

# VLIV ZDANĚNÍ NA DLOUHODOBÝ EKONOMICKÝ RŮST

Igor Kotlán, Zuzana Machová, Lenka Janíčková, VŠB-TU Ostrava\*

---

## Úvod

Problematika velikosti zdanění a jeho úměrnosti je diskutována nejen v rámci ekonomických disciplín, ale je náplní celospolečenských debat. Z hlediska ekonomického se jeví relevantní zejména efektivnostní pohled, tedy takový, který hledá relevanci daňového zatížení k celkové ekonomické efektivnosti a dlouhodobé růstové výkonnosti. Cílem této stati je zhodnotit, zda existují reálné efekty daňového zatížení a konkrétních typů daní na životní úroveň a dlouhodobý ekonomický růst tak, jak to presumuje ekonomická teorie. Prostředkem je kvantitativní analýza využívající metodu panelové regrese v zemích OECD. Z noetického pohledu je využit přístup ontologický (viz např. Kotlán, 2008).

Jádro současného stavu poznání je v neoklasické růstové teorii (zejm. Solowův model). Solow (1956) vychází z Harrodova (Harrod, 1939) a Domarova (Domar, 1946) modelu, resp. z rozšíření tohoto modelu postkeynesiánci (viz Kaldor, Mirrlees, 1962; Kahn, 1959), i když ho podstatně modifikuje. Podíváme-li se na nejznámější teorie rozšiřující Solowův model, je třeba zmínit dva přístupy: Lucase (Lucas, 1988) a Romera (Romer, 1986).

Neoklasické růstové modely, ve kterých je dlouhodobý růst výstupu dán exogenním technologickým pokrokem, neumožňovaly, aby fiskální politika (a tedy i zdanění) mohla ovlivňovat dlouhodobou míru růstu ekonomiky. Kneller a kol. (1999) uvádějí, že daně v těchto modelech ovlivňují rovnovážnou cenu faktorů, avšak nemají dopad na tempo růstu stálého stavu (steady state growth-rate). Určitý pokrok přinesly práce, které poukázaly, že zdanění může mít na dlouhodobý růst vliv. Mezi jejich autory se řadí např. Aschauer (1989), který se zabýval vlivem vládních výdajů, financovaných různým typem daní, na ekonomický růst či Barro a Sala-i Martin (1995), kteří zkombinovali prvky modelu endogenního růstu s neoklasickým růstovým modelem a mimo jiné se zabývali i vlivem daní.

Zatímco tempo růstu stálého stavu je v neoklasických modelech dáno exogenními faktory, v endogenních modelech poskytuje daňová politika mechanismus, kterým může stát ovlivňovat jak míru výstupu, tak tempo růstu stálého stavu. Mezi první autory, zabývající se souvislostmi mezi zdaněním a dlouhodobým ekonomickým růstem, bývají řazeni např. Barro (1990) či King a Rebelo (1990), kteří ukázali, že zdanění může mít vliv na dlouhodobé tempo ekonomického růstu. Následovala řada dalších teoretických

---

\* Příspěvek je zpracován v rámci řešení projektu 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“ podporovaného Grantovou agenturou České republiky.

i empirických prací. Jones, Manuelli a Rossi (1993) se zabývali problematikou optimálního zdanění, nebo Mendoza a kol. (1997) zkoumali vliv daňového mixu na ekonomický růst. Kneller a kol. (1999) uvádějí, že endogenní modely mohou být obecně rozděleny na základě toho, zda využívají distorzní nebo nedistorzní daně.<sup>1</sup> Zatímco distorzní daně tvoří daňový klín, čímž narušují tempo růstu stálého stavu, nedistorzní daně neovlivňují investiční rozhodování, a proto nemají na tempo růstu stálého stavu vliv.

Obecně se také jeví žádoucím neposuzovat vliv zdanění izolovaně a analyzovat velikost a strukturu veřejných výdajů, vč. způsobu jejich „daňového“ financování a zejména stěžejní dopady na dlouhodobý ekonomický růst. Aschauer (1989) např. vidí jako rozhodující prorůstovou úlohu výdajů do infrastruktury. Z posledních českých empirických studií dotýkajících se vlivu vládních výdajů a daní na dlouhodobý ekonomický růst lze uvést např. povedenou práci Izáka (2011). Velmi důležitou se tak jeví kvantifikace dopadu institucionálního a právního prostředí a různých způsobů vládnutí na relaci zdanění a ekonomického růstu (např. Nagy, 2011 nebo Börzel, 2011).

Integraci zdanění do růstových teorií lze rozdělit na linii analýzy jeho vlivu na míru úspor, investic a kapitálové akumulace, tedy na linii, jež má prorůstový efekt pouze u zemí, které ještě nedosáhly stálého stavu. Druhou variantou je zahrnutí zdanění přes technický pokrok a akumulaci lidského kapitálu, což ovlivňuje růst i u rozvinutých ekonomik nacházejících se ve stálém stavu. Vlastní vliv zdanění pak můžeme do růstových teorií zahrnout prostřednictvím jeho vlivu na jednotlivé růstové proměnné.

## 1. Zdanění v neoklasickém růstovém modelu

V neoklasickém růstovém modelu je nutno vymezit vliv zdanění na míru investic a kapitálovou akumulaci. Touto oblastí se zabývá poměrně velké množství literatury, přičemž převažují empirické práce.

Prvním typem daně, jejíž vlivy na investiční rozhodnutí jsou zkoumány, je korporátní daň. Ta je velmi často spojena s rozhodováním o umístění přímých zahraničních investic (PZI). Převážná většina závěrů takovýchto výzkumů poukazuje na význam citlivosti investujících subjektů na zahraniční míru zdanění a zejména na daňovou sazbu korporátní daně, resp. možnost dosáhnout na daňové úlevy (viz např. Hartman, 1984; Boskin, Gale, 1986; Slemrod, 1990; Swenson, 1994; Lanaspa, Pueyo, Sanz, 2005; Mutti, Grubert, 2004; Simmons, 2003; Buettner, Ruf, 2007; Buettner, Wamser, 2006; Keuschnigg, 2009; Mooij, Ederveen, 2003).

