v této studii.

Za statisticky i ekonomicky významnou můžeme považovat kvalitu regulatorního prostředí, umožňující odstranění asymetrických informací a podporující rozvoj soukromého podnikání, které vede ke snížení pravděpodobnosti bankrotu, a to zejména v krátkých predikčních horizontech. Nejvýraznější je tento efekt patrný v období krátce po globální finanční krizi, kdy se marginální efekty pohybují na 3 %.

Za statisticky významný je možné považovat také efekt tržní kapitalizace, a to téměř ve všech analyzovaných obdobích a predikčních horizontech. Pozitivní efekt tržní kapitalizace na zvýšení pravděpodobnosti bankrotu společností reprezentuje tlak rozvinutých kapitálových trhů na racionální výběr ze strany bankovních firem nedovolující oddalování bankrotu. Jeho ekonomická významnost je ale pouze na úrovni 0,3 % a nižší.

Závěr

Empirická analýza porovnává pravděpodobnost bankrotu identifikovanou prostřednictvím Altmanova Z-skóre (Altman, 1968) se skutečně pozorovaným statutem finanční tísně (bankrotu) a upozorňuje na schopnost predikovat finanční tíseň pro různé dlouhé predikční horizonty pro různé velké soukromé společnosti. V kontrastu se závěry studie Altmana (1968) výsledky tohoto článku potvrzují vyšší robustnost využití Altmanova Z-skóre pro dvouleté a tříleté horizonty predikce. Pravděpodobným důvodem je odlišné prostředí evropských soukromých společností, které umožňuje oddálit ukončení nebo

prerušení podnikatelské aktivity v období finanční tísně. Tato skutečnost je přitom výraznější pro velké firmy.

Výsledky článku také prokazují významnost zadluženosti (dluh na celková aktiva) a aktivity (výnosy na celková aktiva). Zatímco efekt velikosti firmy (celková aktiva) se projevil pouze v krátkém predikčním horizontu jednoho roku, vliv rostoucích tržeb je statisticky i ekonomicky významný při dvouletých a tříletých predikčních horizontech. Významnost uvedených proměnných i efektů při predikci bankrotů soukromých společností byla potvrzena ve všech dílčích analyzovaných obdobích.

Logitové regresní modely byly rozšířeny také o makroekonomické proměnné, konkrétně o efekt růstu HDP, který byl analyzován zvláště ve fázích ekonomického růstu a poklesu u stabilních soukromých evropských společností a společností nacházejících se ve finanční tísní. Výsledky potvrdily asymetrické efekty. V užších modelech predikce na jednoletém horizontu se projevil negativní efekt růstu HDP na pravděpodobnost bankrotu související se zvyšující se likviditou a lepší dostupností externího financování v průběhu ekonomické konjunktury. V širších modelech, a to zejména v delších predikčních horizontech a období po odeznění důsledků globální finanční krize (v období let 2012–2018), se projevil pozitivní vztah mezi růstem HDP a pravděpodobností bankrotu související s poklesem likvidační hodnoty firmy v průběhu ekonomické recese a jejím nárůstem v průběhu ekonomické konjunktury. Výsledky empirické studie tak potvrzují, že soukromé společnosti ve finanční tísní realizují řízený bankrot v období ekonomické konjunktury, kdy mají potenciální zájemci o koupi těchto společností dostatek likvidních zdrojů (Shleifer a Vishny, 1992; Kahl, 2002).

V širších modelech byla dále analyzována kvalita institucionálního prostředí, konkrétně ekonomický rozvoj reprezentovaný ukazatelem HDP na obyvatele, míra tržní kapitalizace, míra poskytnutých úvěrů firmám, index politické stability, index efektivoty státní správy, index kontroly korupce a index kvality regulatorního prostředí. Mezi statisticky významné proměnné zvyšující pravděpodobnost bankrotu a snižující délku přetrvávající finanční tísně soukromých společností patří rozvinuté kapitálové trhy, které přispívají k racionálnímu výběru ze strany bankovních firem, jež nedovolují soukromým společnostem oddalovat bankrot. I přes statisticky významné efekty míry rozvoje kapitálových trhů došlo u širších modelů k výraznému snížení marginálních efektů, a tedy k snížení ekonomické významnosti dodatečných proměnných při jejich využití v bankrotních modelech. Statistická i ekonomická významnost determinantů kvality institucionálního prostředí se ale projevila v případě indexu kvality regulatorního prostředí. Lze tedy potvrdit, že pravděpodobnost bankrotu soukromých evropských firem snižuje kvalita regulatorního prostředí, což se projevilo zejména v období krátce po globální finanční krizi, konkrétně v letech 2009–2015.

