VLIV ZDANĚNÍ PŘÍJMŮ NA ZADLUŽENÍ NEFINANČNÍCH PODNIKŮ

Stanislav Klazar, Barbora Slintáková*

Abstract

Influence of Income Taxation on Indebtedness of Non-financial Firms

Theory supposes that corporate income taxation encourages companies to issue debt as opposed to equity finance because interests are deductible while dividends are not. In addition, international differences in tax regimes incentivize multinational firms to shift debt to optimize their taxes. Since a high debt level can have adverse consequences, we decided to find out whether taxation is one of the causes of indebtedness of the non-financial corporate sector. We used a macroeconomic approach, i.e., all the variables were constructed at the country level, and employed data for 17 EU member states for the period 2006–2014. The model for short-term indebtedness suggests that there is a relationship between corporate debt and taxation, especially between the debt-shifting incentive and the thin capitalization rule. However, the model for total indebtedness does not provide any evidence that corporate taxation influences the non-financial corporate sector debt. The firms' debt was affected rather by macroeconomic factors.

Keywords: corporate debt, corporate taxation, debt bias, debt shifting
JEL Classification: H25, G32, F23

Úvod

V souvislosti s celosvětovou finanční a ekonomickou krizí se v posledních letech dostává v odborné literatuře velké pozornosti zadlužení jak veřejného, tak soukromého sektoru. Když je dluh domácností a podniků vysoký, tak podle Sutherlanda *et al*. (2012) nastávají recese častěji a v průměru jsou škodlivější. Že je vysoké zadlužení spojeno s vyšší ztrátou produktu v době krize, berou za prokázané Keen, Klemm a Perry (2010). Cecchetti, Mohanty a Zampolli (2011) jako příčiny stabilního růstu zadlužení uvádějí liberalizaci na finančních trzích, která společně s rozvojem finanční teorie a informačních technologií vedla k finančním inovacím; příznivé makroekonomické prostředí; pokles reálných úrokových sazeb a daňovou politiku.

Na rozdíl od Modiglianiho a Millera (1958), kteří předpokládali, že průměrné náklady kapitálu nezávisejí na struktuře financování, resp. kteří považovali rozdíl v nákladech na cizí a vlastní kapitál způsobený zdaněním za malý, současná teorie financí podniku

* Stanislav Klazar (klazar@vse.cz); Barbora Slintáková (barbora@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví.
Tento článek byl napsán za podpory grantového projektu GA ČR č. 14-17777S a projektu IP 100040 FFÚ VŠE v Praze.
Za cenné připomínky děkujeme prof. P. Markovi, M. E. Mamonovovi, účastníkům mezinárodní vědecké konference *Current Trends in Public Sector Research*, pořádané katedrou veřejné ekonomie ESF MU a recenzentům.

předpokládá, že zdanění příjmů, potažmo odčitatelnost úroků, hraje ve finančním rozhodování firmy významnou roli (Graham, 2003). Takzvaný dluhový daňový štít (angl. *debt tax shield*) „chrání“ příjem firmy před zdaněním tak, že úroky coby náklad na dluhové financování lze odečíst od základu daně z příjmů právnických osob (dále DPPO), zatímco dividendy ne – pak se mluví o tzv. dluhovém zkreslení (angl. *debt bias*) ve zdanění příjmů korporací. Teorii podporuje empirický výzkum, viz metaanalýzy Feld, Heckemeyer a Overesch, 2011 a de Mooij, 2011a, či novější studie (např. Gungoraydinoglu a Öztekin, 2011 nebo Pfaffermayr, Stockl a Winner, 2013). Plyne z něj, že zdanění má na kapitálovou strukturu (zadlužení) firem kvantitativně důležitý vliv: zadlužení firem je vyšší tam, kde je vyšší efektivní daňové zatížení. Podle Faccioové a Xuové (Faccio a Xu, 2015) je zdanění pro vysvětlení kapitálové struktury stejně důležité jako tradiční proměnné. Nicméně ne všichni jsou přesvědčeni, že víme, jaké faktory kapitálovou strukturu firem opravdu ovlivňují, viz např. Bolton, 2016.

Dále může dluhové zkreslení v podmínkách různých daňových režimů, resp. sazeb DPPO, pobízet nadnárodní společnosti k přesunu financí ve formě interní půjčky (angl. *debt shifting*) mezi mateřskou společností a dceřinými společnostmi (pobočkami) nebo mezi pobočkami sídlícími v různých státech, nebo ovlivnit jejich rozhodnutí, kde si půjčit externě, resp. kde si půjčit a kde emitovat podíly, a to s cílem optimalizovat výši celkové daně.[1] I v tomto případě většina empirických studií přesun dluhu a významný vliv zdanění na financování nadnárodních společností potvrdila, viz např. (Desai, Foley a Hines, 2004; Huizinga, Laeven a Nicodéme, 2008; Arena a Roper, 2010; Møen *et al*., 2011; Egger *et al.,* 2014 nebo(Miniaci, Parisi a Panteghini, 2014).

Odlišný přístup k úrokům a dividendám ve zdanění příjmů korporací je dán tradicí, přičemž vychází z odlišného pojetí úroku jako nákladu podnikání a dividendy coby příjmu z podnikání v účetnictví. Avšak ekonomicky jsou jak úrok, tak dividenda nákladem kapitálu, a potom neexistuje důvod přistupovat k nim různě, jak uvádí de Mooij (2011b), který pro rozdílné uplatnění úroků a dividend v základu daně nenachází podporu ani v teorii (tržní selhání, teorie kapitálové struktury) ani v praxi (administrativní náklady, omezení na trhu zápůjčního kapitálu nebo přeshraniční mobilita financí). Teoretické podmínky, za jakých by bylo možné daňově zvýhodnit financování dluhové před financováním emisí podílů, probírají Simon (2015) nebo Chorvat (2016).

Zdá se, že se ekonomové shodnou spíš na existenci společenských nákladů než užitků z daňové podpory. Asymetrický přístup ke způsobům financování může motivovat firmy k vyššímu zadlužení než v podmínkách neutrálního zdanění nebo z nedaňových důvodů. Podle Sørensena (2015) je zadlužení podniků v současné době v Evropě vyšší, než je společensky optimální. Nezanedbatelná není ztráta mrtvé váhy související s dluhovým zkreslením v DPPO (de Mooij, 2011b). Sørensen (2015) ji odhadl na téměř 5 % daňového výnosu, resp. cca 0,05 % zásoby kapitálu. Dále se řada autorů domnívá, že

1 Nadnárodní společnosti však mohou využívat vnitropodnikové půjčky i z jiných důvodů než k daňové arbitráži, např. jako kompenzaci horších podmínek pro externí financování např. na nevyvinutém finančním trhu nebo horšího institucionálního prostředí, nebo aby dosáhly celkově vyšší efektivnosti atd. (viz např. Desai, Foley a Hines, 2004 nebo Egger *et al.*, 2014).

ačkoliv nebylo dluhové zkreslení hlavní příčinou finanční a ekonomické krize, mohlo k ní přispět, mohlo ji prohloubit či zhoršit, viz např. Hemmelgarn a Nicodéme, 2010; de Mooij, 2011a nebo Shaviro, 2009. A konečně s nejednotným přístupem k různým způsobům financování v daňové legislativě, resp. s daňovou arbitráží, jsou spojeny dodatečné administrativní náklady a ušlý daňový výnos. Zřejmě o závažnosti důsledků a o významnosti nákladů vyvolaných existencí dluhového zkreslení ve zdanění příjmů korporací svědčí různé změny v korporátním zdanění. Zatímco pravidla nízké kapitalizace jsou zaváděna (zpřísňována) s úmyslem zabránit nadměrnému dluhovému financování nebo agresivnímu daňovému plánování nadnárodních společností, neutrality ohledně financování firmy by mělo být dosaženo zavedením např. *Comprehensive business income tax* (CBIT), kdy se úroky neodečítají, nebo *Allowance for corporate equity (*ACE), kdy lze odečíst náklady financování z vlastních zdrojů.[2]

