

Insolvence podniků a její makroekonomické determinanty¹

Petr JAKUBÍK – Jakub SEIDLER*

Corporate Insolvency and Macroeconomic Determinants

Abstract

This article deals with the mechanisms of satisfying creditors' claims in the Czech economy and macroeconomic determinants of the corporate failure. The paper briefly characterizes the development of the insolvency in the Czech Republic during 1997 – 2005 and tests macroeconomic determinants of the corporate failure on the time series of the number of bankruptcy petitions filed. Empirical analysis suggests the causal link between the annual GDP growth rate, interest rates, inflation rate and aggregate debt of the corporate sector on one side and the bankruptcy rate in the Czech Republic on the other side. Estimated model indicates procyclicality in the bankruptcy rate and implies structural changes between 2003 and 2004, which corresponds to the privatization of the banking sector.

Keywords: failure, bankruptcy, execution, macroeconomic determinants

JEL Classification: G33, C51, E32

Úvod

Insolvenční mechanismy patří mezi stěžejní parametry rozvoje celé ekonomiky. Transparentní právní prostředí zajišťující věřitelům vymahatelnost jejich pohledávek je pro zdravý vývoj ekonomiky klíčové. Fungující insolvenční řízení zvyšuje nejen ochotu věřitelů půjčovat, ale současně umožňuje předluženým subjektům, aby se staly znovu ekonomicky aktivními, což dále pozitivně stimuluje ekonomiku. Rychlost a efektivita byly základním problémem českého

* Petr JAKUBÍK – Jakub SEIDLER, Česká národní banka, Na Příkopě 28, 115 03 Praha 1, Česká republika a Institut ekonomických studií, Univerzita Karlova v Praze, Opletalova 26, 110 000 Praha 1, Česká republika; e-mail: petr.jakubik@cnb.cz; jakub.seidler@cnb.cz

¹ Uvedené výsledky, jejich interpretace a závěry, jsou názory autorů a nemusí se nutně shodovat s názory uvedených institucí. Tato práce byla podporována výzkumným záměrem Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy MSMT 0021620841.

úpadkového práva. Pouze minimum předlužených firem končilo v úpadku, a proto se věřitelé obvykle snažili situaci řešit mimosoudní dohodou, což jim zajišťovalo vyšší výtěžnost jejich pohledávek. Pokud ve firmách došlo k úpadku, pak téměř výhradně následoval konkurz. K vyrovnání, tedy k situaci, kdy byla firma nadále schopna pokračovat ve své činnosti, docházelo zcela výjimečně. Cílem nového insolvenčního zákona, který v České republice nabyl své účinnosti 1. ledna 2008, byla snaha, aby co nejvyšší počet případů končil záchranou firem, a tedy jejich restrukturalizací.

Vedle legislativních změn působí na počty insolvenčních řízení především vývoj makroekonomického prostředí. V období hospodářského zpomalení obvykle počet úpadků firem roste, zatímco v expanzi jejich počet naopak klesá. Z toho důvodu článek analyzuje vliv makroekonomického prostředí na vývoj počtu úpadků firem, resp. počtu podávaných návrhů na konkurz.

První část článku se věnuje souvisejícím studiím, které se snaží předpovídat bankrot firem jak na mikro-, tak makroúrovni. Dále je stručně popsán vývoj insolvence v české ekonomice a následně jsou probírány makroekonomické determinanty úpadku firem. V závěru je přiblížen model, který je použitý pro testování závislosti mezi mírou úpadku firem a makroekonomickým prostředím v ČR. Závěrečná část shrnuje získané výsledky.

1. Související studie

Modely předpovídající bankrot firem na základě jejich finančních ukazatelů se zabývá řada studií. Altman (1968) pomocí diskriminační analýzy odhadl model bankrotů založený na ukazatelích získaných z rozvahy firem. Ukázal, že tento model je schopen ve většině případů správně klasifikovat bankrotující společnosti na jednoročním predikčním horizontu. Vypovídací schopnost modelu však klesala s prodlužováním horizontu předpovědi. Beaver (1967) využil pro hodnocení firem binární klasifikační test vycházející z podílu mezi *cash flow* a zadlužením firem. Ačkoli výsledky tohoto testu pro jednoroční horizont v porovnání s Altmanem byly horší, pro delší časový horizont tomu bylo naopak. Deakin (1972) srovnává oba tyto přístupy. Zjišťuje, že tyto statistické techniky, zejména pak diskriminační analýzu, je možno využít k predikci selhání podniku. Pomocí diskriminační analýzy dosáhl 90% přesnosti klasifikace firem, ve kterých došlo k bankrotu v tříletém horizontu. Modely typu logit a probit pro predikci bankrotů lze najít například v Bernhardsen (2001) nebo Ohlson (1980). Tyto typy modelů jsou většinou využívány věřiteli pro účely kreditní analýzy dlužníků a jsou označovány jako skóring. K jejich masivnímu rozvoji dochází zejména v 80. letech. Na přelomu tisíciletí jsou zřejmě nejrozšířenějšími technikami logistická regrese

a lineární programování. V posledních letech začínají být využívány nové metody založené na umělých inteligencích, jako expertní systémy nebo neuronové sítě. Přehled skóringových metod je uveden v Mays (2001).

