

VLIV ZDANĚNÍ KORPORACÍ NA EKONOMICKÝ RŮST: SELHÁNÍ DAŇOVÉ KVÓTY?

Igor Kotlán, Zuzana Machová, VŠB Technická univerzita Ostrava

Úvod

V moderní společnosti je existence přerozdělovacích procesů nezbytností. Míra zdanění, která je jejich odrazem, se však v jednotlivých zemích podstatně liší, a to jak v absolutní výši, tak zejména v daňové struktuře. Velikost zdanění, popř. vládních výdajů pak bývá pravidelně inkorporovaná do růstových teorií. Dlouhodobý ekonomický růst totiž významně ovlivňuje klíčovou ekonomickou charakteristiku, kterou je životní úroveň obyvatel.

Zdaleka nejpoužívanějším aproximátorem daňového zatížení je daňová kvóta, tedy podíl daňových výnosů na nominálním produktu. Další možností jsou implicitní daňové sazby, a to např. na úrovni Evropské unie. Ty jsou však principiálně podobné daňové kvótě (viz dále). Spíše marginálními jsou alternativní ukazatelé, např. různými způsoby vypočtené efektivní daňové sazby.¹ Zásadním problémem indexů typu daňové kvóty je využití daňových výnosů jako odrazu daňového zatížení. I jednoduchá daňová teorie však postuluje, že linka mezi daňovým zatížením a daňovými výnosy nemusí být jednoznačná a vyšší daňové zatížení nemusí vést k vyšším daňovým výnosům. Aproximace daňového břemene za pomoci daňové kvóty nemusí být tudíž reálná. Vysoké daňové zatížení může vést ve smyslu Lafferovy křivky k nižším daňovým výnosům.

Současná růstová teorie, jež integruje velikost zdanění prostřednictvím jeho vlivu na růstové proměnné, zejména na míru úspor či investic, velikost kapitálu nebo technický pokrok, je velmi často při empirické verifikaci zpochybněna a nepotvrzuje se předpoklady o negativním vlivu zdanění na dlouhodobý ekonomický růst nebo se nepotvrzují negativní efekty některých daní. Za jednu z nejproblémovějších lze v této oblasti považovat korporátní daň. Využití vhodnějších aproximátorů daňového zatížení, než jakým je daňová kvóta, se jeví nezbytným.

1 Efektivní daňové sazby jsou takové, které se snaží zohlednit maximum aspektů ovlivňující celkovou daňovou povinnost. Pro potřeby jejich konstrukce jsou často využívány unikátní datové zdroje, pocházející např. z jednorázových průzkumů, což může vést k problémům s délkou časových řad, s počty pozorování apod. Autoři těchto sazeb se zpravidla nesnaží měřit daňové zatížení celkově, ale zaměřují se pouze na určitou oblast, resp. na určitý typ ekonomických subjektů. Nejčastěji se jedná o vyjádření daňové zátěže korporací (Lazar, 2010), ale také daňové zatížení vysoce kvalifikované pracovní síly (Elschner a Schwager, 2004) či kupř. daňové zatížení bankovního sektoru (Ricotti et al., 2010).

Cílem předložené stati je zhodnocení vlivu zdanění na dlouhodobý ekonomický růst se zvláštním zřetelem na zdanění korporací za použití alternativního ukazatele daňového zatížení.² Jedná se o index vlastní konstrukce, který zahrnuje objektivní i subjektivní charakteristiky popisující velikost daňového břemene u jednotlivých daní. Příspěvek byl zpracován v rámci řešení projektu podporovaného GAČR.³

1. Zdanění v teoriích růstu

Rozvoj růstové teorie je dán zejména masivním empirickým ověřováním koncem 80. let a 90. let 20. století. Přesto ho lze spojit zejména s dřívějšími klíčovými studiemi Solowa (1956) a Swana (1956), kteří rozvíjeli neoklasický růstový model. V tomto modelu se presumuje, že dříve či později se dostane ekonomika do tzv. stálého stavu, ve kterém je růst HDP na pracovníka (tedy v podstatě životní úroveň) dán pouze exogenními faktory, jakými jsou technologický pokrok a tempo růstu obyvatelstva. Ekonomiky, které se již nacházejí ve stálém stavu, se podle závěrů neoklasického růstového modelu potýkají s nemožností daňové či rozpočtové politiky ovlivnit tempo růstu produktu na obyvatele. Tato politika má pak vliv na velikost životní úrovně pouze v přechodném období mezi jednotlivými stálými stavy. Předpokládáme-li, že ve stálém stavu se nacházejí zejména vyspělé ekonomiky, potom může mít v těchto modelech u zmíněných zemí daňová politika pouze zanedbatelný vliv na tempo růstu výstupu na pracovníka. Blíže např. Barro a Sala-i-Martin (2004).

V endogenních modelech růstu, které rozvíjeli zejména Lucas (1988) a Romer (1986) je využíván mechanismus, podle kterého může i daňová politika mít vliv na růst výstupu na pracovníka nejen mezi stálými stavy, ale také ve stálém stavu. Z tohoto důvodu má efekt nejen úrovněvý, ale také růstový. Aschauer (1989) uvádí, že zdanění může mít na dlouhodobý růst ve stálém stavu prokazatelný vliv. Kneller, Bleaney a Gemmell (1999) se naopak domnívají, že zdanění nemá významnější efekty směrem k růstu stálého stavu.

Integrujeme-li zdanění do růstových modelů, děje se to prostřednictvím jeho vlivu na jednotlivé růstové proměnné. Klíčovým neoklasickým růstovým faktorem je míra úspor, investic a následné kapitálové akumulace. Dopad na konečné investiční aktivity lze vidět v několika směrech. Zejména se jedná o negativní vliv zdanění na investiční aktivity, se zvláštním zřetelem na FDI. Významnou je především korporátní daň a zdanění dividend. Z posledních studií lze uvést např. práce Buettner a Wamser (2006) nebo Keuschnigg (2009), resp. Santoro, Wei (2009). Velmi důležitým faktorem ovlivňujícím investice je zdanění práce, které vede k poklesu investičních aktivit přes tlaky na zisky firem (např. Alesina et al., 1999). Neméně významnými se jeví také nepřímé daně. Vyšší zdanění spotřeby, prostřednictvím DPH nebo selektivní spotřební daně, má podobné negativní efekty jako zdanění práce (např. Salanié, 2003).

2 Z metodického pohledu je využit zejména ontologický přístup, jak ho popisuje Kotlán (2008).

3 Projekt č. 402/08/0763 s názvem „Daň z příjmu právnických osob v ČR a návrh legislativních změn v kontextu snah o harmonizaci v Evropské unii ve smyslu de lege ferenda“ podporovaný Grantovou agenturou České republiky. Ten navazuje na práci Kotlán (2001).

V rozšířeném neoklasickém růstovém modelu je velmi významnou proměnnou, která modifikuje závěry původního modelu Solowa (1956), velikost lidského kapitálu. Jedná se o vliv na konvergenci ke stálému stavu v konkrétní zemi i ekonomik k sobě navzájem, a tudíž i na dlouhodobý ekonomický růst. Většina prací se shoduje, že vliv zdanění na velikost lidského kapitálu je negativní, avšak s výhradou rozdílných účinků jednotlivých daní, a také s rozdílným vlivem konkrétních veřejných výdajů (investic) do lidského kapitálu. Jasný je vztah mezi velikostí investic do lidského kapitálu a mírou zdanění práce, popř. její progresivitou. Zanedbatelnou není ani otázka časového horizontu. V delším horizontu investičního rozhodování do lidského kapitálu je vliv zdanění markantnější. S rostoucím zdaněním práce nebo vyšší progresivitou klesá návratnost investice do lidského kapitálu a zdanění se tak projevuje negativně (např. Erosa a Koreshkova, 2007 nebo Hendricks, 2004). Velmi důležitou se jeví zejména relace zdanění práce a tzv. obecného lidského kapitálu, který je na rozdíl od lidského kapitálu specifického využitelný v celé řadě profesí (blíže viz např. Becker, 1993). Problémem je zejména to, pokud jsou pracovní příjmy zdaněny vyšší sazbou než kapitálové (např. Jacobs a Bovenberg, 2010). Podrobněji se vlivem zdanění na ekonomický růst zabývá práce Kotlán, Machová a Janíčková (2011). Z posledních českých empirických prací popisujících vliv vládních výdajů a daní na dlouhodobý ekonomický růst lze uvést např. Izáka (2011). Podstatnou je také kvantifikace dopadu institucionálního prostředí a různých způsobů vládnutí na vztah zdanění a ekonomického růstu (např. Börzel, 2011 nebo Nagy, 2011).

