

Věra Vráblíková*

Abstract

The Impact of Indirect Taxes on Economic Growth

The main purpose of this article is to investigate the impact of indirect taxes on economic growth in a long term. The dynamic and static panel regression analysis methods were used to explore the relationship between observed variables. The models are based on neoclassical growth model extended by human capital. The models are verified using data on chosen European countries from time period 1970 to 2011 and from time period 2000 to 2011. Taxes are included into models by indicators of tax burden. It was used TQ, ITR and WTI. The results of empirical analysis revealed that impact of taxes on economic growth is negative in a long term. The most negative impact on economic growth was proven in case of direct taxes. Economic growth is influenced positively by indirect taxes. The statistical significance of corporate tax and property taxes were not proven.

Keywords: economic growth, human capital, indirect taxes, direct taxes, investment

JEL Classification: O40, H20, C50

Úvod

Role fiskální politiky stále nabývá na důležitosti, což v současnosti platí zejména pro členské státy eurozóny. Ty nemohou uplatňovat zcela svobodnou monetární politiku, a proto nástroje fiskální politiky představují způsob, kterým stát může liberálně zasahovat do fungování ekonomiky. Velmi cenným nástrojem jsou daně. Nastavení daňové zátěže totiž ovlivňuje chování ekonomických subjektů. Příliš vysoká daňová zátěž může působit na ekonomické subjekty demotivačně, v případě jejího opačného nastavení nemusí být objem vybraných finančních prostředků do státního rozpočtu dostatečný. Oba tyto extrémy mají negativní dopad na státní rozpočet. Cílem tvůrců fiskálních politik napříč vyspělými demokratickými státy je zabezpečit takovou úroveň daňové zátěže, která ekonomické subjekty nebude odrazovat od ekonomické aktivity a prostřednictvím které bude zabezpečeno dostatečné množství peněžních prostředků do státního rozpočtu.

Důležitost daného tématu je dále umocněna dluhovou krizí, která se projevuje v celé řadě vyspělých zemí. Tato situace je řešitelná například snižováním státních výdajů nebo zvyšováním příjmů, čehož může být dosaženo mimo jiné, také zvyšováním daní nebo zavedením daní nových. V případě většiny vyspělých ekonomik je celá situace dále komplikována jevem, který je označován jako stárnutí populace, viz Cotis (2003). Z výsledků demografických prognóz jasně vyplývá, že se počet ekonomicky aktivních obyvatel bude snižovat, přičemž počet obyvatel v důchodovém věku se bude zvyšovat.

* Věra Vráblíková (vera.vrablikova@vsb.cz), VŠB – Technická univerzita Ostrava.

Tento článek vznikl za finanční podpory Studentské grantové soutěže EkF, VŠB-TU Ostrava v rámci projektu SP2015/110 „Vplyv fiškálneho deficitu na ekonomický rast a možnosti jeho optimálneho znižovania v ČR“.

Z výše uvedeného vyplývá, že vztah daňové zátěže a ekonomické výkonnosti je velmi často diskutované téma. Empirických prací, v rámci kterých je definovaný vztah analyzován, existuje celá řada. Výsledky těchto prací ale nejsou jednoznačné, což je dáno především odlišností uvažovaného vzorku zemí, období nebo použitými metodami. V evropských podmínkách bývá nejčastěji využíváno období 20 let a kratší, viz Kotlán a Machová (2014). Na delší časové období, tj. období 40 let, je zaměřeno jen velmi málo empirických prací, například Alm a El-Ganainy (2013). Závěry většiny empirických prací jsou v souladu s doporučeními EU. Tvůrcům fiskální politiky je doporučováno zavádět zelené daně a v případě, že je potřeba zvyšovat daně, mělo by se jednat o daně spotřební.

Cílem tohoto článku je zhodnotit vliv nepřímých daní na dlouhodobý ekonomický růst. Článek navazuje na podobné články od autorů jako Kotlán, Machová a Janičková (2011), Izák (2011) a Kotlán, Machová (2014). Uvažované období ale bude podstatně delší, než jaké bylo použito ve zmíněných článcích. Nejdelší časová základna bude zahrnovat pozorování od roku 1970 do roku 2011, kratší základna bude obsahovat data od roku 2000 do roku 2011. Součástí datové základny budou daně vyjádřené prostřednictvím ukazatelů daňové zátěže. Použita bude daňová kvóta a její dílčí složky. Nesporná výhoda tohoto ukazatele spočívá v tom, že je k dispozici za nejdelší časové období. Další součástí datové základny budou implicitní daňové sazby, World Tax Index a jeho subindexy, které lépe odrážejí úroveň reálné daňové zátěže než daňová kvóta. Datová základna bude obsahovat vybrané evropské země. Vztah mezi dlouhodobým ekonomickým růstem a nepřímými daněmi bude zkoumán prostřednictvím dynamické a statické panelové regrese.

1. Přehled literatury

Proces začlenění zdanění do teorii růstu probíhal postupně. Současný stav poznání vychází z neoklasického růstového modelu Solow (1956) a Swan (1956). Závěrem neoklasických růstových modelů je, že ekonomiky dříve či později dospějí do tzv. stálého stavu¹. V této fázi je daňová politika neúčinná, účinná může být pouze v období mezi rovnovážnými stálými stavy, viz Barro a Sala-i-Martin (2004). Práce vycházející z modelů endogenního růstu, například Lucas (1988) a Romer (1986), využívají mechanismy, které umožňují určit úroveň výstupu a míru růstu výstupu na pracovníka ve stálém stavu. Endogenní teorie růstu byla impulzem pro rozvoj prací, jejichž cílem je empirická verifikace vztahu mezi daněmi a ekonomickým růstem, například Easterly a Rebelo (1993) a Levine a Renelt (1992). Závěry těchto prací však nepřinesly přesvědčivé důkazy ohledně existence vztahu mezi mírou zdanění a ekonomickým růstem.