Vedle mikroekonomických modelů selhání podniků existují i práce zaměřené na makroekonomické determinanty úpadků. Makroekonomický model úpadků podniků odhadnul například Virolainen (2004). Empiricky prokázal závislost bankrotů finských firem na úrokových sazbách, hrubém domácím produktu, a jejich agregátní zadluženosti pro jednotlivé sektory ekonomiky. Agarwal a Liu (2003) ukázali, že agregátní míra nezaměstnanosti významně ovlivňuje platební schopnost držitelů kreditních karet. Liu (2004) se zabývá makroekonomickými determinantami úpadku podniků ve Velké Británii. Pomocí strukturovaného vektorového autoregresního modelu (SVAR) odděluje krátkodobé a dlouhodobé efekty. Empiricky analyzoval vztah mezi mírou bankrotů podniků, úrokovými sazbami, agregátním objemem úvěrů podnikovému sektoru a jeho ziskovostí, cenovou hladinou a mírou zakládání nových společností v krátkém i dlouhém období. Z těchto makroekonomických proměnných empiricky prokázal zejména vliv úrokových sazeb na míru bankrotů a ukázal na možnost využívat úrokové sazby jako nástroje k redukci míry úpadků společností v ekonomice. Míra bankrotů podniků přímo souvisí s úvěrovým rizikem tohoto sektoru. Makroekonomickými modely kreditního rizika se zabývá také Jakubík (2007), který odhadnul agregátní model české ekonomiky. Tento model je dále využíván pro potřeby stresového testování českého bankovního sektoru centrální bankou – viz Jakubík a Heřmánek (2007).

Ex post efektivností českých konkurzních řízení se zabývá Knot a Vychodil (2006). Diskutují odlišnosti úpadkového práva napříč zeměmi a následně hodnotí české konkurzy v porovnání s jinými zeměmi. Efektivnost srovnávají na základě doby trvání, výtěžnosti, administrativních nákladů a rozhodnutí o pokračování, resp. likvidaci. Tyto závěry jsou podloženy statistikami založenými na datech českých společností, které prošly konkurzním řízením. Konkurzními a exekučními řízeními v České republice se dále zabývá Česká národní banka (ČNB, 2006, 2007).

2. Insolvence v České republice

Přes obnovenou dynamiku růstu úvěrů podnikům během roku 2003 docházelo do roku 2005 k poklesu míry podaných návrhů na konkurz. Tento fakt by mohl ukazovat na zlepšující se kvalitu finančního zdraví podniků a zkvalitnění řízení rizik v bankách během tohoto období. Svou roli však zřejmě sehrála také značná délka konkurzních řízení a snaha věřitelů řešit insolventnost podniků efektivnějším způsobem, který by zajistil věřitelům vyšší návratnost pohledávek.

Podíl právních sporů vyvolaných konkurzem nebo vyrovnáním trvajících déle než dva roky se během období 2003 – 2005 postupně zvyšoval. Tyto spory tvořily 46 % z celkového množství všech těchto sporů v roce 2005, v roce 2004 to bylo 41 % a v roce 2003 pouze 34 %. Zatímco u občanskoprávních sporů souvisejících s konkurzem a vyrovnáním docházelo v letech 2004 – 2005 ke zkracování průměrné délky právních sporů, u obchodních sporů se naopak prodlužovala.

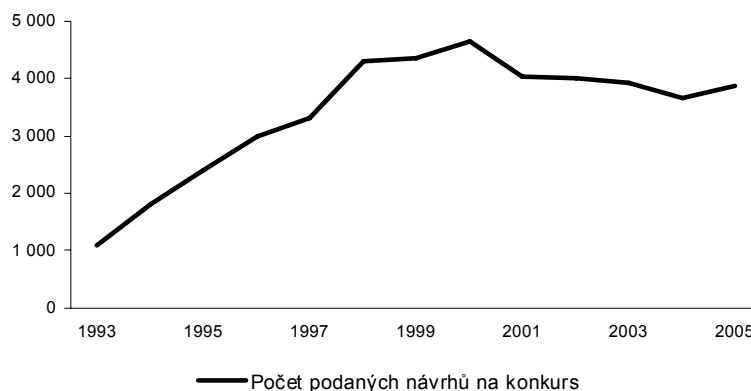
Pokud dlužník není schopen či ochoten dostat svým dlužnickým závazkům včas a v plné míře, dochází k události *defaultu*. V tomto případě nastupují dva základní mechanismy vymožení pohledávek – exekuce, nebo konkurz. Teoreticky možným, avšak v praxi téměř neužívaným, institutem bylo ve sledovaném období vyrovnání, resp. nucené vyrovnání, při kterém dlužník uspokojil alespoň minimální zákonem požadovanou výši svých závazků. Oproti konkurzu není vyrovnání spojeno se zrušením právnické osoby. Od roku 2005 bylo hlavním cílem legislativních změn v řadě evropských zemí, aby co největší počet firem v konkurzu skončil jejich záchranou, tzv. restrukturalizací, namísto bankrotem. Tlak na záchranu firem však mnohdy oslabil pozici věřitele v konkurzním řízení. Na druhou stranu situace, kdy v ČR konkurzní řízení končilo prakticky pouze bankrotem, není z pohledu věřitelů při nízké vymahatelnosti jejich pohledávek rovněž ideální. Podle údajů Světové banky je výtěžnost pohledávek od firem v konkurzu v České republice dokonce jedna z nejnižších v Evropě.²