2. Konstrukce alternativního ukazatele daňového zatížení

Využití alternativních ukazatelů daňového břemene umožňuje reálnější zachycení dopadů zvýšeného daňového zatížení na dlouhodobý ekonomický růst a životní úroveň. Výhodou se jeví zejména to, že se eliminují problematické vztahy mezi daným zatížením a daňovou kvótou. Jejich nevýhodou je pak především obtížnější konstrukce a kratší časové řady, což může omezovat počet stupňů volnosti v ekonometrických analýzách, a tudíž i věrohodnost testovaných statistik.

2.1 Daňová kvóta a její specifika

Daňová kvóta je základním ukazatelem, jenž je používán k měření daňového zatížení. Jedná se o procentuálně vyjádřený podíl daňových výnosů k nominálnímu hrubému domácímu produktu. Sledována může být buď v celkové podobě, nebo separátně pro jednotlivé daně. Daňová teorie dále rozlišuje jednoduchou a složenou daňovou kvótu. Zatímco jednoduchá kvóta zahrnuje pouze ty daně, které se jako daně skutečně označují, složená kvóta zahrnuje také příspěvky na sociální zabezpečení, a je tak chápána jako komplexnější ukazatel daňové zátěže.

Základní předností daňové kvóty v jakékoliv podobě je jednoduchost její konstrukce a dostupnost pro široký vzorek zemí v relativně dlouhém období. Z těchto důvodů je téměř výhradně používána v komparativních studiích i ekonometrických analýzách.

Zásadní nevýhodou, která však nebývá příliš zmiňovaná, je, že daňová kvóta nemusí fakticky vůbec nic vypovídat o reálné výši daňového břemene. Uvedené je způsobeno tím, že nemusí existovat prokazatelná korelace mezi efektivním daňovým zatížením a daňovou výnosností. Jak plyne i z elementární Lafferovy křivky⁴, vztah mezi velikostí efektivního daňového zatížení popisovaného například nominální daňovou sazbou na jedné straně a daňovými výnosy na straně druhé se v čase velmi výrazně mění a navíc je zjevně nelineární. Při relativně nízkém daňovém zatížení může existovat přímá úměra mezi jeho výší a daňovými výnosy, avšak s klesajícím mezním výnosem při dodatečném zvýšení daňové sazby. Od určité velikosti zdanění se však závislost mění a vazba se stává nepřímou úměrou. Zvětšení daňového zatížení nevede ke zvýšení daňových výnosů (a tudíž i daňové kvóty), ale naopak k jejich snížení. Další spíše marginální nevýhodou daňové kvóty je, že využívá ukazatel hrubého domácího produktu, který může být statisticky nespolehlivý, v různých zemích zahrnovat v rozdílné míře šedou ekonomiku apod. Daňová kvóta je tak spíše, než jako ukazatel daňového zatížení, vnímaná jako ta část HDP, která je přerozdělována prostřednictvím daní. Blíže se problematikou daňové kvóty a také jejím využitím v makroekonomických modelech zabývají např. Szarowska (2010), Johansson et al. (2008) či Arnold (2008).

Spíše doplněním, než alternativou k daňové kvótě, se jeví implicitní daňové sazby, které nevztahují daňové výnosy k HDP, ale k tomu typu činnosti a komoditám, kterých se daňově dotýkají. Jedná se tudíž o analýzu vlivu daňového břemene na aktivity podle jejich funkce (kapitál, práce a spotřeba). Nevýhodou implicitních daňových sazeb je, že jsou v komparovatelné a věrohodné podobě zjišťovány pouze pro země Evropské unie a pro analýzu OECD jako celku jsou irelevantní. Také na implicitní daňové sazby se přiměřeně vztahují výše uvedené nevýhody popsané pro daňovou kvótu. Blíže k problematice implicitních daňových sazeb viz např. Zechner a Swoboda (1986) nebo Walden (1996).

2.2 Alternativní index daňového zatížení – WTI

World Tax Index (WTI) je souhrnný multikriteriální ukazatel daňové zátěže, který kombinuje údaje o daňových podmínkách dostupné z mezinárodně uznávaných zdrojů s údaji vyjadřujícími Qualified Expert Opinion (QEO). Index udává hodnotu celkové daňové zátěže ve vztahu k ostatním zkoumaným zemím, přičemž vyšší hodnoty WTI vyjadřují vyšší daňovou zátěž.⁵

Pojetí daňové zátěže se v případě WTI nevztahuje pouze na výši daňového výběru a jeho vazby k HDP, jako je tomu například u zmiňované daňové kvóty. Snaží se do hodnocení zakomponovat také další důležité aspekty, které jsou spjaté například s progresivitou zdanění, s administrativní náročností výběru daní z pohledu plátce, s rozsahem daňových výjimek, s možnostmi daňového odpočtu nákladů atp.

4 Laffer (2004), popř. v obecné rovině Šíroký (2008).

5 Index WTI byl zkonstruován týmem pod vedením autorů tohoto článku.

2.2.1 Metodika konstrukce WTI

WTI jako celek představuje ve sledovaných zemích více než 95 % daňového mixu OECD, zbylá část daňového mixu se týká ostatních daní, které jsou v jednotlivých zemích natolik specifické, že je jejich komparace prakticky nemožná. WTI tedy zahrnuje podstatnou část daňové zátěže v jednotlivých zemích a lze o něm hovořit jako o souhrnném daňovém indexu.

WTI je složen z pěti subindexů. Těmi jsou:

- Corporate Income Tax (CIT, vyjadřuje relativní úroveň daňového zatížení s ohledem na zdanění korporací),
- Personal Income Tax (PIT, vyjadřuje relativní úroveň daňového zatížení s ohledem na zdanění domácností),
- Value Added Tax (VAT, vyjadřuje relativní úroveň daňového zatížení s ohledem na daň typu DPH),
- Individual Property Taxes (PRO, vyjadřuje relativní úroveň daňového zatížení s ohledem na majetkové daně),
- Other Taxes on Consumption (OTC, vyjadřuje relativní úroveň daňového zatížení s ohledem na ostatní spotřební daně).

Každý z jednotlivých subindexů je navíc rovněž výsledkem působení několika faktorů, proto se také dílčí subindexy dále rozkládají do několika složek, jak ukazuje tabulka (1).

Tabulka 1

Jednotlivé subindexy WTI a jejich složky

A) Corporate Income Tax (CIT)	D) Individual Property Taxes (PRO)
A1) Nominal Tax Rates	D1) Net Wealth Tax
A2) Progressivity	D2) Real Estate Tax
A3) Incentives	D3) Inheritance Tax
A4) Tax Deductibility of Costs	D4) Gift Tax
A5) Administration	D5) Other Property Taxes
B) Personal Income Tax (PIT)	E) Other Taxes on Consumption (OTC)
B1) Nominal Tax Rates	E1) Beer
B2) Progressivity Rate	E2) Wine
B3) Personal Deductions	E3) Alcohol
B4) Social Security Contributions	E4) Tobacco
B5) Administration	E5) Mineral Oils
C) Value Added Tax (VAT)	
C1) Standard Tax Rate	
C2) Reduced Tax Rate	
C3) Registration Duty	
C4) Exemptions	

Pozn.: anglické názvy jsou v tabulce ponechány s ohledem na konstrukci dotazníků QEO a zveřejnění výsledných hodnot WTI v anglickém jazyce na www.worldtaxindex.com.

Jak bylo již uvedeno, pro výpočet WTI jsou použita nejen tvrdá, ale také měkká data z QEO. Ten byl získán prostřednictvím rozsáhlého dotazníkového šetření, které bylo provedeno mezi daňovými specialisty⁶ ze všech zemí OECD. Cílem šetření bylo získat váhy jednotlivých subindexů a jejich částí pro další výpočty. Respondenti šetření tak v případě každého subindexu rozdělili hodnotu 100 % mezi jeho dílčí složky podle toho, jak se podílejí na daňovém zatížení v příslušné zemi, přičemž vyšší procento znamenalo vyšší daňovou zátěž. Průměrné procento, které bylo složce za danou zemi přiděleno, pak určovalo její váhu v příslušném subindexu.