Cílem našeho výzkumu je zjistit, zda má dluhové zkreslení zabudované v korporátním zdanění vliv na zadlužení nefinančních podniků ve státech Evropské unie, kde je uvedený přístup k úrokům a dividendám ve zdanění příjmů obvyklý. V dosavadním výzkumu v této oblasti převládá mikropřístup, tj. zejména vysvětlovaná proměnná, reprezentující kapitálovou strukturu, a vysvětlující daňová proměnná jsou měřeny na úrovni firmy. Rozhodli jsme se analyzovat vliv zdanění na zadlužení nefinančních podniků na úrovni států, kde existuje variabilita jak v zadlužení podniků, tak v dluhovém zkreslení. Vliv zdanění na zadlužení firem na makroúrovni zkoumali především Djankov *et al*. (2008), kteří analyzovali data z 85 zemí světa (za r. 2004). Jarmuzek a Rozenov (2017) se mj. snažili vysvětlit rozdíly v hodnotách nadměrného zadlužení nefinančních podniků v 15 zemích OECD (v období let 2000–2014). Pro analýzu jsme vybrali členské státy EU a z důvodu dostupnosti kompletních časových řad konzistentních dat z hlediska metodiky pro vybrané indikátory pro určité vysvětlující proměnné jsme do vzorku zařadili Belgii, Česko, Dánsko, Estonsko, Finsko, Francii, Itálii, Maďarsko, Německo, Nizozemsko, Polsko, Portugalsko, Rakousko, Slovensko, Slovinsko, Španělsko a Švédsko. Ze stejného důvodu bylo zvoleno období, a to 2006–2014, resp. 2015, pro proměnnou *zadlužení* z důvodu předpokládaného časového zpoždění jeden rok v konstruovaných modelech. V první kapitole představujeme model zadlužení nefinančních podniků, resp. jednotlivé proměnné. V následující kapitole popisujeme náš ekonometrický přístup a prezentujeme výsledky analýzy. V poslední části jsou z výsledků vyvozeny závěry.

1. Model zadlužení nefinančních podniků

Zadlužení nefinančních podniků jsme popsali pomocí lineárního modelu, ve kterém mají na zadlužení vedle zdanění příjmů (klíčové vysvětlující proměnné) vliv další faktory (kontrolní proměnné). V souladu s kompromisní teorií, teorií volného cash flow a teorií hierarchického pořádku jsme do modelu zavedli proměnné reprezentující náklady

2 Zájem o dluhové zkreslení se projevil také v projektu OECD *Base Erosion and Profit Shifting* (BEPS) nebo ve směrnici Rady (EU) 2016/1164 o opatřeních proti vyhýbání se dani (angl. *Anti-tax avoidance directive*, ATAD).

finanční tísně, náklady zastoupení a náklady informační asymetrie na finančním trhu. Dále, na základě empirických studií jsme do modelu zadlužení nefinančních podniků zahrnuli tradiční proměnné používané v analýzách kapitálové struktury, a to firemní charakteristiky (jejich přehled uspořádali např. Nyamita, Garbharran a Dorasamy, 2014). Nakonec jsme v souladu s teorií i praxí do modelu vložili proměnné vyjadřující makroekonomické prostředí (viz Calza, Gartner a Sousa, 2001).

Vysvětlovanou proměnnou *zadlužení* jsme zkonstruovali jako poměr dluhu ku HDP, kdy je dluh měřen agregovaně za celý sektor nefinančních podniků. Data o HDP v běžných cenách byla převzata ze statistiky OECD a data pro dluh z národních účtů, konkrétně z *710 Financial Balance Sheets SNA 2008* pro sektor nefinančních podniků. Zvolili jsme data konsolidovaná, neboť přesněji vyjadřují výši zadlužení v sektoru nefinančních podniků, kde předpokládáme nejvýznamnější vliv dluhového zkreslení vzhledem k ostatním sektorům. Celkový dluh, vyjádřený v tržních cenách, zahrnuje krátkodobé a dlouhodobé dluhové cenné papíry a krátkodobé a dlouhodobé půjčky. Tento přístup jsme zvolili proto, abychom mohli zvlášť měřit dopad zdanění na krátkodobý dluh, který dle některých studií reaguje na zdanění citlivěji než dluh dlouhodobý (to pravděpodobně proto, že se může snadněji přizpůsobit změnám daňové pobídky; viz de Mooij, 2011a). Dále ukazatel zadlužení zahrnuje i interní dluhy nadnárodních společností, avšak v našem výzkumu mezi externím a interním dluhem nerozlišujeme. Naše vysvětlovaná proměnná představuje úroveň dluhu, tj. kumulovaná historická rozhodnutí o emisích dluhu či úvěrech. Úrovňový dluh jsme použili, protože jsme chtěli zohlednit rizikovou prémii spojenou s vyšší mírou celkového zadlužení. Na druhou stranu nemusí být jasné, jak zdanění účinné v daném období ovlivňuje aktuální finanční rozhodnutí nebo přírůstek dluhu v daném, resp. následujícím, období.

Vliv zdanění na kapitálovou strukturu podniku předpokládá kompromisní teorie. Podle ní je poměr dluhu a vlastního kapitálu výsledkem substituce (angl. *trade-off*) mezi mezní hodnotou dluhového daňového štítu a zvýšenou současnou hodnotou možných nákladů finanční tísně souvisejících s dodatečným dluhem (Myers, 2001). Předpokládáme, že podobně jako v „mikrostudiích“ je pro úspěch měření daňové citlivosti zadlužení klíčová adekvátní kvantifikace veličiny zdanění, resp. dluhového zkreslení. Proto jsme se nespokojili se snadno dostupnou, ale hrubou aproximací ve formě nominální sazby DPPO, ale využili jsme složitější přístup, kdy jsou zohledněny i další prvky zdanění příjmů, které mohou ovlivňovat finanční rozhodnutí firem včetně nadnárodních společností (srov. Arena a Roper, 2010). Tím se naše daňové proměnné podobají daňovým proměnným z „mikrostudií“, kterými jsou míry efektivního daňového zatížení (tj. průměrná nebo mezní sazba) specifické pro jednotlivé firmy ve zkoumaném vzorku.

Protože zdanění v dané zemi ovlivňuje kapitálovou strukturu nejen lokálních, ale i nadnárodních společností, tak je třeba celkový efekt zdanění na zadlužení rozdělit na „domácí efekt”, který vyjadřuje vliv zdanění na poměr financování dluhového a z vlastního kapitálu, resp. standardní dluhový daňový štít, který ovlivňuje jak domácí, tak nadnárodní společnosti, a na „mezinárodní efekt”, který představuje pobídku k přesunu dluhu. Výsledky Huizingy, Laevena a Nicodémea (2008) dokumentují, že zanedbání

pobídky k přesunu dluhu celkový daňový efekt významně podceňuje. Také dle Møena *et al.* (2011) jsou efekty zdanění zkreslené, když se některá z proměnných ignoruje.

Pro jednotlivé efekty jsme použili dvě proměnné, pro které jsme čerpali data z unikátního zdroje, tj. ze závěrečné zprávy o projektu Centra pro evropský ekonomický výzkum (ZEW) pro Evropskou komisi: TAXUD/2013/CC/120 – „Efektivní daňové zatížení za použití metodologie Devereuxa a Griffithové" (dále citováno jako Spengel *et al.*, 2014). Efektivní daňové zatížení investic se měřilo pomocí nákladů kapitálu, kterými se chápe minimální reálná míra výnosu z investice před zdaněním, efektivní mezní daňové sazby (EMTR), což je rozdíl mezi minimální reálnou mírou výnosu před zdaněním a požadovanou mírou výnosu po zdanění, a efektivní průměrné sazby (EATR), která se interpretuje jako část výnosu z investice, kterou tvoří daň.

Pro vyjádření „domácího efektu" (aby se zdůraznila daňová výhoda zadlužení, je příslušná proměnná označena jako *dluhové zkreslení*) jsme použili rozdíl mezi náklady na vlastní kapitál (získaný emisí podílů) a náklady na cizí kapitál (na dluhové financování) v případě financování domácí investice, protože tento ukazatel víc (na rozdíl od EATR) odráží konstrukci základu daně, ve kterém se projevuje odčitatelnost úroků (viz European Commission (EC), 2016). Kalkulace nákladů na financování emisí podílů a na dluhové financování se odlišují mj. právě tím, že v případě dluhového financování je zakomponován odečet úroků. Rozdíl mezi náklady kapitálu je nyní považován za lepší indikátor dluhového zkreslení než rozdíl mezi efektivními mezními daňovými sazbami pro investice financované z emise podílů a dluhově, který se používal dříve (viz EC, 2014 a 2015). Čím je rozdíl mezi náklady jednotlivých způsobů financování větší (tj. čím více náklady na vlastní kapitál převyšují náklady na cizí kapitál), tím spíš zdanění pobízí ke dluhovému financování.