Z vývoje počtu prohlášených konkurzů v České republice je zjevné, že tento mechanismus začíná být více využíván v období začínajícího ekonomického poklesu v závěru devadesátých let (graf 1).³ V letech 2002 až 2005 je možno vysledovat postupné snižování počtu podávaných návrhů na konkurz, které by mohlo naznačovat zlepšování finančního zdraví podnikové sféry. Ve stejném období ovšem dochází k nárůstu exekučních řízení. To bylo pravděpodobně odrazem toho, že exekuce jako způsob vymáhání pohledávek byla v tomto období pro věřitele výhodnější. Ovšem, na rozdíl od exekuce, která není systémovým řešením, konkurz upravuje majetkové poměry dlužníka. Exekuce je jednoduchý úkon vedoucí k uspokojení pouze jedné pohledávky a řeší problém pouze jediného věřitele. V praxi ale řada dlužníků, na něž se vedly exekuce, měla více věřitelů a jejich majetkové poměry měly být dle zákona o konkurzu a vyrovnání příslušně upraveny.

² Světová banka uvádí pro Českou republiku míru návratnosti pohledávek u firem v konkurzu ve výši 21 %. Toto číslo vychází z dat za období 6/2006 – 6/2008. Pro Polsko je tento ukazatel 30 %, Slovensko 46 %, Německo 52 %, Itálii 57 %, Portugalsko 69 %, Velkou Británii dokonce 84 % a Belgii 86 % (WB, 2008). Pro ČR dále odhaduje míru návratnosti Seidler a Jakubík (2009).

³ Počet prohlášených konkurzů v České republice byl v tomto období velmi nízký v mezinárodním srovnání. Například v Německu byl v roce 2005 jejich počet na milion obyvatel zhruba čtyřikrát vyšší než v ČR.

Graf 1
Konkurzy (roční data)



Pramen: Ministerstvo spravedlnosti České republiky.

Konkurz je kolektivním řízením, ve kterém se věřitelé snaží uspokojit své pohledávky v co nejvyšší možné míře. Obecně může být prohlášen konkurz jak na právnickou, tak fyzickou osobu.⁴ U fyzických osob se tento způsob do konce roku 2007 prakticky nevyužíval, protože platná legislativní úprava byla primárně určena pro právnické osoby. Změnu přinesla až nová právní úprava zákona č. 182/2006 Sb. o úpadku a způsobech jeho řešení (insolvenční zákon), který vstoupil v účinnost 1. ledna 2008. Ta kromě možnosti reorganizace obsahuje navíc institut oddlužení (tzv. osobní bankrot) a dává dlužníkovi-fyzické osobě možnost osvobození od placení pohledávek zahrnutých do oddlužení, v rozsahu, ve kterém nebyly uspokojeny v řízení o oddlužení.

3. Makroekonomické determinanty úpadku

Úpadek ekonomických subjektů souvisí s mírou jejich kreditního *defaultu*, přesto pouze malá část těchto firem prochází insolvenčním řízením. Pokud dojde k události *defaultu* firmy, věřitelé často volí dohodu s dlužníkem, která jim může zajistit vyšší výnosnost a rychlejší realizaci pohledávky. Vzhledem k nevhodnosti aplikace platného úpadkového práva do roku 2008 na fyzické osoby u nich docházelo k bankrotům jen zřídka. Ke změně došlo s novým insolvenčním zákonem a zavedením institutu oddlužení fyzických osob. Data o počtu bankrotů před

⁴ Kromě ztráty majetku osoby, na kterou byl prohlášen konkurz, je tato osoba povinna veškeré své budoucí příjmy použít na uspokojení věřitelů až do výše dlužné částky.

jeho účinností zahrnují téměř výhradně právnické osoby (graf 1). Na základě těchto čísel budeme analyzovat makroekonomické determinanty bankrotů českých podniků se snahou ukázat, zda-li agregovaný podíl bankrotů firem lze vysvětlit pomocí makroekonomických proměnných.

Na agregátní úrovni jsou firmy závislé na vývoji růstu ekonomiky. S hospodářskou recesí dochází ke snížení spotřebitelské poptávky, což se negativně odráží na tržbách firem. Díky nižším tržbám mají firmy nižší zisk, respektive v krajním případě mohou jejich náklady převážit příjmy. Nemá-li firma kapitál, kterým by tuto ztrátu pokryla, dochází k její insolvenční, resp. bankrotu. Další významnou makroekonomickou determinantou ovlivňující insolvenční firem jsou úrokové sazby. Okolo 90 % nově poskytnutých bankovních úvěrů nefinančním podnikům českými bankami je fixováno na dobu do 1 roku. To znamená, že podniky jsou poměrně silně vystaveny úrokovému riziku. Zvýšení úrokových sazeb vede ke zdražení jejich zdrojů a ke zvýšení pravděpodobnosti insolvence. Ačkoli je zadlužení českých podniků relativně nižší než v zemích EU-12 (cca 40 % v ČR oproti 80 % HDP v EU), růst úrokových sazeb by negativně postihl zejména vysoce zadlužené podniky a následně by mohlo dojít ke zvýšenému počtu insolvenčních řízení. Citlivost podniků na nepříznivé makroekonomické podmínky se zvyšuje s jejich rostoucím dluhem. Vyšší zadlužení zvyšuje i pravděpodobnost úpadku podniku, protože firmy jsou více citlivé na nepříznivé negativní externí šoky.