Literatura

- Alfaro, L., Asis, G., Chari, A., et al. (2019). Corporate debt, firm size and financial fragility in emerging markets. *Journal of International Economics*, 118(5), 1–19, <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.01.002>
- Almamy, J., Aston, J., Ngwa, L. N. (2016). 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*, 36(2), 278–285, <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.12.009>
- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x>
- Altman, E. I. (1984). The success of business failure prediction models: An international survey. *Journal of Banking & Finance*, 8(2), 171–198, [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(84\)90003-7](https://doi.org/10.1016/0378-4266(84)90003-7)
- Altman, E. I. (1993). *Corporate Financial Distress and Bankruptcy*. 2nd edition. New York: John Wiley & Sons. ISBN 978-0471552536.
- Altman, E. I. (2005). An emerging market credit scoring system for corporate bonds. *Emerging markets review*, 6(4), 311–323, <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2005.09.007>
- Altman, E. I. (2013). Predicting financial distress of companies: revisiting the Z-score and ZETA® models. In: *Handbook of research methods and applications in empirical finance*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 428–456. ISBN 978-0857936080.
- Altman, E. I., Haldeman, R. G., Narayanan, P. (1977) ZETA™ analysis A new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking & Finance*, 1(1), 29–54, [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(77\)90017-6](https://doi.org/10.1016/0378-4266(77)90017-6)
- Altman, E.I., Sabato, G., Wilson, N. (2010). The value of non-financial information in small and medium-sized enterprise risk management. *Journal of Credit Risk*, 6(2), 1–33, <https://doi.org/10.21314/JCR.2010.110>
- Aysun, U. (2014). Bankruptcy resolution capacity and economic fluctuations. *Journal of Macroeconomics*, 40(6), 387–399, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.02.001>
- Beerman, K. (1976). *Possible ways to predict capital losses with annual financial statements*. University of Düsseldorf Working Paper.
- Ciampi, F., Gordini, N. (2013). Small Enterprise Default Prediction Modeling through Artificial Neural Networks: An Empirical Analysis of Italian Small Enterprises. *Journal of Small Business Management*, 51(1), 23–45, <https://doi.org/10.1111/j.1540-627X.2012.00376.x>
- De Jong, A., Kabir, R., Nguyen, T. T. (2008). Capital structure around the world: The roles of firm-and country-specific determinants. *Journal of Banking & Finance*, 32(9), 1954–1969, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.12.034>
- Desai, M., Montes, E. D. (1982). A macroeconomic model of bankruptcies in the British economy, 1945–1980. *British Review of Economic Issues*, 4(10), 1–14.