Model nákladů kapitálu obsahuje různé parametry – ekonomické (míru ekonomického opotřebení majetku, reálnou úrokovou sazbu a míru inflace) a daňové (např. nominální sazbu DPPO, daňové odpisy, zdanění zásob, nominální sazbu daně z příjmů fyzických osob na úroky, dividendy nebo prodej kapitálového majetku, zápočet daně, efektivní sazbu daně z nemovitých věcí atd.). Náklady kapitálu byly v projektu odhadnuty pro pět druhů aktiv: jejich prostý aritmetický průměr jsme použili v analýze. Použili jsme indikátor kalkulovaný na úrovni jak korporace, tak vlastníka, protože z výsledků předchozího výzkumu (na mikroúrovni) vyplynulo, že korporátní dluhové financování ovlivňuje i zdanění příjmů fyzických osob (dále DPFO); viz např. Faccio a Xu, 2015. Zanedbání DPFO by mohlo vliv dluhového zkreslení nadhodnotit, protože vyšší zdanění úrokových výnosů ve srovnání se zdaněním dividend kompenzuje daňovou výhodu dluhu v DPPO. Naopak větší zdanění dividend dluhové zkreslení v DPPO zvětšuje. Dle Hartmanna-Wendelse, Steinové a Stötera (2012) není celkový efekt jednoznačný a závisí na daňové legislativě té které země. I když Feld, Heckemeyer a Overesch (2011) uvádějí, že většina daňových režimů DPFO znevýhodňuje úrokový příjem ve srovnání s výnosem z podílů, tak dle většiny autorů je mezi teoretiky a odborníky z praxe skoro shoda v tom, že půjčování je z hlediska obou příjmových daní pro podniky výhodnější. Podle EC (2016) je v členských státech EU dluhové financování nejlevnější či nejméně zatíženo daněmi, i když se

zohlední zdanění příjmů fyzických osob. Nakonec, protože byly náklady kapitálu (pro „domácí“ investici) kalkulovány s odpisy, můžeme říct, že proměnná *dluhové zkreslení* zahrnuje i nedluhový daňový štít, který pobídku k dluhu vytlačuje.[3] Odhady daňové elasticity dluhu mohou být v případě absence nedluhových štítů zkreslené. V primárních studiích analyzovaných de Mooijem (2011a) byl asi v polovině odhadů nedluhový daňový štít zohledněn, přičemž daňová elasticita vyšla menší než ve studiích, které nedluhový štít nezohlednily, ačkoliv rozdíl nebyl významný.

„Mezinárodní efekt“ zdanění na zadlužení reprezentuje v našem modelu proměnná *přesun dluhu*, pro kterou jsme zvolili ukazatel vyjadřující průměrné náklady kapitálu potenciálních mateřských společností ze všech zemí v souboru, pokud by investovaly, resp. půjčily, dceřiné společnosti v určitém státě. Vyšší zadlužení se předpokládá tam, kde průměrné náklady jsou nižší, neboli pokud je např. Rakousko jako země kam umístit pobočku ve srovnání s jinými zeměmi z hlediska nákladů kapitálu atraktivnější, měly by být rakouské pobočky více zadlužené. Kalkulace nákladů kapitálu pro přeshraniční investici je podobná jako v případě domácí investice, ale je rozšířena o zdanění repatriovaných dividend či úroků v hostitelské a v mateřské zemi s přihlédnutím k opatřením zamezujícím dvojí zdanění.

V modelu nákladů kapitálu v projektu TAXUD/2013/CC/120 nejsou zohledněna pravidla omezující odečet úroků. Ignorovat je by však byla chyba, neboť empirické studie prokázaly jejich vliv na zadlužení firem, zejména na interní dluh nadnárodních společností, viz Desai, Foley a Hines, 2004; Buettner *et al*., 2008; Blouin *et al*., 2014; Buettner, Overesch a Wamser, 2016 nebo Jarmuzek a Rozenov, 2017. Proto jsme použili další daňovou proměnnou, *regulaci*.

Existují tři přístupy k omezení odečtu úroků: pravidlo tržního odstupu, pravidlo tzv. bezpečného přístavu, resp. pravidlo s fixním podílem dluhu na vlastním kapitálu, a pravidlo, kdy odečet úroků závisí na provozním zisku (angl. *earnings-stripping*). Tzv. pravidla nízké kapitalizace nejsou jednotná a v řadě aspektů se mezi zeměmi liší. Stav pravidel (v r. 2015) omezujících úroky v 28 členských státech EU (každá země EU má nějaké pravidlo) popisuje studie (EC, 2016). Protože lze použít kvantitativní proměnnou jen pro pravidlo s fixním podílem (viz Buettner *et al*., 2008 nebo Buettner, Overesch a Wamser, 2016) a protože se v zemích v našem vzorku používají všechna tři pravidla, rozhodli jsme se pro použití dummy proměnné, podobně jako Buettner *et al.* (2008), a postupně jsme vyzkoušeli tři. Ve finálních modelech je přítomná proměnná pro pravidlo *earnings--stripping*, které je přísnější než tradiční pravidlo s fixním podílem (např. protože platí pro všechny dluhy nebo nerozlišuje různé typy věřitele). V námi sledovaném období bylo pravidlo s fixním podílem nahrazeno pravidlem *earnings-stripping* v Itálii, Německu, Portugalsku a Španělsku, zavedeno bylo ve Finsku a Francii. Abychom získali data pro všechny státy ve vzorku za celé sledované období, čerpali jsme z několika zdrojů: zejména z databáze *Taxes in Europe* a studií (EC, 2014 a Blouin *et al*., 2014), přičemž získaná data byla následně konfrontována s údaji ve studii (EC, 2016).

3 Dalším nedluhovým štítem je zejména daňová ztráta, prostřednictvím které mohou být v běžném roce neuplatněné úroky přesunuty do následujících období.

Problémem daňových proměnných může být endogenita. V kalkulaci nákladů kapitálu hraje roli úroková sazba, která by mohla být determinována rozsahem zadlužení firem v dané zemi. Avšak hodnoty reálné úrokové sazby a míry inflace byly stanoveny jako konstanty v čase pro všechny země ve vzorku, a proto se lze domnívat, že zadlužením v konkrétních zemích ovlivněny nebyly. Jinak je tomu v případě daňových parametrů, neboť je známo, že vlády reagují na zadlužení firem, resp. na firemní strategii přesunu dluhu, změnami v daňové legislativě. Na příklad v odhadech nákladů kapitálu pro Belgii a Itálii je zohledněno zavedení ACE, změny v pravidlech omezujících odčitatelnost úroků byly uvedeny výše. Řešení problému endogenity je uvedeno v další kapitole.

Náklady finanční tísně, náklady zastoupení a náklady informační asymetrie jsme, podobně jako Gungoraydinoglu a Öztekin (2011), nahradili proměnnými vyjadřujícími institucionální prostředí, které tyto náklady ovlivňuje. Jejich výhodou je, že se tak vyřeší problém endogenity, protože institucionální faktory (proměnné) nejsou zadlužením ovlivněny. Kompromisní teorie predikuje, že pokud jsou v daném institucionálním prostředí náklady finanční tísně vyšší, zadlužení by mělo být nižší, a naopak, přispívají-li instituce ke snížení nákladů, mělo by zadlužení růst. Podle teorie volného cash flow se podnik zadlužuje, aby se omezilo použití volného cash flow a aby byli vlastníci chráněni před oportunistickým chováním manažerů (Marek, 2007). Pokud však instituce poskytují vlastníkům silnější ochranu před oportunistickým chováním manažerů, tj. pokud institucionální prostředí přispívá k nižším nákladům zastoupení, nebudou firmy muset tolik využívat zadlužení jako umravňujícího opatření proti manažerům. Dle teorie hierarchického pořádku se dluhu dává přednost před emisí podílů za předpokladu existence asymetrie informací mezi podnikem (jeho vlastníky) a investory a možnosti nepříznivého výběru na finančním trhu. Náklady informační asymetrie závisejí např. na transparentnosti firem, na kvalitě účetních standardů nebo na úrovni zveřejňování informací.