Dalším makroekonomickým faktorem, který může ovlivnit postavení dlužníků, je inflace. S růstem cenové hladiny dochází ke snižování reálné hodnoty dluhu a postavení dlužníků se zlepšuje. Pokud však je toto zvyšování cenové hladiny předem očekáváno, věřitelé promítnou budoucí inflaci do vyšších úrokových sazeb úvěrů a dopad na situaci firem je spíše neutrální. Vliv na insolvenční podniků může mít i měnový kurz. S posilováním domácího měnového kurzu dochází ke zhoršení postavení proexportních firem. Podniky utrží za své produkty nižší korunové tržby a jejich zisky klesají. To vytváří tlak na snižování nákladů a zefektivňování výroby. Pokud však firma není schopna redukovat své náklady a převážnou část své produkce exportuje, může posilování kurzu vést v krajním případě až k bankrotu. Opačný efekt má posilování kurzu domácí měny na firmy, které jsou čistými importéry. Tyto podniky převážnou část své produkce prodávají na domácím trhu, a naopak řadu svých vstupů importují ze zahraničí. Silná koruna znamená zlevnění vstupů a vyšší zisky pro tyto společnosti. Posilování měnového kurzu domácí měny tedy snižuje v tomto případě pravděpodobnost úpadku. Vliv těchto klíčových makroekonomických determinant na vývoj míry insolvence firem v české ekonomice je přiblížen v následující části.

Tabulka 1

Makroekonomické indikátory

Makroekonomické indikátory	Průměr	Minimum	Maximum	5 % kvantil	10 % kvantil	25 % kvantil	50 % kvantil	75 % kvantil	90 % kvantil	95 % kvantil
Míra bankrotů	0.00690	0.00521	0.00815	0.00536	0.00555	0.00614	0.00715	0.00766	0.00790	0.00803
Roční tempo reálného HDP	0.03314	0.00292	0.06656	0.01202	0.01645	0.02091	0.03399	0.04015	0.05578	0.06132
Inflace (CPI)	0.02482	-0.00400	0.05400	-0.00030	0.00380	0.01500	0.02450	0.03850	0.04160	0.04755
IM Pribor	0.03842	0.01750	0.07700	0.01861	0.02037	0.02158	0.03395	0.05310	0.05764	0.06658
3M Pribor	0.03861	0.01750	0.07580	0.01888	0.02057	0.02290	0.03385	0.05343	0.05793	0.06719
6M Pribor	0.03917	0.01750	0.07550	0.01911	0.02101	0.02318	0.03380	0.05433	0.05913	0.06843
12M Pribor	0.04048	0.01750	0.07570	0.01954	0.02146	0.02345	0.03535	0.05693	0.06146	0.06993
Nezaměstnanost	0.08119	0.06981	0.09489	0.07231	0.07431	0.07776	0.08169	0.08426	0.08758	0.08964
Reálný efektivní měnový kurz (PPI)	0.91211	0.80500	1.01900	0.81885	0.82740	0.84325	0.92200	0.97175	1.00160	1.00950
Reálný efektivní měnový kurz (CPI)	0.92725	0.82300	1.02100	0.83585	0.84370	0.86275	0.94150	0.97850	1.00630	1.01025
Úvěry/HDP – nefinanční podniky	0.24646	0.16509	0.42542	0.16551	0.16615	0.17086	0.18682	0.33497	0.38547	0.40710
Úvěry/HDP – reálný sektor	0.42467	0.35834	0.57019	0.35960	0.36091	0.36521	0.38730	0.48885	0.52693	0.55956
Roční tempo reálného HDP – Německo	0.01207	-0.01100	0.04400	-0.00795	-0.00460	0.00275	0.01050	0.01724	0.22980	0.03985
Roční tempo reálného HDP – EU-25	0.02207	0.00300	0.05100	0.00835	0.00970	0.01575	0.02000	0.02800	0.03680	0.04295
Roční tempo reálného HDP – EU-15	0.02129	0.00200	0.05100	0.00670	0.00800	0.01475	0.01950	0.02725	0.03650	0.04195
Roční tempo reálného HDP – EA-12	0.01964	-0.00100	0.05000	0.00305	0.00710	0.01200	0.01800	0.02625	0.03540	0.04295

Pramen: ČNB(ARAD); Eurostat; Ministerstvo spravedlnosti České republiky.