Druhou oblastí zájmu, věnující se intenzitě investiční aktivity podnikatelských subjektů, se staly dopady zdanění dividend. V současné době existují tři základní teoretické pohledy na otázku, jak a zda zdanění dividend ovlivňuje investiční rozhodování firem a akcionářů. Hlavní názorový proud je obvykle tvořen „tradičním“ pohledem a „novým“ pohledem<sup>2</sup>. Kromě toho bývá využíván model daňové nevýznamnosti. Dle tradičního

1 Daňovou typologií a kategorizací na distorzní či nedistorzní daně se zabývají všechny základní učebnice daňové teorie (v českých poměrech např. Široký, 2008).

2 Také nazýván hypotéza kapitalizace daní.

pohledu je mezním zdrojem investování nový vlastní kapitál, výnosy z investic jsou využívány k platbě dividend. Pokles zdanění dividend tedy vede k nárůstu zisku před zdaněním a snížení investic. Oproti tomu nový pohled považuje za zdroj investic nerozdělený zisk. Protože daně z budoucích výnosů jsou zahrnuty do dividend, akcionáři jsou indiferentní mezi současnou a budoucí platbou daní. Dalším rozdílem mezi uvedenými proudy je pohled na náklady firem (viz např. Auerbach, 1979a,b; Bradford, 1981; King, 1977; Poterba, Summers, 1985; Desai, Goolsbee, 2004; Auerbach, Hassett, 2002; Santoro, Wei, 2009; Miller, Scholes, 1978, 1982; Miller, Modigliani, 1961; McLure, 1977).

Mezi daně, u kterých je předpokládán vliv na investiční rozhodnutí podnikatelských subjektů, patří dále daň z práce. Na údajích reprezentujících členské státy OECD byly zkoumány dopady zdanění práce na investiční výdaje (viz Alesina, Ardagna, Perotti, Schiantarelli, 1999). Dle této studie vede nárůst sazby daně z práce ke snahám o navýšení mzdy před zdaněním (či k poklesu nabídky práce), což tvoří tlaky na zisky podnikatelských subjektů, a tím také na investice. Na modelu trhů práce, které jsou nekonkurenční, exogenní a s permanentním nárůstem nákladů práce (kupř. nárůstem zdanění práce), jsou znázorněny dva základní efekty (viz Daveri, Tabellini, 1997). Jednak dochází ke snižování poptávky po práci a tím nárůstu nezaměstnanosti, zároveň firmy substituují práci kapitálem, a tedy zvyšují investice do kapitálu. Na příkladu evropských zemí je ukázáno, že dopady nárůstu zdanění práce závisí na konkurenčnosti trhů práce. Pokud jsou trhy práce konkurenční, existuje zde relativně malá elasticita individuální nabídky práce, což implikuje, že daňové břemeno zůstává na pracovnících a dochází k minimálním dopadům na poměr kapitálu a práce, tedy i k minimálním investicím. Pokud jsou ovšem pracovníci organizováni v monopolistické unii, mohou přesunout daňovou zátěž na podnikatelské subjekty. V tomto případě nárůst daně z práce zvýší nezaměstnanost a zároveň také poměr kapitálu a práce, tedy i investiční aktivitu podnikatelských subjektů.

Dalším faktorem, který může ovlivňovat investiční rozhodnutí podnikatelských subjektů či jedinců, je zdanění spotřeby. V mnoha studiích je uváděno (viz např. Salanié, 2003; Ashan, 1990; Zodrow, 1995), že za specifických podmínek<sup>3</sup> má toto zdanění identické dopady na investiční rozhodnutí jako zdanění práce.

Na základě výše zmíněného je možno konstatovat, že v soudobé ekonomické literatuře lze najít čtyři základní směry zabývající se dopadem daní na investiční rozhodování podnikatelských subjektů. První se věnuje vlivům korporátní daně, její účinky jsou sledovány zejména ve vztahu k přímým zahraničním investicím. Empirické práce věnující se uvedené oblasti potvrzují citlivost PZI na sazby daní i daňové změny. Druhý směr se zabývá dopady zdanění dividend na investice. Současní autoři rozlišují tři základní teoretická východiska pro vyhodnocení významnosti uvedeného typu daně. Mezi těmito proudy doposud nebyla nalezena obecná shoda, která by jednoznačně určila vztah mezi zdaněním dividend a investiční aktivitou podnikatelských subjektů. Stejně tak se i empirické práce liší v závěrech, zda mají daně pozitivní či negativní

3 Salanié uvádí absenci rizika, Ashan rovnost za nejistoty podmiňuje modifikováním daně z práce, Zodrow poukazuje na nutnost rovnosti diskontní sazby a očekávané soukromé míry návratnosti úspor.

dopad na investiční činnost. Třetím směrem je evaluace vlivů zdanění práce. Existující studie ukazují, že zvyšování daně z práce vede k tlakům na pokles investičních aktivit podnikatelských subjektů. Dalším významným faktorem, ovlivňujícím velikost reakce na daňové změny, je konkurenčnost trhů práce v dané ekonomice, přičemž čím vyšší je konkurenčnost, tím menší jsou investiční aktivity podnikatelských subjektů. Čtvrtý směr hodnotí účinky zdanění spotřeby. Je dokázáno, že za specifických předpokladů má daň ze spotřeby identické dopady jako daň uvalená na práci, kromě toho jsou v této oblasti zkoumány investice do lidského kapitálu.

## **2. Zdanění v rozšířeném neoklasickém růstovém modelu**

Jak je obecně známo, zahrnutí lidského kapitálu do růstových modelů modifikuje závěry původního neoklasického modelu, a získáváme tak rozšířený neoklasický růstový model. Problematikou vlivu zdanění na akumulaci lidského kapitálu ekonomik ve stálém stavu se zabývali v obecné rovině např. Jones, Manuelli a Rossi (1997) nebo Reinhorn (2009). Lin (2001) ukazuje, že pokud jsou daňové příjmy použity k akumulaci lidského kapitálu, jsou míra zdanění a míra ekonomického růstu pozitivně korelovány. Capolupo (2000) pak uvádí, že jsou-li příjmy z daní použity obecně na vládní výdaje zvyšující produktivitu, dochází ke zvyšování tempa růst produkce s rostoucím zdaněním až do úrovně 60–70 %. Vliv veřejných investic do vzdělání na ekonomický růst se zvyšuje s rostoucím podílem investic v oblasti terciárního vzdělávání (viz Blankenau, 2005). Jedinec při rozhodování o investicích do lidského kapitálu porovnává součet nákladů vynaložených na vzdělání a nepřímých nákladů v podobě ušlé mzdy po dobu vzdělávání se současnou hodnotou očekávaných budoucích výnosů lidského kapitálu (očekávanou vyšší mzdou v porovnání s méně kvalifikovanými jedinci), (viz Becker, 1993). S rostoucí mírou zdanění pracovních příjmů návratnost investic do lidského kapitálu klesá, což vede k eliminaci preference těchto investic. Osobní důchodová daň tak má na akumulaci lidského kapitálu negativní vliv, a to především v případě existence progresivní daňové sazby (viz Erosa, Koreshkova, 2007). Dle některých studií<sup>4</sup> je rozhodování daňového poplatníka o investici do lidského kapitálu dále závislé na časovém horizontu, přičemž daňová elasticita těchto investic s rostoucím časovým horizontem rozhodování roste. Zdanění osobních příjmů tak má na investice do lidského kapitálu maximální vliv při nekonečném časovém horizontu investičního rozhodování.