V rámci ekonomické teorie se předpokládá, že daňová zátěž působí zpravidla na ekonomický růst negativně. Práce jako Mendoza *et al.* (1997) a Milesi-Ferreti a Roubini (1998) poukazují na nereálnost teoretického závěru ohledně působení daňové zátěže na ekonomický růst, který je odtržen od reálných daňových mixů sledovaných zemí. V případě distorzních daní může pokles daňových příjmů o jeden procentní bod zvýšit ekonomický růst o 0,1 až 0,2 procentního bodu ročně. Korelace mezi ekonomickým růstem a nedistorzními daněmi se v práci Kneller *et al.* (1999) nepotvrdila. V práci Widmalm (2001) byl prokázán negativní vliv daní na ekonomický růst, dále zde bylo zjištěno, že spotřební daně narušují ekonomický růst nejméně. Model vycházel z dat z roku 1965 až

¹ Stálý stav je označení pro situaci, kdy další růst je umožněn pouze změnou exogenních faktorů, tedy technologickým pokrokem nebo změnou růstu populace, viz Solow (1956), Swan (1956).

1990, přičemž analýza zahrnovala 23 členských zemí OECD. V práci Arnold (2008) byla objevena nejvyšší negativní korelace mezi daňovým zatížením korporací a ekonomickým růstem. Daň z příjmů fyzických osob disponují méně silným negativním vlivem na ekonomický růst. V případě spotřebních daní byly také prokázány distorzní účinky, avšak mnohem nižší než v případě daní příjmů.

Mechanismus působení nepřímých daní se odlišuje v rámci různých empirických i teoretických prací. Kneller (1999) a Keusching (2009) uvádějí, že nepřímé daně ovlivňují hospodářský růst prostřednictvím jejich působení na substituci mezi volným časem a prací. Přímé daně ovlivňují ekonomický růst prostřednictvím celé řady faktorů, proto jsou považovány za ty s vyšším distorzním účinkem. Práce Alm a El-Ganainy (2013) popisují mechanismus působení nepřímých daní odlišně. Podle zmíněné práce nepřímé daně ovlivňují ekonomický růst zprostředkovaně přes kanál investic. V krátkém období nepřímé daně přímo ovlivňují úroveň spotřeby v ekonomice. Spotřeba dále působí na výši investic, které následně ovlivňují ekonomický růst. Prostřednictvím výsledků bylo prokázáno, že vztah mezi nepřímými daněmi a úrovní spotřeby je negativní. Podle této práce zdanění spotřeby vede, alespoň v zemích EU, ke snižování spotřeby a ke zvyšování úspor, které přispívají k vyššímu růstu na rozdíl od daně z příjmu.

Práce Izák (2011) na rozdíl od většiny studií bere v potaz vládní rozpočtové omezení, zdůrazňuje vazby mezi různými typy daní, výdajů a rozpočtové bilance. Z hlediska distorzního účinku daní bylo v této práci prokázáno, že přímé daně se vyznačují silnějšími distorzními účinky na ekonomický růst než daně nepřímé. Ty mají méně výrazné distorzní účinky. Autor práce dále upozorňuje, že by výdaje sociální povahy neměly být financovány distorzními daněmi. V rámci práce Kotlán, Machová a Janíčková (2011) byl prokázán statisticky i ekonometricky významný vliv zdanění měřený daňovou kvótou na ekonomický růst. Přičemž při rozboru jednotlivých typů daní byl objeven významný negativní vliv především osobní důchodové daně, sociálních odvodů a spotřební daně. Vliv korporátní daně byl označen za pozitivní a kvantitativně velmi významný. Tento výsledek je v práci zdůvodněn hned několika faktory. Nejvíce se ale autoři přiklání k tvrzení, že se jedná o důsledek konstrukce daňové kvóty, což potvrzují i závěry zveřejněné v práci Kotlán, Machová (2014).

2. Ekonometrická analýza

Vztah daňových proměnných a ekonomického růstu je zde zkoumán na základě neoklasického růstového modelu, který je dále rozšířen o lidský kapitál, viz Mankiw, Romer a Weil (1992). Modely vycházejí ze studií Kotlán, Machová a Janíčková (2011) nebo Kneller, Bleaney a Gemmell (1999) a jsou odhadovány pomocí metody panelové regrese ve statické a dynamické formě. Statické modely mají následující formu:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^J \beta_j X_{jit} + \sum_{f=1}^F \gamma_f TAX_{fit} + u_i + \varepsilon_{it}; \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

kde i představuje zemi a T čas. y_{it} je závislá proměnná. Regresní koeficienty β_j a γ_f označují změnu vysvětlované proměnné způsobenou jednotkovou změnou vysvětlující proměnné. x_{it} je soubor j růstových proměnných. TAX_{fit} je soubor f daňových proměnných. Koeficient α_i^* představuje složky, které v sobě zahrnují individuální specifika subjektů, a mohou být korelovány s vysvětlujícími proměnnými modelu. Proměnná u_i představuje

chybovou složku, která udává efekty nevýznamných proměnných, které jsou charakteristické i-tým pozorováním a příslušnému časovému úseku. ε_{it} je reziduální složka.

Dynamické modely lze zapsat formou

$$y_{it} = Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j X_{jit} + \sum_{f=1}^F \gamma_f TAX_{fit} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

kde $Y_{i,t-1}$ představuje závislou proměnnou zpožděnou o jedno období.

Ekonomický růst (y_{it}) je dle Mankiw, Romer a Weil (1992) představován výší reálného HDP na obyvatele v USD, která je přepočtena na základě parity kupní síly. Vzhledem ke skutečnosti, že údaje, které jsou adjustované na PPP, nejsou konzistentně konstruované jako časová řada, bude ekonomický růst uvažován pouze jako výše reálného HDP na obyvatele v USD. Definice jednotlivých nezávislých proměnných stejně jako specifikace očekávaných znamének koeficientů jsou v souladu s prací Kotlán, Machová a Janíčková (2011).² Do skupiny růstových proměnných náleží kapitálová akumulace (KI_{it}), populace (POP_{it}) a lidských kapitál (HUM_{it}).