4. Použitá data

Pro zkoumání makroekonomických determinant vývoje míry bankrotů firem v české ekonomice jsme použili měsíční data počtu podaných návrhů na konkurz získaných z Ministerstva spravedlnosti ČR za období 1997 – 2005. Tyto hodnoty byly dále agregovány na čtvrtletní data a poděleny počtem firem registrovaných v ČR pro jednotlivá čtvrtletí získanými z databáze registru ekonomických subjektů. Podíl podaných návrhů na konkurz na celkovém počtu firem jsme využili jako vysvětlovanou proměnnou aproximující míru bankrotů. Jako makroekonomické determinanty byly uvažovány čtvrtletní časové řady HDP, úrokových sazeb, inflace, nezaměstnanosti, měnového kurzu, zadluženosti podnikového sektoru a celkové zadluženosti reálného sektoru. Tato data byla získána z veřejně dostupné databáze České národní banky ARAD. V případě hrubého domácího produktu jsme uvažovali roční tempo reálného HDP. U úrokových sazeb byla testována signifikace měsíčního, 3-měsíčního, 6-měsíčního a ročního PRIBORu. Inflace byla měřena na roční bázi pomocí indexu spotřebitelských cen a cen průmyslových výrobců. Dále jsme zkoumali vliv reálného efektivního měnového kurzu deflovaného indexem průmyslové produkce a spotřebitelských cen. Zadluženost podnikového sektoru byla počítána jako podíl bankovních úvěrů podnikového sektoru na HDP. Ideální by bylo zjistit celkovou zadluženost podniků získanou z výkazů firem. Toto číslo však není pro český podnikový sektor v uvedeném období k dispozici. Vzhledem k proexportní orientaci české ekonomiky jsme dále jako makroekonomické determinanty uvažovali roční tempo hrubého reálného domácího produktu pro Německo, země EU-25, EU-15 a země eurozóny (EA-12). Tyto časové řady jsme získali z veřejně dostupné databáze Eurostatu. Ve všech případech popsaných determinant míry bankrotů podnikového sektoru jsme pracovali i se zpožděním zmíněných časových řad o jedno až čtyři čtvrtletí. Vzhledem k dostupnosti některých časových řad až od roku 1999 bylo analyzováno období 1999 – 2005.

5. Model bankrotů pro Českou republiku

Pro modelování hledaného vztahu jsme použili jednofaktorový model, jehož podrobný popis podává Jakubík (2007), který jej využívá pro odhad makroekonomického modelu kreditního rizika, založeného na úvěrových datech. Původní odvození modelu však vychází z počtu klientů v *defaultu*, nikoli z objemů dlužných částek. Model lze tedy použít pro vztah mezi podílem bankrotujících firem a makroekonomickými indikátory. V rámci této části budeme tímto podílem rozumět podíl počtu podaných návrhů na konkurz k celkovému počtu registrovaných firem v ČR.

Výsledný model po odvození lze zapsat ve tvaru:

$$b = \Psi\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j x_j\right) \quad (1)$$

kde

b_t – podíl zbankrotovaných firem v daném jednoročním období,

x_j – makroekonomické indikátory,

Ψ – kumulativní distribuční funkci standardního normálního rozdělení.⁵

Odsud vyplývá, že model není lineární, a tudíž je oproti klasickým lineárním modelům schopný lépe zachytit prudký nárůst bankrotů v období hospodářského zpomalení či poklesu.

Pro odhad modelu (1) lze použít vztah (2) s podmíněným počtem bankrotů firem v závislosti na realizaci náhodné proměnné F reprezentující latentní, přímo nepozorovaný faktor.⁶

$$b(f_t) = \Psi\left(\frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jt} - \sqrt{\rho} f_t}{\sqrt{1-\rho}}\right) \quad (2)$$

Podmíněný počet bankrotů realizací náhodného faktoru je náhodná proměnná, která má za daných předpokladů binomické rozdělení s parametry podmíněné pravděpodobnosti $b(f_t)$ dané rovnicí (2) a počtem firem N_t .

$$D(f_t) \gg Bi(N_t, b(f_t)) \quad (3)$$

Model může být poté odhadnut maximalizací věrohodnostní funkce obsahující náhodný latentní faktor, pro který se počítalo se standardním normálním rozdělením.

Pro analýzu českého prostředí byly testovány diskutované makroekonomické indikátory a jejich dopad na podíl bankrotujících firem. Také byla uvažována různá zpoždění vlivu těchto indikátorů a následně vybrán model, který byl nejlépe schopen vysvětlit podíl bankrotujících firem v ekonomice. Výsledný odhadnutý model je ve tvaru (4).

$$b_t = \psi(c + \beta_1 hdp_t + \beta_2 (r_{t-1} - r_{t-4}) + \beta_3 \pi_{t-2} + \beta_4 dluh_{t-4}) \quad (4)$$

⁵ Vedle distribučního normálního rozdělení bylo testováno i lognormální rozdělení, ale výsledky našeho modelu byly obdobné, proto byla nakonec použita pouze normální distribuce.

⁶ *Latentní faktor* je náhodná proměnná, přímo nepozorovatelná, představující výnos aktiv specifický pro danou firmu. Ačkoli realizaci této proměnné není možno pozorovat, lze přijmout určité předpoklady o její distribuci. Zde bylo předpokládáno standardní normální rozdělení.

