

Odhad Lafferovy křivky pro Českou republiku a Německo

Diplomová práce

Vedoucí práce:

doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autorka práce:

Bc. Iveta Jebáčková

Brno 2016

Poděkování

Tímto bych chtěla poděkovat panu doc. Ing. Václavu Adamcovi, Ph. D. za odborné vedení mé diplomové práce, za poskytnutí cenných rad a jeho vstřícný přístup.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Odhad Lafferovy křivky pro Českou republiku a Německo** vypracovala samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědoma, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 4. ledna 2016

Abstract

JEBÁČKOVÁ, Iveta. *Estimation of the Laffer Curve for the Czech Republic and Germany*. Diploma thesis. Brno: Mendel University in Brno, 2016.

Diploma thesis deals with the estimation of Laffer Curve including quantification of a point where corporate tax rate provides maximal revenue. Parabolic relationship is examined between statutory and effective average tax rate and tax revenues relative to GDP. The estimation is performed on empirical data of the Czech Republic and the Federal Republic of Germany. Methods of regression analysis, especially the method of Ordinary Least Squares and its generalized version, are used. Further the effect of selected factors (tax evasion, size of economy, openness of economy, etc.) on corporate tax revenues and on corporate tax rates is verified across 28 European Union members using the methods of nonparametric correlation analysis. Similarly, the effect of corporate taxation on selected macroeconomic indicators (e.g. economic growth, investment) is examined.

Keywords

Laffer Curve, corporate taxation, statutory tax rate, EATR, determinants of corporate tax rates, determinants of corporate tax revenues.

Abstrakt

JEBÁČKOVÁ, Iveta. *Odhad Lafferovy křivky pro Českou republiku a Německo*. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2016.

Diplomová práce se zabývá odhadem Lafferovy křivky, včetně kvantifikace bodu, ve kterém určitá výše sazby korporátní daně přináší maximální výnos. Parabolický vztah je zkoumán jak mezi statutární, tak i efektivní průměrnou sazbou daně a příslušnými daňovými výnosy v poměru k HDP, a to na empirických datech České republiky a Spolkové republiky Německo. Odhad je založen na metodách regresní analýzy s využitím estimační metody obyčejných nejmenších čtverců, případně její zobecněné verze. Pomocí neparametrické korelační analýzy je v rámci 28 států Evropské unie ověřován vliv vybraných faktorů (daňové úniky, velikost ekonomiky, otevřenost ekonomiky, atp.) na výši výnosů korporátní daně a sazby této daně. Podobně je zkoumán vliv korporátního zdanění na vybrané makroekonomické ukazatele (např. hospodářský růst, investice).

Klíčová slova

Lafferova křivka, korporátní zdanění, statutární sazba daně, EATR, determinanty sazby korporátní daně, determinanty výnosů korporátní daně.

Obsah

1	Úvod a cíl práce	11
1.1	Úvod.....	11
1.2	Cíl práce.....	12
2	Základní vymezení daňových soustav ČR a SRN	15
2.1	Daňová soustava v České republice	15
2.1.1	Daň ze zisku korporací (Daň z příjmů právnických osob)	16
2.2	Daňová soustava ve Spolkové republice Německo	17
2.2.1	Daň ze zisku korporací (Körperschaftsteuer).....	18
2.3	Klasifikace daní OECD.....	18
2.4	Měření korporátního daňového zatížení	19
3	Lafferova křivka	21
3.1	Teorie Lafferovy křivky	21
3.2	Determinanty proměnných Lafferovy křivky	22
3.2.1	Faktory ovlivňující sazbu korporátní daně	22
3.2.2	Faktory ovlivňující výnosy korporátní daně	23
4	Materiál a metodika	29
4.1	Materiál	29
4.1.1	Sazba korporátní daně	29
4.1.2	Výnosy korporátní daně	31
4.1.3	Definice ukazatelů použitých při ověřování stanovených hypotéz....	33
4.2	Metodika	35
4.2.1	Regresní analýza.....	35
4.2.2	Extrémy funkce	39
4.2.3	Korelační analýza	39
4.2.4	Dvouvýběrový Wilcoxonův test.....	41
5	Výsledky a diskuze	43
5.1	Lafferova křivka pro ČR (X = statutární sazba daně)	43

5.1.1	Kvantifikace Lafferova bodu	46
5.2	Lafferova křivka pro ČR ($X = EATR$).....	47
5.2.1	Kvantifikace Lafferova bodu	50
5.3	Lafferova křivka pro SRN ($X =$ statutární sazba daně).....	50
5.3.1	Kvantifikace Lafferova bodu	53
5.4	Lafferova křivka pro SRN ($X = EATR$).....	54
5.4.1	Kvantifikace Lafferova bodu	57
5.5	Vliv vybraných faktorů na výnosy a sazby korporátní daně	57
5.5.1	Vliv daňových úniků na výši výnosů korporátní daně.....	58
5.5.2	Zdanění korporací v menších vs. ve větších ekonomikách EU	61
5.5.3	Zdanění korporací v chudších vs. v bohatších ekonomikách EU	64
5.5.4	Zdanění korporací v méně vs. ve více otevřených ekonomikách EU..	66
5.5.5	Zdanění korporací v zemích EU15 vs. v „nových“ člen. zemích EU.....	67
5.6	Vliv velikosti zdanění korporací na vybrané makroekonom. ukazatele	69
5.6.1	Vliv velikosti zdanění korporací na tempo hospodářského růstu.....	69
5.6.2	Vliv velikosti zdanění korporací na výši investic	71
5.6.3	Vliv velikosti zdanění korporací na příliv FDI.....	73
5.6.4	Vliv velikosti zdanění korporací na odliv FDI.....	74
6	Závěr	77
7	Literatura	81
8	Seznam obrázků	87
9	Seznam tabulek	91
10	Seznam použitých zkratk	95
A	Vstupní data – Lafferova křivka	99
B	Vstupní data – korelační analýza	101
C	Výstupy Wilcoxonova pořadového testu	107

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Pro fungování státu i celé ekonomiky mají neodmyslitelnou roli veřejné finance. Bez prostředků ve veřejných rozpočtech se ztrácí mimo jiné možnost stabilizace ekonomiky, zabezpečování veřejných statků či redistribuce prostředků občanům, resp. firmám. Příjmy státního rozpočtu, jakožto nejvýznamnějšího z veřejných rozpočtů, lze shrnout do kategorií daňových, kapitálových, nedaňových příjmů a přijatých transferů. Mezi hlavní příjmy obecně patří kategorie daňových příjmů. Například v České republice se podle informačního portálu MF ČR (Přehled státního rozpočtu, 2014) podílejí daňové příjmy (vč. pojistného na sociální zabezpečení a dalších příjmů daňového charakteru) zpravidla více jak 80 % na celkových příjmech státního rozpočtu.

Daně patří také mezi významné nástroje hospodářské politiky. V rámci fiskální politiky mohou působit automaticky v podobě vestavěných stabilizátorů (progresivně konstruované daně) nebo v podobě diskrečních opatření (tj. zavedení/zrušení daně anebo změna sazby daně). Daňová politika tedy může být významným prostředkem k zajištění makroekonomické stability hospodářství. V současné době, kdy panuje v ekonomikách fenomén nevyrovnaných veřejných financí, který se po nedávné finanční a ekonomické krizi (počínaje rokem 2007) ještě prohloubil, narůstá potřeba prostřednictvím výběru daní zajistit dostatečné příjmy.

Problematika existence deficitů veřejných rozpočtů se odráží v neustálém nárůstu veřejného zadlužení. Podíl veřejného zadlužení na HDP dosáhl podle dat EUROSTATu (General government gross debt, 2015) ve 28 státech Evropské unie v roce 2014 průměrně 86,8 %. Ačkoliv Česká republika nemá problém s nedodržením maximálního podílu veřejného dluhu na HDP ve výši 60 % dle maastrichtských kritérií, hrozbou je rychlý růst jejího zadlužení v čase. Naopak Spolková republika Německo patří mezi státy, které toto kritérium dlouhodobě neplní. Její podíl veřejného dluhu v roce 2014 činil 74,7 % HDP. Tento vývoj evropských ekonomik tak vytváří tlak na další zvyšování daní.

Daňové zatížení (měřeno daňovou kvótou) má v historii obecně rostoucí trend. Podle Kotlána (2010, s. 13) se během posledních 100 let u většiny států přibližně ztrojnásobilo. V současnosti (měřeno složenou daňovou kvótou¹ za rok 2012) dosahuje v zemích Evropské unie průměrně 40,6% podílu na HDP (Main national accounts tax aggregates, 2014). Po částečném odeznění finanční a ekonomické krize (cca od roku 2011) má daňová kvóta opět rostoucí tendenci z důvodu zmíněné snahy eliminovat problém nevyrovnaných veřejných financí a nárůstu

¹ Složená daňová kvóta představuje podíl daňových výnosů vč. sociálního pojištění na HDP v %. (Kotlán, 2010, s. 13)

veřejného zadlužení. Problémem však může být nalezení takové hranice, aby se daňové zatížení subjektů nestalo nadměrným a nevedlo k protichůdným účinkům.

Vztahem mezi daňovými výnosy veřejných rozpočtů a sazbou daně se zabývá známý koncept Lafferovy křivky. Ten už po více jak 40 let vzbuzuje pozornost především díky vyplývající myšlence, že v určité situaci lze dosáhnout vyššího daňového výnosu nikoliv zvýšením, ale snížením daňové sazby. Jedná se o situaci, kdy se ekonomika nachází v tzv. prohibitivní zóně. Proto by mělo být snahou vlád vyhnout se takovému zdanění občanů a firem, které již odrazuje od ekonomické aktivity, snižuje ochotu nést podnikatelské riziko, stimuluje k ilegální práci, vede k přemístění sídla firem do daňových rájů nebo k jiným daňovým únikům. K efektivnímu provádění daňové politiky by bylo tedy podle Lafferova modelu zapotřebí znát, ve které části Lafferovy křivky se daná ekonomika nachází a jaká výše zdanění by měla přinést maximální daňový výnos.

Výše daňových výnosů však není ovlivňována pouze konkrétní sazbou daně. Stejně tak výše daňové sazby se neřídí jen rozpočtovými potřebami, ale mnoha dalšími faktory vyplývajícími z odlišných daňových systémů a jiných národních charakteristik. Při provádění daňové politiky je proto nutné vliv těchto faktorů zohlednit.

1.2 Cíl práce

Podle logiky Lafferovy křivky není jednoznačné, zda k potřebnému zvýšení daňových výnosů pro vyrovnání veřejných rozpočtů povede zvýšení, nebo naopak snížení daňových sazeb. Tato otázka je z hlediska jednotlivých států v současnosti aktuální zvláště u korporátního zdanění, u něhož zatím nedošlo k harmonizaci mezi zeměmi Evropské unie (dále jen EU). Státy si tak mohou samy zvolit způsob a výši tohoto zdanění. V úvahu však musejí brát mezinárodní daňovou konkurenci, v jejímž důsledku je vyvíjen tlak na snižování daňových sazeb. Takové snížení daňových sazeb pak může potenciálně přilákat do země daňové základy ze zemí s vyšším zdaněním a v konečném důsledku zvýšit daňový výnos.

Hlavním cílem diplomové práce je provést odhad Lafferovy křivky pro výnos korporátní daně v České republice a ve Spolkové republice Německo. Na základě identifikovaného vztahu daňových výnosů a sazby daně kvantifikovat Lafferův bod a fázi, ve které se každá z těchto zemí nachází. Ze zjištěných výsledků následně vyhodnotit vhodnost změn výše korporátního zdanění ve zkoumaných zemích.

Dílčím cílem je komparace vybraných faktorů v rámci států Evropské unie, které působí na výši výnosů korporátní daně a na výši sazby této daně. Konkrétně budou ověřovány hypotézy:

- země EU s vyššími daňovými úniky vykazují nižší výnosy korporátní daně (s růstem daňových úniků klesají výnosy korporátní daně),
- větší ekonomiky EU mají stanovené vyšší sazby korporátní daně (tj. s růstem velikosti ekonomiky roste sazba korporátní daně),

- bohatší země EU mají stanovené vyšší sazby korporátní daně (tj. s růstem HDP na obyvatele v PPS roste sazba korporátní daně),
- země EU s vyšší mírou otevřenosti ekonomiky méně zdaňují korporace (tj. s růstem otevřenosti ekonomiky klesá sazba korporátní daně),
- státy EU15 mají stanovené vyšší sazby korporátní daně než „nové“ členské státy.

Dílčím cílem je také ověřit, jak výše korporátní daně působí na některé makroekonomické ukazatele. Jsou stanoveny následující hypotézy:

- státy EU s vyšším zdaněním korporací vykazují nižší tempo hospodářského růstu (tj. s růstem sazby korporátní daně klesá hospodářský růst),
- státy EU s vyšším zdaněním korporací vytváří menší hrubý fixní kapitál,
- s růstem zdanění korporací klesá příliv přímých zahraničních investic,
- s růstem zdanění korporací roste odliv přímých zahraničních investic.

Práce se tedy bude zabývat problematikou korporátního zdanění, kde působení daňové konkurence (a snižování daňových sazeb) zajišťuje větší variabilitu dat potřebnou pro zjištění vztahu daňových výnosů a velikosti sazby daně. Výhodou pro konstrukci Lafferovy křivky je také, na rozdíl od osobního zdanění, proporcionalita korporátního zdanění (tzn. existence lineární sazby daně) v České republice i Německu.

2 Základní vymezení daňových soustav ČR a SRN

V následujících podkapitolách bude provedeno stručné vymezení daní, které tvoří v České republice (dále jen ČR) a Spolkové republice Německo (dále jen SRN nebo Německo) celkový daňový výnos a bude charakterizován princip zdanění korporací, na který se tato práce zaměřuje. Poslední podkapitola se bude zabývat problematikou daňových sazeb.

2.1 Daňová soustava v České republice

V české legislativě není daň v obecné rovině definována². Pouze je stanovena povinnost platit daně. (Široký, 2015, s. 12) V literatuře je daň vymezena např. jako „povinná, nenávratná, zákonem určená platba do veřejných rozpočtů“, která se vyznačuje neekvivalentností a neúčelovostí (Kubátová, 2010, s. 15).

V praxi se však do daňových výnosů (resp. příjmů) často zařazují i jiné odvody, „které buď nesplňují některé atributy vymezení daně, či jsou na pomezí daně a poplatku“ (Široký, 2015, s. 13). Například clo lze považovat za dovozní (případně vývozní) daň, stejně tak příspěvky na sociální zabezpečení mají charakter daňových odvodů. Důkazem je druhové třídění rozpočtové skladby (Vyhláška ministerstva financí č. 323/2002 Sb., příloha B), kde jsou do daňových příjmů zařazeny rovněž místní poplatky. Kubátová (2010, s. 16) uvádí, že místní poplatky mají všechny atributy místních daní a v jiných zemích jsou tak i označovány.

Daně tvořící daňovou soustavu ČR, které vybírají orgány finanční a celní správy, jsou uvedeny v následujícím výčtu. Pro přehlednost jsou seřazeny sestupně dle jejich podílu na celkovém výnosu daní a cel pro rok 2014. Celkový výnos činil dle Ministerstva financí ČR (2015, s. 5) 789,2 mld. Kč³:

- Daň z přidané hodnoty (322,9 mld. Kč),
- Daň z příjmů fyzických osob (146,8 mld. Kč),
- Spotřební a energetické daně: daň z minerálních olejů, daň z lihu, daň z piva, daň z vína a meziproductů, daň z tabákových výrobků; daň ze zemního plynu a některých dalších plynů, daň z pevných paliv a daň z elektřiny (139,3 mld. Kč),
- Daň z příjmů právnických osob (138,5 mld. Kč – vč. DPPO za obce a kraje),
- Daň z nemovitých věcí: daň z pozemků, daň ze staveb a jednotek (9,9 mld. Kč),

² S výjimkou zákona č. 280/2009 SB., daňový řád – kde je však daň definována pouze pro účely tohoto zákona.

³ Součtové rozdíly vyplývají ze zaokrouhlování na celé mld. Kč.

- Daň z nabytí nemovitých věcí (9,3 mld. Kč – tj. včetně zbytkové hodnoty výnosu daně z převodu nemovitostí, která se uplatňovala do konce roku 2013),
- Clo, vč. odvodu do EU (7,2 mld. Kč)⁴,
- Daň silniční (5,5 mld. Kč),
- Odvod za elektřinu ze slunečního záření; Odvod z loterií a jiných podobných her; Ostatní příjmy, odvody a daně, atd. (15,4 mld. Kč).

Do konce roku 2013 daňová soustava ČR dále zahrnovala daň dědickou a darovací. Tyto daně byly od 1. 1. 2014 inkorporovány do daní z příjmů, kdy příjmy z nabytí dědictví a odkazu jsou osvobozené dle § 4a a §19b zákona o daních z příjmů. (Ministerstvo financí ČR, 2015, s. 5)

2.1.1 Daň ze zisku korporací (Daň z příjmů právnických osob)

V České republice podléhají zisky korporací dani z příjmů právnických osob dle zákona č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů (dále jen ZDP), v platném znění.

Poplatníky této daně jsou právnické osoby, organizační složky státu, fondy (podílové, svěřenecké, penzijních společností, podfondy akciových společností) a jiné jednotky, které jsou podle příslušného právního řádu poplatníkem. Poplatníci se sídlem nebo místem vedení na území ČR (daňoví rezidenti) mají daňovou povinnost z celosvětových příjmů. Naopak daňoví nerezidenti zde zdaňují pouze příjmy plynoucí ze zdrojů na území ČR. (§ 17 odst. 1 ZDP)

Zákon o daních z příjmů vymezuje **předmět daně** obecně jako příjmy (výnosy) z veškeré činnosti a z nakládání s veškerým majetkem a následně uvádí, co předmětem daně není a co podléhá osvobození (§ 18 a 19 ZDP). Upravený rozdíl mezi těmito příjmy (s výjimkou těch, které jsou osvobozeny anebo nejsou předmětem daně) a výdaji (náklady) na dosažení, zajištění a udržení příjmů tvoří **základ daně** dle § 23 ZDP. Jelikož jsou právnické osoby povinny vést účetnictví, při stanovení základu daně se vychází z účetního výsledku hospodaření před zdaněním (bez vlivu Mezinárodních účetních standardů). Ten se mimoúčetně upravuje o položky zvyšující nebo naopak snižující výsledek hospodaření. Zjištěný základ daně lze následně snížit o odčitatelné položky dle § 34 ZDP (daňová ztráta z předcházejících let; odpočet na podporu výzkumu a vývoje) a odečíst položky snižující základ daně dle § 20 ZDP (např. poskytnutá bezúplatná plnění (dary)).

Sazba daně (§ 21 ZDP) je lineární ve výši 19 % (s výjimkou 5% sazby pro základní investiční fond a 0% sazby pro fond penzijní společnosti). Příjmy z dividend, podílů na zisku a obdobných plnění podléhají 15% zvláštní sazbě daně (§ 36 ZDP). Dochází tedy k ekonomickému dvojímu zdanění, kdy je zisk zdaněn na úrovni společnosti a opětovně při jeho rozdělení u svého příjemce (Kubátová, 2010, s. 200).

⁴ Z vyměřeného cla se 75 % převádí do rozpočtu EU a 25 % do státního rozpočtu na pokrytí nákladů na jeho výběr. (Vyhláška ministerstva financí č. 323/2002 Sb., příloha B)

Zdaňovacím obdobím daně z příjmů PO (§ 21a ZDP) je obvykle kalendářní nebo hospodářský rok. **Daňové přiznání** se podává podle § 136 daňového řádu (dále jen DŘ) do 3 měsíců po uplynutí zdaňovacího období, případně do 6 měsíců, pokud poplatník využívá daňového poradce nebo jeho účetní závěrka podléhá povinnému auditu. V poslední den lhůty pro podání daňového přiznání je tato daň splatná (§ 135 DŘ).

Podle Širokého (2013, s. 222) není v České republice skupinové zdanění povoleno.

2.2 Daňová soustava ve Spolkové republice Německo

Daňový řád SRN (Abgabenordnung) vymezuje daně v § 3 odst. 1. Na základě volného překladu lze daně vymezit jako „peněžitá plnění, která nepředstavují protiplnění za speciální úkon a která jsou ukládána veřejným sektorem za účelem dosažení příjmů všem, kteří naplňují skutkovou podstatu, s níž zákon platební povinnost spojuje; dosahování příjmů může být sekundárním účelem“.

Daňovou soustavu Německa tvoří zejména tyto daně (NTLs, 2014):

- Daň z přidané hodnoty (Umsatzsteuer nebo také Mehrwertsteuer),
- Clo (Zöllen),
- Spotřební a energetické daně (Verbrauchssteuern): daň z tabáku (Tabakssteuer), daň z lihu a destilátů (Branntweinsteuer vč. daně z „Alkopop“ nápojů od roku 2004), daň z piva (Biersteuer), daň ze šumivého vína (Schaumweinsteuer) a daň z kávy (Kaffeesteuer); daň z elektřiny (Stromsteuer), energetické daně (Mineralölsteuer, od roku 2006 Energiesteuer), letecká daň (Luftverkehrsteuer – od roku 2011),
- Daň z příjmů fyzických osob (Einkommensteuer),
- Daň z příjmů právnických osob (Körperschaftsteuer),
- Obchodní daň (Gewerbesteuer),
- Solidární příplatek (Solidaritätszuschlag),
- Církevní daň (Kirchensteuer),
- Daň z pozemků (Grundsteuer) a z převodu pozemků (Grunderwerbsteuer),
- Daň dědická (Erbschaftsteuer) a darovací (Schenkungssteuer),
- Daň z motorových vozidel (Kraftfahrzeugsteuer),
- Daň z dostihových sázek a daň z loterií (Rennwett- und Lotteriesteuer),
- atd.

Za rok 2014 bylo podle údajů Spolkového statistického úřadu (Steuereinnahmen 2014 summieren, 2015) na spolkové, zemské a obecní úrovni inkasováno na daních téměř 644 mld. EUR.

2.2.1 Daň ze zisku korporací (Körperschaftsteuer)

Zdaňování zisků korporací v SRN se řídí především zákonem o zdanění korporací, tzv. Körperschaftsteuergesetz (dále jen KStG).

Této dani podléhají „kapitálové společnosti, pojišťovací spolky, zisková a hospodářská družstva, instituce, nadace a společnosti obchodní a průmyslové povahy provozované právníky osobami“ (Nerudová, 2014, s. 276). Stejně jako česká legislativa, tak i KStG (§ 1 a 2) rozlišuje subjekty s omezenou a neomezenou daňovou povinností.

Základem daně (§ 7 KStG) je celkový zisk společnosti za rok. Tento zisk je podle Kubátové (2010, s. 194 a 205), až na několik výjimek, roven účetnímu.

Sazba daně je lineární ve výši 15 % (§ 23 KStG). Na zisky korporací je ovšem ještě uvalován solidární příplatek (Solidaritätszuschlag), který je určen k podpoře rozvoje infrastruktury, školství, zdravotnictví apod. v zemích bývalé Německé demokratické republiky. Po jeho započítání činí sazba daně 15,83 %. (Nerudová, 2014, s. 275 a 277) Kromě toho podle Skalické (2010) podléhá zisk lokální obchodní dani (Gewerbesteuer), která je příjmem municipalit. Ty mají možnost prostřednictvím stanovení koeficientu ovlivnit konečnou výši sazby této daně.

Německo v současnosti využívá klasický systém korporátního zdanění, kdy dochází v plné výši k ekonomickému dvojímu zdanění zisků určených k rozdělení. Dvojí zdanění je zmírněno nižší sazbou daně z příjmů a zdaněním pouze 50 % dividendových příjmů u příjemců – fyzických osob. Dividendy podléhají 25% dani a také 5,5% solidárnímu příplatku. (Skalická, 2010)

Zdaňovacím obdobím je kalendářní, případně hospodářský rok. **Daňové přiznání** se podává do 31. května následujícího roku po uplynutí zdaňovacího období nebo do 30. září při zastoupení subjektu daňovým poradcem. Daň je splatná do 1 měsíce od obdržení platebního výměru poplatníkem. (Skalická, 2010)

Na rozdíl od České republiky podle Širokého (2013, s. 287) legislativa SRN skupinové zdanění umožňuje.

2.3 Klasifikace daní OECD

Z důvodu národních odlišností v uplatňovaných daních využívá OECD při sběru a zpracování dat pro zajištění srovnatelnosti vlastní klasifikaci dle základu daně. Daně se člení do 6 základních tříd (OECD, 2014, s. 316–317):

- 1000 Daně z důchodů, zisků a kapitálových výnosů,
- 2000 Příspěvky na sociální zabezpečení,
- 3000 Daně z mezd a pracovních sil,
- 4000 Daně majetkové,
- 5000 Daně ze zboží a služeb,
- 6000 Ostatní daně.

Korporátní zdanění spadá do skupiny 1200 – Korporátní daně z příjmů, zisků a kapitálových výnosů, která se dále člení na podskupiny 1210 (zdanění příjmů a zisků) a 1220 (zdanění kapitálových výnosů).

2.4 Měření korporátního daňového zatížení

Daňové zatížení lze měřit vícero ukazateli. Mezi nejužívanější a nejkompexnější ukazatele daňového zatížení se podle Kotlána (2010, s. 13) řadí **daňová kvóta**. Ta obecně představuje procentní podíl výnosu daní na nominálním HDP a vyjadřuje, „jaká část HDP je přerozdělována prostřednictvím veřejných rozpočtů“ (Kotlán, 2010, s. 13)⁵. Daňová kóta je vhodná pro mezinárodní srovnání daňového zatížení. Z důvodu národních rozdílů v klasifikaci daní je však nutné pro zajištění srovnatelnosti vymezit, jaké daňové výnosy bude čítatel zahrnovat. Často se využívá výše zmíněná klasifikace daní OECD. Na základě toho je možné rozlišit daňovou kvótu podle jednotlivých typů daní, anebo podle užšího nebo širšího vymezení daňových výnosů na jednoduchou a složenou daňovou kvótu (v druhém případě jsou zahrnuty další odvody daňového charakteru – např. povinné sociální pojištění). (Kotlán, 2010, s. 13)

Z konstrukce daňové kvóty mohou podle Kubátové (2010, s. 148-150) vyplývat další úskalí pro zajištění srovnatelnosti (např. podhodnocení odhadu HDP z důvodu existence stínové ekonomiky, rozdílný způsob výpočtu daňových příjmů ve srovnávaných zemích,...). Jak uvádí Kotlán (2010, s. 13) ke zvýšení daňové kvóty může dojít, aniž by se zvyšovalo daňové zatížení – např. efektivnějším výběrem daní při stejném daňovém zatížení nebo snížením daňového zatížení ve smyslu Lafferovy křivky. Přes nedostatky je daňová kvóta pro svou komplexnost a jednoduchost, nezávislost na velikosti ekonomiky ani výši inflace nejlepším ukazatelem pro mezinárodní i časové srovnání daňového zatížení (Kotlán, 2010, s. 13; Kubátová, 2010, s. 150).

Kromě daňové kvóty, která pracuje s daňovými výnosy, lze hodnotit daňové zatížení na základě daňových sazeb.

Statutární (nominální) daňová sazba je sazba stanovená v zákoně (Clau- sing, 2007, s. 117). Pro srovnávání daňového zatížení různých obchodních korporací mezi státy ani v rámci jednoho státu však není vhodná. (Blechová, 2008, s. 1) Odklon sazby korporátní daně od velikosti skutečného daňového zatížení je dán především existencí různých metod pro odpisování nebo pro oceňování zásob, možností skupinového zdanění, poskytováním investičních pobídek, kompenzacemi a možnostmi přenášení ztrát, existencí a výší dalších daní, které platí korporace (daň z nemovitostí atp.), možností odpočtů různých druhů nákladů a jinými faktory. (Široký a Nerudová, 2010, s. 528)

⁵ Podobně viz článek „Daňové zatížení v České republice a Evropské unii“ od Ing. Ireny Szarowské, Ph. D. (2007).

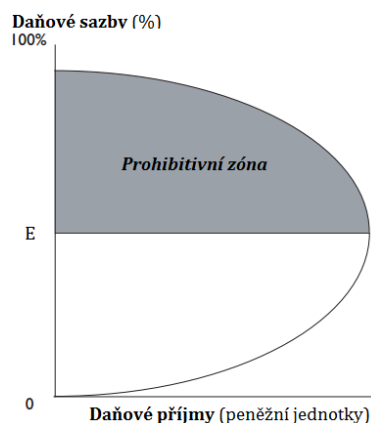
Nedostatky statutární sazby daně řeší tzv. **efektivní (skutečná) sazba daně**, která zohledňuje veškeré operace užívané k transformaci hospodářského výsledku na základ daně a případně způsob, pomocí kterého jsou propojeny systémy korporátní a osobní daně z příjmů (Nerudová, 2014, s. 90; Blechová, 2008, s. 1). Efektivní sazbu daně lze stanovit různými metodami, mezi něž patří metody zpětného makropohledu, zpětného mikropohledu a dopředného mikropohledu. Podle Szarowské (2011, s. 205) je pro porovnání korporátního daňového zatížení pro svou komplexnost pravděpodobně nejpřesnější *efektivní průměrná daňová sazba* (dále jen EATR), která se stanovuje na základě metody dopředného mikropohledu. To znamená, že při výpočtu efektivních sazeb se vychází z dat finančních výkazů jednotlivých společností a při odhadu daňového zatížení se „využívají statutární charakteristiky daňového systému k určení daňových aspektů týkajících se určitých budoucích podnikatelských rozhodnutí společností“ (Blechová, 2008, s. 2).