Současné empirické práce, které se zabývají problematikou vztahu mezi zdaněním a akumulací lidského kapitálu, zohledňují rovněž vliv míry zdanění kapitálových příjmů či spotřeby v porovnání se zdaněním pracovních příjmů (viz Jacobs, Bovenberg, 2010 nebo Davies, Zeng, Zhang, 2009). Přestože obecně převládá názor, že kapitálové příjmy by zdaněny být neměly, je třeba si uvědomit, že daň z kapitálových příjmů je součástí určitého daňového systému, v němž se mohou jednotlivé typy daní navzájem

4 Hendricks (2001, 2004) porovnával výsledky tzv. OLG modelů (overlapping generations), které předpokládají konečný časový horizont rozhodování, byť připouštějí altruistické mezigenerační vazby mezi jedinci, které mohou zajistit mezigenerační přenos lidského kapitálu, a výsledky tzv. IH modelů (infinite horizon), které předpokládají nekonečný časový horizont rozhodování.

výrazně ovlivňovat (viz Jacobs, 2007). Jacobs a Bovenberg (2005, 2010) ukazují, že optimální míra zdanění kapitálových příjmů je proto spíše pozitivní než nulová.

Firmy zpravidla investují do výcviku svých zaměstnanců jednorázově, v prvním období jejich zaměstnání, což jim v následujícím období přináší vyšší příjem z mezního produktu práce těchto zaměstnanců, který pokryje náklady na školení. Firmy tedy obdobně jako jednotlivci musejí zvažovat jak současný příjem z mezního produktu svých pracovníků a současné náklady na jejich zaměstnání, tak současnou hodnotu budoucích příjmů z mezního produktu práce a budoucích nákladů (viz Becker, 1993). Na rozdíl od jednotlivců je však pro firmy zásadní, zda investují do obecného, či specifického lidského kapitálu.<sup>5</sup> Vzhledem k tomu, že obecný lidský kapitál mohou zaměstnanci využít i u jiného zaměstnavatele, který nenese žádné investiční náklady, a může si tak dovolit platit zaměstnanci vyšší mzdu, která odpovídá jeho vyšší produktivitě, budou firmy vyžadovat, aby náklady spojené s investicemi do obecného lidského kapitálu nesli sami zaměstnanci. V případě specifického lidského kapitálu je však situace poněkud odlišná. Produktivita zaměstnance se zvyšuje pouze pro stávajícího zaměstnavatele, a ten je pak ochoten nést část investičních nákladů a zaplatit zaměstnanci mzdu vyšší, než jeho původní produktivita, avšak nižší, než zvýšená produktivita, jelikož nenese riziko ztráty pracovníka. Zaměstnanci a zaměstnavatelé tak sdílejí jak náklady, tak výnosy investic do lidského kapitálu. Tremblay (2010) pak ukazuje, že investuje-li zaměstnavatel do lidského kapitálu ve spolupráci se zaměstnanci, vede vyšší zdanění osobních příjmů k růstu úrovně těchto investic, zatímco vyšší zdanění korporátních příjmů investice do lidského kapitálu snižuje. V případě, že firmy investují do lidského kapitálu samostatně, je účinek obou typů daně opačný. Zdanění korporátních příjmů v žádném případě není neutrální, a to ani tehdy, jestliže jsou náklady investic do lidského kapitálu plně odečitatelnou položkou.

Problematika (ne)existence daňových úlev, jako jsou zmíněné odečitatelné položky či slevy na dani hraje ve vztahu k investicím do lidského kapitálu rovněž významnou roli (viz Jacobs, 2007). V případě, že jsou veškeré náklady spojené s investicemi do lidského kapitálu plně odečitatelnými položkami, roste motivace k těmto investicím, a to jak pro jednotlivce, tak pro firmy. U ekonomik, kde podstatnou část daňových příjmů tvoří sociální odvody, u nichž žádná možnost obdobného zvýhodnění investic do lidského kapitálu neexistuje, však zavedení úlev u daně z příjmů, ať už fyzických či právnických osob, nemusí mít požadovaný efekt. Rozdílné nastavení systému daňových úlev pro fyzické a právnické osoby však může vést ke zvýhodnění určité formy investic do lidského kapitálu.

Jacobs (2007) považuje za nejvýznamnější faktory ovlivňující účinky zdanění na akumulaci lidského kapitálu daňovou progresi, substituční vztah mezi nabídkou práce a volným časem, (ne)odečitatelnost nákladů vzdělání, různý daňový režim v případě různých forem investic do lidského kapitálu a míru zdanění kapitálových příjmů.

5 Obecný lidský kapitál je takový, který je univerzálně využitelný v různých profesích (např. práce s PC, měkké dovednosti). Specifický lidský kapitál je pak soubor takových schopností a dovedností, které jsou specifické pro jednoho zaměstnavatele.

Rámcem a východiskem analýz je rozšířený neoklasický růstový model. Souhrnně řečeno lze přístupy integrace zdanění rozdělit na linii analýzy jeho vlivu na míru úspor, investic a kapitálové akumulace, tedy na linii, jež má prorůstový efekt pouze u zemí, které ještě nedosáhly stálého stavu. Druhou variantou je integrace zdanění přes technický pokrok a akumulaci lidského kapitálu, což ovlivňuje růst i u rozvinutých ekonomik nacházejících se ve stálém stavu. Vlastní vliv zdanění pak můžeme do růstových teorií integrovat prostřednictvím jeho vlivu na jednotlivé růstové proměnné.