Odhadnutý model naznačuje procyklický vývoj míry bankrotů v České republice. Vysvětluje bankroty jako důsledek neschopnosti splácet existující úvěry vlivem zpomalení hospodářské konjunktury a růstu nákladů minulého zadlužení. Přestože tato interpretace odpovídá ekonomické intuici pro standardní ekonomické prostředí, je problematická pro celé modelované období, zejména období privatizace bankovního sektoru, kdy významnou úlohu hrály mezipodnikové pohledávky, nízká účinnost insolvenční legislativy, refinancování minulých bankovních úvěrů novými a dalšími faktory. Z tohoto důvodu jsme testovali přítomnost strukturálního zlomu. To bylo provedeno rekurzivním odhadem modelu zahrnujícím postupně prodlužující se časový horizont v rámci uvažovaného období 1999 – 2005. Následně byla analyzována stabilita takto získaných koeficientů, která potvrdila přítomnost strukturálního zlomu na přelomu let 2003 a 2004.⁷ Tento strukturální zlom koresponduje s privatizací bankovního sektoru a následným zavedením pravidel obezřetného úvěrování novými vlastníky. Z tohoto důvodu byla do modelu přidána *dummy* proměnná definovaná jako 1 pro období do konce roku 2003 a 0 od roku 2004 (rovnice 5). Tato proměnná byla v modelu vysoce signifikantní a vysvětlující schopnost modelu vzrostla:

$$b_t = \psi(c + \beta_1 hdp_t + \beta_2(r_{t-1} - r_{t-4}) + \beta_3 \pi_{t-2} + \beta_4 dluh_{t-4} + \beta_5 dum_t) \quad (5)$$

Odhadnuté hodnoty koeficientů včetně jejich signifikance a směrodatných chyb jsou uvedeny v tabulce 2.

T a b u l k a 2

Model podílu bankrotujících firem v ekonomice

Popis proměnné odpovídající odhadnutému koeficientu	Označení	Odhad	Směrodatná chyba	Pr > t
Konstanta	<i>c</i>	-2.5195	0.00988	<.0001
Hrubý domácí produkt (β_1)	<i>hdp</i>	-1.1243	0.15330	<.0001
Růst úrokových sazeb (β_2)	$r_{t-1} - r_{t-4}$	0.3641	0.10470	<.0001
Inflace (β_3)	π_{t-3}	-0.3391	0.10500	0.0004
Úvěry/HDP (β_4)	<i>dluh_{t-4}</i>	0.3090	0.02446	<.0001
Dummy proměnná (β_5)	<i>dum_t</i>	0.0248	0.00480	<.0001
Latentní faktor	<i>p</i>	0.00003	0.00002	0.0077

Pramen: Vlastní výpočty.

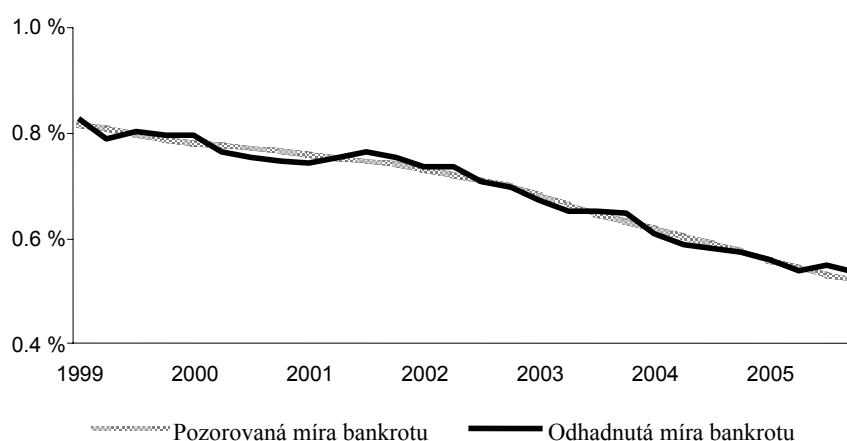
Všechny odhady byly signifikantní na hladině významnosti 1 %. Model potvrdil negativní vztah mezi ročním tempem růstu HDP a mírou bankrotů českých firem. Dále prokázal, že se zvyšující úrokovou sazbou roste míra bankrotů v ČR. Tento dopad je zřejmě zpožděný, největší predikční sílu měl v rámci odhadnutého modelu rozdíl úrokových sazeb zpožděný o jedno a čtyři čtvrtletí založený na

⁷ Také pomocí Chow testu byla zamítnuta hypotéza absence strukturálního zlomu.

roční sazbě PRIBOR. Negativní vztah mezi mírou bankrotů a inflací byl v modelu také signifikantní. Nejlepší predikční síly modelu bylo dosaženo s inflací měřenou indexem spotřebitelských cen (CPI) zpožděnou o dvě čtvrtletí. Zadlužení českých firem má rovněž predikční schopnost. S vyšším zadlužením měřeným podílem bankovních úvěrů podnikům na HDP dochází k rostoucí míře bankrotů v české ekonomice. Nejlepších výsledků bylo dosaženo při zpoždění tohoto ukazatele o čtyři čtvrtletí. To odpovídá situaci, kdy více zadlužené firmy jsou také více náchylné k úpadku. K tomu může dojít například při zhoršení makroekonomické situace a neschopnosti financování původního dluhu, vysoká míra zadlužení rovněž omezuje možnost dalších půjček díky rostoucí prémii za riziko. Ačkoli existují i další makroekonomické determinanty, které významně ovlivňují míru bankrotů firem v České republice, v kombinaci s již uvedenými indikátory byly v modelu nevýznamné. Jde například o měnový kurz, který při posilování zvyšuje míru bankrotů díky proexportně orientované české ekonomice, nebo růst ekonomik hlavních obchodních partnerů, jako například Německa, působící na míru bankrotů negativně. Významně zřejmě ovlivňují pravděpodobnost úpadku také mzdové náklady, které v období počínajících finančních problémů firem mohou hrát roli určitého nárazníku, ale současně mohou akcelarovat špatnou finanční situaci, ztrátu konkurenceschopnosti a případný bankrot. Tyto údaje však nejsou za celý podnikový sektor pro sledované časové období v potřebné frekvenci pro českou ekonomiku k dispozici, z tohoto důvodu nebyla jejich signifikace v modelu testována.