3 Lafferova křivka

Vznik modelu Lafferovy křivky se datuje koncem roku 1974 a pojmenování po svém autorovi získal o čtyři roky později v článku Jude Wanniskiho⁶. Ovšem sám Arthur Laffer upozorňuje, že základní myšlenka je mnohem starší a objevuje se např. ve 14. století v díle muslimského filozofa Ibn Khalduna či později u Johna Maynarda Keynesa. (Laffer, 2004, s. 1–2)

3.1 Teorie Lafferovy křivky

Lafferova křivka (dále jen LC) představuje jeden z hlavních teoretických modelů ekonomie strany nabídky, který jednoduše ilustruje vztah mezi daňovými sazbami a daňovými příjmy inkasovanými vládou (The Laffer Curve, 2014). Z konstrukce LC na obr. 1 vyplývá, že s růstem míry zdanění jsou přírůstky daňových výnosů (příjmů) stále menší.



Obr. 1 Lafferova křivka
Zdroj: Laffer, 2004, s. 2, vlastní úprava.

Podle Laffera (2004, s. 2) je tento jev způsoben dvěma protichůdnými účinky:

1. Aritmetický efekt

Při snížení daňové sazby se úměrně sníží daňový výnos – naopak je tomu při zvýšení sazby.

2. Ekonomický efekt

Snížení daňové sazby stimuluje k práci, má pozitivní dopad na celkový výstup a zaměstnanost, tím pádem i na daňový základ. Zvýšení daňové sazby naopak odrazuje od vykonávání činností podléhajících zdanění.

⁶ Jude Wanniski (1936–2005) – v době sepsání článku Taxes, revenues, and the „Laffer curve“ (rok 1978) působil jako zástupce šéfredaktora The Wall Street Journal. (Laffer, 2004, s. 1)

Z důvodu působení těchto efektů není v konečném důsledku jednoznačné, jaký vliv bude mít změna daňové sazby na celkové daňové výnosy.

Ekonomický efekt podle Laffera (2004, s. 3) převažuje nad aritmetickým v části Lafferovy křivky, která se nazývá jako prohibitivní zóna (tj. šedá část LC na obr. 1). Jak uvádí Široký (2015, s. 95), zvýšení sazby daně v rámci této zóny pod vlivem vysokých marginálních daňových sazeb vede k poklesu daňových výnosů. Snižuje se ochota dále podnikat a investovat. Osoby preferují volný čas nebo přesouvají své aktivity do nezdaněné ekonomiky.

Z obr. 1 je patrné, že nulový daňový výnos plyne vládě ve dvou bodech LC. Při 100% míře zdanění by nikdo nebyl ochoten pracovat, protože by jeho důchod byl po zdanění nulový (tj. nulový daňový základ). V situaci 0% daňové sazby, ať by byl daňový základ jakkoli veliký, by vláda logicky také nedosáhla žádného daňového výnosu. (Laffer, 2004, s. 2)

Podstatou LC podle Širokého (2015, s. 95) je, že mezi extrémními daňovými sazbami existují vždy dvě daňové sazby, které přinesou do veřejných rozpočtů stejné daňové příjmy. Pro stát je výhodnější dosáhnout těchto příjmů při nižších sazbách zdaněním většího základu daně plynoucího od většího počtu poplatníků. Stanovená sazba daně by se proto neměla nacházet v prohibitivní (zakázané) zóně LC. Maximálních daňových výnosů by pak stát dosahoval v tzv. Lafferově bodě (ten se na obr. 1 nachází na úrovni zdanění *E*).

3.2 Determinanty proměnných Lafferovy křivky

Determinanty proměnných Lafferovy křivky se zabývalo mnoho autorů. V následujícím textu budou zmíněny výsledky studií některých z těch, jejichž pozornost se zaměřovala na oblast korporátní daně, a to zejména u států OECD či EU. Stejně tak budou prezentovány práce zabývající se mimo jiné problematikou Lafferovy křivky.

3.2.1 Faktory ovlivňující sazbu korporátní daně

Vlivem veřejné správy, politických a ekonomických faktorů na sazbu korporátní daně se zabývali Gérard a Ruiz⁷ (2009). Svou analýzu provedli na panelu dat 53 zemí pro období 1997–2008 a 93 zemí (vč. zemí EU) pro roky 2007–2008. Podle nich (2009, s. 2) empirický výzkum obvykle považuje za faktory ovlivňující tvorbu sazeb korporátní daně vzájemnou závislost mezi jurisdikcemi a ekonomické proměnné jako je rozdílná velikost zemí, rozpočtové potřeby, otevřenost ekonomiky mezinárodním investicím a nadnárodním firmám, atp. Gérard a Ruiz (2009, s. 3–4) na základě studií jiných autorů zmiňují mimo jiné tyto vztahy:

⁷ Marcel Gérard – profesor a vedoucí výzkumu na Katolické univerzitě v Mons (FUCaM) a Katolické univerzitě v Lovani; Fernando M. M. Ruiz – profesor na Královské vojenské akademii v Bruselu (Gérard a Ruiz, 2009, s. 1)

- korporátní daňová sazba sousedních států je hlavním determinantem zkoumané sazby daně (Devereux, Lockwood and Redoano (2002, 2008) a další autoři) – výsledky Gérarda a Ruize podpořily roli daňové provázanosti, avšak výsledky nejsou robustní s ohledem na specifikaci modelu;
- negativní vztah mezi otevřeností ekonomiky a sazbou korporátní daně (Slemrod, 2004 a další autoři) – podle Quinn (1997) a Garrett (1998) je mezi proměnnými pozitivní nebo žádná závislost, avšak výsledky studie Gérarda a Ruize⁸ podpořily názor Slemroda.

Dále Clausing (2007, s. 116–117) a také Monteiro, Brandão, Martins, (2011, s. 6–7) ve svém literárním přehledu uvádí, že podle výsledků studie Slemroda (2004) existuje silný a statisticky významný vztah mezi korporátní a osobní důchodovou sazbou daně. Naopak, že existuje jen málo důkazů o tom, že by korporátní daňové sazby byly řízeny rozpočtovými potřebami státu. Podle prací Bretschgera, Hetticha (2002) a také Rodrika (1997), uvedených tamtéž, vede větší mezinárodní integrace ke snížení sazeb korporátní daně.

Mutti (2003, s. 4, 36, 43–46) ve své práci sleduje mimo jiné změny sazby korporátní daně v čase (na vzorku 60 zemí) v závislosti na její počáteční výši, velikosti, bohatství země a otevřenosti ekonomiky. Malé země a země s počátečními vysokými sazbami snížily za dané období statutární sazby korporátní daně více než ostatní země. V případě efektivní sazby korporátní daně ukazují výsledky na větší redukci zdanění u malých, otevřených a středně příjmových ekonomik (tj. státy s HDP na hlavu v rozmezí \$1 500 až \$10 500).

Gérard a Ruiz (2009, s. 31) doplňují tradiční vysvětlující proměnné o další a dochází k následujícím výsledkům:

- řádná veřejná správa a institucionální kvalita vedou k většímu působení lobistických skupin v zemi a následně k nižším sazbám korporátní daně,
- země s parlamentními systémy kombinovanými s pluralitními hlasovacími pravidly (nižší síla zájmových skupin) vyvíjí tlak na vyšší sazby korporátní daně,
- pro země s náboženskými a nacionalistickými vládami jsou také charakteristické vyšší sazby korporátní daně.

3.2.2 Faktory ovlivňující výnosy korporátní daně

Velikost daňových výnosů se neodvíjí pouze od stanovené výše (statutárních) daňových sazeb, ale závisí i na jiných ekonomických, legislativních a sociálních faktorech.

Determinanty výnosů korporátní daně se například snažily identifikovat s využitím dat za všechny státy OECD z let 1980–2006 **Květa Kubátová a Lucie**

⁸ K vyjádření otevřenosti ekonomiky Gérard a Ruiz (2009, s. 13) použili ukazatel podílu součtu exportu a importu na HDP.

Říhová⁹ (2009). Při konstrukci regresního modelu vycházely z poznatků studií od Clausing (2007), Devereux (2006), Gropp, Kostial (2000), Kenny, Winer (2006) a jiných. Pro účely empirické verifikace sestrojily regresní rovnici, kde je regresandem podíl výnosů korporátní daně na HDP. Jednotlivé regresory rovnice a jejich vliv na výnosy jsou následující (Kubátová, Říhová, 2009, s. 461–462):

- statutární daňové sazby (pozitivní vliv, tj. s růstem sazby rostou daňové výnosy korporátní daně),
- velikost korporátního sektoru, měřena ukazateli: růst HDP a příliv zahraničních investic, případně podíl obchodu se zbožím a službami na HDP (u všech zvolených ukazatelů pozitivní vliv),
- ziskovost korporátního sektoru, měřena ukazateli: počet odpracovaných hodin za jednoho zaměstnance za rok (pozitivní vliv na 10% hladině významnosti) a míra zdanění mzdových nákladů (pozitivní vliv na 10% hladině významnosti – směr vlivu je v rozporu s očekávaným záporným vlivem pravděpodobně z důvodu růstu nejen korporátního zdanění, ale i zdanění práce a neschopnosti modelu tuto situaci postihnout),
- daňové úniky, měřeny ukazateli: míra zadlužení¹⁰ (negativní vliv), míra korupce (s rostoucí mírou korupce (tj. s klesajícím indexem korupce) klesá výnos korporátní daně),
- míra inkorporace¹¹, měřena jako rozdíl mezi mezní sazbou osobní důchodové daně a sazbou korporátní daně (pozitivní vliv – kladný rozdíl vede k růstu výnosů korporátní daně; výsledek je v souladu s empirickým šetřením Clausing (2007, s. 128)),
- cykličnost hospodářského růstu, měřena ukazateli: míra inflace (pozitivní vliv), míra nezaměstnanosti (negativní vliv – s poklesem nezaměstnanosti (tj. při hospodářském růstu) dochází k růstu výnosu korporátní daně).

Kromě modelů se statutární sazbou korporátní daně byly testovány rovnice například s (Kubátová, Říhová, 2009, s. 462–463):

- průměrnou efektivní sazbou daně (EATR; pozitivní vliv – menší počet pozorování z důvodu omezené dostupnosti dat, avšak model vykazuje vyšší kvalitu než modely se statutární sazbou),
- druhou mocninou statutární daňové sazby (negativní vliv – odpovídá logice Lafferovy křivky při zdanění nad určitou mez).

⁹ Květa Kubátová – profesorka na Vysoké škole ekonomické v Praze; Lucie Říhová – daňová poradkyně ze společnosti Ernst & Young Tax & Transactions, s.r.o. (Kubátová, Říhová, 2009, s. 451)

¹⁰ Dluhové financování může sloužit jako nástroj daňové optimalizace díky daňové uznatelnosti souvisejících úrokových nákladů. (Kubátová, Říhová, 2009, s. 463)

¹¹ Míra inkorporace vyjadřuje míru přesunu zdanitelných zisků z korporátního zdanění do osobního důchodového zdanění. (Kubátová, Říhová, 2009, s. 454)

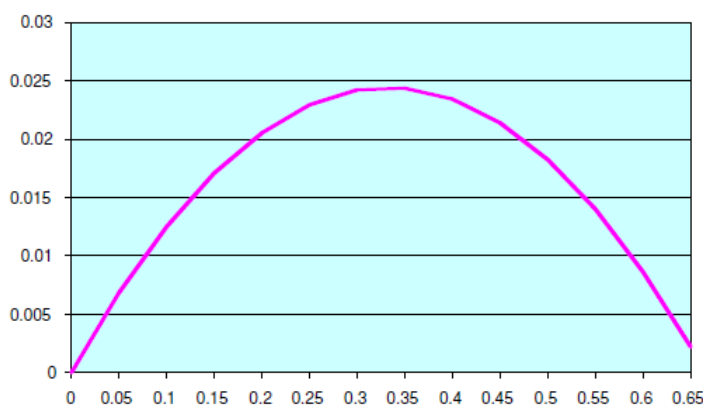
Kimberly A. Clausing¹² (2007) provedla empirické šetření faktorů způsobujících změny ve výši výnosů korporátní příjmové daně mezi zeměmi OECD za období 1979–2002. Změny ve výnosech korporátní daně jsou vysvětlovány faktory v podobě rozdílné statutární daňové sazby, šíře daňového základu, ziskovosti a podílu korporátního sektoru na HDP. Není opomenuta ani role mezinárodních faktorů, kdy nadnárodní podniky mohou na zdanění reagovat přesunem svého sídla nebo zisku do méně zdaňujících zemí. (Clausing, 2007, s. 115–116)

Základní regresní rovnice má tuto podobu:

$$\text{Výnosy korporátní daně/HDP}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Daňová sazba}_{it} + \beta_2 \text{Daňová sazba}_{it}^2 + \beta_3 \text{Ziskovost korporací}_{it} + \beta_4 \text{Velikost korporátního sektoru}_{it}$$

kde i označuje konkrétní zemi a t daný rok.¹³

Clausing zařazuje vysvětlující proměnné do regresní rovnice postupně. Nejprve tedy analyzuje vliv sazby daně a její druhé mocniny na poměr výnosů korporátní daně k HDP. Výsledné koeficienty vykazují očekávaná znaménka, přiměřenou velikost a vysoký stupeň statistické významnosti. (Clausing, 2007, s. 124)



Obr. 2 Křivka výnosů korporátní daně zemí OECD, 1979–2002
Zdroj: Clausing, 2007, s. 126.

Clausing (2007, s. 125–127) interpretuje vztah výnosů a sazby korporátní daně tak, že při nízkých daňových sazbách pravděpodobně povede zvýšení daňové sazby také ke zvýšení výnosu této daně. Při vyšším zdanění však může elasticita zdanitelného příjmu k daňové sazbě překročit hodnotu 1, což povede při dalším růstu daňových sazeb k poklesu výnosů. Důsledkem nadměrného zdanění může být totiž

¹² Kimberly A. Clausing – docentka ekonomie na Wellesley College v Massachusetts (Clausing, 2007, s. 115)

¹³ Z důvodu nedostupnosti dat ohledně daňového základu autorka tuto veličinu z analýzy vyloučila. Jako alternativní řešení pak zvolila využití také EATR. Hlavní identifikované závislosti byly při využití EATR víceméně v souladu se závěry regresní analýzy se statutární sazbou daně. (Clausing, 2007, s. 124, 130)

snížení úrovně ekonomické aktivity, větší snaha vyhnout se daňovým povinnostem, přesun ekonomické aktivity nebo nerealizovaných zisků do zemí s nižším zdaněním.

Jak je patrné i z grafického vyjádření (obr. 2), sazba maximalizující výnosy korporátní daně (vyjádřené jako podíl na HDP) je pro celý zkoumaný vzorek států přibližně na úrovni 33% sazby korporátní daně. Autorka zdůrazňuje, že tato daňová sazba samozřejmě nemusí odpovídat „optimální“ sazbě daně a její hodnota se může pro konkrétní zemi a v konkrétním čase lišit. Jednou z okolností, která ovlivňuje tuto úroveň daňové sazby je velikost a otevřenost dané země. Podle výsledků práce Clausing by měla být křivka daňových výnosů u menších, otevřených ekonomik strmější, a tím pádem by také sazba daně maximalizující výnosy měla být nižší, než u větších, uzavřených ekonomik. (Clausing, 2007, s. 124–125 a 130–131)

Výsledky ohledně proměnných vyjadřujících velikost a ziskovost korporátního sektoru jsou v souladu s výše zmíněnými v práci Kubátové a Říhové (2009).

Obdobně se determinanty výnosů korporátní daně v poměru k HDP zabývali za období 1998–2009 **Monteiro, Brandão a Martins**¹⁴ (2011), avšak v rámci 27 zemí Evropské unie. Autoři (2011, s. 14) pracovali s následující podobou ekonometrického modelu:

$$\begin{aligned} & \text{Výnosy korporátní daně/HDP}_{it} \\ & = f(\alpha_{it}; \text{Daňové proměnné}_{it}; \text{Strukturální faktory}_{it}; \text{Cyklické podnikové faktory}_{it}; \\ & \text{Mezinárodní faktory}_{it}; \text{Institucionální faktory}_{it}; u_{it}) \end{aligned}$$

kde i udává konkrétní zemi a t daný rok.

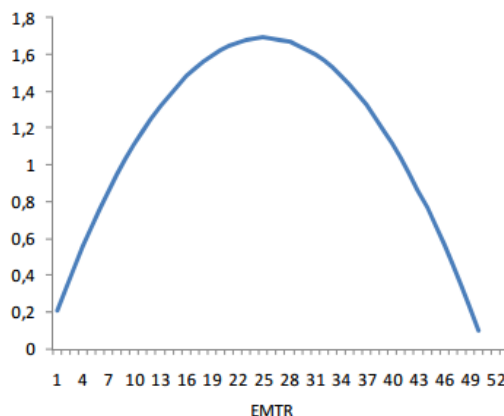
- Strukturální faktory jsou zastoupeny ukazateli HDP na obyvatele a Vládní deficit.
- Cyklické podnikové faktory zahrnují ukazatele Hrubý provozní přebytek (či deficit), Index obratu průmyslového odvětví, Míra nezaměstnanosti, Celkový počet podniků.
- Mezinárodní faktory jsou měřeny ukazateli Otevřenost zahraničního obchodu, Přímé zahraniční investice a High-tech export.
- Do institucionálních faktorů autoři zahrnuli úroveň korupce měřenou Indexem vnímání korupce (CPI). (Monteiro, Brandão, Martins, 2011, s. 15)

Mezi regresory samozřejmě nechyběla sazba korporátní daně. Autoři (2011, s. 19 a 23) nejprve použili EATR a poté provedli celou regresní analýzu taktéž s využitím efektivní marginální daňové sazby (EMTR). V druhém případě zařadili do modelu i druhou mocninu EMTR s cílem získat empirický důkaz v souvislosti s hypotézou o existenci Lafferovy křivky.

¹⁴ Všichni autoři tohoto článku působí na Ekonomické fakultě Univerzity v Portu. (Monteiro, Brandão, Martins, 2011, s. 1)

Jejich výsledky v souladu s předpoklady naznačují, že zkoumané determinanty jako jsou HDP na obyvatele, vládní deficit¹⁵, obrat v průmyslovém odvětví, počet podniků, otevřenost zahraničního obchodu a přímé zahraniční investice přispívají k většímu výběru daně, naopak míra nezaměstnanosti a korupce¹⁶ mají nepříznivý vliv na velikost výnosů korporátní daně. (Monteiro, Brandão, Martins, 2011, s. 1)

Empirické výsledky také dokazují parabolický vztah mezi EMTR a výnosy korporátní daně. Regresní koeficienty mají očekávané znaménko (u EMTR kladné, u druhé mocniny záporné) a dosahují vysokého stupně statistické významnosti.



Obr. 3 Křivka výnosů korporátní daně zemí EU27, 1998–2009
Zdroj: Monteiro, Brandão a Martins, 2011, s. 25.

Obrázek č. 3 zobrazuje výnosovou křivku při zahrnutí všech zmíněných proměnných do regresní rovnice. Sazba korporátní daně maximalizující výnosy (vyjádřené jako podíl na HDP) dosahuje pro celý vzorek 27 zemí EU přibližně 25 %.

Jako poslední zde bude stručně uveden výsledek diplomové práce **Lucie Kadlecové** (2011), která sestrojila Lafferovu křivku výnosů korporátní daně pro ČR pro období 1993–2009 a pro Irsko pro období 1981–2009 s cílem odpovědět na otázku, při jaké daňové sazbě lze získat nejvyšší výběr daně.

Kadlecová (2011, s. 40) pracovala s regresní rovnicí ve tvaru:

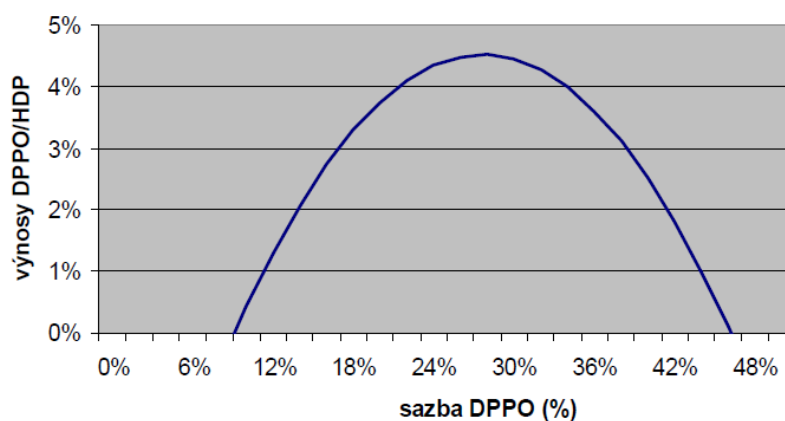
$$(\text{výnos}/\text{HDP})_t = \alpha + \beta_1 \text{sazba}_{t-1} + \beta_2 \text{sazba}_{t-1}^2 + u_t$$

kde podíl výnosů korporátní daně na HDP je v čase t , statutární sazba korporátní daně a její druhá mocnina jsou v čase $t-1$.

Autorka předpokládá zpožděnou reakci výnosů daně na změny sazby daně, např. z důvodu změny sazby daně v průběhu roku. Kvůli projevu autokorelace autorka využila pro odhad regresních parametrů zobecněnou metodu nejmenších čtverců. (Kadlecová, 2011, s. 40–41)

¹⁵ Vládní deficit zvyšuje příjmové potřeby státu, což vytváří tlak na zvýšení daňových výnosů.

¹⁶ V případě modelu s EMTR však proměnná CPI (index vnímání korupce) nebyla v souladu s ekonomickou interpretací. (Monteiro, Brandão, Martins, 2011, s. 26 a 30)



Obr. 4 Lafferova křivka výnosů korporátní daně ČR, 1993–2009
Zdroj: Kadlecová, 2011, s. 45.

Maxima funkce, tedy tzv. Lafferova bodu, bylo dosaženo při 27,66% sazbě korporátní daně. Pro Irsko pak vyšla sazba maximalizující výnosy korporátní daně na úrovni 25,1 %. (Kadlecová, 2011, s. 45, 54)

4 Materiál a metodika

Obsahem kapitoly bude vymezení dat a metod jejich zpracování pro účely praktické části diplomové práce.

4.1 Materiál

Pro první část diplomové práce, odhad Lafferovy křivky výnosu korporátní daně (dále jen CIT), budou použity časové řady výnosů a sazeb této daně za vymezené období. Pro ověření hypotéz stanovených v dílčím cíli budou využita průřezová data ukazatelů, které jsou podrobněji vymezeny v kapitole 4.1.3.

4.1.1 Sazba korporátní daně

Jak vyplývá z literární části této práce, samotné statutární sazby daně nejsou nejvhodnějším měřítkem daňového zatížení. Proto jsou často upřednostňovány tzv. efektivní sazby daně. Podle uvedených studií jsou regresní modely s efektivní průměrnou sazbou daně kvalitnější, ale směr vlivu na výnosy korporátní daně se od statutární sazby neliší. Nevýhodou je však omezenější dostupnost dat efektivních průměrných sazeb daně – pouze od roku 1998. Proto budou při odhadu Lafferovy křivky využity oba typy sazeb korporátní daně:

- **Statutární sazba korporátní daně** (dále jen sazba daně) – hodnoty sazby daně budou převzaty z databáze OECD (Table II.1 - Corporate income tax rates, 1981–1999 a 2000–2014).

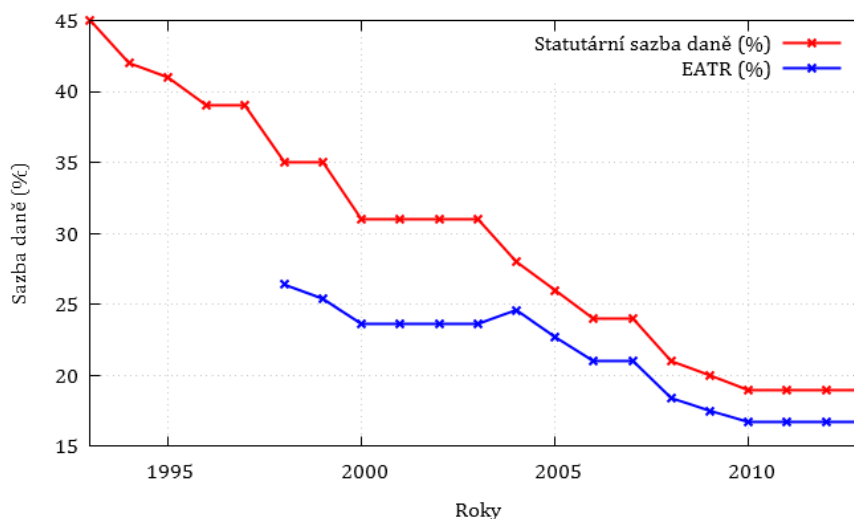
Z literárního přehledu vyplývá, že v SRN vedle zdanění základní statutární daňovou sazbou (v roce 2013 ve výši 15 %) podléhají korporace solidárnímu příplatku (5,5 %), takže celková statutární sazba korporátní daně na centrální úrovni činí 15,83 %. Kromě toho podléhá jejich zisk lokální obchodní dani. Jako reprezentativní sazbu obchodní daně využívá OECD (2015, s. 6) sazbu stanovenou pro Berlín (14,35 %). V konečném důsledku „kombinovaná“ statutární daňová sazba pro rok 2013 dosahovala výše 30,18 %. Za účelem reálnějšího zachycení daňového zatížení bude v praktické části vždy (s výjimkou použití EATR) využívána tato „kombinovaná“ *statutární sazba daně*.

V ČR je uvalena korporátní daň pouze na centrální úrovni – v roce 2013 statutární sazba daně činila 19 %.

- **Efektivní průměrná daňová sazba** (dále jen EATR) – jak uvádí Blechová (2008, s. 9), EATR „označuje průměrnou efektivní úroveň zdanění investice při různých úrovních její možné ziskovosti“ (více viz kapitola 2.4). Pro tuto práci budou hodnoty EATR čerpány z projektu Evropské komise, zpracovaného Centrem pro evropský ekonomický výzkum (Spengel et al., 2014). Výpočet

EATR je založen na metodě z roku 1998, jejímiž autory jsou Devereux a Griffith.

Na následujících grafech (obr. 5 a 6) je zaznamenán vývoj sazeb CIT od roku 1993 pro ČR (tj. rok vzniku ČR) a od roku 1990 pro SRN (tj. rok sjednocení Německa).



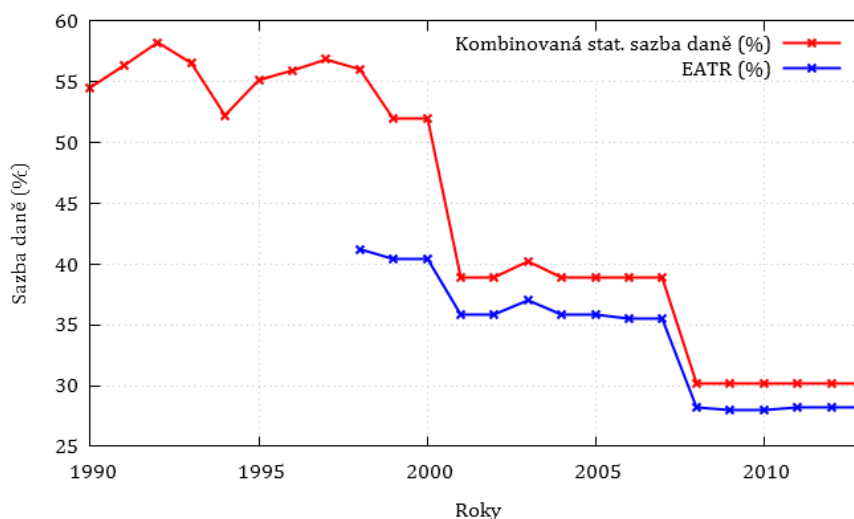
Obr. 5 Vývoj sazeb korporátní daně v ČR za roky 1993–2013

Zdroj: Table II.1 - Corporate income tax rates, 1981–1999 a 2000–2014; Spengel et al., 2014; vlastní zpracování v SW Gretl.

Na obr. 5 je možné sledovat postupné snižování daňového zatížení korporací v **České republice** z 45% na současnou 19% statutární sazbu CIT. Efektivní průměrná sazba daně dosahuje díky zohlednění různých daňových úlev, možnosti odpisování, odpočtů ztrát apod. nižší úrovně než statutární sazba.

U **Německa** je patrné (obr. 6), že docházelo k razantnějším změnám ve výši sazeb korporátní daně. K nejvýraznější změně v tomto časovém úseku došlo v roce 2001 v důsledku daňové reformy a s ní spojeným přijetím „Zákona o snížení daní“ v roce 2000. Kromě jiného tato reforma přinesla snížení statutární sazby CIT z 40 % na 25 % (co se týče celkové „kombinované“ sazby, ta se snížila z 52,03 % na 38,90 %). Jedním ze zmiňovaných důvodů tohoto výrazného snížení daňové zátěže u korporací byla snaha o zlepšení pozice Německa pro příliv přímých zahraničních investic. (Klik, 2000, s. 2–3, 5)

V roce 2008 došlo k dalšímu výraznějšímu snížení statutární sazby korporátní daně – z 25 % na 15 % (u „kombinované“ sazby z 38,90 % na 30,18 %).



Obr. 6 Vývoj sazeb korporátní daně v SRN za roky 1990–2013
Zdroj: Table II.1 - Corporate income tax rates, 1981–1999 a 2000–2014; Spengel et al., 2014; vlastní zpracování v SW Gretl.

Údaje o velikosti (kombinovaných) statutárních sazeb korporátní daně v **zemích EU**, pro potřeby další části diplomové práce, budou čerpány taktéž z databáze OECD s případným doplněním (pro nečlenské státy OECD) z publikace PwC (2012, 2013, 2014).