Kapitálová akumulace je aproximována prostřednictvím reálných investic ve vztahu k HDP, předpokládá se pozitivní závislost mezi y_{it} a KI_{it} . Počet obyvatel je ukazatel, jehož dynamika není v rámci zemí OECD za posledních deset let vysoká, to je také jeden z důvodů, proč se v současných empirických studiích již téměř nevyskytuje. Dynamika tohoto ukazatele je vyšší v kontextu delšího časového období, proto tvoří součást datové základny tohoto článku. Předpokládá se negativní závislost mezi y_{it} a POP_{it} . Lidský kapitál je aproximován podílem středoškolsky vzdělaného obyvatelstva na celkové pracovní síle, předpokládá se pozitivní závislost mezi y_{it} a HUM_{it} .

Daně jsou do modelů zahrnuty prostřednictvím ukazatelů daňové zátěže. Standardně se používá daňová kvóta (TQ_{it}), její složky (TQD_{it} , TQI_{it}) nebo také implicitní daňové sazby ($ITRL_{it}$, $ITRC_{it}$, $ITRCA_{it}$) či ukazatel World Tax Index (WTI_{it}) a jeho subindexy (CIT_{it} , PIT_{it} , OTC_{it} , VAT_{it} , PRO_{it}). Datová základna tohoto článku obsahuje všechny zmíněné ukazatele daňové zátěže. A to hlavně z toho důvodu, aby bylo možné ověřit, do jaké míry budou závěry z modelů, které obsahují různé druhy daňové zátěže, platit. Předpokládaný vztah mezi daňovými proměnnými a ekonomickým růstem je negativní.

2.1 Data a použitá metodika

Údaje týkající se ekonomického růstu, populace a kapitálové akumulace byly čerpány z databáze Penn World Table (verze 8.1). Daňová kvóta a její složky jsou získány z databáze OECD. Implicitní daňové sazby byly čerpány z databáze Eurostat. Údaje vztahující se k World Tax Indexu byly čerpány z databáze WTI. Veškeré výpočty byly provedeny v ekonometrickém softwaru E-Views 8.

Deskriptivní statistiky pro všechna neupravená data, která byla použita, jsou obsahem přílohy 1. Datová základna obsahující pozorování od roku 1970 do roku 2011 byla k dispozici pro 14 evropských zemí³. Stejný vzorek zemí byl využit také pro období

2 To neplatí pro alternativní ukazatel daňové zátěže WTI, který je používán v jiných člancích, například Kotlán, Machová (2014).

3 Jedná se o tyto země: Rakousko (AT), Belgie (BE), Švýcarsko (CH), Německo (DE), Dánsko (DK), Španělsko (ES), Finsko (FI), Francie (FR), Spojené království (UK), Irsko (IE), Lucembursko (LU), Nizozemsko (NL), Norsko (NO), Švédsko (SE).

od roku 2000 do roku 2011 v případě modelů, které obsahovaly daňovou kvótu nebo World Tax Index. Modely, jejichž součástí byly pozorování od roku 2000 do roku 2011, obsahovaly 13 zemí⁴.

Jak již bylo uvedeno výše, ke zkoumání vztahu mezi definovanými proměnnými byla použita metoda panelové regrese. Dle Baltagi (2008) se jedná o metodu, která umožňuje postihnout maticově vztahy napříč vybraným vzorkem zemí z časového hlediska. Modely byly odhadovány ve statické a dynamické formě. Dynamické modely se vzhledem k délce období jeví jako vhodnější. Statické modely byly odhadovány pouze z důvodu možnosti porovnání stability koeficientů.

Dle Barro a Sala-i-Martin (1995) je v případě použití metody panelové regrese žádoucí, aby sledované země byly homogenní, podstatné rozdíly mezi zeměmi by měly negativní dopad na konzistentnost výsledků. Podmínka homogenity byla splněna, vybrané evropské země se vyznačují vysokou mírou podobnosti zejména z hlediska institucionálních parametrů a produkčních funkcí. Proměnné byly vyjádřeny v logaritmech s cílem usnadnit interpretaci výsledků, tento krok vedl k tomu, že regresní koeficienty se staly kvantitativně porovnatelnými.

Nicméně z ekonomického hlediska jsou důležitá především znaménka odhadnutých koeficientů, která vypovídají o tom, zda je vliv nezávislých proměnných na ekonomický růst pozitivní či nikoliv. Dle závěrů různých empirických prací působí fiskální, popřípadě daňové proměnné na ekonomický růst se zpožděním jednoho až tří let, viz Kotlán, Machová (2014). To je také důvod, proč byly testovány modely, které zahrnují zpoždění o jedno až tři období, nicméně statistická významnost takových proměnných prokázána nebyla. Zpoždění proto nebylo zohledněno ve výsledných modelech.

Předpoklady použitelnosti panelové regrese byly v případě statických modelů zkoumány standardním způsobem v souladu s Wooldridge (2009). Stacionarita byla zkoumána pomocí Levin, Lin a Chu testu a Im, Pesaran a Shin testu, viz Levin, Lin a Chu (2002) a Im, Pesaran a Shin (2003). Přítomnost jednotkového kořene byla zjištěna u ekonomického růstu, kapitálové akumulace, populace, lidského kapitálu a kvóty spotřebních daní. Tyto proměnné byly diferencovány, což vedlo k odstranění nežádoucí nestacionarity. Multikolinearita nebyla u modelů prokázána, testována byla za využití korelační matice. Úpravou kovarianční matice metodou „white period“⁵ bylo zajištěno, že výsledky směrodatných odchylek byly korigovány o autokorelaci a heteroskedasticitu. Statické modely byly odhadovány s fixními efekty (FE), jak doporučuje například Wooldridge (2009) v případě, kdy jsou průřezovými jednotkami státy.⁶ Přípustnost modelu fixních efektů vyplývá nejen z povahy vybraných souborů, ale také plyne z výsledků Hausmanova testu⁷, které jsou uvedeny v příloze 2.