Na problematiku vlivu zdanění na akumulaci lidského kapitálu nepanuje mezi odborníky jednotný názor. Pozitivní vliv připouštějí zejména v případě veřejných investic do vzdělávání, avšak pouze za předpokladu, že jsou tyto investice financovány z daňových příjmů veřejných rozpočtů. Naplnění tohoto předpokladu v praxi však není příliš reálné. V případě soukromých investic se většina studií shoduje na negativním vlivu zdanění, a to zejména prostřednictvím osobní důchodové daně s progresivní daňovou sazbou. Tento negativní vliv je pak umocněn, jsou-li kapitálové příjmy zdaněny nižší mírou než příjmy pracovní a neexistuje-li pro náklady spojené s investicemi do lidského kapitálu možnost daňového zvýhodnění. Akumulace lidského kapitálu se dále snižuje s rostoucím zdaněním spotřeby. Vliv daně z korporátních příjmů není jednoznačný a závisí mimo jiné na tom, do jaké míry se na investicích zaměstnavatele do lidského kapitálu podílejí jeho zaměstnanci.

### 3. Datové zdroje, metodologie a odhadované modely

Na základě výše popsaných studií je třeba konstatovat, že existuje několik kanálů, jimiž může daňová zátěž působit negativně či pozitivně na ekonomický růst. Jedná se zejména o vliv prostřednictvím investic a kapitálové akumulace, technologického pokroku a lidského kapitálu.

Cílem analýzy provedené v následujícím textu je empirická verifikace růstových efektů zdanění nebo jednotlivých typů daní, prostřednictvím kterých působí, a jejich kategorizace. V souladu s přístupy Barroa a Sala-i-Martina (Barro, Sala-i-Martin, 1995) bude rozebrána skupina homogenních zemí, tedy ekonomik s podobnými institucionálními parametry, produkční funkcí apod. Kritériem homogenity bude zejména členství v OECD. Vzhledem ke kvalitním a jednotným datovým zdrojům u členů OECD<sup>6</sup> lze také předpokládat přijatelnou komparovatelnost. Tato skupina zemí bude navíc rozdělena na další dílčí kategorie relativně více homogenních zemí (zejména

---

6 OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) zahrnovala v době provádění analýzy 30 rozvinutých ekonomik světa: Austrálii, Belgii, Českou republiku, Dánsko, Finsko, Francii, Irsko, Island, Itálii, Japonsko, Jižní Koreu, Kanadu, Lucembursko, Maďarsko, Mexiko, Německo, Nizozemí, Norsko, Nový Zéland, Polsko, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Slovensko, Španělsko, Švédsko, Švýcarsko, Turecko, USA, Velkou Británii.

se bude jednat o separátní analýzu zemí skupiny G7<sup>7</sup>, EU15<sup>8</sup>, EU5<sup>9</sup>). Pozornost bude dále věnována také případné linearitě vlivu velikosti zdanění ve vztahu k dlouhodobému ekonomickému růstu.

Většina údajů o velikosti zdanění (daňová kvóta a její části) byla čerpána z databáze OECD (viz OECD Factbook 2009, resp. OECD.StatExtracts). V případě implicitních daňových sazeb jsou k dispozici komparovatelné údaje pouze pro Evropskou unii (viz *Taxation Trends in the European Union: 2009 edition*). Údaje o velikosti HDP na obyvatele a o podílu investic na HDP byly získány z databáze Penn World Table (viz Penn World Table – databáze 1950–2007) konstruované na základě údajů ze systému národních účtů světových ekonomik, která byla popsána v práci Summerse a Hestona (Summers, Heston, 1991, resp. v současnosti doporučovaná citace: Heston, Summers, Aten, 2006). Doplnkovým zdrojem pro údaje o velikosti lidského kapitálu byla databáze OECD (viz OECD Factbook 2009). Analýza byla provedena za období 1985–2007 s tím, že z důvodu neexistence vhodných časových řad u některých zemí (např. postsocialističtí členové OECD, popř. EU) nebo proměnných je období kratší (většinou 1992–2007, popř. 1995–2007). Byly provedeny všechny běžné ekonometrické testy, jak uvádí např. Greene (2003) nebo Kennedy (2003). Analýza byla prováděna formou panelové regrese, která umožňuje postihnout maticově vztahy napříč vybraným vzorkem zemí z časového hlediska (viz Gujarati, 2003). Odhadován byl neoklasický model růstu a stejný model rozšířený o lidský kapitál.

V souladu se studií Mankiwa, Romera a Weila (Mankiw, Romer, Weil, 1992), (MRW) je růst reálného HDP na obyvatele, jako vysvětlovaná proměnná, vyjádřen výší reálného HDP na obyvatele v USD přepočteného na základě parity kupní síly (RGDP) a vliv kapitálové akumulace je aproximován prostřednictvím ukazatele reálných investic ve vztahu k HDP (RINVESTMENT). Dalšími „neoklasickými“ vysvětlujícími proměnnými jsou: počet obyvatel (POPULATION), technický pokrok, míra znehodnocení kapitálu<sup>10</sup> a lidský kapitál (HUMAN), který je na základě současných trendů aproximován podílem minimálně středoškolsky vzdělaného obyvatelstva na celkové pracovní síle<sup>11</sup>. Dále pak nalezneme v modelu, v souladu s hypotézou konvergence, počáteční úroveň reálného hrubého domácího produktu (GDP84).

7 Zahrnuje sedm nejvyspělejších ekonomik světa: USA, Japonsko, Kanadu, Velkou Británii, Německo, Francii a Itálii.

8 Jedná se o 15 „původních“ členů EU (Belgie, Francie, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemí, Dánsko, Irsko, Velká Británie, Portugalsko, Španělsko, Řecko, Finsko, Rakousko, Švédsko), kteří tvořili Unii do rozšíření v roce 2004. Tyto země jsou vysoce homogenním vzorkem a navíc mají dostatečně dlouhou a relativně přesnou datovou základnu.

9 Zahrnuje homogenní země Visegrádské skupiny, jež vstoupily do EU po jejím rozšíření v roce 2004. Jedná se o Českou republiku, Slovensko, Maďarsko a Polsko (kritériem zařazení do výběru je, že země je členem EU a současně členem OECD). Tato skupina reprezentantů bývalých tranzitivních ekonomik je v některých případech také doplněna o Slovinsko (má nejvyšší HDP na obyvatele z nových členských zemí a je z tohoto pohledu nejúspěšnější zemí).

10 Míra znehodnocení kapitálu a technického pokroku je v souladu s výše uvedenými studiemi volena arbitrárně ve výši 5 %.