4.1.2 Výnosy korporátní daně

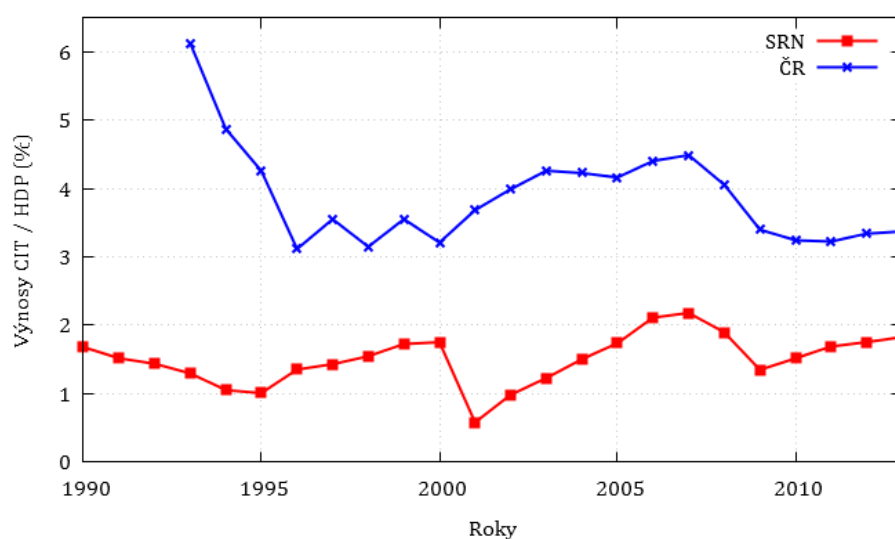
Zdrojem dat výnosů CIT bude databáze OECD (Revenue Statistics - Comparative tables, 2014).¹⁷ Do výnosů korporátní daně budou spadat v souladu s klasifikací OECD *Výnosy korporátní daně z příjmů, zisků a kapitálových výnosů*¹⁸ skupiny 1200 (více viz kapitola 2.3). Tento ukazatel bude vyjádřen jako podíl na HDP v běžných cenách (čímž dojde k eliminaci vlivu inflace a závislosti ukazatele na velikosti ekonomiky). Předmětem analýzy budou celkové výnosy, tzn. plynoucí i ze zdanění na lokální úrovni (týká se SRN).

Vývoj výnosů korporátní daně v poměru k HDP je znázorněn na obr. 7, a to od vzniku ČR (1993) a od sjednocení Německa (1990) po nejaktuálnější dostupnou hodnotu výnosů pro rok 2013.

V **České republice** lze v prvních čtyřech letech sledovat snižování výnosů CIT v poměru k HDP. V tomto období byla snížena statutární sazba daně z 45 % (rok 1993) na 39 % (rok 1996), což vedlo k poklesu výnosu daně. Pokles ukazatele výnosů CIT v poměru k HDP je umocněn současným růstem HDP.

¹⁷ Databáze EUROSTATu nabízí oproti OECD kratší časovou řadu těchto dat.

¹⁸ Kapitálové výnosy nepodléhají v ČR ani v SRN speciální dani, ale jsou zařazeny do podskupiny 1210 – daně z příjmů a zisků. Výnosy podskupiny 1220 tudíž dosahují nuly. (OECD, 2014, s. 325)



Obr. 7 Vývoj výnosů korporátní daně (% HDP) v ČR (1993–2013) a SRN (1990–2013)
Zdroj: Revenue Statistics - Comparative tables, 2014; vlastní zpracování v SW Gretl.

Růstový trend inkasa daně v ČR započal podle Finanční správy ČR (2002, s. 9) v roce 1998. V rámci něj se projevil dlouhodobý efekt legislativních změn přijatých od roku 1998, které do určité míry omezily nežádoucí optimalizaci základu daně. Na pozitivní vývoj měly vliv také vzrůstající podnikatelské aktivity a příznivé hospodářské výsledky. Nejvyššího tempa růstu bylo dosaženo v letech 2000–2001, při následném zpomalení růstu hrály roli povodně roku 2002 a v jejich kontextu poskytnuté daňové úlevy.

Od roku 2003 se začala zlepšovat výtěžnost korporátní daně díky lepší platební disciplíně a zvyšující se účinnosti správy daní. Naopak od roku 2004 mělo na výnosy korporátní daně negativní vliv mimo jiné další snižování statutární sazby. Tento vliv však převážily růstové tendence ekonomiky. (Finanční správa ČR, 2005, s. 9–10)

Podle Finanční správy ČR (2008, s. 11) se zlom ve vývoji projevil v roce 2008, kdy se na konci roku u nejvíce postižených odvětví začala projevovat celosvětová hospodářská krize. Pokles inkasa daně dále prohloubilo především postupné snižování sazby daně z 24 % (rok 2007) na 19 % pro zdaňovací období započatá v roce 2010. V roce 2012 se ve výběru korporátní daně již příznivě projevilo částečné oživení ekonomiky z roku 2011. (Finanční správa ČR, 2012, s. 7)

U **Německa** (spodní křivka na obr. 7) si lze povšimnout markantního propadu výnosů v roce 2001, které souvisí s výrazným snížením statutární sazby CIT v rámci daňové reformy. Kromě tohoto případu došlo k viditelnému snížení výnosů korporátní daně v období hospodářské krize (od roku 2008), který byl umocněn dalším snížením sazby CIT.

Zdrojem dat výnosů korporátní daně ku HDP v jednotlivých **zemích EU**, pro potřeby další části diplomové práce, bude databáze EUROSTATu (Main national accounts tax aggregates, 2014). Podle klasifikace ESA 1995, kterou využívá EU-

ROSTAT, budou konkrétně použity výnosy (příjmy) daní spadající do skupin D51B (Taxes on the income or profits of corporations) a D51C (Taxes on holding gains). Ta jsou srovnatelná se skupinou 1200 OECD klasifikace (OECD, 2014, s. 335). Nejaktuálnější zveřejněná hodnota tohoto ukazatele je za rok 2012.

4.1.3 Definice ukazatelů použitých při ověřování stanovených hypotéz

V tabulce č. 1 jsou definovány ukazatele dále použité k ověření stanovených hypotéz. Snahou je použít nejaktuálnější dostupná data – velikost stínové ekonomiky a ukazatele přílivu a odlivu FDI se vztahují k roku 2012, míra otevřenosti ekonomiky k roku 2013, ostatní ukazatele jsou čerpány za rok 2014.

Index vnímání korupce je sestavován nevládní neziskovou organizací Transparency International, k měření velikosti stínové ekonomiky je využit odhad od Fridricha Schneidera, ukazatel míry otevřenosti ekonomiky je čerpán z databáze Světové banky a data k ostatním ukazatelům z databáze EUROSTATu.

Tab. 1 Definice ukazatelů k ověření stanovených hypotéz

Zkoumaná problematika	Použité ukazatele a jejich definice
<p>Vliv daňových úniků na výnosy CIT</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Index vnímání korupce (CPI) – ukazatel míry vnímané korupce ve veřejném sektoru. Hodnoty CPI jsou stanovovány na základě nezávislých průzkumů a reprezentují názory renomovaných institucí a odborníků. CPI blížící se 0 značí vysokou míru korupce, naopak 100 představuje zemi téměř bez korupce. (Corruption Perceptions Index, 2012) • Velikost stínové ekonomiky (% oficiálního HDP) – stanovena na základě odhadu metodou MIMIC (Multiple Indicators and Multiple Courses) Fridrichem Schneiderem, profesorem na Univerzitě Johannese Keplera v Linci (Schneider, 2015, s. 1). Pro účely tohoto odhadu jsou do stínové ekonomiky zahrnovány „legální obchodní aktivity, které se provádějí mimo dosah orgánů státní správy“. Jedná se zejména o „práci na černo“ nebo o zatajování části zdanitelných příjmů. Naopak nejsou zahrnuty trestné činy, jako je obchod s drogami, zpronevěry atp. (Visa Europe, Schneider, 2013)
<p>Vliv velikosti ekonomiky na sazbu CIT</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Celková průměrná populace – aritmetický průměr stavu populace k 1. 1. dvou po sobě jdoucích let. Ukazatel se používá i při výpočtu dalších demografických ukazatelů. (Population change, 2015) • HDP v běžných (tržních) cenách (mil. EUR) – ukazatel ekonomické situace národa, který zahrnuje hodnotu celkové produkce zboží a služeb po vyloučení hodnoty meziproduktů. (GDP and main components, 2015)

<p>Vliv „bohatství“ ekonomiky na sazbu CIT</p>	<ul style="list-style-type: none"> • HDP na obyvatele ve standardu kupní síly (PPS; průměr EU28 = 100) – ukazatel zohledňuje velikost ekonomiky vyjádřenou počtem obyvatel a prostřednictvím PPS také rozdíly v cenových hladinách jednotlivých zemí. Dosahuje-li index hodnoty > 100, úroveň HDP na osobu dané země je vyšší než průměr EU. (GDP per capita in PPS, 2015)
<p>Vliv míry otevřenosti ekonomiky na sazbu CIT</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Otevřenost obchodu (% HDP) – součet vývozu (exportu) a dovozu (importu) zboží a služeb vyjádřený jako podíl na hrubém domácím produktu. (Trade (% of GDP), 2015)
<p>Výše sazby CIT ve státech EU15 vs. v „nových“ státech EU</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Státy EU15 = Belgie, Dánsko, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Španělsko, Švédsko, Velká Británie. • „Nové“ členské státy EU = Bulharsko, Česká republika, Estonsko, Chorvatsko, Kypr, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Malta, Polsko, Rumunsko, Slovenská republika, Slovinsko.
<p>Vliv velikosti korporátního zdanění na hospodářský růst</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Tempo růstu reálného HDP (% změna oproti předchozímu roku) – umožňuje srovnání dynamiky hospodářského vývoje v čase a mezi velikostně rozdílnými ekonomikami. Metoda výpočtu zajišťuje eliminaci vlivu cenových pohybů na hodnotu ukazatele. (Real GDP growth rate – volume, 2015)
<p>Vliv velikosti korporátního zdanění na výši investic</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Tvorba hrubého fixního kapitálu (% HDP) – hodnota investic rezidentských producentů snížená o úbytky (prodeje, bezúplatná předání) těchto hmotných i nehmotných fixních aktiv plus zvýšení hodnoty nevyráběných aktiv za dané období. Fixní aktiva jsou aktiva, která se používají opakovaně nebo průběžně po dobu delší než 1 rok. (Glossary: Gross fixed capital formation (GFCF), 2013)
<p>Vliv velikosti korporátního zdanění na příliv FDI</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Příliv přímých zahraničních investic z ostatních zemí světa – tok (% HDP) – hodnota přímých investic nově uskutečněných zahraničními subjekty ve vykazující ekonomice během daného období. Přímé zahraniční investice (FDI) – jedná se o mezinárodní investice subjektů z jedné ekonomiky se záměrem získat trvalý podíl ve společnosti z jiné ekonomiky. Základním kritériem je získání nejméně 10% podílu (hlasovacích práv) na základním kapitálu společnosti. (European Union direct investments, 2013)
<p>Vliv velikosti korporátního zdanění na odliv FDI</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Odliv přímých zahraničních investic do ostatních zemí světa – tok (% HDP) – hodnota přímých investic nově uskutečněných rezidentskými subjekty v zahraničí během daného období. (European Union direct investments, 2013) Definice FDI viz výše.

4.2 Metodika

Při zpracování dat bude pro účely této práce využit tabulkový procesor MS Excel a ekonometrický software Gretl (verze 1.10.2). Pro splnění vytyčených cílů bude zapotřebí použít zejména regresní analýzu, hledání extrémů funkce a korelační analýzu včetně testování hypotéz o korelačních koeficientech.

4.2.1 Regresní analýza

Regresní analýza je hlavním nástrojem ekonometrie, jejímž úkolem je vysvětlit změny hodnot jedné proměnné (vysvětlovaná proměnná neboli regresand) změnami hodnot jiných proměnných (vysvětlující proměnné neboli regresory). (Cipra, 2013, s. 31)

Pro regresní analýzu je charakteristické, že se zabývá statistickou závislostí mezi proměnnými, která se týká hlavně náhodných proměnných, tj. proměnných s pravděpodobnostním rozdělením. Tato statistická závislost však sama o sobě nemusí nutně znamenat kauzalitu. Dále je důležitá asymetričnost (jednosměrnost) této závislosti. Předpokládá se, že vysvětlovaná proměnná je statistická, náhodná (stochastická) veličina. Naopak hodnota vysvětlujících proměnných je při opakovaném výběru považována za fixní. (Gujarati, Porter, 2009, s. 19–20)

Při ekonometrické analýze lze podle Huška (2007, s. 11–23) využít následující metodologický postup:

- Specifikace ekonometrického modelu – zahrnuje určení a klasifikaci všech proměnných zahrnutých do modelu, stanovení předpokládaných znamének a očekávaných hodnot odhadnutých parametrů modelu a volbu matematického a analytického tvaru modelu.
- Kvantifikace ekonometrického modelu – počíná sběrem a úpravou statistických dat, následná kvantifikace slouží k odhadu numerických hodnot parametrů modelu.
- Verifikace ekonometrického modelu – znamená ověření souladu získaných odhadů parametrů s apriorními omezeními ekonomické hypotézy, dále zahrnuje posouzení statistické významnosti odhadnutých parametrů a testování platnosti hypotéz o vlastnostech modelu, zvoleného funkčního tvaru či použitých dat. Tato etapa se tedy skládá z ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace.
- Praktické využití odhadnutého modelu – pro účely analýzy ex post, ex ante (tj. prognózování), nebo jako nástroj ekonomického rozhodování.

Obecný zápis (aditivního) regresního modelu může mít následující podobu (Hebák, 2005, s. 28 a 35):

$$Y = \eta + \varepsilon$$

kde Y ... zkoumaná vysvětlovaná proměnná; η ... populační (teoretická) regresní funkce; ε ... nepozorovatelná rušivá složka (stochastický chybový člen).

V této práci bude použit polynomický regresní model druhého stupně (tj. kvadratická funkce, neboli parabola), který může být zapsán pro i -té pozorování ve tvaru:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \varepsilon_i$$

kde X ... vysvětlující proměnná; β_k ... dílčí regresní koeficienty (parametry); $i = 1, 2, \dots, n$. Jedná se o regresi s pouze jednou vysvětlující proměnnou X , která se ale v modelu vyskytuje s různým umocněním, což vytváří vícenásobný regresní model. Tento regresní model je lineární v parametrech, které tak mohou být odhadnuty klasickou OLS nebo ML¹⁹ metodou. (Gujarati, Porter, 2009, s. 210)

Nejčastěji používanou metodou odhadu parametrů lineárního regresního modelu je podle Cipry (2013, s. 34) metoda nejmenších čtverců – OLS (Ordinary Least Squares). Tato metoda se skládá z výběru hodnot neznámých parametrů tak, aby součet čtverců reziduí $\sum \hat{\varepsilon}_i^2$ (též RSS) byl co nejmenší (Gujarati, Porter, 2009, s. 55–56, 193):

$$\min \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

$$\min \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki})^2$$

kde $\hat{\varepsilon}_i$... rezidua, tj. rozdíly mezi skutečnými (pozorovanými) hodnotami (Y_i) a odhadnutými (\hat{Y}_i) hodnotami Y .

Aby OLS odhady parametrů nabyly určité žádoucí vlastnosti (neustrannost, vydatnost, konzistenci), je zapotřebí splnit předpoklady klasického lineárního regresního modelu (dále jen KLRM; Gujarati, Porter, 2009, s. 84, 61–68, 189):

1. Linearita regresního modelu v parametrech.
2. Fixní hodnoty X při opakovaných výběrech a nezávislost hodnot X na chybovém členu.
3. Nulová střední hodnota chybového členu.
4. Homoskedasticita neboli konstantní rozptyl chybového členu.
5. Není autokorelace (sériová korelace) chybového členu – pozorování chybového členu nejsou korelovaná se sebou samými.

¹⁹ ML metoda = metoda maximální věrohodnosti. (Gujarati, Porter, 2009, s. 102)

6. Počet pozorování je větší než počet odhadovaných parametrů.
7. Existuje variabilita v hodnotách regresorů – všechny hodnoty regresorů ve vzorku nemohou být stejné.
8. Není perfektní (multi)kolinearita – žádný z regresorů nemůže být zapsán jako přesná lineární kombinace zbývajících regresorů v modelu.
9. Správná specifikace regresního modelu.

Mezi zmíněné předpoklady KLRM lze zařadit předpoklad normality, tj. reziduální složky jsou normálně rozdělené pro všechna pozorování. Tento předpoklad je požadován zejména při statistickém testování hypotéz, konstrukci spolehlivostních a předpovědních intervalů, pro nalezení maximálně věrohodných odhadů parametrů atp. (Cipra, 2013, s. 52)

Při nesplnění předpokladů KLRM existují určité možnosti korekce. V některých případech je možné využít k odhadu regresních parametrů místo metody OLS (při níž odhady parametrů ztrácí některé žádoucí vlastnosti) metodu zobecněných nejmenších čtverců – GLS (Generalized Least Squares). Například po detekci autokorelace chybového členu je podle Gujaratiho a Portera (2009, s. 440) potřeba ověřit, zda se jedná o čistou autokorelaci, tzn. nezpůsobenou chybnou specifikací modelu. Pokud je v modelu čistá autokorelace, lze k její korekci použít některou z metod GLS. V některých případech je možné pokračovat s OLS odhadem. Pokud není parametr autokorelace ρ znám, lze použít např. iterační postup podle Cochran a Orcutta (dále jen CO), kterým se provede nejprve odhad parametru ρ , který je dále použit k získání GLS odhadu regresních parametrů. (Gujarati, Porter, 2009, s. 482) Jak uvádí Greene (2012, s. 966), při estimaci CO metodou je z důvodu výpočetního zjednodušení vynecháno první pozorování.

Testování hypotéz

V rámci statistické verifikace je posuzována statická reálnost odhadnutých parametrů i celého ekonometrického modelu. Jedním z nástrojů této verifikace jsou statistické testy. (Hušek, 2007, s. 20–21)

Při testování statistických hypotéz je podle Cipry (2013, s. 55–56) nutné nejprve stanovit hypotézy – nulovou (testovanou) hypotézu H_0 a alternativní hypotézu H_1 . Rozhodování o ne/zamítnutí H_0 se provádí na základě porovnání testové statistiky (vypočtené z empirických dat) s kritickou hodnotou²⁰, resp. na základě příslušnosti testové statistiky do kritického oboru. V případě, že testová statistika spadá do kritického oboru, H_0 se zamítá ve prospěch H_1 .

Dalšími možnostmi je provést statistický test pomocí intervalu spolehlivosti anebo na základě p-hodnoty. P-hodnota představuje v současnosti nejrozšířenější přístup k testování hypotéz v počítačových softwarech. Při rozhodování o zamítnu-

²⁰ Kritická hodnota tvoří hranici mezi kritickým oborem a oborem přijetí, které dohromady tvoří výběrový prostor, jehož hodnot může testové kritérium nabýt. (Hebák et al., 2007, s. 58)

tí nebo nezamítnutí hypotézy se p-hodnota porovnává se zvolenou hladinou významnosti α .²¹ P-hodnota tedy vyjadřuje maximální hladinu významnosti, při které se nulová hypotéza ještě nezamítá. (Cipra, 2013, s. 55–56)

Hodnocení kvality regresního modelu

Pro určení shody odhadnutého lineárního modelu s empirickými daty se nejčastěji používá koeficient vícenásobné determinace (R^2). Ten „je založen na rozkladu celkového rozptylu vysvětlované proměnné a je mírou podílu vysvětlení rozptylu endogenní proměnné Y odhadnutým lineárním regresním modelem“. (Hušek, 2007, s. 40)

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

kdy $0 \leq R^2 \leq 1$;

TSS ... celkový součet čtverců; ESS ... vysvětlený součet čtverců; RSS ... reziduální (chybový) součet čtverců (Cipra, 2013, s. 48–50).

Zejména v případě porovnávání vysvětlovací schopnosti modelů s různým počtem pozorování nebo s jinou množinou regresorů, je vhodné použít korigovaný koeficient vícenásobné determinace (\bar{R}^2), který je upraven počtem stupňů volnosti. Mezi další kritéria volby modelu lze zařadit tzv. informační kritéria – Akaikeho (AIC), Schwarzovo bayesovské (SBIC) a Hannanovo-Quinnovo (HQIC). Jako nejvhodnější z rozdílně specifikovaných modelů se zvolí ten, který má nejnižší hodnotu vybraného informačního kritéria. (Hušek, 2007, 40–41, 63)

K posouzení správnosti specifikace modelu lze využít rovněž testy významnosti vysvětlujících proměnných (t-test či F-test) a testy chybné specifikace modelu (např. analýza reziduí, RESET test). (Hušek, 2007, 60–61)

Přehled testů k verifikaci ekonometrického modelu

V tabulce 2 je uveden přehled vybraných testů a příslušných nulových hypotéz sloužících k verifikaci ekonometrického modelu.

Co se týče problematiky (multi)kolinearit, lze ji podle Cipry (2013, s. 117–120) v modelu detekovat bez použití statistických testů, např. zjištěním vysoké hodnoty výběrového korelačního koeficientu mezi dvěma regresory. Dále někteří autoři používají k detekci tzv. faktor zvyšující rozptyl (variance inflation factor, VIF):

$$VIF(\hat{\beta}_i) = \frac{1}{1-R_i^2}.$$

Podle přibližného pravidla se považuje kolinearita mezi regresory za vysokou, pokud $VIF > 10$. (Gujarati, Porter, 2009, s. 340)

²¹ Hladina významnosti vyjadřuje maximum pravděpodobnosti chybného zamítnutí testované hypotézy H_0 (tj. chyba I. druhu) v podprostoru ω vymezeném hypotézou H_0 . (Hebák et al., 2007, s. 58–59)

Tab. 2 Přehled vybraných verifikačních testů vč. nulových hypotéz

Test	Nulová hypotéza
t-test	Statistická neprůkaznost regresního koeficientu
F-test	Statistická neprůkaznost modelu jako celku
RESET test	Správná specifikace modelu
Breusch-Paganův test	Homoskedasticita reziduí
Durbin-Watsonův test ²²	Není autokorelovanost reziduí 1. řádu
Ljung-Boxův test	Není autokorelovanost reziduí vyšších řádů
Shapiro-Wilkův test	Normální rozdělení reziduí

Zdroje: Cipra, 2013, s. 60, 69, 96; Hušek, 2007, s. 61–62, s. 79–81, 94; Hebák et al., 2007, s. 92.

4.2.2 Extrémy funkce

Určit extrém funkce lze za pomoci derivací. Lokální extrém může mít podobu lokálního maxima nebo naopak lokálního minima. „Funkce $y = f(x)$ má v bodě x_0 , ve kterém je definována:

- lokální maximum, jestliže existuje okolí bodu x_0 tak, že pro všechny body x z tohoto okolí platí $f(x_0) > f(x)$,
- lokální minimum, jestliže existuje okolí bodu x_0 tak, že pro všechny body x z tohoto okolí platí $f(x_0) < f(x)$.“ (Moučka, Rádl, 2010, s. 120)

Bod x_0 , ve kterém je první derivace $f'(x_0) = 0$, se nazývá stacionární bod. Pokud potřebujeme vědět, zda má funkce ve stacionárním bodě lokální extrém, můžeme využít následující větu: „Nechť $f'(x_0) = f''(x_0) = f'''(x_0) = \dots = f^{(n-1)}(x_0) = 0$ a $f^n(x_0) \neq 0$. Je-li n sudé a $f^n(x_0) > 0$, má funkce f v bodě x_0 lokální minimum. Je-li n sudé a $f^n(x_0) < 0$, má funkce f v bodě x_0 lokální maximum. Je-li n liché, nemá funkce v bodě x_0 lokální extrém.“ (Moučka, Rádl, 2010, s. 120–123)

4.2.3 Korelační analýza

Primární cíl korelační analýzy spočívá v měření síly či stupně vzájemného lineárního vztahu mezi dvěma proměnnými. Tato závislost je symetrická a nevzniká tak rozdíl mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými. Oba typy veličin jsou považovány za náhodné. (Gujarati, Porter, 2009, s. 20) Těsnost takovéto závislosti mezi náhodnými veličinami X a Y vyjadřuje **Pearsonův koeficient korelace ρ** . Odhadem ρ_{XY} ($= \rho_{YX}$) je výběrový korelační koeficient r , pro nějž platí:

²² DW ≈ 2 značí nekorelovanost, DW ≈ 0 znamená extrémní pozitivní korelovanost a DW ≈ 4 značí extrémní negativní korelovanost sousedních reziduí. (Cipra, 2013, s. 97)

$$r_{XY} = r_{YX} = \frac{S_{XY}}{S_X S_Y}$$

kde s_{XY} ... výběrová kovariance X a Y; $s_X s_Y$... součin výběrových směrodatných odchylek X a Y.

Jednoduchý korelační koeficient nabývá hodnot $\langle -1; 1 \rangle$:

- $r_{XY} > 0$... přímý lineární vztah mezi X a Y;
- $r_{XY} = 0$... nekorelovanost proměnných;
- $r_{XY} < 0$... nepřímý lineární vztah mezi X a Y. (Budíková, Králová, Maroš, 2010, s. 128, 227)

V rámci korelační analýzy se provádí testování hypotézy o nekorelovanosti náhodných veličin X a Y. Stanoví se tedy hypotézy $H_0: \rho_{XY} = 0$; $H_1: \rho_{XY} \neq 0$. K testování se často používá t-test s testovací statistikou:

$$t = \frac{r\sqrt{(n-2)}}{\sqrt{1-r^2}} \sim t(n-2)$$

která má při platnosti H_0 t-rozdělení s $(n-2)$ stupni volnosti. (Hebák, 2005, s. 158)

Pearsonův jednoduchý korelační koeficient je podle Hebáka (2005, s. 165) vhodné použít jen při větším rozsahu výběru a alespoň při přibližném splnění předpokladu náhodného výběru z dvourozměrného normálního rozdělení. Další jeho nevýhodou je citlivost na existenci odlehlých pozorování.

Pokud nejsou splněny podmínky pro využití Pearsonova korelačního koeficientu, lze použít neparametrický test či charakteristiku. Nejčastěji se používá **Spearmanův korelační koeficient** r_s , který je vhodný „pro rychlé a orientační zjištění síly monotónního lineárního i nelineárního vztahu ordinálních či kardinálních proměnných X a Y, jakož i pro testování jejich nezávislosti“. (Hebák, 2005, s. 165)

$$r_{s_{xy}} = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (p_i - q_i)^2}{n(n^2 - 1)}$$

kde p_i ... pořadí uspořádaných hodnot x_i ; q_i ... pořadí uspořádaných hodnot y_i .

Spearmanův korelační koeficient může nabývat hodnot $\langle -1; 1 \rangle$. V případě, že $r_s = -1$, jde o nepřímé (zrcadlově obrácené) zcela shodné pořadí a naopak. Pokud je $r_s = 0$, jsou obě pořadí lineárně nezávislá. (Hebák, 2005, s. 166)

4.2.4 Dvouvýběrový Wilcoxonův test

Wilcoxonův test je neparametrický pořadový test, pomocí něhož lze testovat shodnost mediánů²³ dvou nezávislých náhodných výběrů (X_1, \dots, X_n a Y_1, \dots, Y_m), tedy:

$$H_0: x_{0,5} - y_{0,5} = 0 \text{ proti } H_1: x_{0,5} - y_{0,5} \neq 0,$$

kde $x_{0,5}$ a $y_{0,5}$ jsou mediány jednotlivých výběrů.

Prvním krokem je vzestupné seřazení všech $m+n$ hodnot výběrů podle velikosti. Následně se u jednotlivých výběrů sečtou hodnoty pořadí (T_1 a T_2). Rozhodnutí o ne/zamítnutí H_0 se provede na základě porovnání vypočtené statistiky s kritickou hodnotou:

- statistiky $U_1 = mn + \frac{n(n+1)}{2} - T_1$, $U_2 = mn + \frac{m(m+1)}{2} - T_2$, kde $U_1 + U_2 = mn$;
- zamítnutí H_0 na hladině významnosti α , když $\min \{U_1, U_2\} \leq$ tabelovaná kritická hodnota. (Budíková, Králová, Maroš, 2010, s. 198)

²³ Medián patří spolu s modem a průměrem mezi míry centrální tendence. Jedná se o prostřední pozorování z uspořádaného souboru pozorování. Medián není ovlivněn výskytem extrémních hodnot v souboru pozorování. (Greene, 2012, s. 1057, 1088)

5 Výsledky a diskuze

S ohledem na hlavní cíl práce bude nejprve proveden odhad Lafferovy křivky, tzn. parabolický vztah mezi výnosy korporátní daně/HDP a sazbou této daně. Jedná se o zjednodušený vztah bez zahrnutí vlivu jiných proměnných na závisle proměnnou (tj. na výnosy korporátní daně v poměru k HDP). To znamená, že cílem není konstruovat regresní model, který by nejlépe vysvětloval závisle proměnnou.

Budou prezentovány výsledky jak s využitím (kombinované) statutární sazby daně, tak i její efektivní podoby. Efektivní průměrná sazba daně by měla mimo jiné do určité míry zohlednit způsob stanovení základu daně (výše daně je dána součinem základu daně a příslušné sazby daně), a tím zlepšit kvalitu odhadovaného modelu. Statutární sazby daně budou použity z důvodu zajištění většího počtu pozorování oproti EATR (podrobnosti viz kap. 4.1.1).

V návaznosti na teorii Lafferovy křivky se očekává u daňové sazby kladné znaménko (s růstem sazby rostou výnosy) a u její druhé mocniny naopak záporné.

V poslední části této kapitoly budou ověřovány hypotézy stanovené v rámci dílčího cíle diplomové práce. Všechny hypotézy a statistické testy v diplomové práci budou ověřovány na 5% hladině významnosti.