Pro reprezentaci institucionálního prostředí jsme, inspirováni Gungoraydinogluem a Öztekin (2011), použili indikátory poskytované projektem Světové banky *Doing Business*, které charakterizují podmínky pro podnikání v zemích po celém světě, a indikátory ze Zprávy o globální konkurenceschopnosti (*Global Competitiveness Report)* od Světového ekonomického fóra, které charakterizují ekonomické a sociální faktory, které ovlivňují růst a prosperitu sledovaných zemí. Údaje pro dané indikátory jsou získávány z dotazníků či rozhovorů s představiteli podniků, právníky nebo poradci, kteří dobře znají předpisy a prostředí v jednotlivých zemích. Hodnoty některých indikátorů jsou odvozeny pro určité modelové případy a některá data jsou získávána z různých statistických zdrojů. I když indikátory mají jisté nedostatky, které mohou zapříčinit zkreslení výsledků i naší analýzy, jsou používány jako vhodné či užitečné i v akademickém výzkumu, viz Acemoglu *et al*., 2013.

Ověřovali jsme vhodnost použití několika indikátorů a nakonec jsme vybrali tři. Náklady finanční tísně v prezentovaných modelech reprezentuje proměnná *právní ochrana*. Použili jsme pro ni indikátor Index síly právní ochrany (angl. *Strength of legal rights index*) z projektu *Doing Business*, který vyjadřuje, do jaké míry zástavní a úpadkové právo chrání práva věřitelů a dlužníků. Čím vyšší hodnota indikátoru, tím více legislativa umožňuje

půjčovat si, tzn. že náklady finanční tísně jsou nižší, a proto se očekává kladné znaménko u příslušného regresního koeficientu. Náklady zastoupení reprezentuje proměnná *zodpovědnost manažerů*, pro kterou jsme využili indikátor *Efficacy of corporate boards* ze Zprávy o globální konkurenceschopnosti. Ten vyjadřuje, do jaké míry se management zodpovídá investorům a představenstvu, přičemž vyšší hodnota značí větší zodpovědnost, tj. vyšší ochranu investorů před manažery, a tím pádem menší potřebu zadlužení coby umravňujícího opatření. Indikátor *Ease of access to loans* ze Zprávy o globální konkurenceschopnosti jsme použili jako proměnnou *dostupnost půjček* reprezentující náklady informační asymetrie. Indikátor měří, jak snadné je získat bankovní půjčku pouze na základě podnikatelského záměru, bez zástavy. Vyšší hodnota značí, že získat dluh je snazší.

Tabulka 1 | Popisné statistiky, 17 členských států EU, 2006–2014 (2015 pro zadlužení)

proměnná	průměr	medián	minimum	maximum	směrodatná odchylka
***zadlužení celkové* (%)**	79,33	79,65	31,72	132,42	25,69
***zadlužení krátkodobé* (%)**	20,58	16,65	6,06	55,40	11,35
***dluhové zkreslení* (%)**	2,20	2,30	0,00	4,40	0,78
***přesun dluhu* (%)**	6,23	6,10	4,90	8,10	0,65
regulace	0,70	1,00	0,00	1,00	0,46
právní ochrana	6,29	7,00	3,00	9,00	1,78
zodpovědnost manažerů	4,95	5,06	3,69	6,09	0,58
dostupnost půjček	3,48	3,36	1,58	5,51	0,92
***ziskovost* (%)**	4,45	4,30	1,58	9,45	1,58
***hmotný majetek* (%)**	60,91	61,38	42,59	78,44	6,89
***růst HDP* (%)**	1,17	1,43	–14,72	10,83	3,48
***úvěrový trh* (%)**	18,48	17,97	10,40	34,35	4,87
***inflace* (%)**	2,22	2,00	–0,84	10,36	1,68

Poznámka: Proměnná *právní ochrana* byla měřena na škále 0–10 (nejlepší), proměnné *zodpovědnost manažerů* a *dostupnost půjček* na škále 1–7 (nejlepší).

Zdroj: vlastní výpočty

V našem výzkumu jsme testovali řadu firemních proměnných a prezentované modely nakonec obsahují proměnnou *ziskovost*, pro kterou byl použit provozní zisk (tj. zisk před zdaněním a úroky, EBIT) vztažený k celkovým aktivům, a *hmotný majetek* (angl. *tangibility*), která se měřila jako poměr dlouhodobých k celkovým aktivům. Data pro firemní proměnné jsme čerpali z databáze AMADEUS, přičemž jsme firemní mikrodata pro účely naší analýzy agregovali. Vycházeli jsme z dat za „velmi velké“ a „velké“

nefinanční podniky dle vnitřní definice správců databáze založené na vícekriteriální analýze ekonomické významnosti firmy. Pro tento typ firem byla dostupná nejkvalitnější data a zároveň jejich počet byl na hranici našich technických možností, které byly omezeny hlavně dostupností mikrodat z rozhraní databáze (šlo celkem o 298 447 firem).

Důležitými faktory, které ovlivňují poptávku soukromého sektoru po dluhu, jsou „ekonomická aktivita“, měřená pomocí HDP, průmyslové produkce nebo investic, a úroková sazba. Také je třeba přihlédnout i ke straně nabídky, protože nabídka kapitálu není neomezená. Proto jsme do modelu zařadili i makroekonomické proměnné *růst HDP*, *úvěrový trh* (měřený poměrem vkladů k HDP) a *inflaci*. V nákladech kapitálu výše je sice inflace zohledněna, ale protože byla zadaná hodnota pro všechny státy stejná, tak nepředpokládáme multikolinearitu. Nakonec, z důvodu existence multikolinearity, byla z modelů zadlužení firem vyloučena proměnná úroková sazba. Data pro makroekonomické proměnné byla čerpána ze statistik OECD, resp. data o vkladech ze statistik národních účtů.

Všechny vysvětlující, tj. daňové, institucionální, firemní a makroekonomické, proměnné sumarizuje tabulka 1 v Příloze. Hodnoty popisných statistik jak vysvětlujících, tak vysvětlovaných, tj. dluhových, proměnných poskytuje tabulka 1.

2. Ekonometrický přístup a výsledky analýzy

2.1 Ekonometrický přístup

Protože jsme pro analýzu použili panelová data, museli jsme volit mezi fixními a náhodnými efekty. Volbu jsme založili primárně na méně formálním doporučení vycházejícím ze studia faktické povahy analyzovaných dat. Jelikož v našem případě jde o menší počet průřezových jednotek, tj. členských států EU [data za státy Evropské unie explicitně uvádějí např. Cottrell a Lucchetti (2016)], zvolili jsme metodu fixních efektů. U panelových modelů s náhodnými efekty by se muselo předpokládat, že „… efekty rozlišující jednotlivé průřezové jednotky jsou náhodné, jako bychom prováděli náhodný výběr z velké populace takových jednotek…“ (Cipra, 2008:202). Provedli jsme také formální Hausmanův test, kdy hypotéza H_0 předpokládala náhodné efekty. V prezentovaných modelech byly p-hodnoty tohoto testu velmi nízké, čímž byla podpořena volba fixních efektů. Navíc vysvětlující proměnné v našich modelech byly variabilní v čase, tudíž nehrozilo nebezpečí, že vznikne ryzí multikolinearita, která by jejich použití v modelech fixních efektů znemožnila (nebezpečí multikolinearity bývá často důvodem pro použití modelu s náhodnými efekty). Nakonec volba fixních efektů byla podpořena také výsledky testování polohové konstanty (interceptu) pro jednotlivé průřezové jednotky. Test pro různé konstanty vykázal nízkou p-hodnotu, tudíž byla zamítnuta hypotéza H_0 o společném interceptu (viz tabulku 2). A proto nebylo ani vhodné použít metodu tzv. poolové regrese.

Panelový model s fixními efekty je možné zapsat následovně:

$$y_{jt} = \alpha_j + \boldsymbol{\beta X}_{jt} + e_{jt}; j = 1, \ldots, m; t = 1, \ldots, T, \tag{1}$$

kde a_j je úrovňová konstanta specifická pro každou průřezovou jednotku, m je počet průřezových jednotek a T je počet let (časových období). $\boldsymbol{X}_{jt}$ je vektor vysvětlujících

proměnných pro průřezovou jednotku j v čase t, $\boldsymbol{\beta}$ je odhadnutý vektor regresních parametrů, o kterých se předpokládá, že jsou konstantní jak v čase, tak pro jednotlivé průřezové jednotky (tzv. *one-way fixed effects model*), e_{jt} je náhodná chyba.