11 Přesněji podílem minimálně středoškolsky vzdělaného obyvatelstva ve věkové skupině 15–64 let.

Daňové zatížení (TAXATION) pak bylo aproximováno alternativně dvěma ukazateli:

- 1) daňová kvóta<sup>12</sup> a její součásti dle metodiky OECD,
- 2) implicitní daňová sazba<sup>13</sup> a její subčásti dle metodiky ESA 1995.

V tabulce 1 jsou uvedeny v ekonometrické analýze využitě daně dle klasifikace OECD.

Tabulka 1

**Označení jednotlivých složek komparovaných daní**

[1] Osobní důchodová daň – dle metodiky OECD – [1100]
[2] Korporátní důchodová daň – dle metodiky OECD – [1200]
[3] Příspěvky na sociální zabezpečení – dle metodiky OECD – [2000]
[4] Daň z přidané hodnoty, popř. obrátová daň – dle metodiky OECD – [5110]
[5] Jiné daně na spotřebu – dle metodiky OECD – [5120]
[6] Majetkové daně – dle metodiky OECD – [4000]

Pramen: vlastní úprava, OECD

Před započítáním samotné regrese na panelových datech byla testována stacionárnost použitých časových řad, která je důležitá zejména pro kvalitu predikce. Predikce nestacionárních časových řad nebudou reálné a relevantní, a to právě z důvodu stochastické nestability.<sup>14</sup> Dále provedené testy jednotkových kořenů<sup>15</sup> využívají tzv. „panel unit root test“, který má větší vypovídací schopnost než test jednotkových kořenů individuálních časových řad (viz Levin, Lin, Chu, 2002). Byly provedeny testy jednotkových kořenů podle Levina, Lia a Chua (Levin, Lin, Chu, 2002), Ima, Pesarana a Shina (Im, Pesaran, Shin, 2003) a testy ADF a PP podle Maddaly a Wua (Maddala, Wu, 1999). První diference pak pravidelně postačují k odstranění nestacionarity (byť za cenu ztráty dlouhodobých trendů) a nesetkáváme se u nich s jednotkovými kořeny.

Při testování ukazatelů daňové kvóty (TQ) bylo zjištěno, že zde nejsou v úrovních jednotkové kořeny a řady lze považovat za stacionární. Přesto je možno vysledovat některé dílčí odlišnosti. Nalezneme zde dvě skupiny daní. Bezproblémové v otázce stacionarity jsou kategorie [1100], [1200], [5110] a naopak s možnými problémy se můžeme setkat u daní [2000], [5000], [5120] a u celkové daňové kvóty (TQ).

Dále byly provedeny výše uvedené testy stacionarity pro ukazatel implicitních

12 Daňová kvóta (TQ) vyjadřuje podíl daňových výnosů (vč. ekonomických daní typu sociálního pojištění) k nominálnímu HDP v procentech.

13 Implicitní daňová sazba (ITR) nevztahuje daňové inkaso k HDP jako základu, ale ke komoditám a činnostem, kterých se příslušné daně dotýkají (zatěžují) – spotřeba (ITRC), kapitál (ITRP) nebo práce (ITRL).

14 Při analýze časových řad ekonomických veličin se s nestacionárností setkáváme velmi často, protože tyto řady pravidelně vykazují trend nebo sezónnost. Obvykle lze nestacionární řady převést na stacionární použitím prvních nebo vyšších diferencí. Stacionárnost originálních pozorování pak chápeme jako homogenitu nultého řádu, je-li stacionární řada prvních diferencí, jedná se o homogenitu prvního řádu apod.

15 Unit Root Tests.

daňových sazeb. Problémovým se jeví zdanění práce (ITRL), kde všechny testy potvrdily existenci jednotkového kořene a tudíž nestacionaritu. V prvních diferencích již výsledky vycházely v pořádku, a proto bylo nutno v další ekonometrické analýze u tohoto typu vysvětlované proměnné využít právě první diference. Drobné problémy v jednom prováděném testu v úrovních bylo možné nalézt u zdanění spotřeby (ITRC).

U růstových proměnných byly také prováděny testy stacionarity, které ale potvrdily notoricky známé skutečnosti, že v případě reálného produktu na obyvatele, podílu investic na HDP, ale také velikosti lidského kapitálu, se setkáváme s trendovou složkou, a tudíž je nutno je do dalších analýz příslušně upravit, a to využitím prvních diferencí nebo zlogaritmováním. U ukazatele „populace“ se naopak s jednotkovými kořeny nesetkáváme.

#### 4. Ekonometrická analýza: případ zemí OECD, G7, EU

Kromě zkoumání stacionarity, jež vysvětluje změny zkoumané proměnné kauzální závislosti na minulých hodnotách dané proměnné, je nutno obecně testovat autokorelaci a heteroskedasticitu. Testy heteroskedasticity nejsou součástí níže uvedených přehledů, avšak problém heteroskedasticity není ignorován a je zahrnut do použité metody odhadu v rámci panelové regrese.<sup>16</sup> V níže popsaných tabulkách je nastíněna i D-W statistika jako elementární kritérium pro zjišťování autokorelace, jejíž uvádění není u panelových regresí, z důvodu vhodně použitých estimačních metod obvyklé (v souladu s ostatními studiemi ji v posledním období v tomto periodiku neuvádí např. Izák, 2011).<sup>17</sup>

Testovány byly vždy dva modely (neoklasický a rozšířený neoklasický) s tím, že je prezentován vždy ten, který je lépe verifikován, což je ve všech níže uvedených případech neoklasický model.<sup>18</sup>

16 Použitý ekonometrický program E-Views (7) umožňuje využít speciální metodu regresního odhadu (White cross-section method), která zajišťuje, aby byly t-statistiky a standardní chyby věrohodné, neboť jsou korigovány o heteroskedasticitu.

17 Použitý ekonometrický software E-Views (7) umožňuje využít při výpočtu kovarianční matice metodu „White period“. V tomto případě jsou výsledky odhadu směrodatných odchylek parametru a testy hypotéz korektní s ohledem na autokorelaci. V tabulce je pro informaci uvedena D-W statistika bez použití této metody.

18 Testován byl vždy nejprve model bez omezení (se zahrnutím lidského kapitálu), avšak statisticky nevýznamný t-test u proměnné lidského kapitálu ukázal ve všech případech jako nezbytné využití modelu s omezením, což potvrdil i standardní F-test lineárního omezení parametru. Kromě toho je možno využít také tzv. informační kritéria (kupř. Akaikeho informační kritérium, Schwarzovo bayesovské informační kritérium).