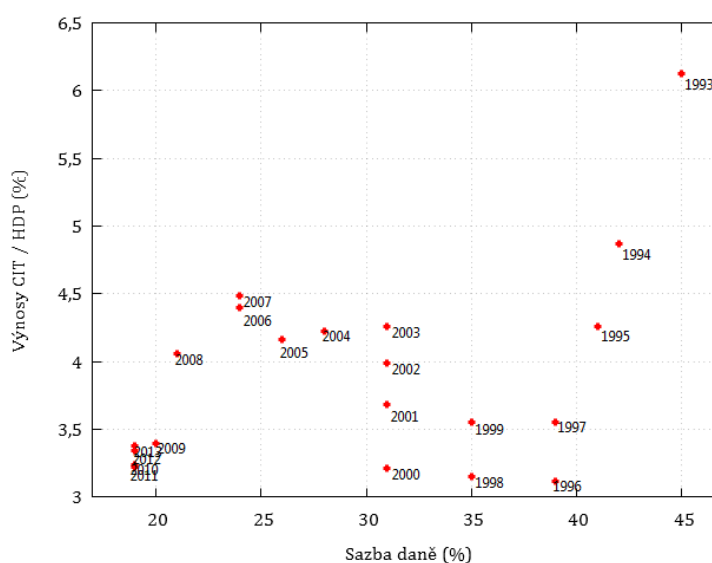
5.1 Lafferova křivka pro ČR (X = statutární sazba daně)

Na obrázku 8 je zaznamenán vývoj výnosů korporátní daně/HDP v závislosti na statutární sazbě daně v letech 1993–2013. Vstupní data jsou k dispozici v příloze A. Je zřejmé, že v letech bezprostředně po vzniku ČR, se ještě projevovaly pozůstatky minulého režimu např. v podobě extrémně vysokého zdanění podniků. Jednalo se o období transformace na tržní ekonomiku. Proto byly hodnoty za roky 1993–1995 pro jejich nesrovnatelnost s daty z následujících let z modelu odstraněny.²⁴ Po jejich odstranění již lze zjevně usuzovat na kvadratickou funkční formu.

Při kvantifikaci modelu bylo nejprve uvažováno, že výnosy CIT závisí pouze na sazbách daně stanovených pro stejné období, za něž se vykazují výnosy. Avšak z důvodu existence možnosti stanovit si jako zdaňovací období hospodářský rok, který nekoresponduje s kalendářním rokem, nebo z důvodu případné změny sazby korporátní daně v průběhu roku, byl proveden odhad regresních parametrů také pro regresory se zpožděním jednoho roku ($t-1$).

První model, s nulovým zpožděním sazby daně, vykázal obdobné výsledky jako model se zpožděním. Nicméně koeficient vícenásobné determinace byl vyšší a informační kritéria nižší u modelu se zpožděním, což svědčí o tom, že model se zpožděnými regresory o 1 rok vysvětlil větší část variability modelu a jeho použití je tedy vhodnější.

²⁴ Prudký pokles výnosů/HDP po roce 1993 na obr. 8 je dán snížením výnosů při současném růstu HDP (viz příloha A).



Obr. 8 Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na statutární sazbě CIT v čase t
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Numerický odhad regresních parametrů (koeficientů) metodou OLS pro zvolený model má následující podobu:

Tab. 3 Odhad regresních koeficientů metodou OLS za použití pozorování 1997–2013 (T = 17)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-3,30535	1,42818	-2,314	0,0363
sazba daně (t-1)	0,523508	0,105040	4,984	0,0002
sq_sazba daně (t-1)	-0,00919788	0,00184610	-4,982	0,0002

Koeficient determinace	0,640078
Adjustovaný koeficient determinace	0,588661

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Regresní koeficienty vykazují znaménka v souladu s teorií LC. Podle p-hodnoty $< 0,05$ se u regresních koeficientů zamítá H_0 o jejich statistické neprůkaznosti.

Dosažené hodnoty koeficientů determinace značí, že odhadnutým regresním modelem bylo vysvětleno kolem 60 % proměnlivosti vysvětlované proměnné.

Výslednou regresní rovnici po dosažení odhadnutých parametrů můžeme zapsat ve tvaru:

$$\left(\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}}\right)_t = -3,30535 + 0,523508 \cdot \text{sazba daně}_{t-1} - 0,00919788 \cdot \text{sazba daně}_{t-1}^2$$

Jak už bylo upozorněno v metodice, jedná se o model, ve kterém se jedna proměnná vyskytuje ve dvou funkčních tvarech, což předznamenává kolinearitu. Ta je potvrzena faktory zvyšujícími rozptyl (VIF) vyššími než 10 (konkrétně VIF = 94,98). V těchto případech, kdy by vynechání proměnné způsobující kolinearitu narušilo interpretaci modelu, či není možné eliminovat tento problém např. rozšířením datového souboru, se detekovaná kolinearita regresorů neodstraňuje.

Vybrané výsledky další verifikace odhadnutého regresního modelu jsou shrnuty v tabulce č. 4:

Tab. 4 Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM

Test	Testová statistika	P-hodnota
F-test	F = 12,4487	0,0008
RESET test (varianty: 2. a 3. mocniny, pouze 2. a pouze 3. mocniny)	F = 8,8205 F = 6,0550 F = 5,7467	0,0044 0,0286 0,0323
Breusch-Paganův test	LM = 1,1815	0,5539
Durbin-Watsonův test	DW = 0,7967	0,0001
Ljung-Boxův test	Q' = 11,1205	0,0252
Shapiro-Wilkův test	W = 0,9844	0,9868

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

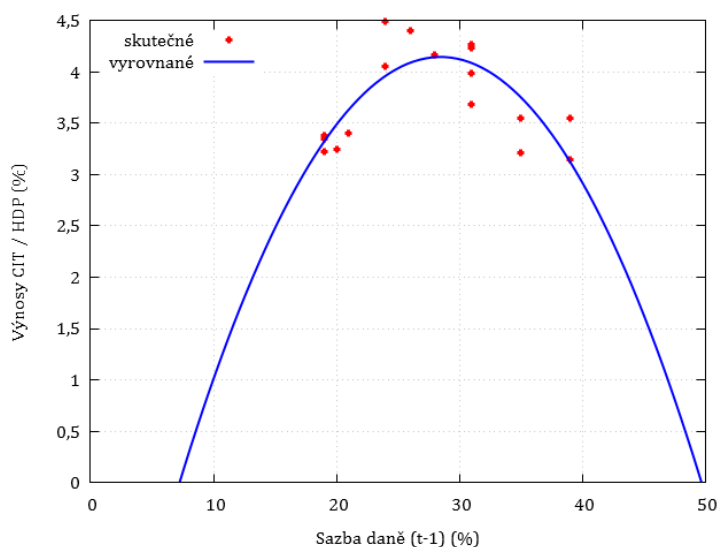
V souladu s požadovanými výsledky se na základě p-hodnot z tabulky 4 (a případně podle grafického ověření a dalších testů) zamítá celková neprůkaznost modelu a naopak se nezamítají nulové hypotézy o homoskedasticitě a normalitě reziduí.

Co se týče správné specifikace modelu, je na 5 % hladině významnosti všemi variantami RESET testu zamítnuta. Tento výsledek byl však očekáván, protože mimo jiné na základě uvedených studií v literární části byla prokázána závislost výnosů korporátní daně na mnoha dalších proměnných, než je sazba daně. Pro správnou specifikaci by tedy bylo nutné zařadit do modelu další vysvětlující proměnné.

Podobně i autokorelace reziduí – v tomto případě pozitivní autokorelace 1. řádu (což potvrdil i ACF graf), není překvapující. Jedná se pravděpodobně o nečistou autokorelaci způsobenou chybnou specifikací modelu. V případě čisté autokorelace (tj. u správně specifikovaného modelu) by mohlo být řešením použití zobecněné metody nejmenších čtverců. V tomto případě se však o čistou autokorelaci nejedná, proto je při kvantifikaci modelu ponecháno použití klasické OLS

s vědomím, že odhad regresních parametrů není obecně nejlepším mezi nestrannými lineárními odhady. Dále podle Cipry (2013, s. 100) v tomto případě (u pozitivní autokorelace) existuje větší riziko nesprávného vyhodnocení odhadnutých parametrů jako významných, stejně tak koeficient determinace může nabývat neoprávněně vyšší hodnoty.

Odhad Lafferovy křivky je znázorněn v grafu skutečných (empirických) a vyrovnaných (odhadnutých) hodnot (obr. 9).



Obr. 9 Odhad Lafferovy křivky pro ČR za použití statutární sazby CIT v čase (t-1), 1997–2013, T = 17
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Z vykreslení odhadu Lafferovy křivky si lze povšimnout, že nulového výnosu daně by bylo dosaženo při vyšší než nulové sazbě daně, což neodpovídá teorii Lafferovy křivky. Důvodem je, že empirická data se pohybují pouze v omezeném intervalu (19–39% sazba daně). Absencí extrémnějších hodnot empirických pozorování tento odhadnutý model do jisté míry trpí.

Z obrázku 9 je patrné, že nižší míra zdanění může přinést srovnatelnou úroveň výnosů CIT/HDP jako vyšší míra zdanění v prohibivní zóně Lafferovy křivky.

5.1.1 Kvantifikace Lafferova bodu

Maximum odhadnuté paraboly, tedy bod, při níž sazba korporátní daně maximalizuje výnosy (v poměru k HDP) se vypočte za pomoci derivací.

$$\left(\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}}\right)'_t = 0,523508 - 2 \cdot 0,00919788 \cdot \text{sazba daně}_{t-1}$$

$$0 = 0,523508 - 0,01839576 \cdot \text{sazba daně}_{t-1}$$

$$\text{sazba daně}_{t-1} \doteq 28,46 \%$$

Skutečnost, že vypočítaný extrém je maximem funkce, je zřejmá z grafického znázornění. Z tohoto důvodu matematické ověření (viz níže) už nebude v dalších částech práce uváděno:

$$\left(\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}}\right)''_t = -0,01839576$$

$$-0,01839576 < 0$$

Výsledkem tedy je, že maximálních výnosů korporátní daně ve výši 4,14 % HDP je dosaženo při zhruba 28,46% statutární sazbě korporátní daně minulého období.

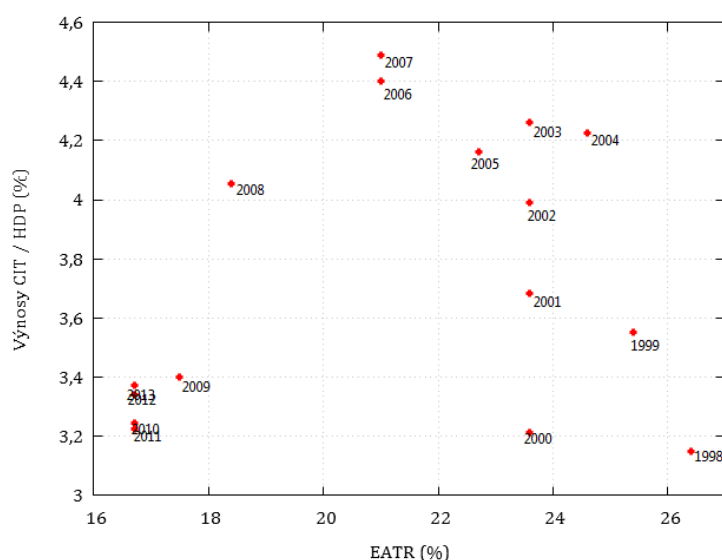
V současné době je v ČR uvalována daň z příjmů právnických osob ve výši 19 %. Znamená to, že se nacházíme nalevo od Lafferova bodu, kde s rostoucí sazbou daně rostou i výnosy a naopak. Pokud by tedy stát chtěl dosáhnout větších výnosů, nebylo by (za jinak nezměněných podmínek) vhodné pokračovat v trendu snižování statutární sazby daně.

Sazba daně maximalizující výnosy CIT 28,46 % je srovnatelná s výsledkem Kadlecové (2011), v jejíž práci vyšla o 0,8% bodů nižší. Rozdílnost v odhadu je dána zahrnutím dat do analýzy z jiného časového úseku, použitím jiné estimační metody a v neposlední řadě také tím, že se jedná jen o hrubé odhady s malým počtem pozorování.

5.2 Lafferova křivka pro ČR (X = EATR)

V příloze A jsou uvedena zdrojová data, kde je tentokrát vysvětlující proměnnou efektivní průměrná sazba daně (EATR). Vztah mezi EATR a výnosem korporátní daně v poměru k HDP za období 1998–2013 je znázorněn na obr. 10.

Stejně jako u modelu se statutární sazbou daně byl pro odhad Lafferovy křivky, díky lepšímu vysvětlení změn závisle proměnné, zvolen model se zpožděnou EATR o jeden rok. OLS odhad regresních koeficientů je zachycen v tabulce 5.



Obr. 10 Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na efektivní průměrné sazbě CIT v čase t
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Tab. 5 Odhad regresních koeficientů metodou OLS za použití pozorování 1999–2013 ($T = 15$)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-14,1826	3,92680	-3,612	0,0036
EATR (t-1)	1,68651	0,381747	4,418	0,0008
sq_EATR (t-1)	-0,0386826	0,00908229	-4,259	0,0011

Koeficient determinace	0,686783
Adjustovaný koeficient determinace	0,634580

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Regresní koeficienty vykazují předpokládané znaménko a podle t-testu (resp. p-hodnot v tabulce 5) také vysokou statistickou významnost. Podle koeficientu determinace model vysvětluje cca 68,68 % (u adjustované verze 63,46 %) variability vysvětlované proměnné.

$$\left(\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}}\right)_t = -14,1826 + 1,68651 \cdot \text{EATR}_{t-1} - 0,0386826 \cdot \text{EATR}_{t-1}^2$$

Pro odhad Lafferovy křivky je nutné do regresního modelu zařadit druhou mocninu regresoru, tudíž jak už bylo vysvětleno dříve, výskyt kolinearity ($\text{VIF} = 296,78$, tj. $\text{VIF} > 10$) zde není překvapující a pro zachování požadované interpretace modelu nebude odstraňován.

Vybrané výsledky další verifikace odhadnutého regresního modelu jsou shrnuty v 6. tabulce. Z nich vyplývá, že model s EATR má obdobné problémy jako se statutární sazbou daně. Celková průkaznost modelu i homoskedasticita jsou

v pořádku. Normální rozdělení reziduí není podle histogramu tolik jednoznačné, ale na základě statistických testů (např. Shapiro-Wilkův) se stále nezamítá.

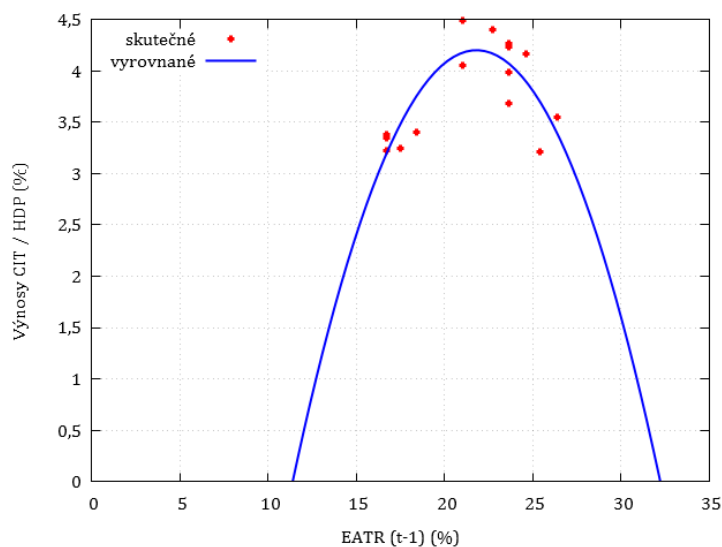
Tab. 6 Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM

Test	Testová statistika	P-hodnota
F-test	F = 13,1561	0,0009
RESET test (varianty: 2. a 3. mocniny, pouze 2. a pouze 3. mocniny)	F = 2,8851 F = 6,3257 F = 6,2978	0,1030 0,0287 0,0290
Breusch-Paganův test	LM = 0,6510	0,7222
Durbin-Watsonův test	DW = 1,0151	0,0025
Ljung-Boxův test	Q' = 10,5048	0,0327
Shapiro-Wilkův test	W = 0,8897	0,0664

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Správná specifikace se u některých variant RESET testu zamítá, u jiných ne (např. LM test správnou specifikaci nezamítá). Je jasné, že specifikace modelu, který obsahuje EATR namísto statutárních sazeb je lepší, ovšem stále se projevuje absence dalších důležitých regresorů.

Podle Durbin-Watsonova testu se nezamítá nulová hypotéza, že rezidua nejsou autokorelována. DW statistika (v hodnotě < 2) pak ukazuje na pozitivní autokorelaci 1. řádu, která přináší stejné problémy OLS odhadu jako v případě modelu se statutární sazbou. Problém autokorelace vyšších řádů podle testů a korelogramu reziduí (ACF) se v modelu pravděpodobně nevyskytuje.



Obr. 11 Odhad Lafferovy křivky pro ČR za použití efektivní průměrné sazby CIT v čase (t-1), 1999–2013, T = 15

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Odhad Lafferovy křivky je graficky znázorněn na obr. 11. Parabolický vztah je oproti případu se statutární sazbou daně strmější. Změna EATR vede ke větší změně ve výnosech, než by tomu bylo v případě změny statutární sazby daně. Tento výsledek je v souladu s tím, že se subjekty pravděpodobně více rozhodují podle skutečného zdanění, zajímají se nejen o výši sazby stanovenou zákonem, ale také o jiné daňové aspekty, které mají vliv na konečnou výši jimi odváděné daně. Výše výnosů je pak citlivější na změny této efektivní sazby daně.

Dále je tímto modelem vysvětlena větší část variability vysvětlované proměnné oproti případu se statutární sazbou daně (viz hodnoty koeficientů determinace v tab. 3 a 5). Tato skutečnost koresponduje s výsledky prací Clausing (2007) nebo Kubátové a Říhové (2009), podle nichž má být model s EATR kvalitnější.

Hodnoty EATR, při nichž výnosy/HDP dosahují nuly, nelze na základě tohoto modelu posuzovat. Odhad funkce je proveden na základě omezeného počtu empirických pozorování, která nabývají hodnot pouze kolem vrcholu křivky.

5.2.1 Kvantifikace Lafferova bodu

Níže uvedeným postupem byla vypočtena průměrná efektivní sazba cca ve výši 21,8 %, která maximalizuje výnosy korporátní daně následujícího roku. Při této sazbě dosahují výnosy zhruba 4,20 % HDP.

$$\left(\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}}\right)'_t = 1,68651 - 2 \cdot 0,0386826 \cdot \text{EATR}_{t-1}$$

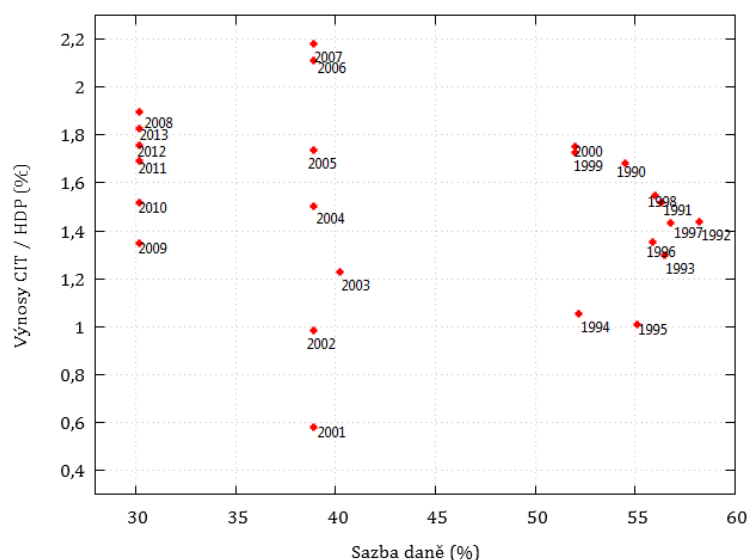
$$0 = 1,68651 - 0,0773652 \cdot \text{EATR}_{t-1}$$

$$\text{EATR}_{t-1} \doteq 21,80 \%$$

V současnosti, kdy EATR v ČR činí 16,7 %, se nacházíme v levé části odhadnuté Lafferovy křivky. Existuje tu tedy prostor ke zvýšení EATR, aniž by výnosy korporátní daně (v poměru k HDP) za jinak nezměněných podmínek klesly.

5.3 Lafferova křivka pro SRN (X = statutární sazba daně)

Konstrukci Lafferovy křivky pro Německo komplikuje promítnutí hospodářského cyklu do vývoje proměnných a především výrazné změny sazby korporátní daně během sledovaného období. Na bodovém grafu (obr. 12) je patrný propad výnosů ku HDP po roce 2000 z důvodu daňové reformy, která přinesla mimo jiné snížení „kombinované“ statutární sazby CIT z 52,03 % na 38,90 % (více viz kap. 4.1). V následujících letech byl růst výnosů (při 38,9% sazbě daně – s výjimkou roku 2003) podpořen současným růstem ekonomiky, a to až do roku 2008, od kterého se projevilo opětovné snížení daňových sazeb CIT a počínající hospodářská krize. Vstupní data jsou uvedena v druhé tabulce přílohy A.



Obr. 12 Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na „kombinované“ statutární sazbě CIT v čase t
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Je zřejmé, že vývoj empirických pozorování, kvůli výše zmíněným důvodům, neodpovídá teorii Lafferovy křivky. Případně by bylo možné uvažovat o její platnosti v delším časovém období, kdy po překonání „šoku“ z výrazné změny daňového zatížení (po roce 2000) mají výnosy opět tendenci vrátit se na vyšší hodnotu (v letech 2001–2007 se výnosy vyznačují rychlejším růstem než HDP).

Za účelem odhadu Lafferovy křivky na těchto datech se nabízí řešení v podobě eliminace vývojového zlomu nahrazením zasažených hodnot sazeb daně a příslušných výnosů (ku HDP) průměrnými hodnotami (nejedná se o zcela striktní přístup, dosažené výsledky musí být brány s větší rezervou, než při běžném odhadu). Konkrétně byly nahrazeny hodnoty za roky 2001–2003 (tzn. hodnoty po výrazném snížení daňové sazby) průměrem hodnot za roky 2004–2007. Při úpravě hodnot empirických pozorování v menším rozsahu (např. při nahrazení hodnot pouze z let 2001–2002) nebyly regresní koeficienty odhadnuté běžnou OLS, na rozdíl od zvolené úpravy, statisticky průkazné a podle koeficientů determinace a informačních kritérií bylo dosaženo velmi malé kvality odhadnutého modelu.

Po zmíněné úpravě dat byl na rozdíl od České republiky zvolen model, kde jsou výnosy ku HDP vysvětlovány sazbou daně ze stejného období (obě veličiny jsou vyjádřené v čase t). Tento model měl nepatrně vyšší adjustovaný koeficient determinace a nižší informační kritéria. Při odhadu regresních parametrů metodou OLS vyšly regresní parametry, kromě konstanty, jako statisticky významné (na hladině $\alpha = 5\%$) a model jako správně specifikovaný. Avšak byla identifikována pozitivní autokorelace reziduí 1. řádu (a pravděpodobně také autokorelace 3. řádu), kdy DW statistika dosahovala hodnoty 1,0232 při p-hodnotě 0,0010. V tomto případě, kdy nebyla zamítnuta správná specifikace modelu s autokorelací, byl následně proveden odhad zobecněnou metodou nejmenších čtverců (GLS),

konkrétně iterativní metodou podle Cochran a Orcutta (CO), jejíž výsledky jsou zachyceny v tabulce níže. Tato metoda vede ke korekci autokorelace 1. řádu.

Tab. 7 Odhad regresních koeficientů metodou CO za použití pozorování 1991–2013 (T = 23)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,00849349	1,62750	-0,0052	0,9959
sazba daně	0,0921638	0,0777927	1,1850	0,2500
sq_sazba daně	-0,00118512	0,000883558	-1,3410	0,1949

Koeficient determinace	0,573198
Adjustovaný koeficient determinace	0,530517

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Regresní koeficienty na základě CO odhadu opět vykazují předpokládané znaménko, ale podle p-hodnoty > 0,05 již nelze zamítnout jejich neprůkaznost. Neprůkaznost všech regresních koeficientů v modelu je pak na 5% hladině významnosti potvrzena i F-testem (tab. 8). Lze předpokládat, že průkaznost by mohla být splněna až při větším počtu pozorování.

V tabulce 8 jsou uvedeny výsledky verifikačních testů, které jsou při CO metodě dostupné. Test správné specifikace modelu (RESET test) není v tomto případě potřeba, protože splnění správné specifikace modelu, ve kterém byla současně zjištěna autokorelace 1. řádu, bylo předpokladem již pro samotnou volbu metody CO (správná specifikace byla ověřena při OLS odhadu, viz výše).

Tab. 8 Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM

Test	Testová statistika	P-hodnota
F-test	F = 2,1294	0,1451
Durbin-Watsonův test	DW = 1,4144	x ²⁵
Shapiro-Wilkův test	W = 0,8558	0,0035

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Podle testu Shapira-Wilka se na 5% hladině významnosti zamítá normální rozdělení reziduí. Chí-kvadrát test či ostatní testy normality nabízené v SW Gretl normální rozdělení nezamítají, ale podle Q-Q grafu je patrné jeho porušení. Problém autokorelace 1. řádu byl podle ACF grafu (a podle nárůstu DW statistiky směrem k hodnotě 2) odstraněn.

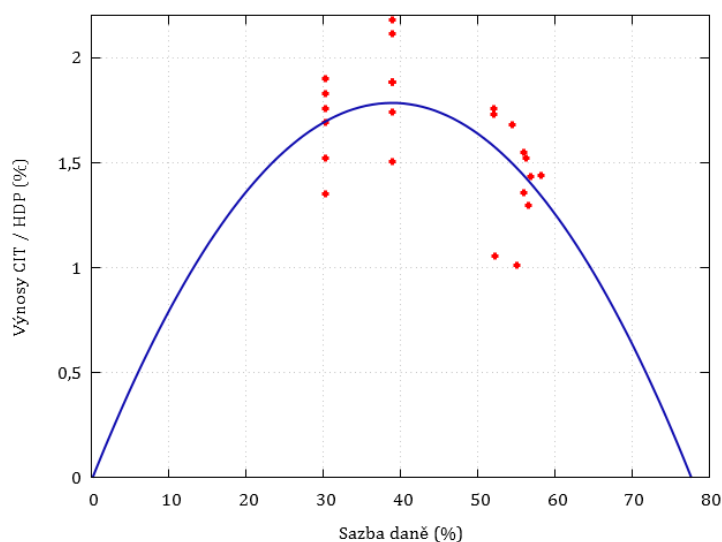
Dále se mezi sazbou daně a její druhou mocninou projevuje kolinearita (VIF = 180,70, tj. VIF > 10), která se však pro zachování funkční formy v tomto případě neodstraňuje.

²⁵ P-hodnota DW testu nebyla při odhadu metodou CO softwarem vypočtena.

Po dosažení výše odhadnutých koeficientů nabývá regresní rovnice tvaru:

$$\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}} = -0,00849349 + 0,0921638 \cdot \text{sazba daně} - 0,00118512 \cdot \text{sazba daně}^2$$

Na obrázku 13 je znázorněn výsledný odhad Lafferovy křivky:



Obr. 13 Odhad Lafferovy křivky pro SRN za použití „kombinované“ statutární sazby CIT v čase t , 1991–2013, $T = 23$

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Po proložení skutečných (avšak z části upravených) hodnot odhadnutou funkcí je patrná menší kvalita modelu. Odhad Lafferovy křivky trpí, stejně jako v případě LC pro ČR, malým počtem pozorování a absencí extrémnějších hodnot empirických pozorování. Nicméně, v tomto případě při nulové sazbě daně dosahují i výnosy v poměru k HDP zhruba nulové výše, což je v souladu s teorií Lafferovy křivky.

Méně strmý tvar křivky oproti LC ČR je v souladu s poznatkou Clausing (2007), kdy větší ekonomiky (s větší populací) by měly vykazovat méně strmou křivku s menším nárůstem výnosů ku HDP při nízkých sazbách daně a naopak s menším snížením výnosů ku HDP při vyšších daňových sazbách.

5.3.1 Kvantifikace Lafferova bodu

Pro odhadnutou funkci byla následujícím postupem vypočítána „kombinovaná“ statutární sazba daně ve výši cca 38,88 %, při níž dosahují výnosy CIT svého maxima ve výši 1,78 % HDP.

$$\left(\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}}\right)' = 0,0921638 - 2 \cdot 0,00118512 \cdot \text{sazba daně}$$

$$0 = 0,0921638 - 0,00237024 \cdot \text{sazba daně}$$

$$\text{sazba daně} \doteq 38,88 \%$$

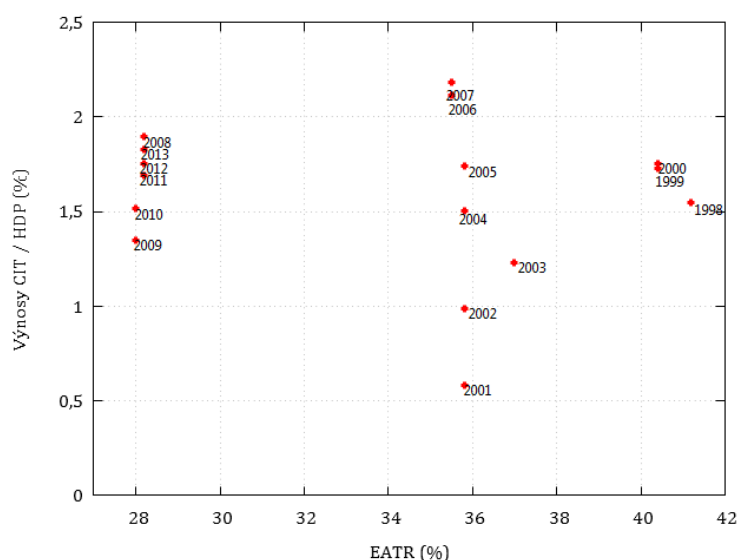
V současné době dosahuje „kombinovaná“ statutární sazba daně v Německu zhruba 30,18 %. Přes všechna omezení kvality odhadu Lafferovy křivky lze usuzovat, že stejně jako v ČR by se nemělo Německo nacházet v prohibitivní zóně Lafferovy křivky a případný růst daňového zatížení korporací by měl zvýšit výnosy CIT.