Tvrdá data (např. výše daňových sazeb, míra progresivity, počet hodin potřebný pro podání daňového přiznání apod.), která byla pro výpočet použita, se pohybovala na různých škálách, a proto byla před samotným výpočtem vždy standardizována, tedy převedena na škálu od 0 do 1 podle následujícího vzorce:

$$X_s = \frac{X_i - X_{\min}}{X_{\max} - X_{\min}}, \quad (1)$$

kde X_s je standardizovaná hodnota, X_i je hodnota pro i -tou zemi, X_{\min} je minimální hodnota a X_{\max} maximální hodnota z hodnot sledovaných zemí. Nulová hodnota byla poté přiřazena údaji, který před úpravou představoval nejnižší hodnotu, a hodnota, která v dané skupině hodnot před úpravou byla nejvyšší, nabyla po úpravě hodnoty jedna.

Jednotlivé subindexy pak byly vypočteny jako:

$$S_k = \sum_{i=1}^N \left(X_{s_i} \frac{QEO_i}{100} \right), \quad (2)$$

kde je S_k hodnota k -tého subindexu, X_{s_i} standardizovaná hodnota i -té složky subindexu a QEO_i váha vyplývající z QEO pro i -tou složku. N je počet složek příslušného subindexu.

Váhy samotných subindexů byly stanoveny na základě Saatyho metody párového porovnání⁷, které provedli respondenti šetření. Podstatou metody je porovnávání veškerých dvojic kritérií s ohledem na stanovený cíl podle jejich důležitosti. Respondenti tak porovnávali všechny dvojice subindexů s ohledem na jejich důležitost pro daňové zatížení v zemi, kdy vyšší důležitost znamenala také vyšší daňovou zátěž, a to s využitím tříbodové škály pro vyjádření míry důležitosti.

Souhrnný index WTI byl vypočten z 5 dílčích subindexů jako:

$$WTI = \sum_{k=1}^5 \left(S_k \frac{QEO_k}{100} \right), \quad (3)$$

kde je QEO_k váha stanovená na základě QEO pro k -tý subindex.

Podrobněji ke konstrukci WTI viz Kotlán a Machová (2012).⁸

6 Kritériem výběru respondentů šetření bylo množství publikací a jejich citací vztahujících se k problematice zdanění v databázi Scopus, příp. doporučení těchto autorů.

7 Viz např. Saaty (2008).

8 Vstupní data, metodiku, výpočet hodnoty WTI, včetně jeho subindexů lze nalézt na www.worldtaxindex.com.

2.2.2 Data WTI

Výsledné hodnoty, kterých nabývá WTI pro jednotlivé země OECD, shrnuje tabulka (2). Jedná se o průměrné hodnoty za sledované období 2005–2010. Ukazatel se pohybuje na škále od 0 do 1, kde 0 znamená minimální daňovou zátěž a 1 maximální daňovou zátěž ekonomických subjektů. Za použití tohoto indexu, vykazují nejnižší daňové zatížení Irsko, Švýcarsko a Austrálie, u kterých se WTI pohybuje do 0,3. Následují země, jako je Kanada, Spojené království, Estonsko, ale také Česká republika, kde WTI nabývá hodnoty 0,36. Naopak nejvyšší daňové zatížení vykazují Turecko, Belgie, Norsko, Dánsko nebo Nizozemí. Tabulka (2) zároveň ukazuje výši daňové kvóty⁹ v jednotlivých zemích. I v tomto případě patří Irsko či Švýcarsko k zemím s relativně nízkým daňovým zatížením a naopak Belgie nebo Norsko k zemím s daňovou zátěží větší.

Tabulka 2

Hodnoty WTI a daňové kvóty

Země	WTI	Daňová kvóta	Země	WTI	Daňová kvóta
Austrálie	0,29	28,31	Maďarsko	0,54	38,76
Belgie	0,63	43,90	Mexiko	0,38	18,40
Británie	0,31	35,54	Německo	0,53	36,12
Chile	0,52	21,75	Nizozemsko	0,55	38,72
Česká republika	0,36	36,23	Norsko	0,62	43,27
Dánsko	0,58	48,95	Nový Zéland	0,34	33,99
Estonsko	0,33	32,39	Polsko	0,36	33,55
Finsko	0,48	43,06	Portugalsko	0,44	31,65
Francie	0,50	43,48	Rakousko	0,51	42,13
Irsko	0,26	29,63	Řecko	0,36	31,23
Island	0,46	38,27	Slovensko	0,37	29,50
Itálie	0,49	42,70	Slovinsko	0,50	37,79
Izrael	0,46	34,24	Španělsko	0,35	34,21
Japonsko	0,55	27,79	Švédsko	0,43	47,25
Kanada	0,32	32,47	Švýcarsko	0,26	29,29
Korea	0,38	25,44	Turecko	0,96	24,61
Lucembursko	0,43	36,48	USA	0,39	26,36

Pramen: vlastní výpočty

V případě některých zemí je však jejich postavení podle dvou uvedených ukazatelů zcela odlišné. Jedná se především o Turecko, Chile, Japonsko ale také Švédsko nebo Spojené království. Ve všech případech jsou rozdíly způsobeny zejména odlišnými výsledky na straně daňového zatížení korporací, které je vyjádřeno subinde-

9 Jedná se vždy o složenou daňovou kvótu, tedy kvótu zahrnující také příspěvky na sociální zabezpečení.

xem CIT, příp. korporátní daňovou kvótou. Jinými slovy, zahrnutí takových faktorů ovlivňujících daňové zatížení korporací, jako je administrativní náročnost zdanění či možnost daňového odpočtu nákladů (viz tabulka (1)), má na výslednou daňovou zátěž zřejmě zásadní vliv. Údaje o CIT a korporátní kvótě ukazuje tabulka (3). Ta zároveň shrnuje hodnoty, kterých za sledované období průměrně nabývá ukazatel PIT a příslušná daňová kvóta. V tomto případě se, na rozdíl od CIT, postavení zemí s ohledem na příslušné ukazatele zásadně neliší. Obdobně tomu bylo také v případě ostatních subindexů a příslušných kvót (viz dále).

Tabulka 3

Hodnoty vybraných subindexů a příslušné daňové kvóty (% HDP)

Země	WTI CIT	Kvóta CIT	WTI PIT	Kvóta PIT	Země	WTI CIT	Kvóta CIT	WTI PIT	Kvóta PIT
Austrálie	0,05	5,93	0,14	10,69	Maďarsko	0,04	2,23	0,22	7,16
Belgie	0,03	3,16	0,29	12,41	Mexiko	0,14	.	0,06	.
Británie	0,02	3,34	0,19	10,50	Německo	0,11	1,82	0,27	8,93
Chile	0,02	.	0,11	.	Nizozemsko	0,07	3,10	0,25	7,62
Česká republika	0,08	4,27	0,08	4,00	Norsko	0,07	11,20	0,10	9,70
Dánsko	0,05	3,42	0,3	25,17	Nový Zéland	0,07	4,76	0,17	13,79
Estonsko	0,04	1,56	0,15	5,71	Polsko	0,03	2,53	0,12	4,76
Finsko	0,05	3,10	0,2	13,14	Portugalsko	0,06	3,10	0,09	5,52
Francie	0,08	2,49	0,12	7,55	Rakousko	0,06	2,15	0,23	9,46
Irsko	0,01	3,06	0,14	8,19	Řecko	0,08	2,68	0,10	4,86
Island	0,03	2,04	0,23	13,47	Slovensko	0,07	2,80	0,14	2,53
Itálie	0,09	3,29	0,27	11,22	Slovinsko	0,04	2,53	0,22	5,71
Izrael	0,04	3,76	0,13	7,26	Španělsko	0,06	3,24	0,17	6,88
Japonsko	0,36	3,84	0,12	5,32	Švédsko	0,04	3,41	0,18	14,28
Kanada	0,06	3,49	0,25	11,70	Švýcarsko	0,03	3,07	0,17	9,53
Korea	0,22	3,80	0,05	3,77	Turecko	0,41	1,73	0,10	3,86
Lucembursko	0,04	5,32	0,27	7,52	USA	0,16	2,65	0,15	9,38

Pramen: vlastní výpočty

Pozn.: . – hodnoty nejsou k dispozici.