Dynamické modely byly odhadovány pomocí zobecněné metody momentů (GMM) za použití instrumentálních proměnných. Aplikována byla metoda Arellano-Bond (AB), což je metoda vhodná pro hledání vazby mezi ekonomickým růstem a daňovým zatížením s různou časovou dynamikou. Princip této metody spočívá v provedení prvních diferencí

4 Jedná se tyto země: AT, BE, DE, DK, ES, FI, FR, UK, IE, LU, NL, NO, SE.

5 Tato metoda je popsána například v manuálu E-Views (kapitola 18, strana 611).

6 Tento metodický postup byl aplikován v dalších statích zveřejněných v tomto periodiku, například Kotlán, Machová (2012) nebo Izák (2011).

7 Hausmanův test zkoumá exogenitu vysvětlujících proměnných, tedy nekorelovanost vysvětlujících proměnných s náhodnou složkou, viz Baltagi (2008).

u každé proměnné, což napomáhá předcházet problémům s přítomností nežádoucího jednotkového kořene, viz Arellano, Bond (1991). V případě dynamických modelů byl také využit robustní estimátor tzv. White period. Instrumentální proměnná zahrnuje zpožděné hodnoty závislé proměnné (o jedno období. Prostřednictvím Sargan testu (J-statistiky) byla potvrzena validita instrumentálních proměnných ve všech modelech.

3. Výsledky ekonometrické analýzy

Výsledky modelu, jehož datová základna zahrnovala nejdelší časové období, jsou ilustrovány v tabulce 1. Tento model byl odhadován pouze v dynamické formě, a to hlavně z důvodu velmi dlouhého uvažovaného období. Nejdříve byl odhadován model, kde byla vyjádřena výše daňové zátěže daňovou kvótou, následně byl vytvořen model, kde byla rozlišena kvóta daní přímých a nepřímých. Jak bylo uvedeno výše, proměnné jsou vyjádřeny v logaritmech, takže regresní koeficienty jsou porovnatelné. Z ekonomického hlediska jsou ale podstatná především znaménka, jaká nabývají regresní koeficienty. Jejich prostřednictvím je totiž vyjádřen vztah mezi závislou a nezávislou proměnnou, tedy mezi ekonomickým růstem a kontrolní proměnnou. V příloze 3 jsou uvedeny popisné statistiky použitých proměnných v regresích.

Tabulka 1 | Dynamické modely TQ 1974–2011

Vysvětlovaná proměnná: <i>d</i> (ln ekonomický růst)	Model TQ	Model přímých a nepřímých daní
	Koeficient (t-statistika)	Koeficient (t-statistika)
<i>d</i> (ln ekonomický růst; –1)	–0,17 (–2,41)**	–0,62 (–1,99)**
<i>d</i> (ln Investice)	0,22 (3,54)***	0,49 (1,81)*
<i>d</i> (ln lidský kapitál)	0,35 (1,52)	0,41 (0,74)
<i>d</i> (ln populace)	–5,22 (–1,99)*	–8,43 (–1,39)
ln(daňová kvóta)	0,16 (2,76)***	
ln(daňová kvóta přímých daní)		0,68 (2,74)***
ln(daňová kvóta nepřímých daní)		–0,66 (–2,56)***
Počet instrumentů	14	14
J-statistika	11,51	6
Počet pozorování	532	532

Poznámka: *, **, *** reprezentují hladinu významnosti 10 %, 5 %, a 1 %, označení *ln* signalizuje logaritmickou úpravu proměnných, označení *d* signalizuje provedení prvních diferencí.

Zdroj: vlastní výpočty

Z výsledků modelů lze vyčíst, že kontrolní růstové proměnné mají očekávaná znaménka, navíc byl prokázán vliv většiny z nich na ekonomický růst. Jediná proměnná, u které nebyla zjištěna statistická významnost ani v jednom z obou odhadovaných modelů, je lidský kapitál. Statistická významnost této proměnné představuje problém ve většině modelů a to nejen v případě tohoto článku, viz Kotlán, Machová a Janičková (2011), Drobiszová (2015) a další. Tento problém je řešitelný za předpokladu, že bude nalezena jiná veličina, prostřednictvím které by bylo možné aproximovat lidský kapitál. Jedná se ale o nelehký úkol, jelikož alternativní data nejsou dostupná pro dostatečně dlouhé časové období a vzorek zemí. Další proměnná, u které také bývá problém s prokázáním statistické významnosti, a tyto modely nejsou výjimkou, je populace. V případě této proměnné může být pravděpodobným následkem nedostatečná dynamika vývoje, což bylo diskutováno v části věnované definici proměnných, která je uvedena výše.

Zjištěný vztah ekonomického růstu a daní není v souladu s teorií. Bylo prokázáno, že daně ovlivňují ekonomický růst pozitivně. Při rozboru působení daní z hlediska jejich charakteru bylo zjištěno, že nepřímé daně ovlivňují ekonomický růst pozitivně, zatímco přímé daně negativně.