Při srovnání daňových sazeb CIT (a tím i výše Lafferova bodu) v ČR a v Německu je zřejmé, že Německo si díky lepší pozici, stabilitě své ekonomiky může dovolit korporace více zdaňovat. Vztah mezi výší zdanění korporací a různými charakteristikami ekonomik bude ověřován v jedné z dalších částí této práce.

5.4 Lafferova křivka pro SRN (X = EATR)

Při odhadu LC pro Německo s využitím EATR nastává stejný problém jako v předchozím případě. Do vývoje proměnných se odráží hospodářský cyklus a zejména výrazné změny daňového zatížení korporací. Rozdílem je, že podle vývoje EATR došlo k většímu snížení skutečného daňového zatížení v SRN mezi roky 2007 a 2008 než v případě let 2000 / 2001 (viz obr. 14 a příloha A). Avšak díky expanzi ekonomiky snížení daňového zatížení korporací mezi roky 2007 a 2008 s sebou nepřineslo tak velký propad výnosů. Proto budou za účelem odhadu Lafferovy křivky na těchto datech, stejně jako v případě modelu s „kombinovanou“ sazbou daně, nahrazeny hodnoty proměnných za roky 2001–2003, a to průměrem hodnot za roky 2004–2007. Při interpretaci výsledků je nutné brát tuto úpravu dat v úvahu. Nahrazení právě 3 hodnot z let následujících po výrazné změně daňového zatížení bylo zvoleno z důvodu, že při úpravě dat v menším rozsahu (např. jen z let 2001–2002) byly regresní koeficienty při OLS odhadu statisticky neprůkazné a kvalita odhadnutého modelu byla minimální.

Po úpravě dat byl vybrán pro odhad LC jako nejvhodnější ten model, ve kterém vysvětlovaná i vysvětlující proměnná pocházejí ze stejného období. Při odhadu regresních parametrů metodou OLS vykazovaly regresní parametry očekávané znaménko a kromě konstanty byly na 5% hladině významnosti statisticky průkazné (neprůkaznost byla ovšem na hranici nezamítnutí). Z důvodu, že nebyla zamítnuta správná specifikace modelu a zároveň byl identifikován problém autokorelace reziduí (DW = 1,3919, p-hodnota 0,0295), byla za účelem provedení korekce autokorelace 1. řádu využita GLS metoda odhadu – konkrétně podle Cochran a Orcutta (CO).



Obr. 14 Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na efektivní průměrné sazbě CIT v čase t
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Výsledný odhad regresních parametrů (koeficientů) CO metodou je uveden v tabulce 9.

Tab. 9 Odhad regresních koeficientů metodou CO za použití pozorování 1999–2013 ($T = 15$)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4,24738	4,55479	-0,9325	0,3695
EATR	0,352778	0,278716	1,266	0,2296
sq_EATR	-0,00505863	0,00420400	-1,203	0,2521

Koeficient determinace	0,309221
Adjustovaný koeficient determinace	0,194091

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Regresní koeficienty vykazují znaménka v souladu s teorií. Již ale nelze zamítnout jejich neprůkaznost, čemuž odpovídá také výsledek F-testu, kdy se nezamítá neprůkaznost celého modelu (tab. 10). Lze předpokládat, že průkaznost by mohla být splněna až při větším počtu pozorování.

Nízké hodnoty koeficientů determinace, při pouhých 15 pozorováních, potvrzují horší kvalitu odhadnutého regresního modelu.

Tabulka 10 obsahuje výsledky verifikačních testů, které jsou při CO metodě dostupné. Ověření správné specifikace modelu (např. pomocí RESET testu) není v tomto případě potřeba, protože splnění správné specifikace modelu, ve kterém byla současně zjištěna autokorelace 1. řádu, bylo předpokladem již pro samotné provedení odhadu metodou CO.

Tab. 10 Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM

Test	Testová statistika	P-hodnota
F-test	F = 1,4104	0,2818
Durbin-Watsonův test	DW = 1,6329	x ²⁶
Shapiro-Wilkův test	W = 0,8666	0,0301

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

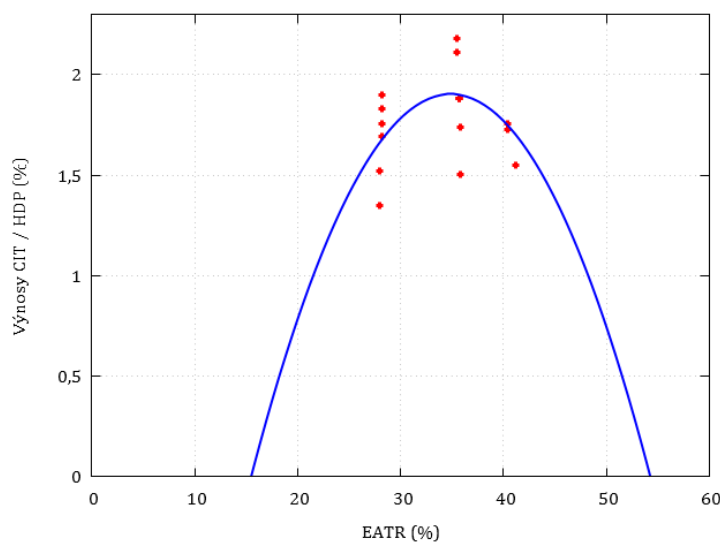
Použitím CO metody odhadu regresních parametrů byl odstraněn problém autokorelace 1. řádu (hodnota DW statistiky vzrostla směrem k hodnotě 2), podle ACF grafu je na hranici pouze autokorelace 3. řádu. Stejně jako u modelu se statutární sazbou daně byl na základě některých testů (Shapiro-Wilkův) identifikován problém nesplnění normálního rozdělení reziduí. Podle vykresleného histogramu by sice měla být normalita splněna, avšak lepší vypovídací schopnost pro tak malý počet pozorování byl měl mít právě Shapiro-Wilkův test.

Faktory zvyšující rozptyl (VIF) dosahují hodnoty 370,78, čímž poukazují na kolinearitu mezi regresory, která je způsobena zvoleným funkčním tvarem modelu, kde je EATR vyjádřena jak v první, tak v druhé mocnině.

Výsledná regresní rovnice lze zapsat následujícím způsobem:

$$\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}} = -4,24738 + 0,352778 \cdot \text{EATR} - 0,00505863 \cdot \text{EATR}^2$$

Na obrázku 15 je vykreslen výsledný odhad LC:



Obr. 15 Odhad Lafferovy křivky pro SRN za použití efektivní průměrné sazby CIT v čase t, 1999–2013, T = 15

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

²⁶ P-hodnota DW testu nebyla při odhadu metodou CO softwarem vypočtena.

Je zřejmé, že Lafferova křivka je opět strmější než v případě využití statutární sazby daně. Dokazuje to vyšší citlivost výnosů (v poměru k HDP) na změny ve výši EATR než na změny sazeb stanovených v zákoně.

Je třeba zdůraznit, že výsledný odhad je zatížen mnoha problémy – v podobě malého počtu pozorování, kumulace empirických dat pouze kolem vrcholu křivky či nutnou úpravou dat k sestrojení této křivky. Proto je nutné brát uvedenou interpretaci odhadnutého modelu s rezervou.

Za zmínku také stojí, že v případě Německa model s EATR vykazuje horší fit než model se statutární sazbou daně (viz koeficienty determinace v tab. 7 a 9). Tato skutečnost není v souladu s výsledky Clausing (2007) či Kubátové a Říhové (2009), kdy by efektivní výše zdanění měla změny výnosů CIT vysvětlovat lépe než statutární. Nesoulad výsledků může být dán jak zmíněnou diskutabilností odhadnutého modelu (kvůli úpravě dat atd.), tak skutečností, že systém zdaňování korporací v Německu, jakožto federativní republika, je složitější, je ovlivněn více faktory a tím pádem mezi výnosy a zkoumanou sazbou daně není tak pevná vazba např. jako v ČR (ve které vykazovaly oba odhady LC vyšší kvalitu a předpoklad kvalitnějšího modelu s EATR byl také splněn).

5.4.1 Kvantifikace Lafferova bodu

Pro odhadnutou funkci byla následujícím postupem vypočítána efektivní průměrná sazba daně ve výši cca 34,87 %, při níž dosahují výnosy CIT svého maxima ve výši 1,90 % HDP.

$$\left(\frac{\text{Výnosy CIT}}{\text{HDP}}\right)' = 0,352778 - 2 \cdot 0,00505863 \cdot \text{EATR}$$

$$0 = 0,352778 - 0,01011726 \cdot \text{EATR}$$

$$\text{EATR} \doteq 34,87 \%$$

V současné době dosahuje EATR v Německu 28,2 %. Přes všechna omezení výsledného odhadu by se Německo nemělo nacházet v prohibitivní zóně Lafferovy křivky a případný růst daňového zatížení korporací by měl vést ke zvýšení výnosů korporátní daně.

5.5 Vliv vybraných faktorů na výnosy a sazby korporátní daně

V této kapitole budou ověřovány hypotézy týkající se vlivu vybraných faktorů na výši výnosů a sazby korporátní daně v rámci 28 zemí Evropské unie. Vstupní data jsou k dispozici v příloze B. Hypotézy budou ověřovány vždy na 5% hladině významnosti.

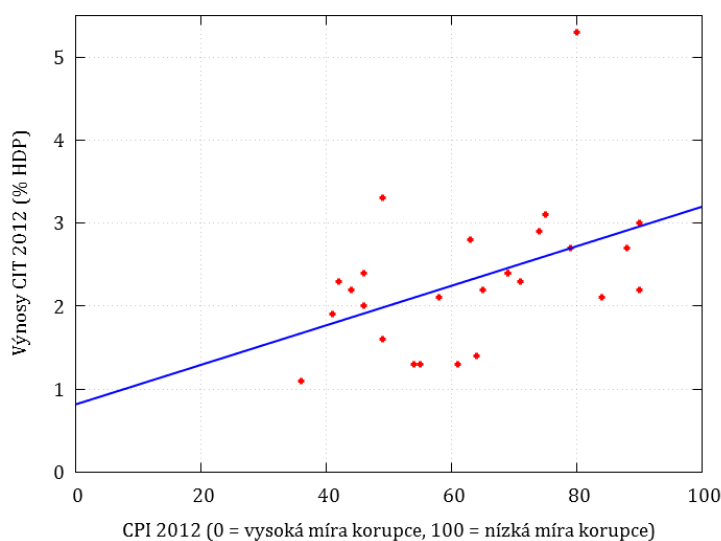
Pro vyjádření těsnosti vztahu mezi proměnnými bude použit Spearmanův ne-parametrický koeficient korelace, a to z důvodu porušení předpokladu dvouroz-

měrného normálního rozdělení, což není zejména u proměnných vyjádřených v procentech překvapující.²⁷ Použití Pearsonova koeficientu korelace by bylo v tomto případě nevhodné.

5.5.1 Vliv daňových úniků na výši výnosů korporátní daně

Z logiky věci vyplývá, že daňové úniky by měly mít negativní vliv na výnosy korporátní daně. Daňové úniky jsou jako takové obtížně měřitelné. Podobně jako v jiných uvedených studiích (např. Kubátová, Říhová, 2009 a Monteiro, Brandão, Martins, 2011) budou využity zástupné ukazatele – (a) Index vnímání korupce (CPI) za rok 2012 a (b) odhad velikosti stínové ekonomiky za rok 2012 (% oficiálního HDP). Oba vybrané zástupné ukazatele se neřadí mezi tvrdá data, snahou při jejich použití je alespoň přiblížit se skutečnosti. Závislou proměnnou jsou výnosy korporátní daně (v % HDP pro zajištění srovnatelnosti) za rok 2012. Podrobnější popis proměnných je k dispozici v kapitole 4.1.

(a) Nulová hypotéza: čím větší korupce (tj. čím menší CPI), tím menší výnosy korporátní daně.



Obr. 16 Vliv míry korupce na výši výnosů korporátní daně
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Ze souboru dat byla odstraněna dvě odlehlá pozorování – Malta (s výnosy 6,3 % HDP, CPI = 57) a Kypr (s výnosy 6,3 % HDP, CPI = 66). Výsledný bodový graf (obr. 16) znázorňuje pozitivní korelaci mezi výnosy korporátní daně a Indexem vnímání korupce, tzn. negativní vztah mezi výnosy CIT a mírou korupce.

²⁷ Normální rozdělení u obou zkoumaných proměnných současně nebylo zamítnuto pouze v případě HDP na obyvatele v PPS a sazby korporátní daně (viz dále).

Nejprve bude pomocí Wilcoxonova pořadového testu ověřována rozdílnost mediánů výnosů CIT mezi skupinami států s nízkou vs. s vyšší mírou korupce. Podle rozložení dat na obr. 16 je patrné, že pouze 8 států EU dosahuje $CPI < 50$ (tj. vyšší korupce), což je nedostatečný počet pozorování pro provedení Wilcoxonova pořadového testu. Z toho důvodu je za kritérium rozdělení států do skupin s nižší a vyšší korupcí zvolen medián hodnot CPI dosažených státy EU.²⁸ Podle tohoto kritéria spadá mezi státy s vyšší mírou korupce ($CPI < 63,5$) např. Chorvatsko, ČR nebo Řecko (to dosahovalo v rámci EU nejvyšší míry korupce s $CPI = 39$). Naopak mezi státy s nízkou mírou korupce ($CPI \geq 63,5$) se řadí Finsko, Švédsko či Německo.

Tab. 11 Rozdíl mediánů výnosů korporátní daně (% HDP) u zemí s vysokou vs. nízkou mírou korupce

	Počet států EU	Medián výnosů CIT
Index vnímání korupce $< 63,5$	13	2,00 %
Index vnímání korupce $\geq 63,5$	13	2,40 %
	Rozdíl mediánů	0,4% bodů
	p-hodnota	0,01963

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Podle výsledků z tabulky 11 mají státy EU s nižší mírou korupce ($CPI \geq 63,5$) o 0,4% bodů vyšší medián výnosů korporátní daně (v % HDP). To potvrzuje Wilcoxonův pořadový test (viz příloha C), na jehož základě se na 5% hladině významnosti zamítá nulová hypotéza o rovnosti těchto mediánů.

Tab. 12 Pořadová korelace mezi výnosy korporátní daně a Indexem vnímání korupce

Spearmanův korelační koeficient	0,5069
t-statistika	2,8812
p-hodnota	0,0082

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Pomocí Spearmanova korelačního koeficientu byl ověřen význačný pozitivní vztah (nelze však mluvit o kauzalitě) mezi proměnnými. Podle p-hodnoty je výsledná pořadová korelace statisticky průkazná.

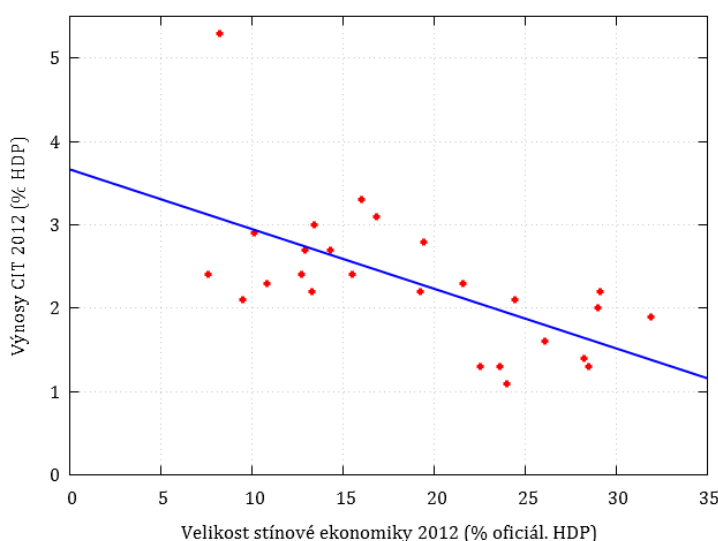
Na základě výsledků lze konstatovat, že s růstem míry korupce (poklesem CPI) v rámci zemí EU klesá výnos korporátní daně, což je v souladu s ověřovanou hypotézou. Studie Kubátové a Říhové (2009) či Monteiro, Brandãa a Martinse (2011) dospěly ke stejnému závěru.

²⁸ V tomto případě by bylo rozdělení států na základě průměru (který dosahuje hodnoty 63,15) shodné.

(b) Nulová hypotéza: čím větší velikost stínové ekonomiky, tím menší výnosy korporátní daně.

Jak uvádí Schneider a Enste (2000, s. 89–90) jedním z teoretických předpokladů je, že podstatné snížení stínové ekonomiky by mělo vést k průkaznému zvýšení daňových příjmů (a díky potenciálnímu zvýšení množství a kvality poskytovaných veřejných statků i ke stimulaci hospodářského růstu). Schneider ve své studii z roku 1998 dospěl k empirickému poznatku, že více než 66 % zisků plynoucích ze stínové ekonomiky je utraceno na oficiálním trhu, což má pozitivní dopad na daňové příjmy státu z nepřímých daní (daň z přidané hodnoty, spotřební daně). Existence stínové ekonomiky by tak měla způsobovat snížení daňových příjmů státu spíše z důvodu nezdanění zisků přímými daněmi a jen v menší míře z důvodu vyhnutí se nepřímým daním.

V této diplomové práci je středem zájmu přímé zdanění korporací, tudíž se v návaznosti na výše uvedené očekává, že velikost stínové ekonomiky bude mít negativní vliv na výši výnosů státu z korporátního zdanění.



Obr. 17 Vliv velikosti stínové ekonomiky na výši výnosů korporátní daně
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Pro potřeby analýzy, byly ze souboru dat opět odstraněny odlehlé hodnoty Malty (výnosy 6,3 % HDP, stínová ekonomika 25,3 % HDP) a Kypru (výnosy 6,3 % HDP, stínová ekonomika 25,6 % HDP).

Po proložení jednotlivých pozorování přímkou (obr. 17) lze sledovat očekávanou negativní závislost mezi proměnnými. Za účelem srovnání mediánů výnosů korporátní daně mezi státy s menší vs. větší velikostí stínové ekonomiky byl soubor dat rozdělen na státy se stínovou ekonomikou do 18 % oficiálního HDP (Rakousko, Německo nebo ČR) a s velikostí stínové ekonomiky 18 % a více oficiál. HDP (např. Maďarsko, Polsko, Bulharsko). Hodnota 18 % je mediánem hodnot velikosti

stínové ekonomiky dosažených v zemích EU (rozdělení na základě průměru – 18,79 %, by bylo shodné).

Tab. 13 Rozdíl mediánů výnosů korporátní daně (% HDP) u zemí s menší vs. větší velikostí stínové ekonomiky

	Počet států EU	Medián výnosů CIT
Stínová eko. < 18 % ofic. HDP	13	2,70 %
Stínová eko. ≥ 18 % ofic. HDP	13	1,90 %
	Rozdíl mediánů	0,80% bodů
	p-hodnota	0,0003

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Pro ověření rozdílnosti mediánů výnosů CIT vyplývající z tab. 13 byl proveden Wilcoxonův pořadový test (viz příloha C), který rovnost těchto mediánů zamítá.

Pro vyjádření těsnosti vztahu mezi proměnnými byl ještě vypočítán Spearmanův korelační koeficient (viz tab. 14). Ten ukazuje na význačnou negativní pořadovou korelaci (korelaci zde není myšlena kauzalita mezi proměnnými), která je podle p-hodnoty < 0,05 statisticky průkazná.

Tab. 14 Pořadová korelace mezi výnosy korporátní daně a velikostí stínové ekonomiky

Spearmanův korelační koeficient	-0,6423
t-statistika	-4,1058
p-hodnota	0,0004

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

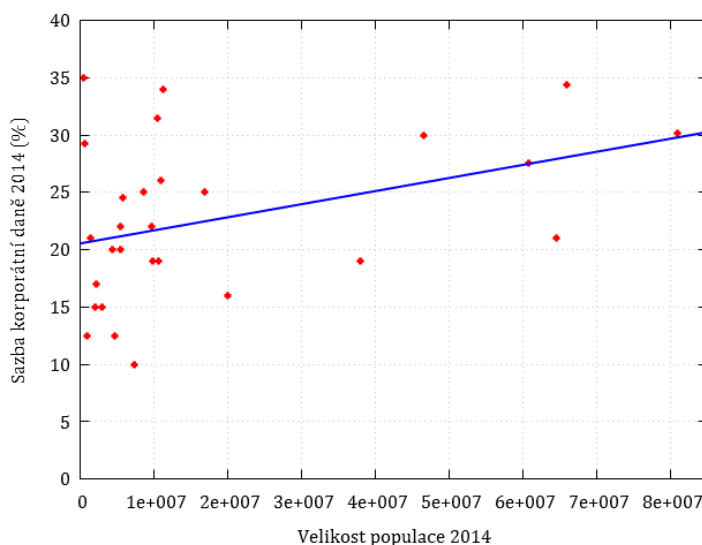
Výsledek je tedy v souladu se stanovenou hypotézou a potvrzuje předpoklad uvedený v práci Schneidera a Ensta (2000).

5.5.2 Zdanění korporací v menších vs. ve větších ekonomikách EU

Vývoj sazeb korporátní daně napříč zeměmi EU má klesající tendenci. Předpokladem je, že větší ekonomiky (díky své výhodnější pozici, větší konkurenceschopnosti apod.) tomuto tlaku na snižování korporátních daní čelí lépe než menší ekonomiky. Stanovená hypotéza následně zní: větší ekonomiky si mohou dovolit stanovit vyšší sazby korporátní daně, tj. s růstem velikosti ekonomiky roste sazba korporátní daně.

Velikost ekonomiky bude posuzována (a) podle velikosti populace daného státu za rok 2014, v druhém případě (b) podle velikosti vytvořeného HDP v b. c. za rok 2014 (popis proměnných viz tab. 1). Korporátní zdanění je vyjádřeno „kombinovanou“ statutární sazbou daně pro rok 2014.

(a) Nulová hypotéza: čím větší velikost populace, tím větší velikost sazby CIT.



Obr. 18 Vliv velikosti populace na výši korporátního zdanění
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Z rozložení bodů v grafu je patrné, že naprostá většina států EU (kromě Polska, Španělska, Itálie, Velké Británie, Francie a Německa) má velikost populace do 20 milionů obyvatel. S ohledem na požadavek min. 10 hodnot ve skupině pro provedení Wilcoxonova pořadového testu byl v tomto případě kritériem pro rozdělení medián velikosti populace. Za „malé“ ekonomiky jsou proto považovány státy EU s populací do 9 121 009 obyvatel a zbylé ekonomiky za „velké“.

Tab. 15 Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „malých“ vs. „velkých“ ekonomik

	Počet států EU	Medián sazby CIT
Populace < 9 121 009 obyv.	14	20,00 %
Populace ≥ 9 121 009 obyv.	14	25,50 %
	Rozdíl mediánů	5,50% bodů
	p-hodnota	0,0456

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Skupina států EU s menší populací vykazuje podle očekávání menší medián sazby CIT. Na základě p-hodnoty Wilcoxonova pořadového testu (viz tab. 15 a příloha C), se rovnost mediánů na 5% hladině významnosti rovněž zamítá. Je tak možné usuzovat, že větší ekonomiky (s větší populací) více zdaňují korporace.

Tab. 16 Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a velikostí populace

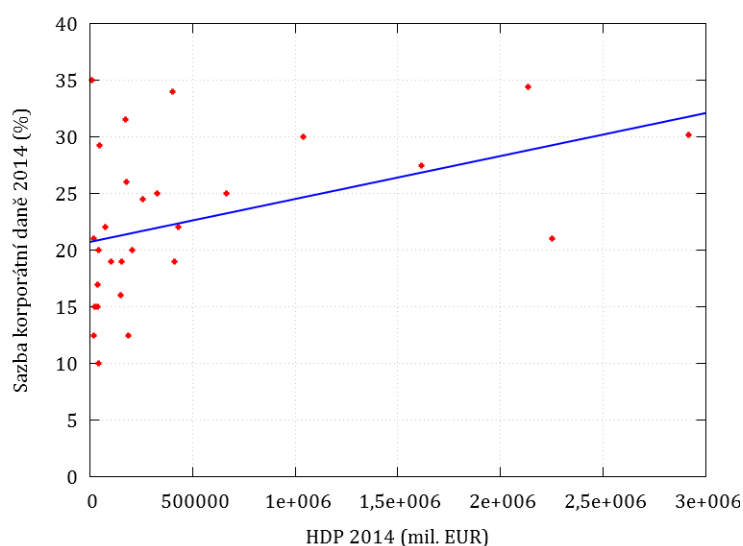
Spearmanův korelační koeficient	0,3478
t-statistika	1,8913
p-hodnota	0,0698

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Spearmanův korelační koeficient ukazuje na mírný pozitivní vztah mezi proměnnými. Na základě t-testu statistické průkaznosti korelačního koeficientu však nelze na 5% hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o nulovém koeficientu korelace. P-hodnota tohoto t-testu, stejně tak p-hodnota u Wilcoxonova pořadového testu se blíží hodnotě zvolené hladiny významnosti α (0,05). Z tohoto pohledu by bylo vhodnější považovat stanovenou hypotézu za nepotvrzenou.

Avšak například podle Clausing (2007) pro státy s větší populací je typická méně strmá parabolická křivka mezi sazbou daně a výnosy, tudíž Lafferův bod nastává při vyšší daňové sazbě daně než u menších států. Mutti (2003) došel ve své studii k poznatku, že větší státy (s vyšší populací) snížily za sledované období sazby CIT méně než malé státy. V obou případech to ukazuje na to, že větší ekonomiky by mohly mít potenciálně sazby daně opravdu vyšší.

(b) Nulová hypotéza: čím větší HDP země, tím větší velikost sazby CIT.



Obr. 19 Vliv velikosti HDP v b. c. na výši korporátního zdanění

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Z bodového grafu (obr. 19) je zřejmé, že podobně jako v předchozím případě se u velikosti vytvořeného HDP v b. c. vyskytují extrémní hodnoty oproti zbylé části dat. Mezi země EU s HDP větším než 1 bilion EUR v roce 2014 patřily: Španělsko, Itálie, Francie, Velká Británie a Německo.

Rozdíl mediánů sazby CIT je v tomto případě zjišťován mezi skupinou států s HDP do 175 503 mil. EUR (tj. medián hodnot HDP) a skupinou zbylých států EU.

Tab. 17 Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „malých“ a „velkých“ ekonomik

	Počet států EU	Medián sazby CIT
HDP v b. c. < 175 503 mil. EUR	14	19,00 %
HDP v b. c. ≥ 175 503 mil. EUR	14	25,00 %
	Rozdíl mediánu	6,00% bodů
	p-hodnota	0,0432

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Medián sazby korporátní daně je u větších ekonomik vyšší o 6% bodů než u menších ekonomik států EU. Rozdílnost mediánů byla na 5% hladině významnosti potvrzena i Wilcoxonovým pořadovým testem (viz příloha C).

Tab. 18 Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a velikostí HDP v b. c.

Spearmanův korelační koeficient	0,4620
t-statistika	2,6566
p-hodnota	0,0133

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

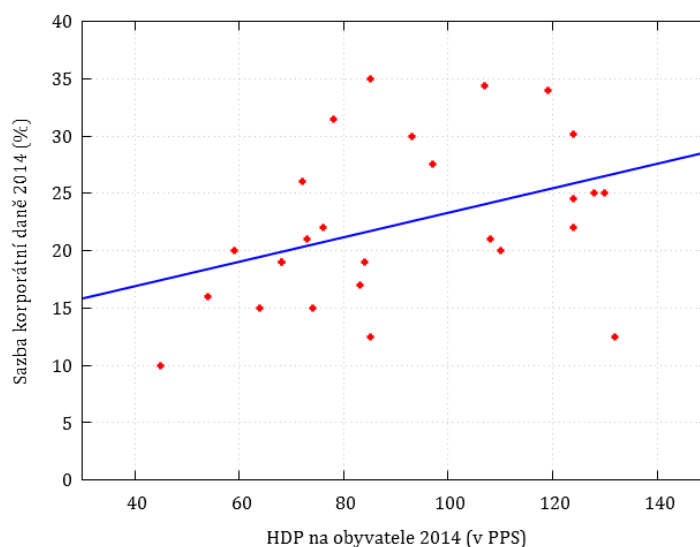
Spearmanův korelační koeficient, který je dle t-testu na 5% hladině statisticky významný, pak prokazuje mírnou pozitivní pořadovou korelaci mezi statutární sazbou korporátní daně a velikostí HDP. Výsledky jsou v souladu se stanovenou hypotézou, tzn. že větší ekonomiky (s vyšším HDP v b. c.) mají stanovené vyšší sazby korporátní daně.

5.5.3 Zdanění korporací v chudších vs. v bohatších ekonomikách EU

V tomto případě bude ověřována hypotéza, že bohatší země (tj. s větším HDP na obyvatele) mají stanovené vyšší sazby korporátní daně.

Pro měření „bohatství“ ekonomiky je zvolen ukazatel hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele za rok 2014 vyjádřený ve standardu kupní síly (PPS), kde průměr za státy EU28 = 100. Korporátní zdanění je vyjádřeno „kombinovanou“ statutární sazbou daně pro rok 2014 (podrobnosti k použitým proměnným viz kapitola 4.1).

Zkoumaný soubor zemí se skládá z 27 zemí EU, a to z důvodu vyřazení Lucemburska, jehož HDP na obyvatele v PPS dosahovalo za rok 2014 hodnoty 263, což je více jak dvojnásobek průměru EU.