- Fidrmuc, J., Kapounek, S., Siddiqui, M. (2017). Which Institutions are Important for Firms Performance? Evidence from Bayesian Model Averaging Analysis. *Panoeconomicus*, 64(4), 383–400, <https://doi.org/10.2298/PAN151015031F>
- Gelman, A., Hill, J. (2006). *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge: Cambridge University Press. ISBN 978-0-521-86706-1.
- Hackbarth, D., Miao, J., Morellec, E. (2006). Capital structure, credit risk, and macroeconomic conditions. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 519–550, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.10.003>
- Higson, C., Holly, S., Kattuman, P., et al. (2004). The Business Cycle, Macroeconomic Shocks and the Cross-Section: The Growth of UK Quoted Companies. *Economica*, 71(5): 299–318, <https://doi.org/10.1111/j.0013-0427.2004.00371.x>
- Inekwe, J. N., Jin, Y., Valenzuela, M. R. (2019). Financial conditions and economic growth. *International Review of Economics & Finance*, 61(5), 128–140, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.02.001>
- Kahl, M. (2002). Economic Distress, Financial Distress, and Dynamic Liquidation. *The Journal of Finance*, 57(1), 135–168, <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00418>
- Kapounek, S., Kučerová, Z., Fidrmuc, J. (2017). Lending Conditions in EU: The Role of Credit Demand and Supply. *Economic Modelling*, 67(12), 285–293, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.01.003>
- Liang, D., Tsai, C., Wu, H. (2015). The effect of feature selection on financial distress prediction. *Knowledge-Based Systems*, 73(1), 289–297, <https://doi.org/10.1016/j.knosys.2014.10.010>
- Liang, D., Lu, C., Tsai, C., et al. (2016). Financial ratios and corporate governance indicators in bankruptcy prediction: A comprehensive study. *European Journal of Operational Research*, 252(2), 561–572, <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2016.01.012>
- Mare, D. S. (2015). Contribution of macroeconomic factors to the prediction of small bank failures. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 39(11), 25–39, <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.05.005>
- Nam, C. W., Kim, T. S., Park, N. J., et al. (2008). Bankruptcy prediction using a discrete-time duration model incorporating temporal and macroeconomic dependencies. *Journal of Forecasting*, 27(6), 493–506, <https://doi.org/10.1002/for.985>
- Ninh, B. P. V., Do Thanh, T., Hong, D. V. (2018). Financial distress and bankruptcy prediction: An appropriate model for listed firms in Vietnam. *Economic Systems*, 42(4), 616–624, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2018.05.002>
- Ohlson, J. A. (1980). Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of accounting research*, 18(1), 109–131, <https://doi.org/10.2307/2490395>
- Olson, D. L., Delen, D., Meng, Y. (2012). Comparative analysis of data mining methods for bankruptcy prediction. *Decision Support Systems*, 52(2), 464–473, <https://doi.org/10.1016/j.dss.2011.10.007>
- Rose, P. S., Andrews, W. T., Giroux, G. A. (1982). Predicting business failure: A macroeconomic perspective. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 6(1), 20–31.

- Shleifer, A., Vishny, R. W. (1992). Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach. *The Journal of Finance*, 47(4), 1343–1366, <https://doi.org/10.2307/2328943>
- Shumway, T. (2001). Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model. *The Journal of Business*, 74(1), 101–124, <https://www.jstor.org/stable/10.1086/209665>
- Taffler, R. J. (1982). Forecasting company failure in the UK using discriminant analysis and financial ratio data. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 145(3), 342–358, <https://doi.org/10.2307/2981867>
- Tian, S., Yu, Y., Guo, H. (2015). Variable selection and corporate bankruptcy forecasts. *Journal of Banking & Finance*, 52(3), 89–100, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.12.003>
- Tinoco, M. H., Holmes, P., Wilson, N. (2018). Polytomous response financial distress models: The role of accounting, market and macroeconomic variables. *International Review of Financial Analysis*, 59(10), 276–289, <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.03.017>
- Wadhvani, S. B. (1986). Inflation, Bankruptcy, Default Premia and the Stock Market. *The Economic Journal*, 96(381), 120–138, <https://doi.org/10.2307/2233429>
- Xu, M., Zhang, C. (2008). Bankruptcy prediction: the case of Japanese listed companies. *Review of Accounting Studies*, 14, 534–558, <https://doi.org/10.1007/s11142-008-9080-5>
- Zelenkov, Y., Fedorova, E., Chekrizov, D. (2017). Two-step classification method based on genetic algorithm for bankruptcy forecasting. *Expert Systems with Applications*, 88(12), 393–401, <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2017.07.025>
- Zhou, L., Lu, D., Fujita, H. (2015). The performance of corporate financial distress prediction models with features selection guided by domain knowledge and data mining approaches. *Knowledge-Based Systems*, 85(9), 52–61, <https://doi.org/10.1016/j.knosys.2015.04.017>
- Zmijewski, M. E. (1984). Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models. *Journal of Accounting research*, 59–82, <https://doi.org/10.2307/2490859>