V následující tabulce, i ve všech dalších popsáných případech, byl realizován model s fixními efekty, např. dle doporučení Wooldridge (2009), který tento model upřednostňuje v případě makroekonomických dat a situace, že jednotkami jsou státy, což podpůrně vychází v našem případě i z Husmanova testu.<sup>19</sup>

Tabulka 2

**Vliv TQ na ekonomický růst v OECD, 1985–2007 (fixní efekty)**

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	657		
C <sub>0</sub>	205,8 (1,4)***	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	164,3 (9,9)*	+	+
POPULATION+0,05	-0,002 (-2,9)*	-	-
GDP84	0,1 (10,5)*	-	+
TQ	-6,8 (-1,5)***	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,25		
F-statistika	55,7*		
D-W statistika	0,60		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%

Při analýze zemí OECD vycházel nejspolehlivěji neoklasický model, ve kterém byly téměř ve všech případech obvyklé růstové proměnné verifikovány jako významné s očekávanými znaménky a v souladu s teorií. Pouze nebyla potvrzena hypotéza konvergence, která postuluje, že země s vyšší počáteční úrovní produktu na obyvatele dosahují nižšího tempa růstu. Zmíněné se nepotvrdilo a počáteční úroveň produktu (GDP84) má naopak pozitivní vliv.

Pokud jde o analýzu vlivu daňového zatížení, byla zkoumána nejprve celková daňová kvóta (TQ) a dále pak její jednotlivé složky, jak bylo vysvětleno v tabulce 1. Vliv celkové daňové kvóty ilustruje tabulka 2.

Z charakteristik ekonometrické analýzy plyne, že s přijatelným koeficientem determinace (25 %) vychází statisticky významný model prokazující negativní vliv celkového daňového zatížení na dlouhodobý ekonomický růst v zemích OECD ve sledovaném období, což je v souladu s teoretickými předpoklady. Koeficient statistické významnosti TQ je hraniční a možným problémem ekonometrické verifikace je autokorelace.

<sup>19</sup> Při volbě typu panelové regrese je obecně možno použít model OLS s obecnou konstantou, popř. model fixních, resp. náhodných efektů. Jaký typ modelu (metody) je reálně estimován záleží dle Wooldridge (2009) zejména na uvážení tvůrce panelu (s využitím základních principů), popř. na podpůrném použití Husmanova testu (s nulovou hypotézou, že odhadnuté koeficienty se neliší při použití modelu fixních i náhodných efektů). V příloze jsou pro země OECD jako ilustrační uvedeny také výsledky pro model OLS a model s náhodnými efekty.

Tabulka 3

Vliv dílčích složek TQ na ekonomický růst v OECD, 1985–2007(fixní efekty)

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	582		
C <sub>0</sub>	342,8 (1,9)**	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	153,2 (9,3)*	+	+
POPULATION+0,05	-0,002 (-3,4)*	-	-
GDP84	0,1 (6,8)*	-	+
1100	-15,2 (-1,9)**	-	-
1200	220,5 (10,5)*	-	+
2000	-27,6 (-4,0)*	-	-
5110	5,5.10 <sup>-8</sup> (0,03)	-	+
5120	-62,6 (-2,4)*	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,38		
F-statistika	44,9*		
D-W statistika	0,75		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%

V další tabulce 3 jsou analyzovány jednotlivé vybrané složky daňové kvóty s rozčleněním na daně z příjmů jednotlivců – [1100], daně z příjmu korporací – [1200], vliv sociálního pojištění – [2000], nepřímé daně typu DPH – [5110] a speciální (spotřební) nepřímé daně – [5120].

Z provedených regresí plyne, že existuje prokazatelný (statisticky významný) negativní vliv osobní důchodové daně a odvodů na sociální pojištění a speciální (spotřební) daně na dlouhodobý ekonomický růst. Tento vliv je, zejména v případě spotřební daně, kvantitativně velmi vysoký, což znamená, že zvyšování této daně podvazuje v OECD dlouhodobý ekonomický růst. Podobně negativní je také vliv osobní důchodové daně. Předpokládáme-li, že dominantní část spotřební daně tvoří daň z paliv a hlavní část osobní důchodové daně (týká se i sociálních odvodů) pak daň z práce, lze konstatovat, že výsledky nejsou až tak překvapivé.

V případě daně typu DPH – [5110] byl prokázán statisticky i kvantitativně zanedbatelný pozitivní vliv na ekonomický růst. Navíc pouze při drobných změnách specifikace modelu (např. při mírném zkrácení období) se tento vliv stával negativním. Tudiž nelze na základě provedené analýzy dát vlivu DPH jakoukoliv kauzální interpretaci.

Naopak bylo prokázáno kvantitativně i statisticky významné pozitivní působení zdanění korporací na dlouhodobý ekonomický růst. Ukazuje se tak, že snižování korporátního daňového zatížení v zemích OECD nejen růstu nepomáhá, ale dokonce ho podvazuje. Tento poměrně překvapivý závěr však může mít celkem jednoduché pragmatické vysvětlení související s konstrukcí a problémy daňové kvóty jako takové.

Snížení efektivního daňového zatížení korporací může vést k faktickému zvýšení daňové kvóty ve smyslu Lafferovy křivky, a tudíž ke zvýšenému ekonomickému růstu.

V další analýze byla zkoumána skupina zemí G7, u které se potvrdily obdobné výsledky jako u zemí OECD, pouze s výjimkou negativního vlivu počáteční úrovně HDP (GDP84). V zemích G7 se tak potvrdila baroovská hypotéza podmíněné konvergence.

Ve skupině původních členů Evropské unie (EU15) byly nalezeny téměř totožné výsledky jako v OECD. Prokázal se negativní vliv celkové daňové kvóty, a tudíž i daňového zatížení, na dlouhodobý ekonomický růst. Za zmínku stojí také otázka statistické verifikace. Koeficienty u jednotlivých proměnných vycházejí téměř vždy jako statisticky významné na 1% hladině významnosti, a to je ještě lepší než v případě všech zemí OECD.