Obr. 20 Vliv velikosti HDP na obyvatele v PPS na výši korporátního zdanění
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Z důvodu srovnání mediánu sazby CIT mezi bohatšími a chudšími státy byl zkoumaný vzorek států rozdělen na státy s HDP na obyvatele v PPS < 100 (např. Itálie, ČR, Slovinsko, Polsko) a na státy s ukazatelem > 100 (např. Irsko, Rakousko, Francie, Německo).

Tab. 19 Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „chudších“ a „bohatších“ ekonomik

	Počet států EU	Medián sazby CIT
HDP na obyvatele v PPS < 100	17	19 %
HDP na obyvatele v PPS ≥ 100	10	24,75 %
Rozdíl mediánů		5,75% bodů
p-hodnota		0,1196

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Přestože existuje u zvolených skupin států dle tab. 19 rozdíl v mediánech sazby CIT, podle Wilcoxonova pořadového testu nelze (na 5% hladině významnosti) rozdíl prokázat (viz příloha C).

Pro ověření pozitivního vztahu mezi sazbou korporátní daně a HDP na obyvatele byl dále využit Spearmanův korelační koeficient²⁹. Jeho hodnota ukazuje na mírnou pozitivní korelaci pořadí, která je podle p-hodnoty na 5% hladině významnosti statisticky průkazná.

²⁹ Podle testů normality sazba daně i HDP na obyvatele v PPS pocházejí z normálního rozdělení. Bylo by proto možné použít Pearsonův koeficient korelace, jenž dosahuje hodnoty 0,3945 při p-hodnotě 0,0417. Oba koeficienty korelace tak vedou k obdobnému závěru.

Tab. 20 Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a velikostí HDP na obyvatele v PPS

Spearmanův korelační koeficient	0,4191
t-statistika	2,3077
p-hodnota	0,0296

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

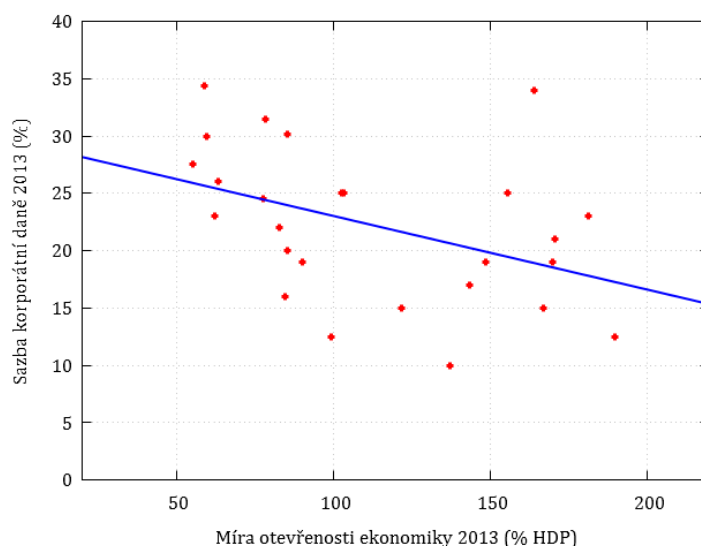
Mutti (2003) ve své práci rozdělil ekonomiky na vysoce, středně a nízko příjmové. Během sledovaného období došlo k větší redukci efektivního zdanění u malých, otevřených a středně příjmových ekonomik (tj. státy s HDP na hlavu v rozmezí \$1 500 až \$10 500). U statutární sazby daně nebyl vliv bohatství ekonomiky na její snížení tak výrazný. Jeho výsledky ukazují na to, že by alespoň efektivní sazby CIT měly být u bohatších (vysoce příjmových) států vyšší. Záleží ale také na zvoleném kritériu rozdělení států na „chudé“ a „bohaté“.

5.5.4 Zdanění korporací v méně vs. ve více otevřených ekonomikách EU

Podle výsledků prací Slemroda (2004) nebo Gérarda a Ruize (2009) by měla vést větší míra otevřenosti ekonomiky k nižšímu zdanění korporací.

Uvedený vztah bude ověřován pomocí ukazatelů míry otevřenosti ekonomiky, která bude vyjádřena podílem součtu exportu a importu na HDP dané země za rok 2013, a velikosti korporátního zdanění zastoupené „kombinovanou“ statutární sazbou daně pro rok 2013.

Soubor dat je tvořen pozorováními za 26 států EU, a to z důvodu chybějícího pozorování pro Maltu a vyřazené odlehle hodnoty Lucemburska s ukazatelem otevřenosti ekonomiky (obchodu) ve výši cca 371 % HDP.



Obr. 21 Vliv míry otevřenosti ekonomiky na výši korporátního zdanění

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Rozdíl mediánů sazby CIT byl zjišťován mezi skupinou států s mírou otevřenosti ekonomiky do 100 % HDP (např. Itálie, Francie, Německo) a ostatními státy EU (Bulharsko, Irsko, ČR,...).

Tab. 21 Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u zemí s vyšší vs. nižší mírou otevřenosti ekonomiky

	Počet států EU	Medián sazby CIT
(Exp+Imp)/HDP < 100 % HDP	13	24,50 %
(Exp+Imp)/HDP ≥ 100 % HDP	13	19,00%
	Rozdíl mediánů	5,50% bodů
	p-hodnota	0,09558

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Podle předpokladu je medián sazby CIT dle tab. 21 větší u méně otevřených ekonomik. Ovšem na základě Wilcoxonova pořadového testu (uvedeného v příloze C) na 5% hladině významnosti nebyla identifikována mezi zvolenými skupinami států rozdílnost těchto mediánů.

Tab. 22 Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a mírou otevřenosti ekonomiky

Spearmanův korelační koeficient	-0,4888
t-statistika	-2,7448
p-hodnota	0,0113

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

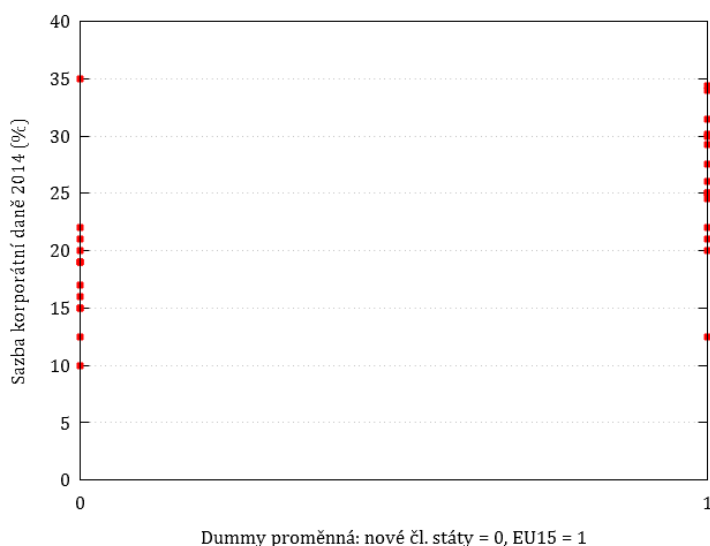
Mezi mírou otevřenosti ekonomiky a sazbou korporátní daně lze v souladu se stanovenou hypotézou spatřovat pouze mírný, avšak statisticky průkazný negativní vztah. Výsledek neparametrické korelační analýzy odpovídá závěrům zmíněných prací Slemroda (2004) nebo Gérarda a Ruize (2009). Monteiro, Brandão a Martins (2011) dospěli k závěru, že vyšší otevřenost ekonomiky přispívá k vyšším výnosům CIT. Pokud by otevřenost ekonomiky zároveň působila na snížení daňových sazeb, lze předpokládat, že ke zvýšení výnosů daně by došlo skrze přilákání daňových základů (díky nižším daňovým sazbám) do dané ekonomiky.

5.5.5 Zdanění korporací v zemích EU15 vs. v „nových“ členských zemích EU

Po největším rozšíření Evropské unie v roce 2004 vznikly mezi členy EU velké rozdíly ve výši zdanění korporací. Nové, méně vyspělé státy EU lákaly k přesunu daňových základů pomocí velmi nízkého korporátního zdanění. Podle ZEW a Ernst & Young (2004, s. 11) k 1. 1. 2004 dosahovala statutární sazba korporátní daně v zemích EU15 průměrně 31,6 % a v nových 10 zemích pouhých 21,5 %. V návaznosti na to bude ověřována hypotéza, ve které se předpokládá, že státy EU15 mají i po 10 letech od rozšíření EU v roce 2004 stanovené vyšší sazby korpo-

rátní daně než „nové“ členské státy (vč. Bulharska, Rumunska a Chorvatska, které přistoupily později). Výčet států EU15 a ostatních členů EU je uveden v tab. 1, sazby daně 2014 jsou v příloze B.

Pro vyjádření skutečnosti, zda daný stát patří do skupiny států EU15 či nikoliv, je potřeba zavést dummy proměnnou. Novým členským státům byla přiřazena hodnota 0, státům EU15 hodnota 1.



Obr. 22 Zdanění korporací v „nových“ členských státech EU vs. ve státech EU15
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Podle bodového grafu se sazby korporátní daně u nových členských států shlukují na nižších hodnotách než u států EU15 (kromě odlehlé hodnoty 35 %, což je sazba korporátní daně uplatňovaná na Maltě). Následující tabulka zobrazuje mediány sazeb korporátní daně za jednotlivé skupiny států:

Tab. 23 Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „nových“ členských států EU vs. států EU15

	Počet států EU	Medián sazby CIT
„Nové“ členské státy EU	13	19,00 %
Státy EU15	15	26,00 %
	Rozdíl mediánů	7,00% bodů
	p-hodnota	0,0019

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Pomocí Wilcoxonova pořadového testu (viz příloha C) byla otestována nulová hypotéza o rovnosti mediánů sazby CIT. Tato hypotéza se na 5% hladině významnosti zamítá. Na základě tohoto testu s podporou grafického znázornění (obr. 22) byla ověřena platnost stanovené hypotézy, že statutární sazby korporátní daně jsou ve státech EU15 stále vyšší než v ostatních státech EU.

Ve srovnání se studií ZEW a Ernst & Young (2004), kdy v roce 2004 činil rozdíl průměrné sazby korporátní daně mezi státy EU15 a novými členskými státy cca 10,1% bodů, v roce 2014 tento rozdíl nabýval zhruba „jen“ 7,7% bodů (při průměrné statutární sazbě CIT ve výši 26,2 % v zemích EU15 a 18,5 % v ostatních státech EU).

5.6 Vliv velikosti zdanění korporací na vybrané makroekonomické ukazatele

Úkolem kapitoly bude ověřit vliv výše zdanění korporací na hospodářský růst, tvorbu hrubého fixního kapitálu a tok přímých zahraničních investic (více k proměnným v tab. 1). Korelační analýza bude provedena na souboru dat 28 států EU. Vstupní data jsou uvedena v příloze B. Všechny hypotézy budou ověřovány na 5% hladině významnosti.

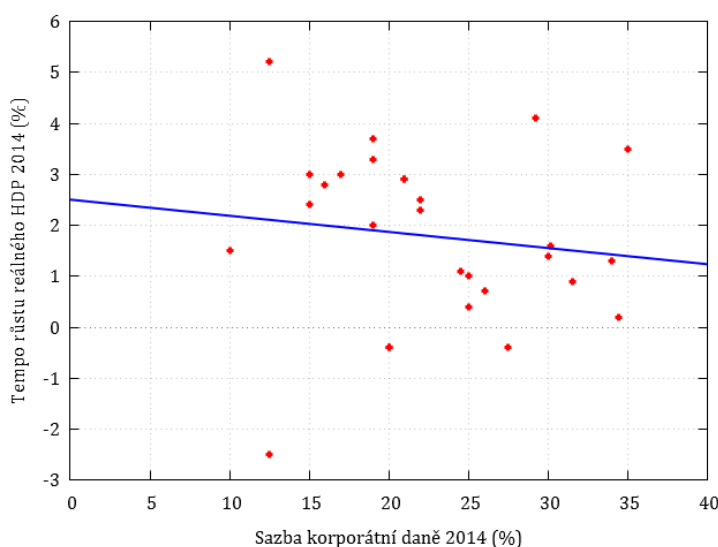
V tomto případě by bylo možné jistě sledovat vzájemný vztah také mezi současnou hodnotou makroekonomického ukazatele (růst HDP, tok FDI,...) a sazbou daně s určitým časovým zpožděním. Jinak řečeno, současná hodnota daného makroekonomického ukazatele může být více ovlivněna výší sazby korporátní daně z minulých let než její aktuální výší. Avšak v několika posledních letech se sazby korporátní daně v zemích EU výrazně neměnily, proto by se ani výsledky korelační analýzy s různě zpožděnou sazbou daně neměly znatelně lišit.³⁰ Z toho důvodu budou prezentovány pouze vztahy mezi proměnnými, které se týkají stejného období.

5.6.1 Vliv velikosti zdanění korporací na tempo hospodářského růstu

Jak už bylo řečeno (např. v souvislosti s Lafferovou křivkou), zdanění může odrazovat od ekonomické aktivity, snižovat objem realizovaných investic nebo podněcovat k daňovým únikům. Nadměrné zdanění pak může vést k pomalejšímu hospodářskému růstu. Cílem je ověřit hypotézu, že státy EU s vyšším zdaněním korporací vykazují nižší tempo hospodářského růstu.

Je zkoumán vztah mezi tempem růstu reálného HDP za rok 2014 a „kombinovanou“ statutární sazbou korporátní daně za rok 2014.

³⁰ Mimo tuto diplomovou práci byla vypočtena pořadová korelace mezi uvedenými makroekonomickými ukazateli (vždy v čase t) a sazbou daně postupně z let 2006 až do roku t . Zpoždění sazby CIT nemělo na výslednou interpretaci pořadové korelace mezi proměnnými podstatný vliv. Jedinou výjimkou byl ukazatel přílivu FDI (2012), u nějž se očekávaná negativní pořadová korelace s délkou zpoždění sazby CIT zvyšovala (mezi přílivem FDI 2012 a sazbou CIT z roku 2006 byla zaznamenána statisticky průkazná pořadová korelace ve výši -0,5199).



Obr. 23 Vliv velikosti korporátního zdanění na hospodářský růst
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Podle bodového grafu lze uvažovat o nepatrné negativní korelaci mezi proměnnými, nicméně hodnoty jsou kolem vykreslené přímky hodně rozptýlené. Pro vyhodnocení vztahu budou provedeny další testy.

Pro Wilcoxonův pořadový test jsou hodnoty hospodářského růstu rozděleny na dvě skupiny, kde do první skupiny spadají státy, které uvalují sazbu CIT do 21,5 % (tj. medián hodnot sazby CIT) – např. Kypr, Litva, ČR. Státy druhé skupiny mají stanovenou sazbu CIT vyšší – např. Dánsko, Německo, Belgie.

Tab. 24 Rozdíl mediánů hospodářského růstu u zemí s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací

	Počet států EU	Medián tempa růstu reál. HDP
Sazba CIT < 21,50 %	14	2,85 %
Sazba CIT ≥ 21,50 %	14	1,20 %
Rozdíl mediánů		1,65% bodů
p-hodnota		0,1415

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Výsledky v tab. 24 (a v příloze C) ukazují na neprůkazný rozdíl v mediánech hodnot hospodářského růstu mezi státy s nižším a s vyšším zdaněním korporací.

Tab. 25 Pořadová korelace mezi tempem růstu r. HDP a sazbou korporátní daně

Spearmanův korelační koeficient ³¹	-0,2415
t-statistika	-1,2690
p-hodnota	0,2157

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Podobně pořadový korelační koeficient ukazuje sice očekávaný směr korelace, ale podle p-hodnoty $> 0,05$ je tato korelace statisticky neprůkazná (tab. 25). Stanovená hypotéza tímto nebyla prokázána.

Větší, statisticky průkaznou korelaci by bylo pravděpodobně možné očekávat mezi hospodářským růstem a celkovým daňovým zatížením (tzn. daňovým zatížením nejen korporací). To potvrzuje např. Kotlán a Machová (2012), podle nichž má celkové zdanění průkazný negativní vliv na ekonomický růst. U korporátního zdanění je podle Kotlána a Machové (2012, s. 752–753) závěr problematičtější. K měření korporátního daňového zatížení bývá v rámci empirických studií většinou používána korporátní daňová kvóta, při jejímž použití výsledky neodpovídají ekonomické teorii. Důvodem je, že zvýšení skutečného korporátního daňového zatížení se nemusí pozitivně projevit v daňové kvótě (která je dána podílem výnosů této daně ku HDP), a to např. z důvodu daňové optimalizace či daňových úniků. Proto Kotlán a Machová (2012, s. 760) přistoupili k analýze za použití alternativního ukazatele – World Tax Index³² (a jeho subindexů). Pomocí něj byl prokázán statisticky významný negativní vliv na ekonomický růst i v případě korporátního zdanění.

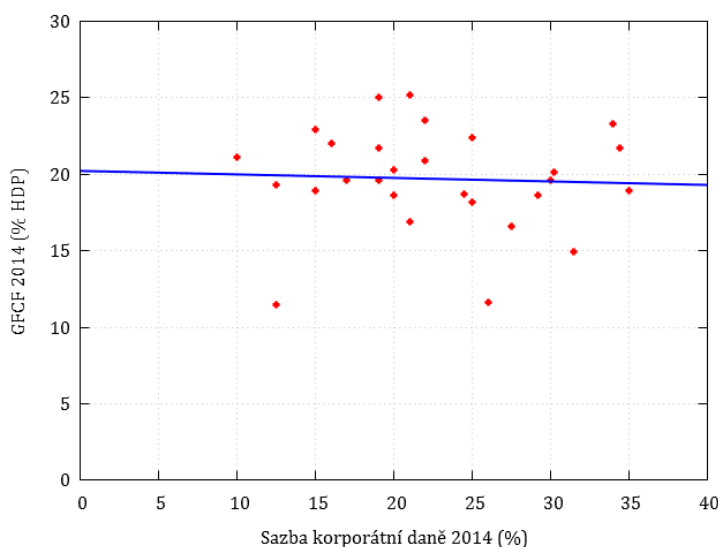
5.6.2 Vliv velikosti zdanění korporací na výši investic

Zdanění příjmů plynoucích z investic patří mezi významné determinanty investičního rozhodování korporací, které mohou v konečném důsledku odradit od investiční aktivity. Ve stanovené hypotéze se předpokládá, že státy EU s vyšším zdaněním korporací vytváří menší hrubý fixní kapitál (tj. nejpodstatnější složka investic) než státy EU s nižším zdaněním.

Konkrétně je ověřován vztah mezi tvorbou hrubého fixního kapitálu (dále jen GFCF) v % HDP za rok 2014 a „kombinovanou“ sazbou korporátní daně pro rok 2014.

³¹ U těchto proměnných nebylo na 5% hladině významnosti zamítnuto normální rozdělení. Proto by bylo možné použít i Pearsonův korelační koeficient, který dosahuje hodnoty -0,1335 při p-hodnotě 0,4982. Tento koeficient je ale více citlivý na odlehlé hodnoty, které se v souboru dat vyskytují. Oba korelační koeficienty však vedou v podstatě ke stejnému výsledku.

³² World Tax Index „udává hodnotu celkové daňové zátěže ve vztahu k ostatním zkoumaným zemím, přičemž vyšší hodnoty WTI vyjadřují vyšší daňovou zátěž“. (Kotlán, Machová, 2012, s. 746)



Obr. 24 Vliv velikosti korporátního zdanění na tvorbu hrubého fixního kapitálu (GFCF)
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Hodnoty tvorby hrubého fixního kapitálu jsou pro účely Wilcoxonova pořadového testu rozděleny do dvou skupin, stejně jako v předchozím případě, podle velikosti korporátního zdanění – viz tabulka 26.

Tab. 26 Rozdíl mediánů tvorby hrubého fixního kapitálu (% HDP) u zemí s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací

	Počet států EU	Medián GFCF
Sazba CIT < 21,50 %	14	19,95 %
Sazba CIT ≥ 21,50 %	14	18,25 %
Rozdíl mediánů		0,70% bodů
p-hodnota		0,3953

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Podle výsledků z tabulky 26 je zřejmé, že se mediány hodnot tvorby hrubého fixního kapitálu mezi více a méně zdaňujícími zeměmi EU prakticky neliší.

Pro vyjádření těsnosti vztahu mezi proměnnými byla použita Spearmanova pořadová korelace (tab. 27), která ukazuje na předpokládaný negativní vztah. Ovšem v souladu s Wilcoxonovým testem a grafickým znázorněním (obr. 24) není korelační koeficient průkazný.

Tab. 27 Pořadová korelace mezi tvorbou hrubého fixního kapitálu a sazbou korporátní daně

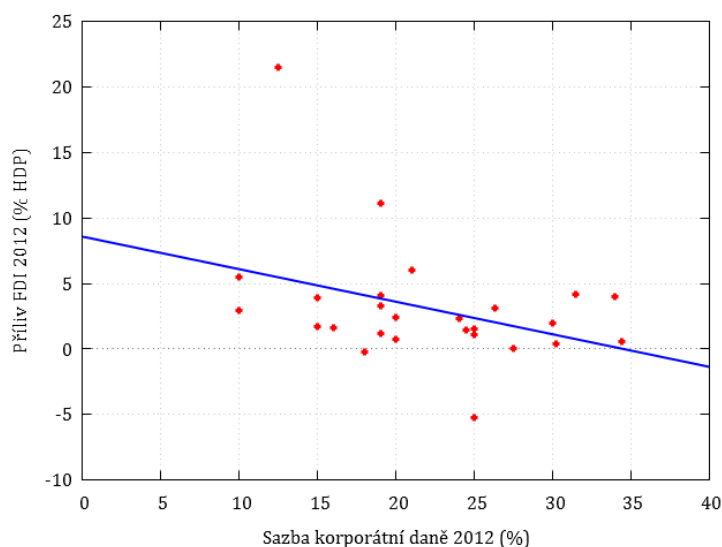
Spearmanův korelační koeficient ³³	-0,1265
t-statistika	-0,6500
p-hodnota	0,5214

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

5.6.3 Vliv velikosti zdanění korporací na příliv FDI

Jedním z faktorů, které mohou podpořit rozhodnutí investorů k umístění investic do zahraničí, jsou tamní výhodnější daňové podmínky. Příliv přímých zahraničních investic (FDI) by tak měl být vyšší, čím nižší je daňové zatížení korporací.

Uvedený vztah je v této diplomové práci zkoumán mezi ukazatelem přílivu přímých zahraničních investic v % HDP za rok 2012 (aktuálnější hodnoty nebyly prozatím k dispozici) a „kombinovanou“ statutární sazbou korporátní daně pro rok 2012.



Obr. 25 Vliv velikosti korporátního zdanění na příliv přímých zahraničních investic
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování

Ze souboru dat byly pro odlehlé hodnoty vyloučeny Lucembursko (příliv FDI 732,9 % HDP, sazba CIT 28,8 %) a Malta (příliv FDI 156,3 % HDP, sazba CIT 35 %), naopak je do pozorování zařazeno i Chorvatsko, které se stalo členem EU až v roce 2013.

Přímka, kterou byly proloženy body na obr. 25, ukazuje na mírnou zápornou korelaci mezi proměnnými. Pro komplexnost bude otestována rozdílnost mediánů

³³ U proměnných sazba daně (%) ani GFCF (% HDP) nebylo na 5% hladině významnosti zamítnuto normální rozdělení. Proto by bylo možné použít i Pearsonův korelační koeficient, který dosahuje hodnoty -0,04805 při p-hodnotě 0,8082. Tento koeficient je více citlivý na odlehlé hodnoty, které se v souboru dat vyskytují. Oba korelační koeficienty však vedou k neprokázání korelace.

přílivu FDI, a to pro skupinu zemí se sazbou CIT < 20,50 % (tj. medián hodnot sazeb CIT 2012) a skupinu s vyšším zdaněním.

Tab. 28 Rozdíl mediánů přílivu FDI (% HDP) u zemí s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací

	Počet států EU	Medián přílivu FDI
Sazba CIT < 20,50 %	13	2,90 %
Sazba CIT ≥ 20,50 %	13	1,50 %
Rozdíl mediánů		1,40% bodů
p-hodnota		0,1742

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

V souladu se stanovenou hypotézou je příliv FDI do zemí s nižším zdaněním větší, ale podle Wilcoxonova pořadového testu (příloha C) není rozdíl na 5% hladině významnosti statisticky průkazný.

Stejně tak Spearmanův korelační koeficient (tab. 29) potvrzuje mírnou negativní pořadovou korelaci, která je ovšem statisticky neprůkazná.

Tab. 29 Pořadová korelace mezi přílivem FDI (2012) a sazbou korporátní daně (2012)

Spearmanův korelační koeficient	-0,3312
t-statistika	-1,7197
p-hodnota	0,0984

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Přestože se tímto nepodařilo prokázat průkazný vliv korporátního zdanění na příliv FDI, vykázaný negativní směr odpovídá ekonomické teorii i závěrům studií na empirických datech. Příkladem je práce od Sato (2012), který v panelové analýze na vzorku 30 zemí OECD v letech 1985–2007 ověřil, že korporátní zdanění (vyjádřeno jak statutární sazbou daně, EATR, tak i EMTR) má průkazný negativní vliv na FDI.

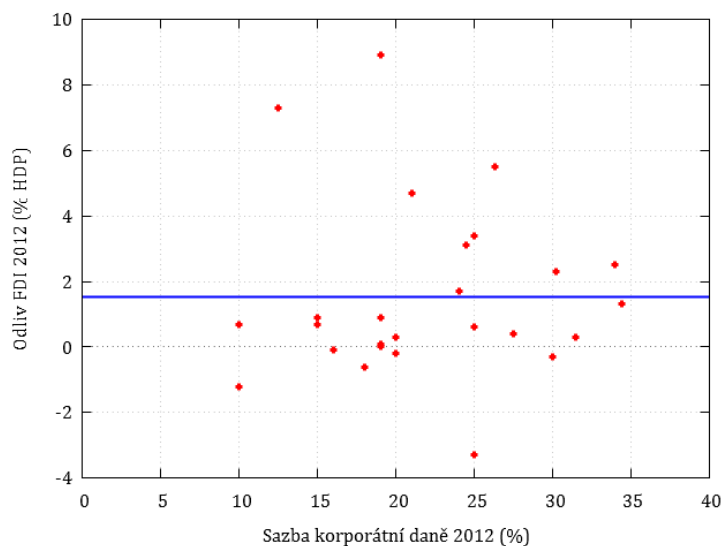
Jak už bylo uvedeno v úvodu kap. 5.6, současný tok FDI se odvíjí spíše od daňových podmínek platných v minulých letech. Plánování a realizace přímých investic do zahraničí není krátkodobou záležitostí. S určitým zpožděním sazby CIT by se tak negativní korelace i její průkaznost měly zvyšovat.

5.6.4 Vliv velikosti zdanění korporací na odliv FDI

Nevýhodné daňové podmínky v jednom státě mohou být faktorem, který podpoří rozhodnutí investora k umístění investice do jiného státu. Odliv přímých zahraničních investic (FDI) by tudíž měl být vyšší, čím vyšší je daňové zatížení korporací.

K ověření hypotézy jsou použity ukazatele odlivu přímých zahraničních investic v % HDP za rok 2012 (aktuálnější hodnoty nebyly prozatím zveřejněny) a „kombinovaná“ statutární sazba korporátní daně pro rok 2012.

Ze souboru dat byly vyloučeny odlehle hodnoty Malty (odliv FDI ve výši 28,7 % HDP, sazba CIT 35 %) a Lucemburska (odliv FDI 664,3 % HDP při sazbě CIT 28,8 %). Naopak je do pozorování zařazeno i Chorvatsko, které se stalo členem EU až v roce 2013.



Obr. 26 Vliv velikosti korporátního zdanění na odliv přímých zahraničních investic
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování

Na základě vykreslených dat na obr. 26 je nesporné, že korelace mezi proměnnými je minimální. To potvrzují také následující výsledky.

Tab. 30 Rozdíl mediánů odlivu FDI (% HDP) u států s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací

	Počet států EU	Medián odlivu FDI
Sazba CIT < 20,50 %	13	0,30 %
Sazba CIT ≥ 20,50 %	13	1,70 %
Rozdíl mediánů		1,40% bodů
p-hodnota		0,1824

Zdroj: Výstup z MS Excel a SW Gretl, vlastní zpracování.

Podle tabulky 30 by měl být odliv FDI vyšší u států s vyšším zdaněním korporací. Wilcoxonův pořadový test ale nezamítá rovnost mediánů hodnot odlivu FDI mezi skupinami států s nižším (sazba CIT do 20,50 %) vs. s vyšším zdaněním korporací. Kriteériem pro rozdělení států na tyto skupiny byl medián hodnot sazeb korporátní daně pro rok 2012.

Tab. 31 Pořadová korelace mezi odlivem FDI a sazbou korporátní daně

Spearmanův korelační koeficient	0,1573
t-statistika	0,7803
p-hodnota	0,4429

Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Mezi odlivem přímých zahraničních investic a výší zdanění korporací byl rozpoznán jen nepatrný pozitivní vztah, který je ale dle p-hodnoty > 5 % statisticky neprůkazný.

Pozitivní vztah mezi odlivem FDI a výší zdanění je v souladu např. s poznatky OECD (2008). Podle OECD (2008, s. 2) došly studie zkoumající citlivost FDI na zdanění k závěru, že zvýšení zdanění o 1% bod vede v průměru ke snížení (k odlivu) FDI o 3,7 %.

6 Závěr

Daňové příjmy představují nejpodstatnější část příjmů veřejných rozpočtů (z nichž nezanedbatelná část plyne ze zdanění korporací). Naléhavost zajistit dostatek příjmů do veřejných rozpočtů se prohloubila v souvislosti se světovou finanční krizí a dluhovou krizí zemí eurozóny. Zvyšování daňového zatížení k zajištění těchto příjmů se ale může stát kontraproduktivním. Ekonomické subjekty mohou utlumit svou ekonomickou aktivitu, přistoupit k daňovým únikům nebo například zdaňovat své zisky v jiné zemi, než kde skutečně působí. Tuto myšlenku shrnuje model Lafferovy křivky.