2.3 Korelace WTI a daňové kvóty

Vypočtené hodnoty WTI pro jednotlivé země byly v další analýze použity jako vstupní hodnoty pro korelační analýzu s daňovou kvótou, jejímž cílem bylo ověřit vhodnost použití daňové kvóty jako ukazatele daňového zatížení. Korelace přitom byla zjišťována jak pro WTI jako celek, tak pro jeho dílčí subindexy ve vztahu k příslušným daňovým kvótám.

Korelační analýza byla provedena s využitím Spearmanova koeficientu pořadové korelace, který umožňuje práci s veličinami, jejichž hodnoty se pohybují na rozdílných škálách, neboť na místo samotných hodnot pracuje s pořadím porovnávaných zemí s ohledem na tyto hodnoty. Lze jej vypočítat jako:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)}, \quad (4)$$

kde d_i jsou rozdíly v pořadí dvojic hodnot, kterých nabývají sledované veličiny, n je počet těchto dvojic hodnot a r_s je Spearmanův koeficient pořadové korelace. Koeficient nabývá hodnot $\in (-1; 1)$, kde $|r_s| = 1$ znamená úplnou závislost pořadí, $r_s \in (0; 1)$ znamená shodu pořadí a $r_s \in (-1; 0)$ převrácené pořadí hodnot. $r_s = 0$ vyjadřuje nekorelovanost hodnot.

V případě WTI jako celku byla prokázána pozitivní korelace s daňovou kvótou s korelačním koeficientem 41,4 %, přičemž korelace je statisticky významná na hladině významnosti 5 %. Dále tedy bylo analyzováno, které ze subindexů WTI jsou příčinou relativně nízkého stupně korelace a které naopak korelaci zvyšují.

Bylo zjištěno, že PIT, VAT, resp. PRO jsou s příslušnými daňovými kvótami (podíl výnosu z osobní důchodové daně, z VAT, resp. z majetkových daní na HDP) pozitivně korelovány na hladině významnosti 1 %, přičemž koeficienty korelace dosahují 64,5 %, 55,8 %, resp. 47,4 %. Statisticky významná korelace (na hladině významnosti 5 %) byla zjištěna také v případě OTC, kde dosáhl koeficient korelace hodnoty 36,1 %.

Tabulka 4

Spearmanův koeficient pořadové korelace (r_s) s daňovou kvótou pro WTI a jednotlivé subindexy

	WTI	CIT	PIT	VAT	PRO	OTC
r_s (%)	41,40**	-0,50	64,50***	55,80***	47,40***	36,10**

Pramen: vlastní výpočty

Pozn.: ** statisticky signifikantní na hladině významnosti 5 %, *** statisticky signifikantní na hladině významnosti 1 %; pro ověření hypotézy o statistické významnosti koeficientu byl ve všech případech využit t-test.

Jak naznačovala již vstupní deskriptivní analýza, naprosto odlišných výsledků však bylo dosaženo při výpočtu korelace mezi CIT a příslušnou kvótou. V tomto případě byla prokázána dokonce negativní korelace, avšak statisticky nevýznamná. Dále tedy bylo zjišťováno, jaké celkové korelace s daňovou kvótou by bylo dosaženo v případě, že by pro výpočet WTI byla namísto subindexu CIT použita kvóta pro korporátní zdanění. Korelační analýza tak byla opětovně provedena s přepočteným WTI. Výsledný korelační koeficient v tomto případě dosáhl hodnoty 51,4 %, a to na hladině významnosti 1 %.

Vzhledem k tomuto výsledku byl WTI obdobně přepočten tak, aby byl odstraněn rovněž negativní efekt nízké korelace v případě OTC. Za subindexy CIT a OTC tedy byly dosazeny příslušné daňové kvóty. Výsledný korelační koeficient tak nabyl hodnoty 50,8 % na hladině významnosti 1 %.

2.4 Problematika zdanění korporací

Předchozí subkapitola popisuje korelaci mezi daňovou kvótou jako celkem, respektive jejími subčástmi pro jednotlivé daně a příslušným indexem daňového zatížení WTI, popř. jeho subindexy. Jak bylo naznačeno, nejproblémovější se jeví situace v oblasti korporátního zdanění, u něhož byla nalezena dokonce negativní korelace, avšak statisticky nevýznamná. Lze se tak domnívat, že právě v oblasti daňového zatížení korporací je daňová kvóta jako jeho aproximátor velmi problematická. V zásadě lze konstatovat, že zvýšení efektivního daňového zatížení se pozitivně neodrazí v daňové kvótě. Z tohoto důvodu je i její využití v růstových teoriích kontraproduktivní.

Při hledání potenciální vazby mezi velikostí daňového zatížení a daňovou kvótou bylo dále využito několik modelů. V grafech, znázorňujících vzájemný vztah mezi daňovým výnosem (měřeno postupně daňovou kvótou a daňovým výnosem ve vztahu k počtu obyvatel) a daňovou zátěží (vyjádřeno jednak pomocí kombinované sazby daně a jednak pomocí CIT), byly hodnoty postupně prokládány přímkou a parabolou. Tabulka (5) tak ukazuje, jakých bylo v jednotlivých případech dosaženo koeficientů determinace. Z hlediska statistické verifikace se jevílo jako vhodnější využití paraboly, které implikovala již dříve popsaná Lafferova křivka¹⁰. Nejvyšší koeficient determinace tak presumuje, že při nízkém daňovém zatížení existuje pozitivní vazba na daňovou kvótu a při vyšším daňovém břemenu (nominální sazba korporátní daně nad 30%) se stává závislost negativní.

Tabulka 5

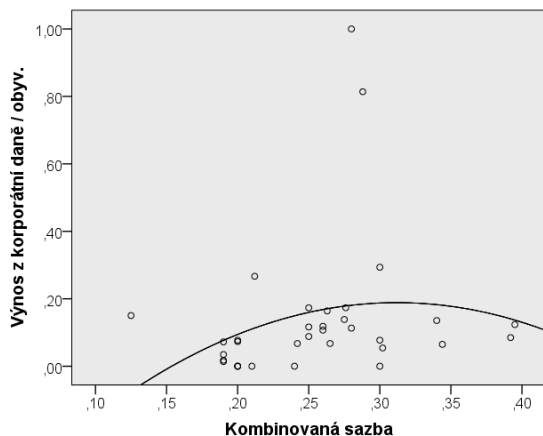
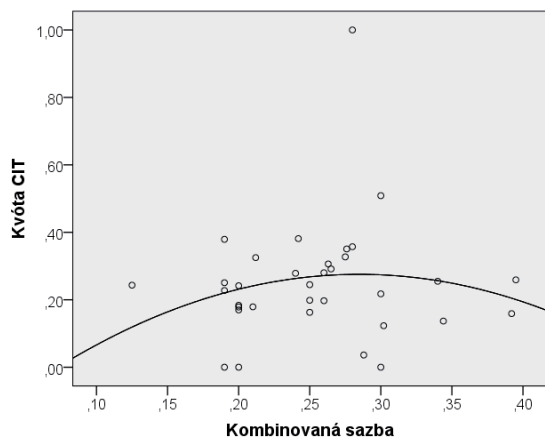
Lafferova křivka pro korporátní daň

	Kvóta CIT	Výnos z korporátní daně / obyv.		
Funkce	R ² (% , kombinovaná sazba)	R ² (% , CIT)	R ² (% , kombinovaná sazba)	R ² (% , CIT)
Lineární	0,06	0,0008	3,80	1,20
Kvadratická	3,50	2,30	6,90	1,50

Pramen: vlastní výpočty

10 Korelace byla provedena pro rok 2009 (poslední rok s úplnými daty) pro všechny členy OECD. Korelace s průměrnými hodnotami za sledované období (2005–2010) potvrdila podobné závěry.

Obrázek 1

Lafferova křivka pro korporátní daň

V situaci, pokud byla nahrazena kombinovaná daňová sazba ukazatelem CIT, který je subindexem WTI, vycházely závěry obdobně. Lze tak konstatovat, že neexistuje lineární ani přímo úměrná vazba mezi efektivním daňovým zatížením (CIT) a daňovou kvótou. Tento vztah je spíše nelineární a při nominální sazbě vyšší než 30 % (resp. CIT vyšším než 0,2) je úměra mezi efektivní sazbou a kvótou opačná. Daňová kvóta pak není vhodným aproximátorem efektivního daňového zatížení korporací. Výše uvedené může být způsobeno tím, že korporace reagují citlivěji na zvýšení daňové zátěže než například subjekty zatížené osobní důchodovou daní a uchylují se k daňovým únikům či daňové optimalizaci.