Náš model obsahuje 153 pozorování s délkou časové řady 9 let a se 17 průřezovými jednotkami. Jde o vybalancovaný panel. Pro konzistenci odhadu vektoru $\boldsymbol{\beta}$ je nutné, aby se součin m a T blížil nekonečnu, resp. aby m bylo blízké nekonečnu. Pak je možné odhadovat modely i pro krátké časové řady. Avšak získávání informací, především o vysvětlujících proměnných, pro větší počet států bylo příliš náročné, a proto jsme se spokojili s výše uvedenými 17 zeměmi.

Vysvětlující proměnné byly zvoleny jednak na základě studia literatury, jednak dle výsledků formálního testování reziduí každého modelu. Testování normality reziduí (viz tabulku 2) bylo založeno na standardní proceduře Jarqua-Bery, kterou lze považovat za syntetický test hodnotící jak míru šikmosti, tak míru špičatosti daného rozdělení (Cipra, 2008). Hypotéza H_0 říká, že dané rozdělení je možné považovat za normální. Dále, jednotlivé modely byly zpracovány pomocí standardních robustních metod, do značné míry by tedy měly být ošetřeny proti heteroskedasticitě a autokorelaci (Vogelsang, 2012).

Pro testování stacionarity panelových časových řad jsme použili Levinův-Linův-Chuův test (LLC) a upravený Dickeyův-Fullerův test (ADF) pro panelová data (v obou případech hypotéza H_0 říká, že řady jsou nestacionární, s jednotkovým kořenem). Zpoždění v testech bylo zvoleno na základě doporučení EViews automaticky podle základních informačních kritérií. Z důvodu ekonomické interpretovatelnosti jsme se rozhodli použít pravidlo, že řada je považována za stacionární, pokud alespoň jeden z testů stacionaritu nevyloučí. Na základě nízkých p-hodnot obou testů jsme dané panelové časové řady považovali za stacionární, viz tabulku 2 v příloze.

Problém endogenity vysvětlujících proměnných jsme vyřešili dvěma způsoby, a to pomocí modelů s časovým zpožděním a modelů GMM s přesnou specifikací. Nejprve jsme vysvětlující proměnné posunuli v čase, neboli vysvětlovaná proměnná popisuje stav v roce $t + 1$ a vysvětlující proměnné stav v roce t. Časově zpožděné proměnné je vhodné použít kvůli existenci nákladů na přizpůsobení, kdy se zadlužení nepřizpůsobí okamžitě (Feld, Heckemeyer a Overesch, 2011). Delší než roční zpoždění bylo problematické jak z hlediska dostupnosti dat, tak z hlediska diskutabilního dlouhodobého vztahu mezi zdaněním a zadlužením, kdy změny v daních jsou tak časté, že dlouhodobější přizpůsobování není pravděpodobné. Výsledky těchto modelů jsou prezentovány v tabulce 2.

Protože je problém endogenity v literatuře velmi diskutovaný, použili jsme jako alternativní způsob, jak se s ním vypořádat, metodu založenou na instrumentálních proměnných. Konkrétně jde o statický GMM odhad s přesnou specifikací, kdy instrumentálními proměnnými jsou časově zpožděné hodnoty vysvětlujících proměnných (blíže viz Stata, příkaz „xtivreg2“). Výsledky GMM odhadu nebyly v zásadě v rozporu s výsledky modelů v tabulce 2, přičemž jsme vzali v potaz primárně statistickou významnost a směr závislosti. Tudíž dovozujeme, že naše odhady pomocí metody fixních efektů jsou ošetřené i proti případné endogenitě.

2.2 Výsledky analýzy

Výsledky naší analýzy jsou prezentovány v tabulce 2. Na základě poznatků z literatury, výsledků ekonometrických testů vhodnosti modelu a srozumitelnosti ekonomické interpretace regresních koeficientů jsme vybrali tři nejlepší modely s celkovým zadlužením a tři se zadlužením krátkodobým coby vysvětlovanou proměnnou. První a čtvrtý model obsahují všechny vysvětlující proměnné, druhý a pátý model nezahrnují daňové proměnné, tj. obsahují jen kontrolní proměnné, a třetí a šestý model obsahují pouze makroekonomické proměnné.

Koeficient determinace „within" se zvyšuje po zahrnutí kontrolních (institucionálních, firemních a makroekonomických), resp. daňových, proměnných. Pouze makroekonomické proměnné vysvětlují 36 %, resp. 39 %, variability zadlužení nefinančních podniků na makroúrovni. Institucionální a firemní proměnné mohou vysvětlit dalších 9 %, resp. 5 %, variability. Daňové proměnné zvýšily variabilitu v modelu celkového zadlužení zanedbatelně, ale v modelu krátkodobého zadlužení o 10 %. Kromě koeficientu determinace „within" uvádíme i tzv. LSDV koeficient determinace, a to proto, že mezi ekonometry zatím nepanuje shoda na tom, jak vhodně vyjádřit kvalitu modelů panelových dat (viz Cottrell a Lucchetti, 2016). Zatímco při konstrukci prvního ukazatele jsou vysvětlované proměnné ve tvaru $(y_{it} - \bar{y}_t)$ a vysvětlující proměnné ve tvaru $(x_{it} - \bar{x}_t)$, tak v případě druhého ukazatele jsou ve tvaru $(y_{it} - \hat{y}_{it})$. LSDV koeficient determinace převyšuje 90 %.

I když má správné kladné znaménko, má proměnná *dluhové zkreslení* statisticky významný vliv na zadlužení nefinančních podniků na makroekonomické úrovni pouze v modelu krátkodobého zadlužení. Na rozdíl od nás Djankov *et al.* (2008) zjistili významný pozitivní vliv statutární a efektivní sazby v prvním roce existence firmy na zadlužení firem. Statisticky významný pozitivní vliv statutární sazby DPPO vyšel i Jarmuzkovi a Rozenovovi (2017). Ostatní autoři však pracovali s jinými soubory dat a jinými proměnnými.

Dle našich výsledků nevede ke zvýšení celkového zadlužení ani pobídka k přeshraničnímu přesunu dluhu v rámci nadnárodních společností (navíc příslušný koeficient nemá správnézáporné, znaménko). Avšak výsledky ukazují, že zdanění pobízí k přesunu krátkodobých půjček (tady je znaménko správné). Dále spíš krátkodobé zadlužení reaguje na pravidlo omezení odpočtu úroků (v tomto případě je v obou modelech správné záporné znaménko). Poslední dvě daňové proměnné v modelu pro krátkodobé zadlužení jsou statisticky významné nejspíš proto, že krátkodobé zadlužení je v našich datech tvořeno interními půjčkami (které jsou, v souladu s literaturou, citlivější na pravidlo nízké kapitalizace). I Jarmuzek a Rozenov (2017) zjistili, že v zemích, kde uplatňují pravidlo nízké kapitalizace, je statisticky významná nižší předluženost.

Protože zdanění působí na dluhové instrumenty s různou dobou splatnosti různě, můžeme se přiklonit k výsledkům jiných studií, že krátkodobý dluh je na zdanění citlivější než celkový (dlouhodobý). Nicméně celkově naše výsledky nepodporují závěry analýz na mikroúrovni, že dluhový daňový štít je důležitým faktorem ovlivňujícím kapitálovou strukturu firem.