Cílem diplomové práce bylo provést odhad Lafferovy křivky výnosu korporátní daně na empirických datech České republiky a Spolkové republiky Německo. Pro zjištění části křivky, ve které se každá z těchto zemí nachází, bylo nutné kvantifikovat bod, ve kterém určitá výše sazby daně přinese maximální výnos daně. Odhad Lafferovy křivky byl založen na metodách regresní analýzy, v případě České republiky s využitím estimační metody obyčejných nejmenších čtverců (OLS), v případě Německa za použití zobecněné verze této estimační metody. Dílčím cílem bylo ověřit vliv vybraných faktorů na výši výnosů korporátní daně a na výši sazby této daně, a to v rámci 28 států Evropské unie. Posledním cílem bylo ověřit, jak výše korporátního zdanění působí na hospodářský růst, tvorbu hrubého fixního kapitálu a tok přímých zahraničních investic. Ke splnění dílčích cílů byly použity především nástroje korelační analýzy.

Odhadu Lafferovy křivky byla podrobena data za Českou republiku a Německo. Jde o sousední státy, výrazně obchodně propojené, avšak velmi rozdílné – ať už státním uspořádáním, velikostí, pozicí na světových trzích, nebo daňovým systémem. Německé korporace, obdobně jako i jiné subjekty v Německu, nepodléhají čistě jen dani z příjmů právnických osob, ale mimo to solidárnímu příplatku a lokální obchodní dani. Z těchto skutečností pramení i rozdíly ve výsledných odhadech Lafferovy křivky.

Odhad Lafferovy křivky byl uskutečněn pro každou zemi vždy za využití jak statutární sazby daně, tak efektivní průměrné sazby daně. U obou zkoumaných zemí byla Lafferova křivka při použití EATR strmější, což odpovídá větší citlivosti výnosů na skutečné daňové zatížení než na výši daně stanovenou zákonem. Dále měl být odhad při použití EATR podle její podstaty a podle výsledků jiných studií kvalitnější. To se projevilo nepatrně pouze v případě České republiky. Odchýlení od předpokládaných výsledků může být dáno skutečností, že systém zdaňování korporací ve Spolkové republice Německo je složitější, vazba mezi výnosy a zkoumanými sazbami daně není tak pevná a výsledný odhad LC byl navíc zatížen nutnou úpravou empirických dat.

Podle provedeného odhadu nastává Lafferův bod pro Českou republiku na úrovni 28,46% statutární sazby daně předešlého roku a současných výnosech ve výši cca 4,14 % HDP. V případě využití efektivní průměrné sazby daně jsou výnosy

maximalizovány na úrovni zhruba 4,20 % HDP při 21,80% EATR minulého roku. Při současné 19% statutární sazbě CIT a 16,7% EATR by to znamenalo, že se Česká republika při zdanění korporací nenachází v prohibitivní zóně Lafferovy křivky. Ceteris paribus při zvýšení daňového zatížení, až do přibližné úrovně Lafferova bodu, by korporace neměly být stimulovány k vyšším daňovým únikům nebo ke snížení jejich aktivity. Avšak s ohledem na menší velikost a větší míru otevřenosti české ekonomiky by bylo eventuálně vhodné zvýšit korporátní zdanění jen za předpokladu, že by bylo zvyšováno i ostatními vyspělými státy EU. Jinak by hrozil odliv základů daně a následně snížení daňových výnosů.

Hodnota Lafferova bodu pro SRN byla vyčíslena na úrovni 38,88% „kombinované“ sazby korporátní daně, při níž výnosy dosahují 1,78 % HDP. V případě EATR ve výši 34,87 % bylo maximálních výnosů dosaženo na úrovni 1,90 % HDP. Protože má Německo v současné době stanovenou „kombinovanou“ statutární sazbu CIT ve výši asi 30,18 % a EATR ve výši 28,2 %, potenciální zvýšení sazby daně by mělo vést ke zvýšení výnosů, snížení sazby naopak ke snížení výnosů korporátní daně. Při odhadu Lafferovy křivky bylo také v souladu s Clausing (2007) prokázáno, že LC pro Německo (tj. větší ekonomika) vykazuje méně strmý tvar než LC pro ČR (menší ekonomika). Dle toho by u Německa vedlo zdanění v prohibitivní zóně LC k relativně menšímu snížení výnosů daně než v případě ČR.

V literární rešerši byl uveden odhad sazby korporátní daně maximalizující výnosy CIT pro země EU27 za časový úsek 1998–2009. Autoři (Monteiro, Brandão a Martins, 2011) ale pracovali s efektivní marginální sazbou daně. Výsledná 25% EMTR, při níž jsou maximalizovány výnosy ku HDP, je tedy s výsledkem této práce nesrovnatelná. Lze ale odvodit, že ani v tomto případě by se Německo (s EMTR³⁴ roku 2014 ve výši 22,5 %), ani Česká republika (s EMTR roku 2014 ve výši 10,6 %) se svou výší zdanění korporací neocitly v prohibitivní oblasti Lafferovy křivky.

Odhad Lafferovy křivky je v této diplomové práci zatížen určitými problémy. V případě České republiky musel být odhad proveden jen za využití pozorování z let 1997–2013 (se zpožděnou sazbou daně (t-1), tj. 17 pozorování) z důvodu nesrovnatelnosti vývoje dat těsně po vzniku ČR s daty z následujících let. Obdobně efektivní průměrné sazby daně jsou k dispozici pouze od roku 1998 pro oba zkoumané státy (tj. 15 pozorování se zpožděnou sazbou daně (t-1)). Při zahrnutí vyššího počtu pozorování by bylo obecně možné očekávat zlepšení kvality a některých vlastností provedeného odhadu. V praxi je však málo pravděpodobné, že by data z delšího časového úseku byla pro odhad LC vhodná. Odhad Lafferovy křivky na skutečných datech znesnadňují výrazné změny v daňovém systému, vývoj ekonomiky nebo změny v ochotě platit daně (např. kvůli změně důvěry ve vládní systém, změnám institucionálního prostředí, růstu míry korupce atp.).

Problém s výraznými změnami daňového zatížení korporací, doplněný o vliv hospodářského cyklu, se projevil u odhadu LC pro Německo. Z toho důvodu bylo

³⁴ Hodnoty EMTR jsou uvedeny například ve Spengel et. al, 2014.

nutné 3 hodnoty ze souboru nahradit průměrnými. Je proto nutné brát prezentované výsledky s rezervou.

S využitím Spearmanova korelačního koeficientu (případně u proměnných vykazujících normální rozdělení s doplněním Pearsonovy parametrické korelace) a Wilcoxonova pořadového testu rovnosti mediánů byl ověřován vliv vybraných faktorů na výnosy a sazbu korporátní daně. Statisticky průkazná pořadová korelace byla prokázána mezi výnosy korporátní daně a daňovými úniky, které byly aproximovány mírou korupce a odhadem velikosti stínové ekonomiky. Negativní vliv těchto ukazatelů na výnosy korporátní daně je v souladu s výsledky jiných odborných studií. Za účelem zlepšení výnosu daně by se tudíž zejména ČR, která dle zvoleného rozdělení států EU spadá mezi státy s vyšší korupcí, mohla více zaměřit právě na protikorupční boj a případné snížení podílu stínové ekonomiky na oficiálním HDP.

V souladu se stanovenou hypotézou byl také pozitivní vztah výše zdanění korporací a velikosti ekonomiky, vyjádřené pomocí HDP v běžných cenách. V případě vyjádření velikosti ekonomiky prostřednictvím počtu obyvatel dané země byl výsledek nejednoznačný. K pozitivnímu vztahu mezi proměnnými se ale přiklání i jiné studie. Jak už bylo naznačeno dříve, Německo vyznačující se největší ekonomikou v rámci zemí EU (jak z pohledu počtu obyvatel, tak z pohledu HDP) si může dovolit více zdaňovat korporace bez většího snížení daňového výnosu, než by tomu bylo například v případě České republiky. Německo se tak řadí mezi země Evropské unie s jedním z největších daňových zatížení korporací.

Dále byla ověřena statisticky průkazná pozitivní pořadová korelace mezi výší zdanění korporací a výší HDP na obyvatele ve standardu kupní síly. Rozdíl mediánů sazby CIT u „bohatších“ a „chudších“ ekonomik však nebyl průkazný. Ke stejnému výsledku se dospělo u vztahu výše zdanění korporací a mírou otevřenosti ekonomiky. Negativní souvztažnost otevřenosti ekonomiky a výše sazeb korporátní daně, která koresponduje s výsledky jiných empirických šetření, byla na 5% hladině významnosti vyhodnocena jako statisticky průkazná. Wilcoxonův pořadový test ale nedospěl k zamítnutí rovnosti mediánů sazby CIT mezi méně vs. více otevřenými ekonomikami. Výsledek Wilcoxonova pořadového testu ovšem do značné míry záleží na zvoleném způsobu rozdělení států do porovnávaných skupin.

Pro většinu států EU15 znamenalo přistoupení dalších méně vyspělých států do Evropské unie konkurenci ve výši korporátního zdanění. Podle studie ZEW a Ernst & Young (2004) měly v roce 2004 nové členské státy v průměru cca o 10% bodů nižší sazbu korporátní daně než státy EU15. Rozdílnost statutárních sazeb korporátní daně byla i po 10 letech od zmíněného rozšíření EU potvrzena v této práci. Ve srovnání se studií ZEW a Ernst & Young (2004) došlo za dané období jen k nepatrnému sblížení velikosti korporátního zdanění. V roce 2014 se průměr sazeb CIT lišil mezi státy EU15 a ostatními státy EU o 7,7% bodů.

Korelační analýza byla dále použita při zkoumání vlivu korporátní daně na některé makroekonomické ukazatele. Výsledná pořadová korelace nabývala mezi

výší korporátní daně a hospodářským růstem, tvorbou hrubého fixního kapitálu a přílivem přímých zahraničních investic negativní směr. Naopak mezi výší korporátní daně a odlivem přímých zahraničních investic pozitivní směr. Ačkoliv tyto výsledky korespondují s předpoklady stanovenými na základě ekonomické teorie, v této práci nebyla ani v jednom uvedeném případě na 5% hladině významnosti zjištěna jejich statistická průkaznost. Nepochybně očekávané (pořadové) korelace může být podmíněno nedostatečným počtem pozorování či případným výskytem odlehklých hodnot. Silnější těsnost vztahu by bylo možné také očekávat např. mezi hospodářským růstem a výší celkového (nikoliv jen korporátního) zdanění nebo mezi daným makroekonomickým ukazatelem a sazbou korporátní daně s určitým časovým zpožděním.

Lafferova křivka představuje teoretický koncept, který nemusí vždy plně odpovídat praxi. Ve své čisté podobě zachycuje vztah pouze dvou veličin, které jsou ale v reálné ekonomice ovlivňovány mnoha dalšími faktory. I přes tyto skutečnosti, s podporou výsledků jiných studií, je patrné, že stanovení vhodné míry zdanění korporací může být důležitým předpokladem nejen pro rozvoj samotného korporátního sektoru či žádoucí investiční aktivitu, ale v konečném důsledku i pro hospodářský růst dané ekonomiky. Je nutné stanovit takové sazby daně, které nebudou mít demotivující účinek a zároveň, kvůli kterým nebude stát zbytečně přicházet o potřebné příjmy do veřejných rozpočtů. Důležité je také uvědomit si, že pro každý stát je „vhodná“ jiná výše zdanění korporací, a to v neposlední řadě s ohledem na velikost či otevřenost ekonomiky a celkovou pozici dané ekonomiky v mezinárodním měřítku.

7 Literatura

- BLECHOVÁ, Beáta. Charakteristika přístupů používaných v EU pro hodnocení efektivního daňového zatížení příjmu korporací [online]. In: *Teoretické a praktické aspekty veřejných financí: XIII. ročník mezinárodní odborné konference ...* Praha: Oeconomica, 2008, 11 s. ISBN 978-80-245-1378-2. Dostupné z: http://kvf.vse.cz/wp-content/uploads/2010/06/1215673776_sb_blechovbeata.pdf
- BUDÍKOVÁ, Marie, Maria KRÁLOVÁ a Bohumil MAROŠ. *Průvodce základními statistickými metodami*. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 272 s. ISBN 978-80-247-3243-5.
- CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013, 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- CLAUSING, Kimberly A. Corporate Tax Revenues in OECD Countries. *International Tax and Public Finance* [online]. 2007, vol. 14, iss. 2, s. 115–133 [cit. 2015-10-01]. DOI: 10.1007/s10797-006-7983-2. ISSN 09275940.
- FINANČNÍ SPRÁVA ČR. *Informace o činnosti daňové správy České republiky za rok 2002, 2005, 2008, 2012* [online]. 2002, 2005, 2008, 2012 [cit. 2015-09-30]. Dostupné z: <http://www.financnisprava.cz/cs/financni-sprava/financni-sprava-cr/vyrocní-zpravy-a-související-dokumenty>
- GÉRARD, Marcel a Fernando M. M. RUIZ. Corporate Taxation and the Impact of Governance, Political and Economic Factors. *CESifo Working Papers* [online]. 2009, no. 2904, s. 1-39 [cit. 2015-09-30]. Dostupné z: EconLit with Full Text, EBSCOhost.
- GREENE, William H. *Econometric analysis*. 7th ed. Boston: Pearson, 2012, 1228 s. ISBN 978-0-273-75356-8.
- GUJARATI, Damodar. N. a Dawn C. PORTER. *Basic econometrics*. 5th ed. Boston: McGraw-Hill, 2009. 922 s. ISBN 978-007-127625-2.
- HEBÁK, Petr et al. *Vícerozměrné statistické metody [1]*. 2., přeprac. vyd. Praha: Informatorium, 2007. 253 s. ISBN 978-80-7333-056-9.
- HEBÁK, Petr, Jiří HUSTOPECKÝ a Iva MALÁ. *Vícerozměrné statistické metody [2]*. 1. vyd. Praha: Informatorium, 2005. 239 s. ISBN 80-7333-036-9.
- HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- KADLECOVÁ, Lucie. *Lafferova křivka a její aplikace v praxi*. Praha, 2011, 71 s. Dostupné také z: <https://www.vse.cz/vskp/id/1099921>. Diplomová práce. Vysoká škola ekonomická v Praze, Národohospodářská fakulta, Katedra ekonomie.
- KLIK, Stanislav. *Daňová reforma v SRN: Informační studie č. 6.067* [online]. Parlamentní institut, září 2000, s. 7 [cit. 2015-11-02]. Dostupné z: www.psp.cz/sqw/text/orig2.sqw?idd=20604&pdf=1

- KOTLÁN, Igor. *Daňové zatížení a struktura daní v ČR ve srovnání s vybranými zeměmi OECD a EU a legislativní změny ve smyslu de lege ferenda*. Praha: Národohospo dářský ústav Josefa Hlávky, 2010, 107 s. ISBN 978-80-86729-58-9.
- KOTLÁN, Igor a Zuzana MACHOVÁ. Vliv zdanění korporací na ekonomický růst: selhání daňové kvóty? *Politická ekonomie* [online]. Praha: VŠE, 2012, č. 6, s. 743–763 [cit. 2015-12-02]. ISSN 0032-3233. Dostupné z: <https://www.vse.cz/polek/download.php?jnl=polek&pdf=875.pdf>
- KUBÁTOVÁ, Květa. *Daňová teorie a politika*. 5., aktualit. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2010, 275 s. ISBN 978-80-7357-574-8.
- KUBÁTOVÁ, Květa a Lucie ŘÍHOVÁ. Regresní analýza faktorů ovlivňujících výnosy korporativní daně v zemích OECD. *Politická ekonomie* [online]. Praha: VŠE, 2009, č. 4, s. 451–470 [cit. 2015-09-10]. ISSN 0032-3233. Dostupné z: <https://www.vse.cz/polek/download.php?jnl=polek&pdf=693.pdf>
- LAFFER, Arthur. The Laffer Curve: Past, Present, and Future. *Backgrounder* [online]. 2004, no. 1765, 16 s. [cit. 2015-09-01]. Dostupné z: http://s3.amazonaws.com/thf_media/2004/pdf/bg1765.pdf
- MINISTERSTVO FINANCÍ ČESKÉ REPUBLIKY. *Zpráva o činnosti Finanční správy ČR a Celní správy ČR za rok 2014* [online]. Praha, červen, 2015, 52 s. [cit. 2015-08-01]. Dostupné z: http://www.mfcr.cz/assets/cs/media/Dane_Vyhodnoceni_2014_Zprava-o-cinnosti-FS-CR-a-CS-CR-za-rok-2014.pdf
- MONTEIRO, Marta Rodrigues, Elísio Fernando Moreira BRANDÃO a Francisco Vitorino da Silva MARTINS. A PANEL DATA ECONOMETRIC STUDY OF CORPORATE TAX REVENUE IN EUROPEAN UNION: STRUCTURAL, CYCLICAL BUSINESS AND INSTITUTIONAL DETERMINANTS. *Working Papers (FEP) – Universidade do Porto* [online]. 2011, no. 437, s. 1-37 [cit. 2015-10-02]. Dostupné z: EconLit with Full Text, EBSCOhost.
- MOUČKA, Jiří a Petr RÁDL. *Matematika pro studenty ekonomie*. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 272 s. ISBN 978-80-247-3260-2.
- MUTTI, John H. *Foreign Direct Investment and Tax Competition*. Washington, D.C.: Institute for International Economics, 2003, 118 s. ISBN 0-8813-2352-7.
- NERUDOVÁ, Danuše. *Harmonizace daňových systémů zemí Evropské unie*. 4., přeprac. a rozš. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2014. 344 s. ISBN 978-80-7478-626-6.
- OECD. *Policy Brief: Tax Effects on Foreign Direct Investment* [online]. February 2008, 8 s. [cit. 2015-12-01]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/investment/investment-policy/40152903.pdf>
- OECD. *Revenue Statistics 2014* [online]. Paris: OECD Publishing, 2014, 372 s. [cit. 2015-08-01]. DOI: 10.1787/rev_stats-2014-en-fr. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.1787/rev_stats-2014-en-fr

- OECD. *Explanatory annex: part II: taxation of corporate and capital income* [online]. May 2015, 43 s. [cit. 2015-08-28]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/ctp/tax-policy/Corporate-and-Capital-Income-Tax-Rates-Explanatory-Annex-Sept-2015.pdf>
- PwC. *Worldwide Tax Summaries – Corporate Taxes 2012/13, 2013/14, 2014/15* [online]. 2012, 2013, 2014 [cit. 2015-10-20]. Dostupné z: http://taxsummaries.pwc.com/uk/taxsummaries/wwts.nsf/ID/WWTS_Archives
- SATO, Tomonori. Empirical Analysis of Corporate Tax and Foreign Direct Investment. *Public Policy Review* [online]. Tokyo: Policy Research Institute, 2012, vol. 8, no. 1, s. 1–19 [cit. 2015-12-01]. ISSN 1880-0955. Dostupné z: http://www.mof.go.jp/english/pri/publication/pp_review/ppr015/ppr015a.pdf
- SCHNEIDER, Friedrich. *Size and Development of the Shadow Economy of 31 European and 5 other OECD Countries from 2003 to 2015: Different Developments* [online]. 2015, 8 s. [cit. 2015-12-02]. Dostupné z: <http://www.econ.jku.at/members/Schneider/files/publications/2015/ShadEcEurope31.pdf>
- SCHNEIDER, Friedrich a Dominik H. ENSTE. Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences. *Journal of Economic Literature* [online]. 2000, vol. XXXVIII, s. 77–114 [cit. 2015-12-01]. Dostupné z: <http://www.economics.unilinz.ac.at/members/Schneider/files/publications/JEL.pdf>
- SPENGLER Christoph, et al. *Effective Tax Levels Using the Devereux/Griffith Methodology* [online]. Project for the EU Commission TAXUD/2013/CC/120. ZEW. Mannheim, October 2014 [cit. 2015-09-01]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/common/publications/studies/final_report_2014_taxud_2013_cc_120.pdf
- SZAROWSKÁ, Irena. Jak vysoké je korporatní daňové zatížení? *Acta academica karviensis* [online]. 2011, č. 2, s. 196–207 [cit. 2015-09-01]. ISSN 1212-415X. Dostupné z: <http://www.opf.slu.cz/aak/2011/02/szarowska.pdf>
- ŠIROKÝ, Jan. *Daně v Evropské unii: daňové systémy všech 28 členských států EU, legislativní základy daňové harmonizace včetně judikátů SD, odraz ekonomické krize v daňové politice EU, zdanění finančního sektoru*. 6., aktualiz. a přeprac. vyd. včetně CD. Praha: Linde Praha, 2013, 386 s. ISBN 978-80-7201-925-0.
- ŠIROKÝ, Jan. *Základy daňové teorie s praktickými příklady*. Vyd. 1. Praha: Wolters Kluwer, 2015, 128 s. ISBN 978-80-7478-785-0.
- ŠIROKÝ, Jan a Danuše NERUDOVÁ. Diference statutární (nominální) a reálné (efektivní) sazby korporátních daní. In: *Firma a konkurenční prostředí: sborník prací z .. mezinárodní konference* [CD-ROM]. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2010, s. 526–532. ISBN 978-80-7375-385-6.
- ZEW a ERNST & YOUNG. *Company Taxation in the New EU Member States* [online]. Second Edition. Frankfurt am Main / Mannheim, 2004, 49 s. [cit. 2015-12-02].

Dostupné z: [ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/gutachten/
Studie_ZEW_E&Y_2004.pdf](ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/gutachten/Studie_ZEW_E&Y_2004.pdf)

Ostatní zdroje

Corruption Perceptions Index – 2012. *Transparency International: The Global Anti-Corruption Coalition* [online]. 2012 [cit. 2015-11-05]. Dostupné z: <http://www.transparency.org/cpi2012>

EU direct investments - main indicators. *Eurostat* [online]. 2015, 16.07.2015 [cit. 2015-11-02]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=bop_fdi_main&lang=en

European Union direct investments (bop_fdi). *Eurostat* [online]. 2013, 16.12.2013 [cit. 2015-12-02]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/bop_fdi_esms.htm

GDP and main components (output, expenditure and income). *Eurostat* [online]. 2015, 04-12-2015 [cit. 2015-12-05]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nama_10_gdp

GDP per capita in PPS. *Eurostat* [online]. 2015, 09.11.2015 [cit. 2015-12-05]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/refreshTableAction.do?tab=table&plugin=1&pcode=tec00114&language=en>

General government gross debt. *Eurostat* [online]. 2015 [cit. 2015-08-01]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/refreshTableAction.do;jsessionid=8j-dkGYh0CdpSYH4cDIqglP19fz15vE_-Ogh71xaTjC2WKSxmPt!2040736553?tab=table&plugin=1&pcode=tsdde410&language=en

Glossary:Gross fixed capital formation (GFCF). *Eurostat: Statistics Explained* [online]. 2013, 31 July 2013 [cit. 2015-12-05]. Dostupné z: [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Gross_fixed_capital_formation_\(GFCF\)](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Gross_fixed_capital_formation_(GFCF))

Gross domestic product (GDP). *OECD.Stat* [online]. 2015 [cit. 2015-09-10]. Dostupné z: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=60702#>

Gross fixed capital formation (investments). *Eurostat* [online]. 2015, 04.12.2015 [cit. 2015-12-05]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/refreshTableAction.do?tab=table&plugin=1&pcode=tec00011&language=en>

Main national accounts tax aggregates. *Eurostat* [online]. 2014, 24-07-2014 [cit. 2015-08-01]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=gov_a_tax_ag

NLTs (national tax lists): Detailed list of taxes and social contributions according to national classification. *European Commission* [online]. 2014 [cit. 2015-08-01]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/

- taxation/gen_info/economic_analysis/tax_structures/2014/
ntl_release_2014.xls
- Population change – Demographic balance and crude rates at national level. *Eurostat* [online]. 2015, 19-10-2015 [cit. 2015-11-05]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_gind
- Přehled státního rozpočtu. *Monitor: informační portál Ministerstva financí* [online]. 2014 [cit. 2015-08-20]. Dostupné z: <http://monitor.statnipokladna.cz/2014/statni-rozpocet/>
- Real GDP growth rate - volume. *Eurostat* [online]. 2015, 04.12.2015 [cit. 2015-12-06]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00115&plugin=1>
- Revenue Statistics - Comparative tables. *OECD.Stat* [online]. 2014, Dec-14 [cit. 2015-09-10]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=REV>
- SKALICKÁ, Hana. Zdaňování společností v Evropské unii: Německo (15. část). *Daňáři online: Daňový portál profesionálů a daňových poradců* [online]. 2010 [cit. 2015-08-20]. Dostupné z: <http://www.danarionline.cz/archiv/dokument/doc-d26003v34365-zdanovani-spolecnosti-v-evropske-unii/>
- Steuereinnahmen 2014 summieren sich auf 644 Milliarden Euro. *Destatis: Statistisches Bundesamt* [online]. 2015 [cit. 2015-08-01]. Dostupné z: <https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/OeffentlicheFinanzenSteuern/Steuern/Steuerhaushalt/Aktuell.html>
- Table II.1 - Corporate income tax rates. *OECD* [online]. 1981–1999 [cit. 2015-08-28]. Dostupné z: http://www.oecd.org/ctp/tax-policy/Table-II.1_1981-1999.xls
- Table II.1 - Corporate income tax rates. *OECD.Stat* [online]. 2000–2014 [cit. 2015-08-28]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org//Index.aspx?QueryId=58204>
- The Laffer Curve. *The Laffer Center at the Pacific Research Institute* [online]. © 2014 [cit. 2015-09-05]. Dostupné z: <http://www.laffercenter.com/the-laffer-center-2/the-laffer-curve/>
- Trade (% of GDP). *The World Bank Group* [online]. © 2015 [cit. 2015-11-02]. Dostupné z: <http://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS/countries?display=default>
- VISA EUROPE a Friedrich SCHNEIDER. The Shadow Economy in Europe, 2013. *AT Kearney* [online]. 2013 [cit. 2015-12-02]. Dostupné z: http://www.atkearney.cz/paper/-/asset_publisher/dVxv4Hz2h8bS/content/the-shadow-economy-in-europe-2013/10192

Právní předpisy

Abgabenordnung in der Fassung der Bekanntmachung vom 1. Oktober 2002 (BGBl. I s. 3866; 2003 I s. 61), die zuletzt durch Artikel 3 des Gesetzes vom 28. Juli 2015 (BGBl. I s. 1400) geändert worden ist. Dostupné také z: http://www.gesetze-im-internet.de/ao_1977/BJNR006130976.html

Körperschaftsteuergesetz in der Fassung der Bekanntmachung vom 15. Oktober 2002 (BGBl. I s. 4144), das zuletzt durch Artikel 2 Absatz 10 des Gesetzes vom 1. April 2015 (BGBl. I s. 434) geändert worden ist. Dostupné také z: http://www.gesetze-im-internet.de/kstg_1977/BJNR025990976.html#BJNR025990976BJNG000106301

Vyhláška ministerstva financí č. 323/2002 Sb. ze dne 2. července 2002, o rozpočtové skladbě, ve znění pozdějších předpisů. Dostupné také z: http://www.mfcr.cz/assets/cs/media/Vyh_2002-323_UZ-rozpoctove-skladby-pro-rok-2015-se-zmenami-po-13-novele-vyhl-362-2014.pdf

Zákon č. 280/2009 Sb., daňový řád, ve znění pozdějších předpisů. Dostupné také z: <https://portal.gov.cz/app/zakony/zakonPar.jsp?idBiblio=69223&nr=280~2F2009&rpp=15#local-content>

Zákon č. 568/1992 Sb., o daních z příjmů, ve znění pozdějších předpisů. Dostupné také z: <https://portal.gov.cz/app/zakony/zakonPar.jsp?idBiblio=40374&nr=586~2F1992&rpp=15#local-content>

8 Seznam obrázků

Obr. 1	Lafferova křivka	21
Obr. 2	Křivka výnosů korporátní daně zemí OECD, 1979–2002	25
Obr. 3	Křivka výnosů korporátní daně zemí EU27, 1998–2009	27
Obr. 4	Lafferova křivka výnosů korporátní daně ČR, 1993–2009	28
Obr. 5	Vývoj sazeb korporátní daně v ČR za roky 1993–2013	30
Obr. 6	Vývoj sazeb korporátní daně v SRN za roky 1990–2013	31
Obr. 7	Vývoj výnosů korporátní daně (% HDP) v ČR (1993–2013) a SRN (1990–2013)	32
Obr. 8	Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na statutární sazbě CIT v čase t	44
Obr. 9	Odhad Lafferovy křivky pro ČR za použití statutární sazby CIT v čase $(t-1)$, 1997–2013, $T = 17$	46
Obr. 10	Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na efektivní průměrné sazbě CIT v čase t	48
Obr. 11	Odhad Lafferovy křivky pro ČR za použití efektivní průměrné sazby CIT v čase $(t-1)$, 1999–2013, $T = 15$	49
Obr. 12	Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na „kombinované“ statutární sazbě CIT v čase t	51
Obr. 13	Odhad Lafferovy křivky pro SRN za použití „kombinované“ statutární sazby CIT v čase t , 1991–2013, $T = 23$	53
Obr. 14	Vývoj výnosů CIT / HDP v závislosti na efektivní průměrné sazbě CIT v čase t	55
Obr. 15	Odhad Lafferovy křivky pro SRN za použití efektivní průměrné sazby CIT v čase t , 1999–2013, $T = 15$	56
Obr. 16	Vliv míry korupce na výši výnosů korporátní daně	58