G r a f 2

Výkonnost odhadnutého modelu pro českou ekonomiku



Pramen: Ministerstvo spravedlnosti České republiky; vlastní výpočty.

Vzhledem k nelinearitě modelu nelze použít standardní metodologii pro měření výkonnosti modelu. Přesto je možno aplikovat některá kritéria vyvinutá pro nelineární regresní modely. Jedním z testů kvality modelu je test hypotézy, že všechny koeficienty kromě konstantního členu jsou nulové ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$). Tato hypotéza může být testována pomocí věrohodnostního poměru $-2 \ln \lambda = -2 \ln(L_c/L_u)$, kde L_c označuje věrohodnostní funkci omezeného modelu a L_u věrohodnostní funkci neomezeného modelu. Tento poměr je asymptoticky chí-kvadrát rozdělená veličina s 5 stupni volnosti, vzhledem ke čtyřem makroekonomickým proměnným a jedné *dummy*, zařazeným do odhadovaného jednofaktorového modelu. Test zamítl nulovou hypotézu na hladině významnosti 1 %. Místo standardního koeficientu determinace používaného pro lineární modely je možno použít tzv. pseudokoeficienty determinace. Všechny tyto koeficienty jsou založeny na věrohodnostní funkci omezeného a neomezeného modelu a jejich hodnoty leží v intervalu [0; 1]. Získané výsledky blízké hodnotě 1 ukazují na dobrou kvalitu odhadnutého modelu.

$$R_E^2 = 1 - \left(\frac{\ln L_U}{\ln L_C} \right)^{\frac{-2 \ln L_C}{n}} = 0.98 \quad \text{Estrella (1998) (6)}$$

$$R_{CU1}^2 = 1 - \left(\frac{L_C}{L_U} \right)^{\frac{2}{n}} = 0.97 \quad \text{Cragg-Uhler (1970) (7)}$$

$$R_{CU2}^2 = \frac{1 - \left(\frac{L_C}{L_U} \right)^{\frac{2}{n}}}{1 - L_C^{\frac{2}{n}}} = 0.97 \quad \text{Cragg-Uhler (1970) (8)}$$

$$R_{VZ} = \frac{2(\ln L_U - \ln L_C)}{2(\ln L_U - \ln L_C) + n} \frac{2 \ln L_C - n}{2 \ln L_C} = 0.82 \quad \text{Veall-Zimmermann (1992) (9)}$$

Rezidua modelu (5) byla testována na přítomnost autokorelace s využitím Q-statistiky. Tyto hodnoty naznačují na absenci autokorelace v reziduích do řádu 8 na hladině významnosti 5 %.⁸

Dále byla testována heteroskedasticita pomocí Breuschova-Paganova testu. Z tohoto důvodu byla použita následující regrese:

$$\varepsilon_t^2 = c + \beta_1 hdp_t + \beta_2 (r_{t-1} - r_{t-4}) + \beta_3 \pi_{t=2} + \beta_4 dluh_{t-4} + v_t \quad (10)$$

⁸ Vzhledem k nelinearitě modelu zde není testován řád stacionarity nezávislých proměnných. Namísto toho jsou testována výsledná rezidua. Při jejich normalitě je možno model považovat za nevychýlený.

Testovali jsme následující nulovou hypotézu H_0 proti alternativní hypotéze H_1 ; H_0 znamená, že čtverce reziduí nezávisí na žádném z původních regresorů:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0 \quad j \in \{1, 2, 3, 4\}$$

Vzhledem k tomu, že jsme nebyli schopni zamítnout nulovou hypotézu, nebyla potvrzena přítomnost heteroskedasticity. Z toho vyplývá, že směrodatné chyby odhadů nejsou vychýleny. Celkový odhad modelu (5) pravděpodobně není vychýlen vzhledem k vlastnostem reziduí.

Závěr

Insolvenční mechanismy jsou klíčové parametry rozvoje celé ekonomiky. Transparentní právní prostředí zajišťující věřitelům vymahatelnost svých pohledávek je pro zdravý vývoj ekonomiky nezbytné. V případě neschopnosti dlužníka dostát svým závazkům v plné míře existují dva základní mechanismy uspokojení věřitele. Konkurzní řízení je kolektivním řízením, kdy úpadce má závazky za více věřiteli. V případě pouze jednoho věřitele je možno vypořádání pohledávek realizovat prostřednictvím exekučního řízení, které je kratší a efektivnější. Oba tyto mechanismy je možné použít jak pro podniky, tak domácnosti. V praxi se ovšem konkurzní řízení používala téměř výhradně pro právnické osoby. Změnu přinesl až nový insolvenční zákon, který nabyl své účinnosti 1. ledna 2008 a zavedl institut oddlužení pro fyzické osoby nepodnikatele. Z tohoto důvodu data o insolvencích do roku 2008 zahrnují prakticky výhradně podnikový sektor.