3. Vliv zdanění na ekonomický růst: panelová regrese

3.1 Použitá metodika a data

V provedené regresní analýze byl v základní podobě využit rozšířený neoklasický model tak, jak to doporučují Mankiw, Romer a Weil (1992) nebo Barro (1996, 2001). Vysvětlovanou proměnnou byl reálný HDP na obyvatele v USD přepočtený paritou kupní síly (RGDP) a vysvětlujícími proměnnými pak standardní růstové proměnné, jakými jsou míra reálných investic vztažená k reálnému HDP (RINVESTMENT), tempo růstu populace (POPULATION) a aproximace úrovně lidského kapitálu¹¹ (HUMAN). V souladu s hypotézou podmíněné konvergence v zemích OECD¹² byla jako vysvětlující proměnná zahrnuta také počáteční úroveň HDP z roku 1984 (GDP84). Jako exogenní proměnná byla, stejně jako ve studii Mankiwa, Romera a Weila (1992), zařazena míra technického pokroku a znehodnocení kapitálu (v souhrnu jako 5% růst/rok).

Velikost zdanění je měřena za použití standardní daňové kvóty (TQ) a separátně je také zkoumán vliv jednotlivých daní dle klasifikace OECD.¹³ Jedná se zejména o důchodové daně osobní (klasifikace 1100), korporátní (klasifikace 1200) a sociální pojištění (klasifikace 2000). Dále pak o nepřímé daně uvalené na spotřebu (DPH – klasifikace 5110 a selektivní spotřební daně – klasifikace 5120). V poslední řadě byl zkoumán vliv majetkových daní (klasifikace 4000).

Podstatnou součástí tohoto příspěvku je zahrnutí alternativního indexu daňového zatížení vlastní konstrukce (WTI), který je dekomponován také na jednotlivé daně, a to v souladu s výše uvedenou klasifikací OECD. Dekompozice je provedená zvlášť pro osobní důchodovou daň, která zahrnuje i odvody na sociální pojištění (PIT), korporátní zdanění (CIT), daň z přidané hodnoty (VAT), selektivní spotřební daně (OTC) a majetkové daně (PRO).

Integrace zdanění do růstových modelů je provedena podle hypotézy jeho vlivu na jednotlivé růstové proměnné popsané v předchozí kapitole, a to jako indukovaná složka (viz kapitola 1).

Většina údajů o velikosti zdanění (daňová kvóta a její subčásti) byla čerpána z OECD Factbook Statistics¹⁴ (OECD Factbook 2011). Index WTI a jeho subindexy byly konstruovány na základě dat z OECD Tax Database¹⁵ a OECD Tax Statistics.¹⁶ Údaje o velikosti HDP na obyvatele a o podílu investic na HDP byly získány

11 Aproximován podílem minimálně středoškolsky vzdělaného obyvatelstva na celkové pracovní síle (ve věkové skupině 15–64 let).

12 Austrálie, Belgie, Británie, Chile, Česká republika, Dánsko, Estonsko, Finsko, Francie, Irsko, Island, Itálie, Izrael, Japonsko, Kanada, Korea, Lucembursko, Maďarsko, Mexiko, Německo, Nizozemsko, Norsko, Nový Zéland, Polsko, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Slovensko, Slovinsko, Španělsko, Švédsko, Švýcarsko, Turecko, USA.

13 OECD (2011).

14 http://www.oecd-ilibrary.org/economics/data/oecd-factbook-statistics_factbook-data-en

15 <http://www.oecd.org/ctp/taxdatabase>

16 http://www.oecd-ilibrary.org/taxation/data/revenue-statistics_ctpa-rev-data-en

z databáze Penn World Table (viz Penn World Table – databáze 1950–2010) konstruované na základě údajů ze systému národních účtů světových ekonomik, která byla popsána v práci Hestona et al. (Heston, Summers a Aten, 2006). Doplnkovým zdrojem pro údaje o velikosti lidského kapitálu byla databáze OECD (viz OECD Factbook Statistics). Analyzovaným bylo období let 1995–2010, pro které bylo možno zaručit téměř úplné a věrohodné časové řady (a to zejména s ohledem na postsocialistické členy OECD) a zejména období let 2005–2010, v němž byl konstruován index WTI.

Použitou metodou byla panelová regrese, která využívá oproti průřezovým regresím podstatně více stupňů volnosti, s možným zahrnutím individuálních vlivů (tj. existence heterogenity napříč průřezových jednotek). Vzhledem k relativně malému počtu zemí a relativně krátkým časovým řadám, je kombinace časových a průřezových dat zcela nezbytná. Prezentované statistiky jsou pak věrohodnější.

Použitým softwarem byl E-Views, verze (7), která oproti předchozím umožňuje provádět odhady také na panelových datech.

Cílem provedených regresí bylo ověřit hypotézu o existenci vlivu zdanění a zejména jednotlivých daní na dlouhodobou ekonomickou úroveň a potažmo ekonomický růst. Zejména bylo ale cílem zjistit, zda může být daňová kvóta využitelná jako dobrý aproximátor daňového zatížení, a zda použití vlastního alternativního indexu daňového zatížení nemodifikuje závěry o vlivu zdanění na dlouhodobou životní úroveň a růst.

V panelové regresi byla jako vysvětlovaná proměnná použita výše reálného HDP na obyvatele. Vysvětlujícími proměnnými byly již zmiňované růstové proměnné a dále pak různé subčásti daňové kvóty a indexu WTI. V první fázi byly provedeny testy stacionarity za použití tzv. panel unit root test podle Levin, Lin, Chu (2002). Jako nestacionární byly zjištěny pouze proměnné WTI, VAT a OTC. Jejich stochastická nestabilita byla odstraněna v dalších analýzách pomocí použití prvních diferencí, u kterých testy jednotkového kořene nestacionaritu zamítly – $d(WTI)$, $d(VAT)$, $d(OTC)$. Dílčím problémem byl test stacionarity ukazatele RGDP, kde byla podle testu Levin, Lin, Chu (2002) tato prokázána, avšak podle alternativních testů Im, Pesaran, Shin (2003), resp. Maddala, Wu (1999) byla uvedená proměnná verifikovaná jako nestacionární. V dalších analýzách byla proto u RGDP použita první diference jejího logaritmu – $d(\log RGDP)$.¹⁷ Byť nás u níže popisovaných regresních modelů zajímá zejména statistická významnost a znaménko u vysvětlujících proměnných (tedy směr působení vysvětlujících proměnných), což je v souladu s podobnými pracemi, domnívají se autoři, že je v tomto případě nutno zmínit (zvláště, pokud je vysvětlovanou proměnnou přírůstek logaritmu HDP) interpretaci koeficientů, kterou můžeme chápat tak, že pokud se změni některá z vysvětlujících proměnných o jednotku, povede zmíněné ke změně (poklesu nebo růstu) tempa růstu HDP, a to o velikost daného koeficientu.

17 Takto volená proměnná pak umožňuje zkoumat dopad vysvětlujících proměnných na tempo růstu HDP.

Problém autokorelace a heteroskedasticity byl řešen použitím robustního estimatoru, který při výpočtu kovarianční matice zajišťuje, že jsou výsledky směrodatných odchylek parametru a testy hypotéz korektní s ohledem na možnou přítomnost autokorelace a heteroskedasticity.¹⁸

V odhadech byl použit model s fixními vlivy, který je dle Wooldridge (2009) vhodnější v případě makroekonomických dat a za situace, že průřezovými jednotkami jsou státy.¹⁹ Tento postup vycházel také podpůrně z Hausmanova testu,²⁰ a to v tom smyslu, že model náhodných vlivů nebylo možné na základě výsledků Hausmanova testu použít.

Níže použitý model je primárně koncipován jako statický, tedy bez zahrnutí zpožděných hodnot. I když je možné namítnout, že daně (zejména nepřímé) působí se zpožděním několika let,²¹ není možné, s ohledem na délku časových řad u indexu WTI, provést věrohodnější dynamickou analýzu. Dynamizaci modelu lze v nejjednodušší podobě provést (1) použitím klouzavých průměrů temp růstu reálného HDP s určitým předstihem, (2) zahrnutím zpožděných vysvětlujících proměnných nebo (3) použitím dynamických panelových modelů odhadovaných speciálním estimátorem, který řeší problém možné endogenity.