Obr. 17	Vliv velikosti stínové ekonomiky na výši výnosů korporátní daně	60
Obr. 18	Vliv velikosti populace na výši korporátního zdanění	62
Obr. 19	Vliv velikosti HDP v b. c. na výši korporátního zdanění	63
Obr. 20	Vliv velikosti HDP na obyvatele v PPS na výši korporátního zdanění	65
Obr. 21	Vliv míry otevřenosti ekonomiky na výši korporátního zdanění	66
Obr. 22	Zdanění korporací v „nových“ členských státech EU vs. ve státech EU15	68
Obr. 23	Vliv velikosti korporátního zdanění na hospodářský růst	70
Obr. 24	Vliv velikosti korporátního zdanění na tvorbu hrubého fixního kapitálu (GFCF)	72
Obr. 25	Vliv velikosti korporátního zdanění na příliv přímých zahraničních investic	73
Obr. 26	Vliv velikosti korporátního zdanění na odliv přímých zahraničních investic	75
Obr. 27	Testování (ne)rovnosti mediánů výnosů korporátní daně u zemí s vysokou vs. nízkou mírou korupce	107
Obr. 28	Testování (ne)rovnosti mediánů výnosů korporátní daně u států s menší vs. větší velikostí stínové ekonomiky	108
Obr. 29	Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s menší vs. větší velikostí populace	109
Obr. 30	Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s menším vs. větším HDP v b. c.	110
Obr. 31	Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s nadprůměrným vs. podprůměrným HDP na obyvatele v PPS	111
Obr. 32	Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s menší vs. větší mírou otevřenosti ekonomiky	112

Obr. 33	Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u „nových“ členských států vs. států EU15	113
Obr. 34	Testování (ne)rovnosti mediánů hospodářského růstu u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT	114
Obr. 35	Testování (ne)rovnosti mediánů tvorby hrubého fix. kapitálu u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT	115
Obr. 36	Testování (ne)rovnosti mediánů přílivu FDI u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT	116
Obr. 37	Testování (ne)rovnosti mediánů odlivu FDI u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT	117

9 Seznam tabulek

Tab. 1	Definice ukazatelů k ověření stanovených hypotéz	33
Tab. 2	Přehled vybraných verifikačních testů vč. nulových hypotéz	39
Tab. 3	Odhad regresních koeficientů metodou OLS za použití pozorování 1997–2013 (T = 17)	44
Tab. 4	Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM	45
Tab. 5	Odhad regresních koeficientů metodou OLS za použití pozorování 1999–2013 (T = 15)	48
Tab. 6	Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM	49
Tab. 7	Odhad regresních koeficientů metodou CO za použití pozorování 1991–2013 (T = 23)	52
Tab. 8	Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM	52
Tab. 9	Odhad regresních koeficientů metodou CO za použití pozorování 1999–2013 (T = 15)	55
Tab. 10	Vybrané výsledky testů specifikace modelu a splnění předpokladů KLRM	56
Tab. 11	Rozdíl mediánů výnosů korporátní daně (% HDP) u zemí s vysokou vs. nízkou mírou korupce	59
Tab. 12	Pořadová korelace mezi výnosy korporátní daně a Indexem vnímání korupce	59
Tab. 13	Rozdíl mediánů výnosů korporátní daně (% HDP) u zemí s menší vs. větší velikostí stínové ekonomiky	61
Tab. 14	Pořadová korelace mezi výnosy korporátní daně a velikostí stínové ekonomiky	61
Tab. 15	Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „malých“ vs. „velkých“ ekonomik	62

Tab. 16	Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a velikostí populace	63
Tab. 17	Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „malých“ a „velkých“ ekonomik	64
Tab. 18	Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a velikostí HDP v b. c.	64
Tab. 19	Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „chudších“ a „bohatších“ ekonomik	65
Tab. 20	Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a velikostí HDP na obyvatele v PPS	66
Tab. 21	Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u zemí s vyšší vs. nižší mírou otevřenosti ekonomiky	67
Tab. 22	Pořadová korelace mezi sazbou korporátní daně a mírou otevřenosti ekonomiky	67
Tab. 23	Rozdíl mediánů sazby korporátní daně u „nových“ členských států EU vs. států EU15	68
Tab. 24	Rozdíl mediánů hospodářského růstu u zemí s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací	70
Tab. 25	Pořadová korelace mezi tempem růstu r. HDP a sazbou korporátní daně	71
Tab. 26	Rozdíl mediánů tvorby hrubého fixního kapitálu (% HDP) u zemí s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací	72
Tab. 27	Pořadová korelace mezi tvorbou hrubého fixního kapitálu a sazbou korporátní daně	73
Tab. 28	Rozdíl mediánů přílivu FDI (% HDP) u zemí s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací	74
Tab. 29	Pořadová korelace mezi přílivem FDI (2012) a sazbou korporátní daně (2012)	74
Tab. 30	Rozdíl mediánů odlivu FDI (% HDP) u zemí s nižším vs. s vyšším zdaněním korporací	75

Tab. 31	Pořadová korelace mezi odlivem FDI a sazbou korporátní daně	76
Tab. 32	Vstupní data pro odhad LC výnosů korporátní daně v ČR	99
Tab. 33	Vstupní data pro odhad LC výnosů korporátní daně v SRN	100
Tab. 34	Vstupní data – vliv daňových úniků na výši výnosů CIT	101
Tab. 35	Vstupní data – vliv velikosti a „bohatství“ ekonomiky na výši sazby CIT	102
Tab. 36	Vstupní data – vliv míry otevřenosti ekonomiky na výši sazby CIT	103
Tab. 37	Vstupní data – vliv výše sazby CIT na hospodářský růst a tvorbu hrubého fixního kapitálu	104
Tab. 38	Vstupní data – vliv výše sazby CIT na příliv a odliv přímých zahraničních investic	105

10 Seznam použitých zkratek

ACF	Autokorelační funkce (Autocorrelation Function)
b. c.	Běžné ceny
CIT	Korporátní daň (Corporate Income Tax)
CO	Cochranova-Orcuttova estimační metoda
CPI	Index vnímání korupce (Corruption Perceptions Index)
ČR	Česká republika
DPPO	Daň z příjmů právnických osob
DŘ	Zákon č. 280/2009 Sb., daňový řád, v aktuálním znění
EATR	Efektivní průměrná daňová sazba (Effective Average Tax Rate)
EMTR	Efektivní marginální daňová sazba (Effective Marginal Tax Rate)
EU	Evropská unie
EUR	Měnová jednotka zemí eurozóny
EUROSTAT	Statistický úřad Evropské unie
FDI	Přímé zahraniční investice (Foreign Direct Investment)
GFCF	Tvorba hrubého fixního kapitálu (Gross Fixed Capital Formation)
GLS	Zobecněná metoda nejmenších čtverců (Generalized Least Squares)
HDP	Hrubý domácí produkt
Kč	Koruna česká
KLRM	Klasický lineární regresní model
KStG	Zákon o zdanění korporací SRN (Körperschaftsteuergesetz)
LC	Lafferova křivka (Laffer Curve)
MF ČR	Ministerstvo financí České republiky
OECD	Organizace pro ekonomickou spolupráci a rozvoj (Organisation for Economic Co-Operation and Development)
OLS	Metoda obyčejných nejmenších čtverců (Ordinary Least Squares)
PO	Právnické osoby
PPS	Standard kupní síly (Purchasing Power Standards)
SRN	Spolková republika Německo
VIF	Faktor zvyšující rozptyl (Variance Inflation Factor)
ZDP	Zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů, v aktuálním znění

Přílohy

A Vstupní data – Lafferova křivka

Tab. 32 Vstupní data pro odhad LC výnosů korporátní daně v ČR

Roky	Výnosy CIT (mil. Kč)	HDP v b. c. (mil. Kč)	Výnosy CIT (% HDP)	Daňová sazba (%)	EATR (%)
1993	72 218	1 179 304	6,12	45,00	:
1994	66 406	1 363 398	4,87	42,00	:
1995	67 255	1 580 115	4,26	41,00	:
1996	56 508	1 812 622	3,12	39,00	:
1997	69 357	1 953 311	3,55	39,00	:
1998	67 464	2 142 587	3,15	35,00	26,40
1999	79 459	2 237 300	3,55	35,00	25,40
2000	76 178	2 372 630	3,21	31,00	23,60
2001	94 393	2 562 679	3,68	31,00	23,60
2002	106 730	2 674 634	3,99	31,00	23,60
2003	119 353	2 801 163	4,26	31,00	23,60
2004	129 218	3 057 660	4,23	28,00	24,60
2005	135 611	3 257 972	4,16	26,00	22,70
2006	154 398	3 507 131	4,40	24,00	21,00
2007	171 954	3 831 819	4,49	24,00	21,00
2008	162 813	4 015 346	4,06	21,00	18,40
2009	133 319	3 921 827	3,40	20,00	17,50
2010	128 228	3 953 651	3,24	19,00	16,70
2011	129 715	4 022 511	3,23	19,00	16,70
2012	135 227	4 041 610	3,34	19,00	16,70
2013	137 870	4 077 109	3,37	19,00	16,70

Zdroje: Revenue Statistics - Comparative tables, 2014; Gross domestic product, 2015; Table II.1 - Corporate income tax rates, 1981–1999 a 2000–2014; Spengel et al., 2014.

Tab. 33 Vstupní data pro odhad LC výnosů korporátní daně v SRN

Roky	Výnosy CIT (mil. EUR)	HDP v b. c. (mil. EUR)	Výnosy CIT (% HDP)	„Kombinovaná“ daňová sazba (%)	EATR (%)
1990	21 961	1 458 040	1,68	54,55	:
1991	23 999	1 579 800	1,52	56,25	:
1992	24 399	1 695 320	1,44	58,15	:
1993	22 688	1 748 550	1,30	56,52	:
1994	19 299	1 830 290	1,05	52,17	:
1995	19 171	1 898 880	1,01	55,11	:
1996	26 068	1 926 320	1,35	55,88	:
1997	28 160	1 967 090	1,43	56,80	:
1998	31 188	2 018 230	1,55	56,05	41,20
1999	35 616	2 064 880	1,73	52,03	40,40
2000	37 076	2 116 480	1,75	52,03	40,40
2001	12 669	2 179 850	0,58	38,90	35,80
2002	21 722	2 209 290	0,99	38,90	35,80
2003	27 252	2 220 080	1,23	40,22	37,00
2004	34 122	2 270 620	1,51	38,90	35,80
2005	39 966	2 300 860	1,74	38,90	35,80
2006	50 506	2 393 250	2,11	38,90	35,50
2007	54 748	2 513 230	2,18	38,90	35,50
2008	48 514	2 561 740	1,90	30,18	28,20
2009	33 153	2 460 280	1,35	30,18	28,00
2010	39 116	2 580 060	1,52	30,18	28,00
2011	45 639	2 703 120	1,69	30,18	28,20
2012	48 288	2 754 860	1,76	30,18	28,20
2013	51 360	2 820 820	1,83	30,18	28,20

Zdroje: Revenue Statistics - Comparative tables, 2014; Gross domestic product, 2015; Table II.1 - Corporate income tax rates, 1981–1999 a 2000–2014; Spengel et al., 2014.

B Vstupní data – korelační analýza

Tab. 34 Vstupní data – vliv daňových úniků na výši výnosů CIT

Země	Výnosy CIT 2012 (% HDP)	CPI 2012	Stínová ekonomika 2012 (% oficiál. HDP)
Belgie	3,10	75	16,80
Bulharsko	1,90	41	31,90
Česká republika	3,30	49	16,00
Dánsko	3,00	90	13,40
Estonsko	1,40	64	28,20
Finsko	2,20	90	13,30
Francie	2,30	71	10,80
Chorvatsko	2,00	46	29,00
Irsko	2,40	69	12,70
Itálie	2,30	42	21,60
Kypr	6,30	66	25,60
Litva	1,30	54	28,50
Lotyšsko	1,60	49	26,10
Lucembursko	5,30	80	8,20
Maďarsko	1,30	55	22,50
Malta	6,30	57	25,30
Německo	2,70	79	12,90
Nizozemsko	2,10	84	9,50
Polsko	2,10	58	24,40
Portugalsko	2,80	63	19,40
Rakousko	2,40	69	7,60
Rumunsko	2,20	44	29,10
Řecko	1,10	36	24,00
Slovensko	2,40	46	15,50
Slovinsko	1,30	61	23,60
Španělsko	2,20	65	19,20
Švédsko	2,70	88	14,30
Velká Británie	2,90	74	10,10

Zdroje: Main national accounts tax aggregates, 2014; Corruption Perceptions Index, 2012; Schneider, 2015.

Tab. 35 Vstupní data – vliv velikosti a „bohatství“ ekonomiky na výši sazby CIT

Země	Daňová sazba 2014 (%)	Populace 2014	HDP v b. c. 2014 (mil. EUR)	HDP na obyv. 2014 (v PPS)
Belgie	33,99	11 231 213	400 643	119
Bulharsko	10,00	7 223 938	42 751	45
Česká republika	19,00	10 525 347	154 739	84
Dánsko	24,50	5 638 530	257 753	124
Estonsko	21,00	1 314 545	19 963	73
Finsko	20,00	5 461 512	205 178	110
Francie	34,43	65 983 874	2 132 449	107
Chorvatsko	20,00	4 236 063	43 085	59
Irsko	12,50	4 615 693	189 046	132
Itálie	27,50	60 789 140	1 613 859	97
Kypr	12,50	852 504	17 394	85
Litva	15,00	2 932 367	36 444	74
Lotyšsko	15,00	1 993 782	23 581	64
Lucembursko	29,22	556 319	48 898	263
Maďarsko	19,00	9 863 183	104 239	68
Malta	35,00	427 364	7 941	85
Německo	30,18	80 970 732	2 915 650	124
Nizozemsko	25,00	16 865 008	662 770	130
Polsko	19,00	38 011 735	410 845	68
Portugalsko	31,50	10 401 062	173 446	78
Rakousko	25,00	8 545 908	329 296	128
Rumunsko	16,00	19 904 360	150 019	54
Řecko	26,00	10 869 637	177 559	72
Slovensko	22,00	5 418 649	75 561	76
Slovinsko	17,00	2 061 980	37 303	83
Španělsko	30,00	46 476 032	1 041 160	93
Švédsko	22,00	9 696 110	430 635	124
Velká Británie	21,00	64 559 135	2 253 311	108

Zdroje: Table II.1 - Corporate income tax rates, 2000–2014; PwC, 2014; Population change, 2015; GDP and main components, 2015; GDP per capita in PPS, 2015.

Tab. 36 Vstupní data – vliv míry otevřenosti ekonomiky na výši sazby CIT

Země	Daňová sazba 2013 (%)	(EXP+IMP)/HDP 2013
Belgie	33,99	164,19
Bulharsko	10,00	137,37
Česká republika	19,00	148,69
Dánsko	25,00	102,81
Estonsko	21,00	170,74
Finsko	24,50	77,74
Francie	34,43	58,86
Chorvatsko	20,00	85,42
Irsko	12,50	189,80
Itálie	27,50	55,31
Kypr	12,50	99,18
Litva	15,00	166,89
Lotyšsko	15,00	121,71
Lucembursko	29,22	371,44
Maďarsko	19,00	169,93
Malta	35,00	:
Německo	30,18	85,32
Nizozemsko	25,00	155,55
Polsko	19,00	90,30
Portugalsko	31,50	78,29
Rakousko	25,00	103,38
Rumunsko	16,00	84,53
Řecko	26,00	63,42
Slovensko	23,00	181,37
Slovinsko	17,00	143,37
Španělsko	30,00	59,70
Švédsko	22,00	82,92
Velká Británie	23,00	62,20

Zdroje: Table II.1 - Corporate income tax rates, 2000–2014; PwC, 2013; Trade (% of GDP), 2015.

Tab. 37 Vstupní data – vliv výše sazby CIT na hospodářský růst a tvorbu hrubého fixního kapitálu

Země	Daňová sazba 2014 (%)	Tempo růstu r. HDP 2014 (%)	GFCF 2014 (% HDP)
Belgie	33,99	1,30	23,30
Bulharsko	10,00	1,50	21,10
Česká republika	19,00	2,00	25,00
Dánsko	24,50	1,10	18,70
Estonsko	21,00	2,90	25,20
Finsko	20,00	-0,40	20,30
Francie	34,43	0,20	21,70
Chorvatsko	20,00	-0,40	18,60
Irsko	12,50	5,20	19,30
Itálie	27,50	-0,40	16,60
Kypr	12,50	-2,50	11,50
Litva	15,00	3,00	18,90
Lotyšsko	15,00	2,40	22,90
Lucembursko	29,22	4,10	18,60
Maďarsko	19,00	3,70	21,70
Malta	35,00	3,50	18,90
Německo	30,18	1,60	20,10
Nizozemsko	25,00	1,00	18,20
Polsko	19,00	3,30	19,60
Portugalsko	31,50	0,90	14,90
Rakousko	25,00	0,40	22,40
Rumunsko	16,00	2,80	22,00
Řecko	26,00	0,70	11,60
Slovensko	22,00	2,50	20,90
Slovinsko	17,00	3,00	19,60
Španělsko	30,00	1,40	19,60
Švédsko	22,00	2,30	23,50
Velká Británie	21,00	2,90	16,90

Zdroje: Table II.1 - Corporate income tax rates, 2000–2014; PwC, 2014; Real GDP growth rate – volume, 2015; Gross fixed capital formation (investments), 2015.

Tab. 38 Vstupní data – vliv výše sazby CIT na příliv a odliv přímých zahraničních investic

Země	Daňová sazba 2012 (%)	Příliv FDI 2012 (% HDP)	Odliv FDI 2012 (% HDP)
Belgie	33,99	4,00	2,50
Bulharsko	10,00	2,90	0,70
Česká republika	19,00	4,10	0,90
Dánsko	25,00	-5,20	-3,30
Estonsko	21,00	6,00	4,70
Finsko	24,50	1,40	3,10
Francie	34,43	0,60	1,30
Chorvatsko	20,00	2,40	-0,20
Irsko	12,50	21,50	7,30
Itálie	27,50	0,00	0,40
Kypr	10,00	5,50	-1,20
Litva	15,00	1,70	0,90
Lotyšsko	15,00	3,90	0,70
Lucembursko	28,80	732,90	664,30
Maďarsko	19,00	11,10	8,90
Malta	35,00	156,30	28,70
Německo	30,18	0,40	2,30
Nizozemsko	25,00	1,50	0,60
Polsko	19,00	1,20	0,10
Portugalsko	31,50	4,20	0,30
Rakousko	25,00	1,10	3,40
Rumunsko	16,00	1,60	-0,10
Řecko	20,00	0,70	0,30
Slovensko	19,00	3,30	0,00
Slovinsko	18,00	-0,20	-0,60
Španělsko	30,00	2,00	-0,30
Švédsko	26,30	3,10	5,50
Velká Británie	24,00	2,30	1,70

Zdroje: Table II.1 - Corporate income tax rates, 2000–2014; PwC, 2012; EU direct investments - main indicators, 2015.

C Výstupy Wilcoxonova pořadového testu

Test rozdílu mezi Staty_s_mensim_CPI a Staty_s_vetsim_CPI
 Wilcoxonův pořadový test
 Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
1,1	1	a
1,3	3	a
1,3	3	a
1,3	3	a
1,4	5	b
1,6	6	a
1,9	7	a
2	8	a
2,1	9,5	b
2,1	9,5	a
2,2	12	a
2,2	12	b
2,2	12	b
2,3	14,5	a
2,3	14,5	b
2,4	17	b
2,4	17	a
2,4	17	b
2,7	19,5	b
2,7	19,5	b
2,8	21	a
2,9	22	b
3	23	b
3,1	24	b
3,3	25	a
5,3	26	b

n1 = 13, n2 = 13
 w (součet pořadí, výběr 1) = 130
 $z = (130 - 175,5) / 19,5 = -2,33333$
 $P(Z < -2,33333) = 0,00981533$
 Oboustranná p-hodnota = 0,0196307

Obr. 27 Testování (ne)rovnosti mediánů výnosů korporátní daně u zemí s vysokou vs. nízkou mírou korupce
 Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Mensi_stinova_eko a Vetsi_stinova_eko
Wilcoxonův pořadový test
Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
1,1	1	b
1,3	3	b
1,3	3	b
1,3	3	b
1,4	5	b
1,6	6	b
1,9	7	b
2	8	b
2,1	9,5	a
2,1	9,5	b
2,2	12	b
2,2	12	b
2,2	12	a
2,3	14,5	a
2,3	14,5	b
2,4	17	a
2,4	17	a
2,4	17	a
2,7	19,5	a
2,7	19,5	a
2,8	21	b
2,9	22	a
3	23	a
3,1	24	a
3,3	25	a
5,3	26	a

n1 = 13, n2 = 13
w (součet pořadí, výběr 1) = 246
 $z = (246 - 175,5) / 19,5 = 3,61538$
 $P(Z > 3,61538) = 0,000149951$
Oboustranná p-hodnota = 0,000299902

- Obr. 28 Testování (ne)rovnosti mediánů výnosů korporátní daně u států s menší vs. větší velikostí stínové ekonomiky
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Male_ekonomiky a Velke_ekonomiky
 Wilcoxonův pořadový test
 Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
10	1	a
12,5	2,5	a
12,5	2,5	a
15	4,5	a
15	4,5	a
16	6	b
17	7	a
19	9	b
19	9	b
19	9	b
20	11,5	a
20	11,5	a
21	13,5	a
21	13,5	b
22	15,5	a
22	15,5	b
24,5	17	a
25	18,5	b
25	18,5	a
26	20	b
27,5	21	b
29,22	22	a
30	23	b
30,18	24	b
31,5	25	b
33,99	26	b
34,43	27	b
35	28	a

$n_1 = 14, n_2 = 14$

w (součet pořadí, výběr 1) = 159,5

$z = (159,5 - 203) / 21,7639 = -1,99872$

$P(Z < -1,99872) = 0,0228191$

Oboustranná p-hodnota = 0,0456382

Obr. 29 Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s menší vs. větší velikostí populace
 Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Male_ekonomiky a Velke_ekonomiky
Wilcoxonův pořadový test
Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
10	1	a
12,5	2,5	a
12,5	2,5	b
15	4,5	a
15	4,5	a
16	6	a
17	7	a
19	9	a
19	9	b
19	9	a
20	11,5	b
20	11,5	a
21	13,5	a
21	13,5	b
22	15,5	b
22	15,5	a
24,5	17	b
25	18,5	b
25	18,5	b
26	20	b
27,5	21	b
29,22	22	a
30	23	b
30,18	24	b
31,5	25	a
33,99	26	b
34,43	27	b
35	28	a

$n_1 = 14, n_2 = 14$

w (součet pořadí, výběr 1) = 159

$z = (159 - 203) / 21,7639 = -2,0217$

$P(Z < -2,0217) = 0,0216038$

Oboustranná p-hodnota = 0,0432076

Obr. 30 Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s menším vs. větším HDP v b. c.
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Bohatsi_ekonomiky a Chudsi_ekonomiky
 Wilcoxonův pořadový test
 Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
10	1	b
12,5	2,5	a
12,5	2,5	b
15	4,5	b
15	4,5	b
16	6	b
17	7	b
19	9	b
19	9	b
19	9	b
20	11,5	b
20	11,5	a
21	13,5	b
21	13,5	a
22	15,5	a
22	15,5	b
24,5	17	a
25	18,5	a
25	18,5	a
26	20	b
27,5	21	b
30	22	b
30,18	23	a
31,5	24	b
33,99	25	a
34,43	26	a
35	27	b

$n_1 = 10, n_2 = 17$

w (součet pořadí, výběr 1) = 171

$z = (171 - 140) / 19,9165 = 1,5565$

$P(Z > 1,5565) = 0,0597947$

Oboustranná p-hodnota = 0,119589

Obr. 31 Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s nadprůměrným vs. podprůměrným HDP na obyvatele v PPS
 Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Mensi_mira_otevrenosti a Vetsi_mira_otevrenosti
 Wilcoxonův pořadový test
 Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
10	1	b
12,5	2,5	a
12,5	2,5	b
15	4,5	b
15	4,5	b
16	6	a
17	7	b
19	9	a
19	9	b
19	9	b
20	11	a
21	12	b
22	13	a
23	14,5	a
23	14,5	b
24,5	16	a
25	18	b
25	18	b
25	18	b
26	20	a
27,5	21	a
30	22	a
30,18	23	a
31,5	24	a
33,99	25	b
34,43	26	a

$n_1 = 13, n_2 = 13$

w (součet pořadí, výběr 1) = 208

$z = (208 - 175,5) / 19,5 = 1,66667$

$P(Z > 1,66667) = 0,0477904$

Oboustranná p-hodnota = 0,0955807

Obr. 32 Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u států s menší vs. větší mírou otevřenosti ekonomiky
 Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi EU15 a Nove_clenske_staty
 Wilcoxonův pořadový test
 Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
10	1	a
12,5	2,5	a
12,5	2,5	b
15	4,5	a
15	4,5	a
16	6	a
17	7	a
19	9	a
19	9	a
19	9	a
20	11,5	b
20	11,5	a
21	13,5	a
21	13,5	b
22	15,5	b
22	15,5	a
24,5	17	b
25	18,5	b
25	18,5	b
26	20	b
27,5	21	b
29,22	22	b
30	23	b
30,18	24	b
31,5	25	b
33,99	26	b
34,43	27	b
35	28	a

$n_1 = 13, n_2 = 15$

w (součet pořadí, výběr 1) = 121

$z = (121 - 188,5) / 21,7083 = -3,10941$

$P(Z < -3,10941) = 0,000937305$

Oboustranná p-hodnota = 0,00187461

Obr. 33 Testování (ne)rovnosti mediánů sazby CIT u „nových“ členských států vs. států EU15
 Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Staty_s_nizsi_sazbou_CIT a Staty_s_vyssi_sazbou_CIT
Wilcoxonův pořadový test
Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
-2,5	1	a
-0,4	3	a
-0,4	3	a
-0,4	3	b
0,2	5	b
0,4	6	b
0,7	7	b
0,9	8	b
1	9	b
1,1	10	b
1,3	11	b
1,4	12	b
1,5	13	a
1,6	14	b
2	15	a
2,3	16	b
2,4	17	a
2,5	18	b
2,8	19	a
2,9	20,5	a
2,9	20,5	a
3	22,5	a
3	22,5	a
3,3	24	a
3,5	25	b
3,7	26	a
4,1	27	b
5,2	28	a

$n_1 = 14, n_2 = 14$

w (součet pořadí, výběr 1) = 235

$z = (235 - 203) / 21,7639 = 1,47033$

$P(Z > 1,47033) = 0,0707368$

Oboustranná p-hodnota = 0,141474

Obr. 34 Testování (ne)rovnosti mediánů hospodářského růstu u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Staty_s_nizsi_sazbou_CIT a Staty_s_vyssi_sazbou_CIT
 Wilcoxonův pořadový test
 Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
11,5	1	a
11,6	2	b
14,9	3	b
16,6	4	b
16,9	5	a
18,2	6	b
18,6	7,5	a
18,6	7,5	b
18,7	9	b
18,9	10,5	b
18,9	10,5	a
19,3	12	a
19,6	14	a
19,6	14	b
19,6	14	a
20,1	16	b
20,3	17	a
20,9	18	b
21,1	19	a
21,7	20,5	b
21,7	20,5	a
22	22	a
22,4	23	b
22,9	24	a
23,3	25	b
23,5	26	b
25	27	a
25,2	28	a

n1 = 14, n2 = 14
 w (součet pořadí, výběr 1) = 221,5
 $z = (221,5 - 203) / 21,7639 = 0,850032$
 $P(Z > 0,850032) = 0,197654$
 Oboustranná p-hodnota = 0,395307

Obr. 35 Testování (ne)rovnosti mediánů tvorby hrubého fix. kapitálu u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT
 Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Staty_s_nizsi_sazbou_CIT a Staty_s_vysši_sazbou_CIT
Wilcoxonův pořadový test
Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
-5,2	1	b
-0,2	2	a
0	3	b
0,4	4	b
0,6	5	b
0,7	6	a
1,1	7	b
1,2	8	a
1,4	9	b
1,5	10	b
1,6	11	a
1,7	12	a
2	13	b
2,3	14	b
2,4	15	a
2,9	16	a
3,1	17	b
3,3	18	a
3,9	19	a
4	20	b
4,1	21	a
4,2	22	b
5,5	23	a
6	24	b
11,1	25	a
21,5	26	a

$n_1 = 13, n_2 = 13$

w (součet pořadí, výběr 1) = 202

$z = (202 - 175,5) / 19,5 = 1,35897$

$P(Z > 1,35897) = 0,0870774$

Oboustranná p-hodnota = 0,174155

Obr. 36 Testování (ne)rovnosti mediánů přílivu FDI u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.

Test rozdílu mezi Staty_s_nizsi_sazbou_CIT a Staty_s_vyssi_sazbou_CIT
Wilcoxonův pořadový test
Nulová hypotéza: oba mediány jsou si rovny

value	rank	group
-3,3	1	b
-1,2	2	a
-0,6	3	a
-0,3	4	b
-0,2	5	a
-0,1	6	a
0	7	a
0,1	8	a
0,3	9,5	a
0,3	9,5	b
0,4	11	b
0,6	12	b
0,7	13,5	a
0,7	13,5	a
0,9	15,5	a
0,9	15,5	a
1,3	17	b
1,7	18	b
2,3	19	b
2,5	20	b
3,1	21	b
3,4	22	b
4,7	23	b
5,5	24	b
7,3	25	a
8,9	26	a

$n1 = 13, n2 = 13$

w (součet pořadí, výběr 1) = 149,5

$z = (149,5 - 175,5) / 19,5 = -1,33333$

$P(Z < -1,33333) = 0,0912112$

Oboustranná p -hodnota = 0,182422

Obr. 37 Testování (ne)rovnosti mediánů odlivu FDI u států s nižší vs. vyšší sazbou CIT
Zdroj: Výstup SW Gretl, vlastní zpracování.