Tabulka 4

**Vliv ITR na ekonomický růst v zemích EU15, 1985–2007 (fixní efekty)**

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	156		
$C_0$	1524,5 (5,5)*	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	181,2 (4,4)*	+	+
POPULATION+0,05	-0,004 (-2,8)*	-	-
GDP84	0,03 (1,2)	-	+
ITR	-6,7 (-1,9)*	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,17		
F-statistika	7,6*		
D-W statistika	0,47		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%

Vzhledem k tomu, že pro země EU15 jsou k dispozici údaje o implicitních daňových sazbách (ITR), byla provedena ekonometrická analýza také s jejich využitím. Obecně lze říci, že se potvrdil negativní vliv daňového zatížení měřeného prostřednictvím ITR, stejně jako (až na hypotézu konvergence) očekávaný vliv růstových proměnných. Oproti analýze prostřednictvím ukazatele TQ však existoval větší problém s autokorelací a koeficientem determinace (pouze 17 %).

Tabulka 5

**Vliv dílčích složek ITR na ekonomický růst v zemích EU15, 1985–2007 (fixní efekty)**

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	152		
$C_0$	1413,9 (4,5)*	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	228,2 (5,6)*	+	+
POPULATION+0,05	-0,004 (-1,6)*	-	-
GDP84	0,01 (0,2)	-	+
ITRC	-3,6 (-0,3)	-	-
ITRP	-5,0 (-0,8)	-	-
D(ITRL)	-54,5 (-1,1)***	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,21		
F-statistika	6,7*		
D-W statistika	0,54		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%

Při ekonometrické analýze jednotlivých dílčích součástí implicitní daňové sazby byly zjištěny negativní vlivy zdanění kapitálu, spotřeby i práce, avšak s problematickou statistickou významností koeficientů u jednotlivých součástí. Pouze u vlivu zdanění práce vycházela hraniční statistická významnost, a tak snad pouze zdanění práce lze dát jistou kauzální interpretaci, pokud jde o negativní vliv na dlouhodobý ekonomický růst.

Ekonometrická analýza byla provedena také pro vybranou skupinu nových členů Evropské unie, a to s vědomím výrazně kratší časové řady. Jak již bylo řečeno, byly zvoleny relativně homogenní země Visegradské čtyřky a Slovinsko.

Tabulka 6

**Vliv TQ na ekonomický růst v zemích EU5, 1991–2007 (fixní efekty)**

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	69		
$C_0$	3108,6 (4,1)*	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	62,2 (2,4)*	+	+
POPULATION+0,05	-0,005 (-0,8)	-	-
GDP84	0,04 (1,3)	-	+
TTQ	-72,0 (-4,2)*	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,33		
F-statistika	6,8*		
D-W statistika	0,41		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%

V případě celkové daňové kvóty v zemích EU5 lze potvrdit její negativní vliv. S rostoucím daňovým zatížením pak ekonomický růst na pracovníka klesá. Za zmínku stojí, že tento efekt je kvantitativně výrazně vyšší než při předchozích analýzách, a např. oproti všem zemím OECD je téměř desetinásobný. Snižování daňového zatížení v zemích EU5 má tudíž větší smysl než v zemích EU15, a zejména než ve skupině zemí OECD.

Tabulka 7

**Vliv dílčích složek TQ na ekonomický růst v zemích EU5, 1991–2007 (fixní efekty)**

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	69		
C <sub>0</sub>	482,5 (0,4)	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	51,3 (1,9)**	+	+
POPULATION+0,05	0,01 (1,2)	-	+
GDP84	0,2 (2,2)**	-	+
1100	-59,2 (-1,1)	-	-
1200	-131,6 (-1,9)*	-	-
2000	-67,8 (-1,2)	-	-
5110	108,4 (1,4)***	-	+
5120	-82,4 (-1,1)	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,43		
F-statistika	4,8*		
D-W statistika	0,56		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%

Při analýze jednotlivých dílčích složek daňové kvóty bylo zjištěno, že statisticky významné jsou daňové zatížení korporací a vliv DPH. Na rozdíl od předchozích analýz byl potvrzen negativní vliv zdanění korporací, což lze interpretovat tak, že u zemí skupiny EU5 má toto smysl snižovat mnohem více než u původních členů EU nebo OECD. Také byl prokázán statisticky významný pozitivní vliv vyššího daňového zatížení nepřímou daní – DPH. Tomu lze ale stěží dát kauzální interpretaci, protože koeficient statistické významnosti je na hraniční hodnotě a zároveň se např. po zahrnutí aproximace lidského kapitálu nebo po zkrácení období statistická významnost i kvantifikace vlivu měnila.

I ve skupině zemí EU5 byl rozebírán vliv implicitních daňových sazeb celkově i vliv jejich dílčích složek, avšak s neprůkaznými závěry. Koeficient determinace vycházel velmi nízký (okolo 5 %) a významnost koeficientů u proměnných nebyla na běžných hladinách významnosti. Za zmínku stojí pouze verifikace pozitivního vlivu daňového zatížení spotřeby, což by mohlo dokreslovat výše uvedené závěry při analýze daňové kvóty a vlivu daně typu DPH. Byla však potvrzena pouze hraniční významnost u koeficientu týkajícího se této proměnné.

## 5. Rozbor linearity zkoumané kauzality

V další části provedené analýzy byla zkoumána linearita vztahu, tedy linearita vlivu zdanění na dlouhodobý ekonomický růst. Jak bylo uvedeno v subkapitole věnované všem zemím OECD, byl prokázán statisticky významný vliv celkového zdanění měřený daňovou kvótou.

Při pozorování linearity vlivu byla zaměřena pozornost zejména na „znaménko“ u proměnné TQ, a tedy směr jejího vlivu, dále pak na koeficient determinace, popř. autokorelace, a významnost jednotlivých koeficientů u proměnných.

Tabulka 8

**Vliv TQ na ekonomický růst v zemích s vysokým zatížením, 1985–2007 (fixní efekty)**

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	115		
C <sub>0</sub>	1299,1 (0,9)	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	293,9 (11,3)*	+	+
POPULATION+0,05	-0,002 (-1,2)	-	-
GDP84	-0,06 (-0,4)	-	-
TTQ	7,6 (0,4)***	-	+
Adjusted R <sup>2</sup>	0,54		
F-statistika	33,1*		
D-W statistika	0,80		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10 %, 5 %, 1 %

Země byly seřazeny podle průměrné výše daňového zatížení (v letech 1995–2007) a byly postupně eliminovány státy s nejnižším daňovým zatížením. Závěry o negativním vlivu celkového zdanění se potvrzovaly až do stavu, kdy zůstalo v ekonometrické analýze posledních 5 států s nejvyšším daňovým zatížením (Švédsko, Dánsko, Finsko, Belgie a Francie). U těchto zemí byl naopak prokázán pozitivní vliv zdanění na dlouhodobý ekonomický růst (viz tabulka 10), což by mohlo být v souladu s hypotézou, že u těchto zemí má vyšší přerozdělování pozitivní vliv např. na účelnost vynaložení veřejných výdajů. Také zde může platit opačná kauzalita, tedy od ekonomického růstu, popř. HDP na obyvatele (životní úroveň) ke zdanění. Pokud byly vyřazovány postupně také další země, pozitivní vliv zdanění se nadále kvantitativně zvyšoval, stejně jako se zlepšovaly ekonometrické a statistické testy.