3.2 Daňová kvóta: panelová regrese v zemích OECD 1995–2010

Následující tabulka (6) shrnuje výsledky regrese pro období 1995–2010, kdy pro vyjádření daňové zátěže byly využity jednotlivé subčasti daňové kvóty dle metodiky OECD. Nejsou zde zahrnuty proměnné, které byly z modelu vyřazeny z důvodu své statistické nevýznamnosti při prvotním testování (GDP84, HUMAN, POPULATION). Ze statisticky nevýznamných proměnných byly v modelu ponechány pouze proměnné indikující velikost daňového zatížení z důvodu, že jejich odstranění nevedlo k podstatným změnám v odhadech. S ohledem na další analýzy jsou prezentovány pro ilustraci.²²

18 Jedná se o metodu „White period“, kterou nabízí použitý ekonometrický software E-Views, verze (7). Příslušný vztah pro její výpočet je standardně uváděn v ekonometrické literatuře a lze jej nalézt rovněž v manuálu E-Views (kapitola 18, strana 611). Pro úplnost je nutno zmínit, že ve statických standardně publikovaných v současnosti, se odhady kovarianční matice neuvádějí, protože testy statistické významnosti parametrů jsou již založeny právě na těchto odhadech. Zmíněného přístupu se přidrželi také autoři.

19 Podobně metodicky postupuje ve stati publikované nedávno v tomto periodiku např. Izák (2011) či Janda, Michalíková a Potácelová (2010).

20 Viz Hausman (1978).

21 Izák (2011) modeluje zpoždění 2-5 let.

22 Týká se i dalších tabulek s výsledky jednotlivých testů.

Vysvětlovaná proměnná	d(log RGDP) ¹
Počet pozorování	360
C	-0,02 (-1,68)*
1100+2000	-0,002(-1,61)*
1200	0,001(1,69)*
4000	-0,002(-1,64)*
5110	0,002(2,18)**
5120	0,001(0,38)
RINVESTMENT	0,002(3,52)***
@INGRP(G7)*1200	1,51E-06(1,69)*
Adj. R ²	0,22
F-statistika	7,33***

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu a autokorelaci; směrodatné odchylky jsou spočítány s využitím robustních odhadů; *, **, *** označuje hladinu významnosti 10 %, 5 %, 1 %, metoda fixních efektů; „d“ před závorkou u proměnné značí použití difference.

Z provedených analýz vyplývá, že s přijatelným koeficientem determinace²⁴ a na 1% hladině významném modelu, byl prokázán v letech 1995–2010 v zemích OECD statisticky významný negativní vliv osobní důchodové daně spolu se sociálními odvody (klasifikace 1100+2000) a negativní vliv majetkových daní (klasifikace 4000) na růst ekonomik. Efekty selektivních spotřebních daní (klasifikace 5120) nebyly potvrzeny jako statisticky významné. Naopak se v rozporu s teoretickými koncepty nepotvrdil negativní vliv korporátního zdanění (klasifikace 1200). Statisticky významně na 10% hladině významnosti byl potvrzen pozitivní vliv korporátní daně na dlouhodobý ekonomický růst. Uvedené závěry v otázce korporátního zdanění jsou v souladu s dřívějšími analýzami popsány v práci Kotlán, Machová a Janíčková (2011), avšak na jiném vzorku zemí OECD a v rozdílném období. Lze je tudíž považovat za relativně stabilní a věrohodné. Potvrdil se také, v rozporu s ekonomickou teorií, statisticky významný pozitivní vliv DPH (klasifikace 5110).

23 V tabulce (6, 7, 8) jsou, v souladu s vymezením proměnné d(log RGDP) na str. 9, chápány jednotlivé vysvětlující proměnné tak, že jejich změna o jednotku má dopady na tempo růstu HDP (po násobení stovkou v p.b.). Např. změna osobní důchodové daně v součtu s příspěvků na sociální pojištění (1100+2000) o jednotku, má za následek pokles tempa růstu HDP o 0,2 p.b.

24 V panelových datech v makroekonomických modelech jsou za přijatelný koeficient determinace považovány hodnoty již okolo 20% (v některých případech i okolo 10% – viz Sequeira, Campos, 2005; v mnoha studiích se však vůbec neuvádějí - Yasar et al., 2006 nebo Li, 2009, popř. Baranová a Janíčková, 2012). Důvodem je skutečnost, že koeficient determinace je z podstaty odhadu na panelových datech mnohem nižší, než by byl při odhadech na samostatných časových nebo průřezových jednotkách. Vysvětlovací síla panelového modelu je principiálně kombinací vysvětlující síly modelů, pokud by byly odhadovány samostatně jako časové řady nebo průřezové jednotky (je to tedy soubor několika datových množin). Při interpretaci se soustředíme spíše na statistickou významnost modelu jako celku a jednotlivých koeficientů (včetně jejich znamének).

Dále byl zkoumán sledovaný vztah ve vybraných, více homogenních, skupinách zemí. V souladu s hypotézou konvergence,²⁵ která doporučuje sledovat závěry teorií růstu zejména v zemích se stejnými institucionálními charakteristikami, produkční funkcí apod., byla detailněji analyzována skupina zemí EU15,²⁶ a G7.²⁷ U obou těchto skupin zemí vycházely statistiky v zásadě srovnatelné. V tabulce (6) je prezentován rovněž mezní vliv korporátního zdanění specifický pro skupiny zemí G7 (u kterých byly koeficienty verifikovány na lepších hladinách významnosti). Pro tento účel byl vytvořen interakční člen jako součin umělé proměnné příslušnosti k zemím G7 a korporátní daně (@INGRP(G7)*1200). Vliv na korporátní daň byl zkoumán zejména z důvodu spornosti výsledků, které nejsou v souladu s daňovou teorií, jež postuluje negativní efekty zdanění korporací na dlouhodobý ekonomický růst. Na 5% hladině významnosti byl prokázán vliv členství v G7 (a potažmo i v EU15) na pozitivnost vztahu mezi korporátním zdaněním a dlouhodobým ekonomickým růstem. Ve úspěšných, homogenních zemích, které se nacházejí blízko stálého stavu, se projevují tudíž pozitivní efekty zdanění korporací markantněji než v OECD jako celku. Při zkoumání vlivu DPH nebyly prokázány statisticky významné výsledky popisující vliv členství v homogenní skupině G7 a v tabulce nejsou tudíž prezentovány.

3.3 Daňová kvóta: panelová regrese v zemích OECD 2005–2010

S ohledem na délku časových řad WTI (2005–2010) a limity jeho zpětné konstrukce byla pro panelovou regresi zahrnující daňovou kvótu provedena separátně analýza v užším období (2005 až 2010), která bude tvořit základ komparace popsané v následujícím textu.

Tabulka 7

Vliv komponent daňové kvóty v OECD, 2005–2010

Vysvětlovaná proměnná	d(log RGDP)
Počet pozorování	192
C	-0,05 (-2,25)**
1100+2000	-0,01(-1,92)**
1200	0,002(1,68)*
4000	-0,001(-1,01)
5110	0,003(1,65)*
5120	-0,001(-0,23)
RINVESTMENT	0,003(4,71)***
@INGRP(G7)*1200	4,11-06(1,71)*
Adj. R ²	0,19
F-statistika	6,02*

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu a autokorelaci; směrodatné odchylky jsou spočítány s využitím robustních odhadů; *, **, *** označuje hladinu významnosti 10 %, 5 %, 1 %, metoda fixních efektů; „d“ před závorkou u proměnné značí použití difference.

25 Viz Barro and Sala-i-Martin (2004).

26 Belgie, Británie, Dánsko, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Španělsko, Švédsko.

27 Británie, Francie, Itálie, Japonsko, Kanada, Německo, USA.

V tomto kratším období, s využitím cca poloviny pozorování, se v zásadě potvrdily předchozí závěry, pouze s nižším koeficientem determinace. Naše modely se nepokoušejí o zachycení všech vlivů, které by dlouhodobý růst ekonomik ovlivňovaly a jejich účel je spíše analytický, zaměřující se na ověření směru a významnosti daňových faktorů. V tomto ohledu chápeme koeficienty determinace (korigované) s hodnotami 0,2 jako dostačující. Prokázal se pozitivní vliv korporátního zdanění a DPH, a negativní vliv ostatních daní, s výjimkou statisticky nevýznamného vlivu selektivní spotřební daně a majetkových daní. Také vliv členství v homogennější skupině zemí G7 je ve sledovaném období kvantitativně větší.