Tabulka 2 | Modely TQ 2000–2011

Vysvětlovaná proměnná: $d(\ln \text{ ekonomický růst})$	Model TQ Koefficient (t-statistika)		Model přímých a nepřímých daní Koefficient (t-statistika)	
	AB	AB	FE	FE
$d(\ln \text{ ekonomický růst}; -1)$	-0,18 (-5,06)***	-0,27 (-4,94)***		
$d(\ln \text{ Investice})$	0,38 (1,67)*	0,35 (1,95)*	0,22 (3,02)***	0,19 (3,05)***
$d(\ln \text{ lidský kapitál})$	0,19 (1,97)**	0,20 (1,82)*	0,05 (1,23)	0,05 (1,67)*
$d(\ln \text{ populace})$	-5,03 (-1,54)	-4,75 (-2,46)**	-1,60 (-1,97)**	
$\ln(\text{daňová kvóta})$	-0,35 (-1,68)*		-0,05 (-0,84)	
$\ln(\text{daňová kvóta přímých daní})$		-0,17 (-2,18)**		-0,05 (-1,91)*
$\ln(\text{daňová kvóta nepřímých daní})$		0,19 (1,52)		0,05 (1,12)
Konstanta			0,22 (0,95)	0,05 (0,45)
Počet instrumentů Adjustovaný R^2	14	14	0,13	0,12
J-statistika F-statistika	12,6	12,4	2,50	2,4
Počet pozorování	168	168	168	168

Poznámka: *, **, ***; reprezentují hladinu významnosti 10 %, 5 %, a 1 %, označení ln signalizuje logaritmickou úpravu proměnných, označení d signalizuje provedení prvních diferencí.

Zdroj: vlastní výpočty

Modely, které jsou zde prezentovány, byly odhadovány v dynamické (AB) i statické formě (FE), viz tabulka 2. Uvažovaný vzorek zemí je totožný, jako tomu bylo u předchozích modelů. Odlišnost spočívá v zásadním zkrácení časové základny. Tato změna se tedy projevila ve výsledcích, a sice především u statistické významnosti lidského kapitálu, která byla prokázána u všech modelů, výjimku představoval pouze model přímých a nepřímých daní, který byl odhadován pomocí fixních efektů. Dále došlo ke změně znamének určitých koeficientů. Zejména se jednalo o změnu vztahu daňových proměnných a ekonomického růstu. Byl zjištěn negativní vliv daní, přičemž statisticky prokazatelný vliv byl objeven pouze v případě daňové zátěže reprezentované daňovou kvótou a kvótou přímých daní, ne v případě kvóty nepřímých daní. Z výsledků je dále možné vyčíst, že diskutované závěry byly z větší části potvrzeny výsledky statického modelu.

Tabulka 3 | Modely WTI 2000–2011

Vysvětlovaná proměnná: $d(\ln \text{ekonomický růst})$	Model WTI Koeficient (t-statistika)		Model dílčích složek WTI Koeficient (t-statistika)	
	AB	AB	FE	FE
$d(\ln \text{ekonomický růst}; -1)$	-0,23 (-4,78)***	-0,36 (-4,16)***		
$d(\ln \text{Investice})$	0,97 (1,99)**	0,51 (2,12)**	0,26 (1,75)*	0,15 (1,89)*
$d(\ln \text{lidský kapitál})$	0,28 (1,41)	0,19 (1,14)	0,01 (1,21)	0,07 (1,80)*
$d(\ln \text{populace})$	-1,54 (-2,82)***		1,43 (0,44)	-2,33 (-3,61)***
$\ln(\text{WTI})$	-0,13 (-2,79)***		-0,23 (-12,20)***	
$\ln(\text{daň z příjmu jednotlivců})$		-0,21 (-1,70)*		-0,7 (-1,64)*
$\ln(\text{daň z příjmu korporací})$		0,05 (1,01)		0,01 (1,11)
$\ln(\text{spotřební daně})$		0,19 (1,82)*		0,00 (0,03)
$\ln(\text{daň z přidané hodnoty})$		-0,17 (-1,60)*		-0,2 (-2,05)**
$\ln(\text{majetkové daně})$		-0,04 (-0,61)		-0,01 (-0,47)
Konstanta			-0,05 (-1,31)	-0,11 (-1,13)
Počet instrumentů Adjustovaný R^2	14	14	0,13	0,13
J-statistika F-statistika	11,19	5,43	1,87	2,07
Počet pozorování	162	154	165	165

Poznámka: *, **, *** reprezentují hladinu významnosti 10 %, 5 %, a 1 %, označení $\ln$ signalizuje logaritmickou úpravu proměnných, označení d signalizuje provedení prvních diferencí.

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky modelů, jejichž součástí byl alternativní ukazatel World Tax Index nebo jeho subindexy, jsou uvedeny v tabulce 3. Při odhadování modelů opět nastal problém se statistickou významností lidského kapitálu a populace. Znaménka koeficientů byla v souladu s předpokládanými, výjimku představovaly opět pouze spotřební daně.

Ekonomický růst je nejvíce negativně ovlivňován daní z příjmu jednotlivců a dále také daní z přidané hodnoty. Statistická významnost dalších daňových proměnných nebyla prokázána. Při porovnání výsledků dynamických a statických panelů je patrné, že se vyznačují zvýšenou mírou podobnosti. Výsledky modelů prezentovaných v tabulce 3 byly potvrzeny závěry, které byly diskutovány v souvislosti s výsledky modelů, které jsou obsaženy v tabulce 2. Z toho plyne, že negativní vliv daní byl prokázán v obou zmíněných modelech, stejně jako bylo potvrzeno, že nejvíce ekonomický růst snižují přímé daně.

Dále byly odhadovány modely, které obsahovaly daňovou zátěž vyjádřenou prostřednictvím implicitních daňových sazeb. Základem těchto modelů nebyl stejný počet zemí, jako tomu bylo doposud, jednalo se o třináct vybraných evropských zemí, které byly zmiňovány výše v části věnované datové základně. Výsledky takto definovaných modelů jsou ilustrovány v tabulce 4.