Tabulka 2 | Vliv zdanění na zadlužení nefinančních podniků, 17 členských států EU, 2006–2014 (2015)

vysvětlovaná proměnná (v *t* + 1)	zadlužení celkové			zadlužení krátkodobé		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
konstanta	0,003 (0,014)	0,117 (0,754)	0,609** (11,5)	0,165 (0,101)	–0,088 (0,079)	0,124** (0,026)
***dluhové zkreslení* (%)**	0,001 (0,812)	–	–	0,001* (0,001)	–	–
***přesun dluhu* (%)**	0,0215 (0,865)	–	–	–0,037** (0,012)	–	–
regulace	–0,031 (–0,935)	–	–	–0,062** (0,016)	–	–
právní ochrana	2,54e–05 (0,002)	0,004 (0,288)	–	0,012** (0,006)	0,006 (0,006)	–
zodpovědnost manažerů	–0,041 (–1,57)	-0,046* (–1,78)	–	–0,019 (–0,012)	–0,019 (–0,013)	–
dostupnost půjček	0,042** (2,93)	0,041** (2,94)	–	0,013** (0,007)	0,008 (0,007)	–
***ziskovost* (%)**	0,659 (1,04)	0,676 (1,07)	–	–0,038 (0,295)	–0,073 (0,320)	–
***hmotný majetek* (%)**	0,197 (1,27)	0,193 (1,26)	–	0,103 (0,073)	0,104 (0,078)	–
***růst HDP* (%)**	–0,008** (–3,10)	–0,008** (–3,04)	–0,007** (–3,11)	–0,003** (0,001)	–0,002* (0,001)	–0,002** (0,001)
***úvěrový trh* (%)**	0,005 (0,002)	0,005* (0,002)	0,008** (0,002)	0,002* (0,001)	0,005** (0,002)	0,005** (0,001)
***inflace* (%)**	0,007 (1,62)	0,008* (1,73)	0,010** (2,24)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)
N	153	153	153	153	153	153
Adj. „within“ R^2	0,461	0,449	0,359	0,536	0,437	0,391
LSDV R^2	0,972	0,970	0,967	0,969	0,963	0,960
Test normality reziduí (H_0 – normální): p-hodnota	0,12	0,17	0,16	0,16	0,11	0,20
Waldův test významnosti časových dummy proměnných	8,7e–6	8e–6	0,002	0,002	0,004	5e–10
F-test různosti interceptů	2e–54	1,9e–57	3,1e–70	5,6e–54	3,7e–54	1,18e–68

Poznámka: V závorce jsou standardní chyby, ** značí zamítnutí nulové hypotézy na 5% hladině významnosti, * značí zamítnutí nulové hypotézy na 10% hladině významnosti. Vysvětlované proměnné vstupovaly do modelů jako desetinná čísla. Na základě Waldova testu byly v modelech použity také dummy proměnné pro čas, které nejsou v tabulce uvedeny.

Zdroj: vlastní výpočty

Institucionální proměnné *právní ochrana*, *zodpovědnost manažerů* a *dostupnost půjček* mají sice v našich modelech správná znaménka, ale nejsou statisticky významné ve všech modelech. Zatímco náklady finanční tísně (*právní ochrana*) ovlivňují krátkodobé zadlužení (v modelu se všemi proměnnými), náklady zastoupení (*zodpovědnost manažerů*) ovlivňují zadlužení celkové, to však v modelu bez daňových proměnných. Náklady informační asymetrie (*dostupnost půjček*) významně ovlivňují zadlužení jak celkové, tak krátkodobé (v tomto případě jen v modelu se všemi proměnnými).

V našich makroekonomických modelech nejsou, na rozdíl od „mikrostudií", charakteristiky firem statisticky významné. V modelech s celkovým zadlužením jsou ziskovější firmy, v souladu s kompromisní teorií, víc zadlužené, tzn., že dluhový daňový štít využívají spíš ziskové firmy, které tak mohou zaštiťovat zisky před zdaněním. Větší zadlužení ziskovějších firem odpovídá také teorii volného cash flow, podle kterých má dluh a povinnost platit úroky omezovat manažery, kteří mají sklon nakládat s cash flow ve svůj prospěch, viz Hartmann-Wendels, Stein a Stöter, 2012. Avšak podle modelů s krátkodobým zadlužením znaménko proměnné *ziskovost*, v souladu s teorií hierarchického pořádku, naznačuje, že ziskovější firmy jsou méně zadlužené, protože financují investice raději z interního zdroje. Negativní (statisticky významný) vztah mezi předlužením a ziskovostí vyšel také Jarmuzkovi a Rozenovovi (2017). Kladné znaménko proměnné *hmotný majetek* (ve všech modelech) naznačuje, že majetnější firmy si více půjčují, když mohou svým majetkem ručit (Egger *et al.,* 2014). Na druhou stranu odpisy majetku coby nedluhový daňový štít by mohly nahradit dluhový štít (tj. firma by snížila základ daně o odpisy a nepotřebovala by se zadlužit, potažmo odečítat úroky); viz Pfaffermayr, Stockl a Winner, 2013. Znaménko by pak bylo záporné.

Proměnnými, které mají statisticky významný vliv na celkové zadlužení nefinančních podniků, jsou makroekonomické proměnné: *růst HDP* (ve všech modelech), *úvěrový trh* (ve všech modelech kromě modelu celkového zadlužení se všemi proměnnými) a *inflace* (jen v modelech celkového zadlužení vyjma modelu se všemi proměnnými). *Růst HDP* má na zadlužení nefinančních podniků negativní vliv. To naznačuje, že vyšší produktivita v době konjunktury vede ke zvýšení zisků, a proto se firmy mohou spíš spoléhat na vnitřní zdroje, v důsledku čehož sníží podíl externího financování. Naopak, v době recese, kdy zisky klesají, se zvyšuje poptávka po dluhu, aby se zmírnil dopad nižších zisků. To koresponduje s negativním vztahem mezi ziskovostí a zadlužením v modelech s krátkodobým dluhem. Negativní vztah mezi růstem HDP a kapitálovou strukturou firem ukázaly také studie (Faccio a Xu, 2015 nebo Miniaci, Parisi a Panteghini, 2014) na mikroúrovni. Kladné znaménko proměnné *růst HDP* by signalizovalo, že růst cen akcií, zdaňovaného příjmu či hotovosti nebo větší rozsah majetku coby zástavy a pokles nákladů finanční tísně v době konjunktury může vést k vyššímu zadlužení, viz (Nyamita, Garbharran a Dorasamy, 2014). Nebo očekávání vyšší aktivity a produktivity by mohlo vést k vyšší poptávce po úvěrech. Statisticky významný pozitivní vliv růstu HDP na předluženost firem odhalili Jarmuzek a Rozenov (2017). Djankov *et al.* (2008), kteří však použili proměnnou HDP na obyvatele, zjistili, že firmy v bohatších zemích mají vyšší poměr dluhu k vlastnímu kapitálu. Očekávané kladné znaménko má *úvěrový trh*,

tj. firmy jsou zadluženější tam, kde je k dispozici více financí. Rozdílná znaménka u proměnných *růst HDP* a *úvěrový trh* lze vysvětlit tím, že v krátkém období růst úspor vede k recesi (Blanchard, Amighini a Giavazzi, 2013). Inflace působí na zadlužení nefinančních podniků pozitivně, a to zřejmě proto, že když zvyšuje nominální úrokovou sazbu, tak zvyšuje hodnotu odpočtu úroku, potažmo benefit z dluhového financování (srov. de Mooij, 2011a). Na druhou stranu by inflace mohla mít negativní vliv, kdyby byly náklady finanční tísně v inflačním prostředí vyšší (Gungoraydinoglu a Öztekin, 2011).

Závěr

Cílem našeho výzkumu bylo zjistit, zda korporátní zdanění, které není neutrální v přístupu k úrokům a dividendám v základu daně, má vliv na zadlužení nefinančních podniků, jak predikuje teorie. Na rozdíl od většiny dosavadních studií jsme analyzovali makrodata, a to 17 členských států EU za období let 2006–2014. Zdanění jsme aproximovali ukazateli efektivního zatížení investic čerpanými z projektu TAXUD/2013/CC/120 – „Efektivní daňové zatížení za použití metodologie Devereuxa a Griffithové". Pro náš účel jsme použili panelovou regresi s fixními efekty.

Dle výsledků naší analýzy se nedá tvrdit, že zdanění příjmů ovlivňuje zadlužení nefinančních podniků. Na rozdíl od „mikrostudií" i dvou citovaných „makrostudií" naše studie naznačuje, že by se vliv zdanění neměl přeceňovat zejména u domácích firem. Jinak tomu ale může být u nadnárodních společností, pokud je krátkodobý dluh tvořen interními půjčkami. Krátkodobé zadlužení bylo ve sledovaných zemích v daném období ovlivněno zdaněním reprezentovaným všemi třemi proměnnými, zejména pak pobídkou k přesunu dluhu a pravidlem omezujícím odpočet úroků. Proměnné *přesun dluhu* a *regulace* působily na zadlužení nefinančních podniků protichůdně: když průměrné náklady na dluhové financování pobočky v dané zemi klesly o 1 p. b., tak se zadlužení firem v té zemi zvýšilo o 3,7 p. b., a když se v dané zemi uplatňovalo pravidlo nízké kapitalizace, tak se tam zadlužení podniků snížilo o 6 p. b. Můžeme proto podpořit snahy omezit odčitatelnost úroků a tím bránit nadnárodním společnostem v přesunu dluhu. (Mělo by se však přihlédnout k tomu, že interní dluh může být vhodný pro financování produktivních investic v zemích s méně rozvinutým finančním trhem či institucionálním prostředím.)