Pro úplnost je třeba konstatovat, že v provedené regresní analýze (viz tabulka 7, ale také následující tabulka 8) byly provedené i odhady se zahrnutím zpožděných vysvětlujících proměnných (zpoždění: 2 a 3 roky), avšak s ohledem na délku časových řad a snížení počtu pozorování nebyly výsledky ve velké většině případů statisticky významné. Po doplnění časových řad u indexu WTI v dalších letech (nyní probíhá 3. fáze šetření pro rok 2011 a 2012) budou v další stati prezentovány výsledky dynamických modelů.

3.4 WTI: panelová regrese v zemích OECD 2005–2010

Výše popsany pozitivní vliv korporátního zdanění (popř. DPH), který je v rozporu s daňovou teorií lze pravděpodobně přičíst použitému ukazateli daňové kvóty, která nemusí vypovídat nic o efektivním zdanění korporací. Nejspíše se tak ztrácí pozitivní vztah mezi daňovým břemenem a daňovými výnosy reprezentovanými daňovou kvótou. Cílem následující analýzy bylo zjistit, zda použití alternativního indexu daňového zatížení WTI povede ke změně závěrů v dosavadních empirických analýzách.

Tabulka 8

Vliv komponent WTI v OECD, 2005–2010

Vysvětlovaná proměnná	d(log RGDP)
Počet pozorování	204
C	-0,06(-2,82)***
PIT	-0,06(-1,72)*
CIT	-0,04(-1,69)*
PRO	-0,08(-1,75)*
d(VAT)	-0,18(-1,77)*
d(OTC)	0,68(0,45)
RINVESTMENT	0,004(7,03)***
@INGRP(G7)*CIT	-0,007(-1,88)*
Adj. R ²	0,24
F-statistika	5,65***

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu a autokorelaci; směrodatné odchylky jsou spočítány s využitím robustních odhadů; *, **, *** označuje hladinu významnosti 10 %, 5 %, 1 %, metoda fixních efektů; „d“ před závorkou u proměnné značí použití difference.

Jak vyplývá z tabulky (8), negativní vliv korporátního zdanění (resp. DPH) na dlouhodobý ekonomický růst byl prokázán na 10% hladině významnosti. To pravděpodobně potvrzuje hypotézu, že daňová kvóta není, zejména v oblasti korporátního zdanění nebo zdanění prostřednictvím DPH, vhodným aproximátorem skutečného daňového břemene. Daňové zatížení korporací tak v souladu s daňovou teorií

ovlivňuje negativně dlouhodobý ekonomický růst, a tento efekt je pak méně markantní v zemích skupiny G7.

Je také nutno konstatovat, že byly provedeny také analýzy vlivu daňové kvóty jako celku a WTI jako celku, ale závěry byly statisticky nevýznamné s koeficientem determinace do 5%.

Závěr

Ve snaze o aproximaci daňového zatížení za účelem komparace nebo jeho začlenění do makroekonomických modelů bývá nejčastěji využíván ukazatel daňové kvóty, tedy podíl daňového výnosu na nominálním HDP. Přestože se jedná o ukazatel relativně jednoduchý, pokud jde o konstrukci, a tedy také snadno dostupný v dostatečně dlouhých časových řadách a pro velký vzorek zemí, jeho využití s sebou nese celou řadu nedostatků, které byly výše popsány. Cílem tohoto článku tak bylo zhodnocení vlivu zdanění na dlouhodobý ekonomický růst se zvláštním zřetelem na zdanění korporací za použití alternativního ukazatele daňového zatížení, World Tax Index (WTI).

WTI je multikriteriální index daňové zátěže, který v sobě kombinuje jak tvrdá data z dostupných databází, tak měkká data z dotazníkového šetření provedeného mezi daňovými odborníky ze všech zemí OECD. WTI se skládá z pěti dílčích subindexů, které vyjadřují daňové zatížení s ohledem na zdanění korporací, zdanění jednotlivců, DPH, selektivní spotřební daně a majetkové daně. Vedle daňových sazeb jednotlivé subindexy zohledňují také např. progresivitu zdanění, administrativní náročnost zdanění, daňovou uznatelnost nákladů, daňové pobídky a další.

Postavení jednotlivých zkoumaných zemí s ohledem na daňové zatížení se při vyjádření pomocí WTI a daňové kvóty zásadním způsobem neliší, což potvrdila také korelační analýza. Výjimkou je však daňové zatížení korporací (popř. zdanění prostřednictvím DPH). Lafferova křivka zkonstruovaná např. pro korporátní daňovou kvótu navíc naznačuje, že se nejedná o vhodný aproximátor daňové zátěže korporací. Následně provedená regresní analýza pak ukázala, že při vyjádření daňové zátěže daňovou kvótou nelze potvrdit negativní vliv korporátního zdanění na dlouhodobý ekonomický růst, jak předpokládá ekonomická teorie. Naproti tomu, je-li daňová zátěž aproximována ukazatelem WTI a jeho složkami, je statisticky významný negativní vliv zdanění korporací na ekonomický růst zcela jasně prokazatelný, stejně jako negativní vliv všech ostatních zkoumaných typů daní (s výjimkou statisticky nevýznamného OTC).

Na závěr je tedy možné říci, že WTI je vhodným ukazatelem pro aproximaci daňového zatížení, a jako takový je použitelný nejen pro komparaci daňové zátěže jednotlivých zemí, ale také jako ukazatel daňového zatížení v makroekonomických modelech, především v modelech dlouhodobého ekonomického růstu.²⁸ Daňová kvóta tak zejména v oblasti měření daňového zatížení korporací, popř. zatížení DPH, selhává.

28 Využití WTI může také modifikovat závěry nejen v růstových modelech, ale i v dalších ekonometrických modelech, které zkoumají vliv institucionálních a ekonomických proměnných na klíčové, a v současnosti velmi frekventované, veličiny, jakými jsou míra korupce (v tomto periodiku viz např. Hanousek a Kočenda, 2011 nebo Kotlánová a Kotlán, 2012), míra finanční integrace (viz Kučerová, 2009) nebo institucionální aspekty fungování trhu práce (Tvrdoň, 2008).