V rámci této studie jsme zkoumali makroekonomické determinanty, které jsou významné pro insolvenční ekonomických subjektů. Vliv klíčových makroekonomických indikátorů na český podnikový sektor pro období 1999 – 2005 byl testován pomocí časové řady počtu podaných návrhů na konkurz. Pro modelování tohoto vztahu byl využit jednoduchý jednofaktorový model. Vzhledem k tomu, že ve sledovaných letech byla ekonomika ovlivněna řadou transformačních procesů, zejména privatizací bank, testovali jsme i přítomnost strukturálního zlomu, která se také potvrdila pro přelom let 2003 a 2004. Tento strukturální zlom koresponduje jak s privatizací bankovního sektoru, tak i následným zavedením pravidel obezřetného úvěrování novými vlastníky. Empirická analýza naznačuje závislost mezi mírou bankrotů, úrokovými sazbami, hrubým domácím produktem, mírou inflace a zadlužeností podniků jako podílem bankovních úvěrů na hrubém domácím produktu. Ačkoli se ukázala také závislost míry bankrotů na dalších makroekonomických indikátorech, jako reálném měnovém kurzu či

růstu ekonomik hlavních obchodních partnerů, tyto indikátory již nepřispívaly ke zlepšení predikční schopnosti modelu. V budoucnu bude možné rovněž empiricky zkoumat makroekonomické determinanty bankrotů pro sektor domácností. Obecně předpokládáme, že insolvence domácností by měla být oproti podnikům méně závislá na fázi hospodářského cyklu, nicméně zatím není možno tuto hypotézu potvrdit.

Literatura

- AGARWAL, S. – LIU, CH. (2003): Determinants of Credit Card Delinquency and Bankruptcy: Macroeconomic Factors. *Journal of Economics and Finance*, 27, č. 1, s. 75 – 84.
- ALTMAN, E. (1968): Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23, č. 4, s. 589 – 609.
- BEAVER, W. (1967): Financial Ratios as Predictors of Failure. In: *Empirical Research in Accounting: Selected Studies*. *Journal of Accounting Research*, 5, s. 71 – 102.
- BERNHARDSEN, E. (2001): A Model of Bankruptcy Prediction. [Working Paper 2001/10.] Oslo: Norges Bank.
- CRAGG, J. G. – UHLER, R. (1970): The Demand for Automobiles. *Canadian Journal of Economics*, č. 3, s. 386 – 406.
- ČNB (2006): Financial Stability Report 2005. Prague: Czech National Bank.
- ČNB (2007): Financial Stability Report 2006. Prague: Czech National Bank.
- DEAKIN, E. (1972): A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure. *Journal of Accounting Research*, 10, č. 1, s. 167 – 179.
- ESTRELLA, A. (1998): A New Measure of Fit for Equations with Dichotomous Dependent Variables. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, č. 2, s. 198 – 205.
- JAKUBÍK, P. (2007): Macroeconomic Environment and Credit Risk. *Czech Journal of Economics and Finance*, 57, č. 1, s. 60 – 78.
- JAKUBÍK, P. – HEŘMÁNEK, J. (2007): Credit Risk and Stress Testing of the Banking Sector in the Czech Republic. *Financial Stability Report 2006*. Prague: Czech National Bank, s. 57 – 68.
- KNOT, O. – VYCHODIL, O. (2006): Czech Bankruptcy Procedures: Ex-post Efficiency View. [IES Working Paper, No. 3.] Prague: Charles University in Prague.
- LIU, J. (2004): Macroeconomic Determinants of Corporate Failures: Evidence from the UK. *Applied Economics*, 36, č. 9, s. 939 – 945.
- MAYS, E. (ed.) (2001): *Handbook of Credit Scoring*. Chicago: Glenlake Publishing Company, Ltd.
- OHLSON, J. (1980): Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *The Journal of Accounting Research*, 18, č. 1, s. 109 – 131.
- SEIDLER, J. – JAKUBÍK, P. (2009): Implied Market Loss Given Default Structural-model Approach. *Czech Journal of Economics and Finance*, č. 1, s. 20 – 40.
- WB: (2008): *Doing Business 2009*. Washington, DC: The World Bank
- VEALL, M. R. – ZIMMERMANN, K. F. (1992): Pseudo-R²'s in the Ordinal Probit Model. *Journal of Mathematical Sociology*, 16, s. 333 – 342.
- VIROLAINEN, K. (2004): Macro Stress Testing with a Macroeconomic Credit Risk Model for Finland. [Discussion Paper, No. 18.] Helsinki: Bank of Finland.
- Zákon 182/2006 Sb. O úpadku a způsobech jeho řešení (insolvenční zákon): Sbirka zákonů ČR.