Ani tradiční firemní charakteristiky nebo náklady finanční tísně, zastoupení či informační asymetrie, které dle teorií podnikových financí ovlivňují finanční rozhodování firem, nehrají podle našich výsledků na makroúrovni takovou roli, jakou jim přisuzují analýzy s mikrodaty. Měření na makroekonomické úrovni odhalilo statisticky významný vliv zejména makroekonomických veličin, a to růstu HDP a nabídky úvěrových zdrojů. Zrychlí-li se ekonomický růst o 1 p. b., zadlužení nefinančních podniků klesne přibližně o 0,8, resp. 0,3, p. b. Vzroste-li podíl vkladů o 1 p. b., pak se firmy zadluží víc o 0,2 p. b. (podle modelu s krátkodobým zadlužením).

Důvodem odlišných výsledků naší analýzy, založené na konsolidovaných makroekonomických datech a na makroekonomickém přístupu k odhadu vysvětlujících daňových

proměnných, ve srovnání s analýzami na úrovni firmy, může být skutečnost, že firmy v jednotlivých zemích jsou poměrně heterogenní a statisticky významný vztah mezi hodnotami daných proměnných specifickými pro jednotlivé firmy se nemusí projevit mezi proměnnými, jejichž hodnoty byly odhadnuty agregovaně za všechny firmy v dané zemi. Na druhou stranu výhodou makropřístupu je snazší dostupnost dat a menší pravděpodobnost výskytu endogenity mezi zadlužením a zdaněním. Navíc výsledky „makrostudií" jsou považovány za vhodnější pro argumentaci v případě tvorby makroekonomické hospodářské politiky.

Přílohy

Tabulka 1 | Přehled vysvětlujících proměnných

název proměnné	popis proměnné	očekávaný směr působení	zdroj dat
daňové proměnné			
dluhové zkreslení	Rozdíl mezi náklady na vlastní kapitál (získaný emisí podílů) a náklady na cizí kapitál (dluh) v případě financování domácí investice, přičemž náklady zahrnují relevantní prvky zdanění právnických i fyzických osob.	+	Spengel *et al*. (2014)
přesun dluhu	Průměrné náklady kapitálu potenciálních mateřských společností ze všech zemí v souboru v případě dluhově financované dceřiné společnosti v určitém státě, přičemž náklady zahrnují relevantní prvky zdanění právnických i fyzických osob.	–	Spengel *et al*. (2014)
regulace	Vyjadřuje existenci pravidla omezujícího odečet úroků z úvěrů v dané zemi.	–	Taxes in Europe database, (EC, 2014), (Blouin *et al*., 2014), (EC, 2016)
institucionální proměnné			
právní ochrana	Pomocí indexu *Strength of legal rights* je vyjádřeno, do jaké míry zástavní a úpadkové právo v dané zemi chrání práva věřitelů a dlužníků a tím ovlivňuje náklady finanční tísně.	+	projekt Světové banky *Doing Business*
zod-povědnost manažerů	Pomocí indikátoru *Efficacy of corporate boards* se vyjadřuje, do jaké míry se management zodpovídá investorům a představenstvu, resp. nakolik je zadlužení potřebné jako opatření omezující cash flow, se kterým by mohli manažeři nakládat.	–	Zprávy o globální konkurenceschop-nosti Světového ekonomického fóra
dostupnost půjček	Pomocí indikátoru *Ease of access to loans* se vyjadřuje, jak snadné je získat bankovní půjčku pouze na základě podnikatelského záměru, bez zástavy.	+	Zprávy o globální konkurenceschop-nosti Světového ekonomického fóra
firemní proměnné			
ziskovost	Podíl provozního zisku (EBIT) na celkových aktivech (agregováno za všechny firmy).	+ / –	databáze AMADEUS
hmotný majetek	Podíl dlouhodobých aktiv na celkových aktivech (agregováno za všechny firmy).	+ / –	databáze AMADEUS
makroekonomické proměnné			
růst HDP	Meziroční změna HDP	+ / –	statistiky OECD
úvěrový trh	Podíl vkladů ku HDP	+	statistiky OECD a statistiky národních účtů
inflace	Meziroční změna cenového indexu	+ / –	statistiky OECD

Tabulka 2 | Testy stacionarity panelových dat

proměnná	LLC test			ADF test
	koeficient	z-skóre	p-hodnota	metatest: p-hodnota
***zadlužení celkové* (%)**	–0,355	–1,950	0,026	0,0166; 0,0582; 0,0526
***zadlužení krátkodobé* (%)**	–0,325	–4,461	0,000	0,0000; 0,2865; 0,0000
***dluhové zkreslení* (%)**	–1,077	–9,302	0,000	0,0000; 0,0000; 0,0000
***přesun dluhu* (%)**	–0,501	–4,448	0,000	0,2174; 0,1635; 0,1737
regulace	–0,679	–3,770	0,000	NA
právní ochrana	–0,727	–13,249	0,000	NA
zodpovědnost manažerů	–0,214	1,061	0,859	0,0067; 0,0040; 0,0035
dostupnost půjček	–0,217	–1,058	0,145	0,1089; 0,1095; 0,1070
***ziskovost* (%)**	–0,777	–7,177	0,000	0,0358; 0,0022; 0,0044
***hmotný majetek* (%)**	–0,393	–4,537	0,000	0,3271; 0,1624; 0,1601
***růst HDP* (%)**	–0,716	–4,994	0,000	0,0018; 0,0000; 0,0001
***úvěrový trh* (%)**	–0,322	–3,148	0,001	0,4274; 0,6650; 0,6940
***inflace* (%)**	–0,799	–5,826	0,000	0,0339; 0,0033; 0,0068

Poznámka: Ve sloupci pro ADF test jsou uvedeny p-hodnoty postupně pro inverzní chí-kvadrát, normálový test a logit test.

Zdroj: vlastní výpočty

Literatura

Acemoglu, D. et al. (2013). *A Review of Doing Business.* The World Bank – Doing Business Project. Dostupné z: http://www.doingbusiness.org/~/media/WBG/DoingBusiness/Documents/Methodology/Open-Letter-Review-of-the-Arguments-on-DB.pdf?la=en

Arena, M., Roper, A. H. (2010). *The Effect of Taxes on Multinational Debt Location.* Marquette University. Dostupné z: http://epublications.marquette.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1070&context=fin_fac

Blanchard, O., Amighini, A., Giavazzi, F. (2013). *Macroeconomics: A European Perspective.* 2. vyd. Harlow: Pearson. ISBN 978-0-273-77168-5.

Blouin, J. et al. (2014). *Thin Capitalization Rules and Multinational Firm Capital Structure.* CESifo. Working Paper No. 4695. Dostupné z: http://hdl.handle.net/10419/96839

Bolton, P. (2016). *Debt and Money: Financial Constraints and Sovereign Finance.* Columbia University. Dostupné z: https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/pbolton/papers/AFAaddress7.pdf

Buettner, T. et al. (2008). *The Impact of Thin-Capitalization Rules on Multinationals' Financing and Investment Decisions.* Deutsche Bundesbank. Discussion Paper Series 1: Economic Studies. No. 3/2008. Dostupné z: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/19715/1/200803dkp.pdf

Buettner, T., Overesch, M., Wamser, G. (2016). Restricted Interest Deductibility and Multinationals' Use of Internal Debt Finance. *International Tax and Public Finance,* 23(5), 785–797, DOI: 10.1007/s10797-015-9386-8

Calza, A., Gartner, C., Sousa, J. (2001). *Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area.* European Central Bank. Working Paper No. 55. Dostupné z: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/152489/1/ecbwp0055.pdf

Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., Zampolli, F. (2011). *The Real Effects of Debt.* Bank for International Settlements. Working Paper No. 352. Dostupné z: https://www.bis.org/publ/work352.htm

Cipra, T. (2008). *Finanční ekonometrie.* Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-43-9.