Literatura

- ALESINA, A.; ARDAGNA, S.; PEROTTI, R.; SCHIANTARELLI, F. 1999. Fiscal Policy, Profits, and Investment [Working Paper No. 7207]. National Bureau of Economic Research, Inc, 1999.
- ARNOLD, J. 2008. Do tax structures affect aggregate economic growth? Empirical evidence from a panel of OECD countries [Working Paper No. 643]. Paris: OECD Economics Department, 2008.
- ASCHAUER, D. A. 1989. Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics*. 1989, Vol. 23, pp. 177–200.
- BARANOVÁ, V.; JANÍČKOVÁ, L. 2012. Taxation of Corporations and Their Impact on Economic Growth. In: *CD of participants' papers from 10th International Scientific Conference „ECONOMIC POLICY IN EUROPEAN UNION MEMBER COUNTRIES“*. Ostrava: VŠB-TUO, 2012.
- BARRO, R. J. 1996. Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study [Working Paper No. 5698]. Cambridge: NBER, 1996.
- BARRO, R. J. 2001. Human Capital and Growth. *American Economic Review*. 2001, Vol. 91, No. 2, pp. 12–17.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. 2004. *Economic Growth*. Cambridge and London: MIT Press, 2004. ISBN 0-262-02553-1.
- BECKER, G. S. 1993. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press, 1993. ISBN 978-0-226-04120-9.
- BÖRZEL, T. 2011. Move Closer! New Modes of Governance and Accession to the European Union. *DANUBE: Law and Economics Review*, Vol. 2, No. 2, pp. 1–22.
- BUETTNER, T.; WAMSER, G. 2006. The Impact of Non-Profit Taxes on Foreign Direct Investment: Evidence from German Multinationals [Discussion Paper]. Ifo institute and University of Munich. 2006.
- ELSCHNER, Ch.; SCHWAGER, R. 2004. A Simulation Method to Measure the Tax Burden on Highly Skilled Manpower. [ZEW Discussion Papers 04-59].
- EROSA, A; KORESHKOVA, T. 2007. Progressive Taxation in a Dynastic Model of Human Capital. *Journal of Monetary Economics*. 2007, Vol. 54, No. 3, pp. 667–685.
- HANOUSEK, J.; KOČENDA, E. 2011. Vazba korupce a hospodářské svobody na veřejné finance a investice nových členů EU. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 3, pp. 310–328.
- HAUSMAN, J. A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*. 1978, Vol. 46, No. 6, pp. 1251–71.
- HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATEN, B. 2006. *Penn World Table Version 6.2*. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. Dostupné z: <http://pwt.econ.upenn.edu8>. Downloaded: 3/2/2008.
- HENDRICKS, L. 2004. Taxation and Human Capital Accumulation. *Macroeconomic Dynamics*. 2004, Vol. 8, No. 3, pp. 310–334.
- IM, K. S.; PESARAN M.; SHIN, Y. 2003. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 2003, Vol. 115, pp. 53–74.
- IZÁK, V. 2011. Vliv vládních výdajů a daní na ekonomický růst. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 2, pp. 147–163.
- JACOBS, B.; BOVENBERG, A. L. 2010. Human Capital and Optimal Positive Taxation of Capital Income. *International Tax and Public Finance*. 2010, Vol. 17, No. 5, pp. 451–478.
- JANDA, K.; MICHALÍKOVÁ, E.; POTÁCELOVÁ, E. 2010. Gravitační a fiskální modely státní podpory exportních úvěrů v České republice. *Politická ekonomie*. 2010, Vol. 58, No. 3, pp. 305–325.
- JOHANSSON, A.; HEADY, C.; ARNOLD, J.; BRYNS, B.; L. VARTIA. 2008. Tax and Economic Growth [Working Papers No. 621]. Paris: OECD Economics Department, 2008.
- KEUSCHNIGG, CH. 2009. The Role of Corporate Taxation in a Large Welfare State [Working Paper No. 2009-23]. University of St. Gallen Department of Economics, 2009.

- KNELLER, R.; BLEANEY, M.; GEMMELL, N. 1999. Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries. *Journal of Public Economics*. 1999, Vol. 74, pp. 171–190.
- KOTLÁN, I. 2001. Alternativy stabilizační politiky. *Politická ekonomie*. 2001, Vol. 49, No. 4, pp. 514–523.
- KOTLÁN, I. 2008. Gnoseologické přístupy k daňové reformě v ČR. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 4, pp. 505–519.
- KOTLÁN, I.; MACHOVÁ, Z.; JANÍČKOVÁ, L. 2011. Vliv zdanění na dlouhodobý ekonomický růst. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 5, pp. 638–658.
- KOTLÁN, I.; MACHOVÁ, Z. 2012. World Tax Index: Methodology and Data. *DANUBE: Law and Economics Review*. 2012, No. 2, (v tisku).
- KOTLÁNOVÁ, E.; KOTLÁN, I. 2012. Vliv institucionálního prostředí na velikost korupce: empirická analýza. *Politická ekonomie*. 2012, Vol. 60, No. 2, pp. 167–186.
- KUČEROVÁ, Z. 2009. Measuring Financial Integration in Central Europe Through International Investment Positions. *Eastern European Economics*. 2009, Vol. 47, No. 4, p. 27–43.
- LAFFER, A. B. 2004. The Laffer Curve: Past, Present, and Future. *Heritage Foundation Backgrounder*, No. 1765.
- LAZAR, S. 2010. Effective Tax Burden Borne By Companies: A Review And A New Methodology. *Annals of Faculty of Economics*. Vol. 1, No. 2, pp. 584–588.
- LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. 2002. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 2002, Vol. 108, pp. 1–24.
- LI, Y. 2009. A Firm-Level Panel Data Approach to Efficiency, Total Factor Productivity, Catch-up and Innovation and Mobile Telecommunications Reform (1995-2007). *ESRC*. 2009. 49 p.
- LUCAS, R. E. 1988. On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*. 1988, Vol. 22, pp. 3–39.
- MADDALA, G. S.; WU, S. 1999. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1999, Vol. 61, pp. 631–652.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. 1992. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 1992, Vol. 107, No. 2, pp. 407–437.
- OECD (2011). *Revenue Statistics 1965-2010: 2011 Edition*. Paris: OECD, 2011. ISBN 9789264122857.
- NAGY, I. Z. 2011. The Economic and Psychological Contexts of the Tax Evasion on Hungary's Example. *DANUBE: Law and Economics Review*, 2011, Vol. 2, No. 3, pp. 55–68.
- RICOTTI, G. et al. 2010. The tax burden on the banking sector: some methodological issues and assessments. *Questioni di Economia e Finanza [Occasional Papers 80]*. Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area, 2010.
- ROMER, P. M. 1986. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*. 1986, Vol. 94, No. 5, pp. 1002–37.
- SAATY, T. L. 2008. Decision Making with the Analytic Hierarchy Process. *International Journal of Services Sciences*. 2008, Vol. 1, No. 1, pp. 83–98.
- SALANIÉ, B. 2003. *The Economics of Taxation*. Cambridge and London: MIT Press, 2003. ISBN 0-262-19486-4.
- SANTORO, M.; WEI, CH. 2009. A Note on the Impact of Progressive Dividend Taxation on Investment Decisions. *Macroeconomic Dynamics*. 2009, pp. 1–11.
- SEQUEIRA, T. N.; CAMPOS, C. 2005. International Tourism and Economic Growth: A Panel Data Approach. *NRM*. 2005. 25 p.
- SOLOW, R. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 1956, Vol. 70, No. 1, pp. 65–94.
- SWAN, T. W. 1956. Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*. 1956, Vol. 32, pp. 334–361.

- SZAROWSKA, I.. 2010. Changes in Taxation and Implicit Impact on Economic Growth in the European Union [MPRA Paper 32354]. Munich: University Library of Munich, 2010.
- ŠIROKÝ, J. a kol. 2008. *Daňové teorie – s praktickou aplikací*. 2. Vyd. Praha: C. H. Beck, 2008. ISBN 978-80-7400-005-8.
- TVRDOŇ, M. 2008. Institucionální aspekty fungování trhu práce. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 5, pp. 621–642.
- WALDEN, M. L. 1996. Implicit tax rates of the expanded earned income tax credit for welfare recipients in North Carolina. *Journal of Consumer Affairs*. 1996, Vol. 30, No. 2, pp. 348–372.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory Econometric: A Modern Approach*. Mason: South-Western Cengage Learning, 2009. 865 p. ISBN 978-0-324-66054-8.
- ZECHNER, J.; SWOBODA, P. 1986. The Critical Implicit Tax Rate and Capital Structure Original Research Article. *Journal of Banking & Finance*. October 1986, Vol. 10, No. 3, pp. 327–341.
- YASAR, M. et al., 2006. The Dynamic of Exports and Productivity at the Plant Level: A Panel Data Error Correction Model (ECM) Approach. In: BALTAGI, B. H. 2006. *Panel Data Econometrics*. Elsevier, 2006.

THE INFLUENCE OF CORPORATE TAXATION ON ECONOMIC GROWTH: THE FAILURE OF TAX QUOTA?

Igor Kotlán, Zuzana Machová, Faculty of Economics, VŠB – Technical University of Ostrava, Sokolská tř. 33, CZ – 701 21 Ostrava (igor.kotlan@vsb.cz; zuzana.machova@vsb.cz)

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the impact of taxation on long-term economic growth with special emphasis on corporate taxation using alternative indicator of tax burden which is called World Tax Index (WTI). The WTI was constructed by authors using hard data as well as soft data expressing qualified expert opinion gained from a questionnaire survey conducted among tax specialist from OECD countries. It is a multi-criteria index consisting of several sub-indices that deal with different groups of taxes, which are basically consistent with the classification according to the OECD. All the parts are used in further regression analysis to approximate the tax burden in growth model. As an alternative, also the tax quota is used, being the most applied indicator of tax burden. Results show that tax quota is not suitable for tax burden approximation, especially in case of corporate taxes or VAT. Corporate tax burden negatively influence long-term economic growth, as suggested by economic theory.

Keywords

World Tax Index (WTI), tax quota, tax burden, corporate taxation, economic growth, panel data estimation

JEL Classification

O40, H20, C50