Tabulka 4 | Modely ITR 2000–2011

Vysvětlovaná proměnná: <i>d</i> (ln ekonomický růst)	Statický model Koeficient (t-statistika) FE	Dynamický model Koeficient (t-statistika) AB
		−0,15 (−3,11)***
<i>d</i> (ln ekonomický růst; −1)	0,14 (1,89)*	0,52 (6,2)***
<i>d</i> (ln Investice)	0,09 (2,70)***	
<i>d</i> (ln lidský kapitál)	−2,21 (−1,73)*	−0,67 (−3,18)***
ln(Implicitní daňová sazba práce)	−0,14 (−5,58)***	−0,07 (−1,69)*
ln(Implicitní daňová sazba kapitálu)	−0,02 (−1,82)*	−0,07 (−1,20)
(Implicitní daňová sazba spotřeby)	0,05 (3,86)***	0,22 (0,81)
Konstanta	0,03 (4,12)***	
Počet instrumentů Adjustovaný R ²	0,21	13
J-statistika F-statistika	3,25	8,4
Počet pozorování	151	129

Poznámka: *, **, *** reprezentují hladinu významnosti 10 %, 5 %, a 1 %, označení ln signalizuje logaritmickou úpravu proměnných, označení *d* signalizuje provedení prvních diferencí.

Zdroj: vlastní výpočty

I v případě těchto modelů byla znaménka koeficientů v souladu s předpokládáními. Z výsledků plyne, že ekonomický růst je nejnegativněji ovlivňován daní z příjmu jednotlivců. Výsledky dynamických a statických modelů jsou odlišné zejména z pohledu statistické významnosti implicitní daňové sazby korporací a spotřeby. V případě statického modelu byl prokázán negativní vliv daňové zátěže kapitálu a dále byl také zjištěn statisticky významný vliv daňové zátěže spotřeby. Prostřednictvím těchto výsledků opět došlo k potvrzení výše diskutovaných závěrů, a sice že přímé daně mají nejvýznamnější negativní vliv na ekonomický růst.

Závěr

Cílem tohoto článku bylo zhodnotit vliv nepřímých daní na dlouhodobý ekonomický růst. Ke zkoumání definovaného vztahu byla použita metoda panelové regrese, a to jak ve statické, tak v dynamické formě. Datovou základnu tvořily vybrané evropské země, jejichž společným znakem je členství v OECD, a pro které byly k dispozici pozorování za co nejdelší možné období. Nejdelší uvažované období obsahovalo pozorování za 41 let (od 1970 do 2011), dále bylo uvažováno také období kratší, které zahrnovalo data z období od roku 2000 do roku 2011. Daně byly do modelů zahrnuty prostřednictvím ukazatelů daňové zátěže. Jednalo se o daňovou kvótu, její dílčí ukazatele, World Tax Index, jeho subindexy a implicitní daňové sazby.

Jedním z hlavních výsledků, kterých bylo v článku dosaženo, je zjištění, že daně působí na dlouhodobý ekonomický růst negativně. To bylo prokázáno výsledky všech modelů, kdy výjimku představovaly pouze modely zahrnující nejdelší uvažované období. V případě takto definovaných modelů bylo zjištěno, že vztah daní a ekonomického je růstu pozitivní. To je sice do určité míry přípustné, ale jen za předpokladu, že bude docházet ke zvyšování sociální koheze společnosti. Tento závěr by byl relevantní pouze v případě, že by jej bylo dosaženo i po změně specifikace modelu, k čemuž nedošlo. V tomto případě je objevený pozitivní vztah mezi diskutovanými proměnnými pravděpodobně způsoben konstrukcí daňové kvóty, což je ukazatel daňové zátěže, který byl v modelu použit. Jeho zcela zásadní nevýhodou je, že jeho prostřednictvím jsou zohledněny pouze příjmy z daní ve vztahu k HDP. Na základě těchto závěrů lze konstatovat, že daňová kvóta není vhodným ukazatelem reálné daňové zátěže. Rovněž není adekvátní používat ji v modelech zahrnujících tak dlouhé časové období, jaké bylo použito v případě tohoto článku, což bylo potvrzeno také v článku Kotlán, Machová (2014).

Dále bylo zjištěno, že ekonomický růst je nejvíce ovlivněn daní z příjmu jednotlivců. Vliv korporátních a majetkových daní na dlouhodobý ekonomický růst nebylo možné prokázat. Statistická nevýznamnost majetkových daní byla pravděpodobně způsobena nízkou dynamikou jejich vývoje. Faktorů, které je možné označit za zdroje statistické nevýznamnosti korporátních daní, existuje hned několik. Jedná se například o nízkou úroveň daňové zátěže korporací. Výše korporátních daní je využívána jako prostředek pro přilákání zahraničních investic, jako v případě Irska a dalších zemí. Dále hraje důležitou roli také možnost daňových úniků, kdy k obdobným závěrům bylo dospěno také v práci Hanousek a Palda (2004).

Z hlediska nepřímých daní nedošlo k potvrzení jejich negativního vlivu na dlouhodobý ekonomický růst. Bylo zjištěno, že spotřební daně ovlivňují dlouhodobý ekonomický růst pozitivně. Tento závěr je do jisté míry překvapivý, jelikož spotřební daně zatěžují spotřebu statků, po nichž poptávka není elastická. Jedná se tedy o poměrně stabilní zdroj příjmů do státního rozpočtu většiny států. Tento závěr je shodný se závěry článků,

jako například Alm, El-Ganainy (2013). Vztah daní z přidané hodnoty a ekonomického růstu není možné definovat jednoznačně, při změně specifikace modelu totiž docházelo ke změnám výsledků, což je závěr shodný se závěry uveřejněnými v článku Kotlán, Machová a Janíčková (2011).

V souladu s výše uvedenými články je v tomto příspěvku závěrem doporučení nezvyšovat daně z příjmu jednotlivců. Pokud je žádoucí daně zvyšovat, mělo by se jednat o daně spotřební či majetkové. Ke zvyšování příjmu do státního rozpočtu může docházet také zavedením nových daní.