Cottrell, A., Lucchetti, R. (2016). *Gretl User´s Guide. Gnu Regression, Econometrics and Time-Series Library.* ARTPOWER International PUB. Dostupné z: https://sourceforge.net/projects/gretl/files/manual/gretl-guide.pdf/download

de Mooij, R. A. (2011a). *The Tax Elasticity of Corporate Debt: A Synthesis of Size and Variations.* IMF. Working Paper No. 11/95, https://doi.org/10.5089/9781455253340.001. Dostupné z: https://www.researchgate.net/profile/Ruud_Mooij/publication/228252924_The_Tax_Elasticity_of_Corporate_Debt_A_Synthesis_of_Size_and_Variations/links/00b4952323a5755f03000000.pdf

de Mooij, R. A. (2011b). *Tax Biases to Debt Finance: Assessing the Problem, Finding Solutions.* IMF. IMF Staff Discussion Note SDN/11/11. Dostupné z: https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2011/sdn1111.pdf

Desai, M. A., Foley C. F., Hines, J. R. (2004). A Multinational Perspective on Capital Structure Choice and Internal Capital Markets. *The Journal of Finance,* 59(6), 2451–2487, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00706.x. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/3694779

Djankov, S. et al. (2008). *The Effect of Corporate Taxes on Investment and Entrepreneurship.* NBER. Working Paper No. 13756, https://doi.org/10.3386/w13756. Dostupné z: http://www.nber.org/papers/w13756

European Commission (2014). *Tax Reforms in EU Member States: 2014 Report.* European Commission. Taxation Papers. Working Paper No. 48-2014. Dostupné z: https://ec.europa.eu/taxation_customs/sites/taxation/files/resources/documents/taxation/gen_info/economic_analysis/tax_papers/taxation_paper_48.pdf

European Commission (2015). *Tax Reforms in EU Member States: 2015 Report.* Directorate General for Taxation and Customs Union, Directorate General for Economic and Financial Affairs. Taxation Papers. Working Paper No. 58-2015. Dostupné z: https://ec.europa.eu/taxation_customs/sites/taxation/files/docs/body/taxation_paper_58.pdf

European Commission (2016). *Effects of Tax Reforms to Address the Debt-Equity Bias on the Cost of Capital and on Effective Tax Rates.* European Commission, ZEW. Taxation Papers. Working Paper No. 65-2016. Dostupné z: https://ec.europa.eu/taxation_customs/sites/taxation/files/taxation_paper_65.pdf

Egger, P. et al. (2014). Corporate Taxes and Internal Borrowing within Multinational Firms. *American Economic Journal: Economic Policy,* 6(2), 54–93, http://doi.org/10.1257/pol.6.2.54

Faccio, M., Xu, J. (2015). Taxes and Capital Structure. *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* 50(3), 277–300, http://doi.org/10.1017/S0022109015000174

Feld, L. P., Heckemeyer, J. H., Overesch, M. (2011). *Capital Structure Choice and Company Taxation: A Meta-Study.* ZEW. Discussion Paper No. 11-075. Dostupné z: http://hdl.handle.net/10419/54979

Graham, J. R. (2003). Taxes and Corporate Finance: A Review. *The Review of Financial Studies,* 16(4), 1075–1129, https://doi.org/10.1093/rfs/hhg033. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/1262738

Gungoraydinoglu, A., Öztekin, Ö. (2011). Firm- and Country-Level Determinants of Corporate Leverage: Some New International Evidence. *Journal of Corporate Finance,* 17(5), 1457–1474, https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2011.08.004

Hartmann-Wendels, T., Stein I., Stöter, A. (2012). *Tax Incentives and Capital Structure Choice: Evidence from Germany.* Deutsche Bundesbank. Discussion Paper No. 18/2012. Dostupné z: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/64815/1/726774529.pdf

Hemmelgarn, T., Nicodéme, G. J. A. (2010). *The 2008 Financial Crisis and Taxation Policy.* CESifo. Working Paper No. 2932. Dostupné z:http://hdl.handle.net/10419/30738

Huizinga, H., Laeven, L., Nicodéme, G. J. A. (2008). Capital Structure and International Debt Shifting. *Journal of Financial Economics,* 88(1), 80–118, https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.05.006

Chorvat, T. R. (2016). *Corporate Equities as Lotteries: Skewness and the Tax Preference for Corporate Debt.* George Mason University Law and Economics. Research Paper No. 16-19, https://doi.org/10.2139/ssrn.2766397. Dostupné z: https://www.law.gmu.edu/assets/files/publications/working_papers/1619.pdf

Jarmuzek, M., Rozenov, R. (2017). *Excessive Private Sector Leverage and Its Drivers: Evidence from Advanced Economies.* IMF. Working Paper No. 17/72, https://doi.org/10.5089/9781475589573.001. Dostupné z: https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2017/03/28/Excessive-Private-Sector-Leverage-and-Its-Drivers-Evidence-from-Advanced-Economies-44770

Keen, M., Klemm, A., Perry, V. (2010). Tax and the Crisis. *Fiscal Studies,* 31(1), 43–79, https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2010.00107.x. Dostupné z: http://www.jstor.org/stable/24440106

Marek, P. (2007). Vliv teorie zastoupení na teorii podnikových financí. *Český finanční a účetní časopis,* 2(2), 6–16, https://doi.org/10.18267/j.cfuc.217. Dostupné z: https://www.vse.cz/cfuc/217

Miniaci, R., Parisi, M. L., Panteghini, P. M. (2014). Debt Shifting in Europe. *International Tax and Public Finance,* 21(3), 397–435, https://doi.org/10.1007/s10797-012-9266-4

Modigliani, F., Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review,* 48(3), 261–297. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/1809766

Møen, J. et al. (2011). *International Debt Shifting: Do Multinationals Shift Internal or External Debt?* University of Konstanz, Department of Economics. Working Paper No. 2011-40. Dostupné z: https://kops.uni-konstanz.de/bitstream/handle/123456789/13467/Moen_134678.pdf?sequence=2&isAllowed=y

Myers, S. C. (2001). Capital Structure. *The Journal of Economic Perspectives,* 15(2), 81–102, https://doi.org/10.1257/jep.15. 2. 81. Dostupné z: http://links.jstor.org/sici?sici=0895-3309%28200121%2915%3A2%3C81%3ACS%3E2.0.CO%3B2-D

Nyamita, M. O., Garbharran, H. L., Dorasamy, N. (2014). Factors Influencing Debt Financing Decisions of Corporations – Theoretical and Empirical Literature Review. *Problems and Perspectives in Management,* 12(4), 189–202. Dostupné z: http://ir.dut.ac.za/bitstream/10321/1203/1/dorasamy__nyamita___garbharran_2014.pdf

Pfaffermayr, M., Stöckl, M., Winner, H. (2013). Capital Structure, Corporate Taxation and Firm Age. *Fiscal Studies,* 34(1), 109–135, https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2013.00179.x

Shaviro, D. N. (2009). *The 2008 Financial Crisis: Implications for Income Tax Reform.* New York University Law and Economics. Working Paper No. 193. Dostupné z: http://lsr.nellco.org/nyu_lewp/193

Simon, J. (2015). *Optimal Debt Bias in Corporate Income Taxation.* CESifo. Working Paper No. 5561. Dostupné z: http://www.cesifo-group.de/ifoHome/publications/docbase/DocBase_Content/WP/WP-CESifo_Working_Papers/wp-cesifo-2015/wp-ces ifo-2015-10/12012015005561

Sørensen, P. B. (2015). *Taxation and the Optimal Constraint on Corporate Debt Finance: Why a Comprehensive Business Income Tax Is Suboptimal.* CESifo Area Conference on Public Sector Economics. Dostupné z: http://www.cesifo-group.de/ifoHome/publications.html

Spengel, Ch. et al. (2014). *Effective Tax Levels Using the Devereux/Griffith Methodology: Project for the EU Commission TAXUD/2013/CC/120.* ZEW Gutachten/Forschungsberichte. Dostupné z: http://hdl.handle.net/10419/111463

Sutherland, D. et al. (2012). *Debt and Macroeconomic Stability.* OECD Economics Department. Working Paper No. 1003, http://doi.org/10.1787/5k8xb76rhstl-en

The World Bank Group. *Doing Business*. Dostupné z: http://www.doingbusiness.org/

Vogelsang, T. J. (2012). Heteroskedasticity, Autocorrelation, and Spatial Correlation robust Inference in Linear Panel Models with Fixed-effects. *Journal of Econometrics,* 166(2), 303–319, http://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.10.001

World Economic Forum. *The Global Competitiveness Report.* Dostupné z http://reports.weforum.org/global-competitiveness-report-2015-2016/