Příloha 1

Tabulka 1 | Vstupní neupravená data pro TQ 1970–2011

	Průměr	Medián	Maximum	Minimum
Y_{it}	89205,09	34315,38	744485,6	1053,457
POP_{it}	21,69303	8,259442	82,54074	0,346805
KI_{it}	2,790302	2,876474	4,469242	1,126256
HUM_{it}	44,30873	44,90000	68,90000	13,30000
Tq_{it}	37,25154	37,86500	49,53600	16,63100
TQD_{it}	15,41868	14,63450	30,15400	4,324000
TQI_{it}	10,53552	10,42850	16,65000	4,254000

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 2 | Vstupní neupravená data pro WTI 2000–2011

	Průměr	Medián	Maximum	Minimum
Y_{it}	142104,5	30068,06	744485,6	131,6514
Ki_{it}	2,993040	3,162761	4,445703	1,126256
HUM_{it}	45,17604	44,25000	64,50000	19,00000
POP_{it}	24,44222	9,808215	82,54074	0,435491
WTI_{it}	0,505124	0,549046	0,842784	0,006179
VAT_{it}	0,173185	0,162827	0,284446	0,055250
OTC_{it}	0,023358	0,015572	0,160697	0,001282
PIT_{it}	0,235855	0,261461	0,551607	0,007711
PRO_{it}	0,036730	0,027229	0,131133	0,002837
CIT_{it}	250,7725	0,082383	2011,000	0,026516

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 3 | Vstupní neupravená data pro ITR 2000–2011

	Průměr	Medián	Maximum	Minimum
Y_{it}	102493,1	23956,98	744485,6	131,6514
POP_{it}	28,93489	10,50688	82,54074	3,935781
Ki_{it}	2,976393	3,180919	4,445703	1,217977
HUM_{it}	45,27078	44,40000	64,50000	19,00000
$ITRC_{it}$	22,98442	21,95000	34,20000	12,50000
$ITRCA_{it}$	30,64481	29,55000	49,90000	12,00000
$ITRL_{it}$	36,96039	38,65000	46,80000	24,40000

Zdroj: vlastní výpočty

Příloha 2

Tabulka 1 | Výsledky Hausmanova testu

Název modelu	Výsledek Hausmanova testu (p-hodnota)
Model TQ 1974–2011	0,00
Model přímých a nepřímých daní 1974–2011	0,00
Model TQ 2000–2011	0,00
Model přímých a nepřímých daní 2000–2011	0,00
Model WTI 2000–2011	0,00
Model subindexů WTI 2000–2011	0,00
Model ITR 2000–2011	0,00

Zdroj: vlastní výpočty

Příloha 3

Tabulka 1 | Popisné statistiky proměnných použitých v regresi pro TQ (1974–2011)

Označení proměnné	Definice	Průměr	Medián	Maximum	Minimum
$d(\ln(Y_{it}))$	reálné HDP/obyv. v USD	0,011251	0,021079	2,536918	−3,528698
$d(\ln(POP_{it}))$	populace	0,005068	0,004448	0,022997	−0,003102
$d(\ln(HUM_{it}))$	počet středoškolsky vzdělaných na celkové pracovní síle	0,001852	0,002139	0,328995	−0,220473
$d(\ln(KI_{it}))$	reálné investice vyjádřené na HDP	−0,003236	0,000467	0,220643	−0,186474
$\ln(TQ_{it})$	daňová kvóta	3,599631	3,634024	3,902700	2,811268
$\ln(TQD_{it})$	kvóta přímých daní	2,686894	2,683381	3,406318	1,464181
$\ln(TQI_{it})$	kvóta nepřímých daní	2,315732	2,344542	2,812410	1,447860

Poznámka: Označení $\ln$ signalizuje logaritmickou úpravu proměnných, označení d signalizuje provedení prvních diferencí.

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 2 | Popisné statistiky proměnných použitých v regresi pro WTI (2000–2011)

Označení proměnné	Definice	Průměr	Medián	Maximum	Minimum
$d(\ln(Y_{it}))$	reálné HDP/obyv. v USD	0,021238	0,021373	0,058723	−0,035076
$d(\ln(POP_{it}))$	populace	0,003003	0,003668	0,006311	−0,001702
$d(\ln(HUM_{it}))$	počet středoškolsky vzdělaných na celkové pracovní síle	0,005011	0,007358	0,036621	−0,045462
$d(\ln(KI_{it}))$	reálné investice vyjádřené na HDP	−0,003782	−0,002089	0,047381	−0,059175
$\ln(WTI_{it})$	World Tax Index	−0,151494	−0,398473	0,608109	−0,597645
$\ln(VAT_{it})$	World Tax Index – daň z přidané hodnoty	−1,634305	−1,707861	−1,257213	−1,944287
$\ln(OTC_{it})$	World Tax Index – spotřební daně	−4,447601	−3,935677	−3,242658	−6,161162
$\ln(CIT_{it})$	World Tax Index – daň z příjmu korporací	0,707991	−2,671847	7,606387	−3,104884
$\ln(PIT_{it})$	World Tax Index – daň z příjmu jednotlivců	−1,396651	−1,325554	−1,140046	−2,368799
$\ln(PRO_{it})$	World Tax Index – majetkové daně	−3,756264	−3,887549	−2,031544	−5,864943

Poznámka: Označení $\ln$ signalizuje logaritmickou úpravu proměnných, označení d signalizuje provedení prvních diferencí.

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 3 | Popisné statistiky proměnných použitých v regresi pro ITR (2000–2011)

Označení proměnné	Definice	Průměr	Medián	Maximum	Minimum
$d(\ln(Y_{it}))$	reálné HDP/obyv. v USD	0,021238	0,021373	0,058723	-0,035076
$d(\ln(POP_{it}))$	populace	0,003003	0,003668	0,006311	-0,001702
$d(\ln(HUM_{it}))$	počet středoškolsky vzdělaných na celkové pracovní síle	0,005011	0,007358	0,036621	-0,045462
$d(\ln(KI_{it}))$	reálné investice vyjádřené na HDP	-0,003782	-0,002089	0,047381	-0,059175
$\ln(TQ_{it})$	daňová kvóta	3,681295	3,718865	3,779109	3,523592
$\ln(ITRC_{it})$	implicitní daňová sazba spotřeby	3,036841	3,056354	3,113515	2,912351
$\ln(ITRCA_{it})$	implicitní daňová sazba kapitálu	3,243789	3,278985	3,561046	2,944439
$\ln(ITRL_{it})$	implicitní daňová sazba práce	3,703480	3,708682	3,779634	3,616309

Poznámka: Označení $\ln$ signalizuje logaritmickou úpravu proměnných, označení d signalizuje provedení prvních diferencí.

Zdroj: vlastní výpočty

Literatura

- Alm, J., El-Ganainy, A. (2013). Value-added taxation and consumption. *International Tax and Public Finance*, 20(1), 105–128. DOI: 10.1007/s10797-012-9217-0.
- Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification For Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Arnold, J. (2008). *Do tax structures affect aggregate economic growth? Empirical evidence from a panel of OECD countries*. OECD Working Paper No. 643. DOI: 10.1787/236001777843.
- Baltagi, H. (2008). *Econometric analysis of panel data*. Weinheim: J. Wiley. ISBN 80-864-1929-0.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*. New York: McGraw Hill. ISBN 978-0070036970.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth*. 2. vyd. Cambridge: MIT Press.
- Cotis, J. P. (2003). *Population ageing: Facing the challenge*. [Retrieved 2014-10-1]. Dostupné z: http://www.oecdobserver.org/news/archivestory.php/aid/1081/Population_ageing:_Facing_the_challenge.html
- Drobiszová, A. (2015). Vliv fiskální politiky na ekonomický růst v zemích OECD. *Politická ekonomie*, 63(3), 300–316. DOI: 10.18267/j.polek.1004.
- Easterly, W., Rebelo, S. (1993). Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics, Elsevier*, 32(3), 417–458.
- EUROSTAT (2015). *Implicit tax rates*. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat>

- Greeny, H. (2012). *Econometric Analysis*. Harlow: Pearson Education.
- Hanousek J., Palda, F. (2004). Quality of Government Services And The Civic Duty To Pay Taxes In The Czech And Slovak Republics and Other Transition countries. *Kyklos*, 57(2), 237–252. DOI: 10.1111/j.0023-5962.2004.00252.x.
- Im, K., Pesaran, H., Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. DOI: 10.1016/s0304-4076(03)00092-7.
- Izák, V. (2011). Vliv vládních výdajů a daní na ekonomický růst (empirická analýza). *Politická ekonomie*, 59(2), 147–163. DOI: 10.18267/j.polek.778.
- Keusching, Ch. (2009). *The Role of Corporate Taxation in a Large Welfare State*. University of St. Gallen Department of Economics Working Paper No. 2009-23.
- Kneller, R., et al. (1999). Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of Public Economics*, 74(2), 171–190. DOI: 10.1016/s0047-2727(99)00022-5.
- Kotlán, I., Macek, R. 2014. *What is the Horizon of Fiscal Policy in OECD Countries?* 23rd IBIMA Conference. Valenci, Spain 13–14 May 2014.
- Kotlán, I., Machová, Z. (2012a). Vliv zdanění korporací na ekonomický růst: Selhání daňové kvóty? *Politická ekonomie*, 60(6), 743–763. DOI: 10.18267/j.polek.875.
- Kotlán, I., Machová, Z. (2014). Horizont daňové politiky v zemích OECD. *Politická ekonomie*, 62(2), 161–173. DOI: 10.18267/j.polek.944.
- Kotlán, I., Machová, Z., Janíčková, L. (2011). Vliv zdanění na dlouhodobý ekonomický růst. *Politická ekonomie*, 59(5), 638–658. DOI: 10.18267/j.polek.812.
- Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. (2002). Unit Root in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. DOI: 10.1016/s0304-4076(01)00098-7.
- Levine, R., Renelt, D. (1992). A sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *The American Economic Review*, 82(4), 942–963.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.
- Mankiw, G. N., Romer, D., Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. DOI: 10.2307/2118477.
- Mendoza, E. G., et al. (1997). On the ineffectiveness of tax policy in altering long-run growth: Harberger's superneutrality conjecture. *Journal of Public Economics*, 66(1), 99–126. DOI: 10.1016/s0047-2727(97)00011-x.
- Milesi-Ferreti, G. M., Roubini, N. (1998). Growth Effects of Income and Consumption Taxes. *Journal Money, Credit and Banking*, 30(4), 721–744.
- OECD (2014). *Indicators of tax quota and population*. The Organization for Economic Cooperation and Development. [Retrieved 2014-10-1] Available at: <http://stats.oecd.org/PWT> (2015). *Ekonomický růst (RGDPNA), Kapitálová akumulace (RKNA), Populace (POP)*. Penn World Table. Dostupné z: <http://www.rug.nl/research/ggdc/data/pwt/pwt-8.1>
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 1(1), 83–98. DOI: 10.1086/261420.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. DOI: 10.2307/1884513.
- Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334–361. DOI: 10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x.
- Widmalm, F. (2001). Tax structure and growth: Are some taxes better than other? *Public Choice*, 107, 199–219.

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: a modern approach*. Mason: South-Western Cengage Learning. ISBN 978-0-324-66054-8.

World Bank 2014. *Capital accumulation, consumption of households, government expenditure and human capital*. [Retrieved 2014-10-1] Available at: <http://data.worldbank.org/indicator>

World Tax Index (2013). Dostupné z: <http://www.worldtaxindex.com/>

World Tax Index (2014). Dostupné z: <http://www.worldtaxindex.com/>