Následně byly postupně eliminovány země s vysokým zdaněním a bylo zjišťováno, zda se závislost, co do pozitivnosti či negativnosti, neměnila u států s nízkým daňovým zatížením. Nebyly však prokázány žádné statisticky významné odlišnosti u celkového vzorku zemí, pouze s výhradou, že u posledních „nizkodaňových“ zemí (USA, Japonsko, Turecko, Korea a Mexiko) existovala také pozitivní korelace mezi velikostí zdanění a ekonomickým růstem.

## Závěr

Cílem této stati bylo zhodnotit efekty zdanění ve vztahu k dlouhodobému ekonomickému růstu, a to na základě nejen souhrnného ukazatele daňové kvóty, ale zejména ukazatelů popisujících vliv jednotlivých daní. V analýze bylo rozebráno také působení implicitních daňových sazeb.

U vzorku všech zemí OECD byl prokázán statisticky i ekonometricky významný negativní vliv zdanění, měřený daňovou kvótou, na ekonomický růst. Při rozboru jednotlivých dílčích daní byl prokázán významný negativní vliv osobní důchodové daně, sociálních odvodů a speciální spotřební daně. V případě korporátní důchodové daně se prokázal poněkud překvapivě pozitivní vliv, a to kvantitativně velmi významný. Uvedený závěr, byť je v principu v rozporu s ekonomickou teorií, nemusí být zase až tak nevysvětlitelný. Pravděpodobně to souvisí s konstrukcí daňové kvóty a s tím, že je tato de facto indikátorem podílu daňových výnosů na HDP. Provedené analýzy v oblasti daňového zatížení korporací pravděpodobně nesignalizují pozitivnost jejich zdaňování ve vztahu k ekonomické výkonnosti, ale spíše velkou závislost daňového výnosu na velikosti daňového zatížení.

Je také třeba zmínit velkou nejednoznačnost při zkoumání vlivu daně typu DPH. Byť byl prokázán dokonce pozitivní vliv vyšší DPH na ekonomický růst, byl kvantitativně mizivý, statisticky nevýznamný a i při velmi malé změně specifikace modelu se závěry měnily, stejně jako směr působení.

Z výše uvedeného vyplývá pro ekonomiky OECD (1) doporučení snižovat daňové zatížení měřené daňovou kvótou, a zejména se soustředit na (2) snížení spotřebních daní, jejichž vliv je kvantitativně vysoký, a (3) snížení odvodů na sociální zabezpečení. Nezanedbatelný je také vliv osobní důchodové daně. Zmíněná doporučení by se ale dala napadnout z jednoho klíčového důvodu. Využití daňové kvóty k měření daňového zatížení může být problémové, protože bezesporu např. negativní vliv spotřebních daní může být způsoben nízkou cenovou elasticitou zdaňovaných komodit, a tudíž jistějším výnosem a presumovaným negativním efektem na dlouhodobý ekonomický růst. Naopak pozitivní vliv korporátní daně může být způsoben právě snadností daňového úniku u daně z příjmu korporací.

V případě rozboru zemí dalších dílčích skupin se potvrdila většina závěrů, které platily pro země OECD. Níže budou popsány pouze odlišnosti. Ve skupině zemí G7 se potvrdil statisticky významný pozitivní vliv osobní důchodové daně, což může také znamenat vyšší úroveň daňového inkasa. Dále byl v G7 prokázán kvantitativně mnohem menší vliv odvodů na sociální zabezpečení a naopak výrazně vyšší negativní vliv speciální spotřební daně.

V zemích EU15 má celková daňová kvóta mnohem více negativní vliv než v OECD. Lze to interpretovat tak, že v těchto zemích má snižování daňového zatížení větší efekt. Markantní je také negativní působení sociálních odvodů a speciální spotřební daně. Při zkoumání implicitních daňových sazeb v EU15 se prokázal jako statisticky významný pouze vliv zdanění práce.

V zemích EU5 má celková daňová kvóta vůbec největší negativní vliv na dlouhodobý ekonomický růst. Zároveň se v nich prokázalo také negativní působení zdanění korporací.

Uvedené analýzy z dílčích zemí pak modifikují závěry pro skupinu OECD v tom smyslu, že (4) se doporučuje snižovat celkové daňové zatížení zejména pro země EU15 a EU5. Dále je vhodné především (5) v zemích EU5 snižovat daňové zatížení korporací, které má na dlouhodobý ekonomický růst kvantitativně podstatný vliv.

Zmíněné závěry je ale možno podrobit kritice v několika pohledech. Pochybnosti lze mít o věrohodnosti daňové kvóty i implicitních daňových sazeb ve smyslu jejich rozumné (či nerozumné) aproximace efektivního daňového zatížení. Dále je nutno postupovat velmi obezřetně při daňové komparaci a mít na zřeteli také využití konkrétních daní. Je zřejmé, že budou-li některé nedistorzní daně financovat vysoce produktivní veřejné výdaje (např. do infrastruktury), může být tento typ zdanění z prorůstového hlediska přínosný. V neposlední řadě je žádoucí komparovat nejen daňové zatížení a daňovou strukturu v jednotlivých zemích, ale celý fiskální systém. Srovnáme-li např. USA a ostatní členy OECD či evropské země v otázce výše daňového zatížení (měřeno daňovou kvótou), lze se na první pohled domnívat, že v USA je výrazně nižší daňové břemeno. Připočteme-li ale poměr soukromých zdravotních výdajů na HDP k daňové kvótě, zjistíme, že v USA vzrostlo virtuální daňové zatížení o cca 9%, zatímco v OECD průměrně o necelé 2%. Vzhledem k tomu, že zdravotní péče je realizován v USA (na rozdíl od ostatních členů OECD) poměrně výrazně přes kanál soukromý, je efektivní zdanění sice nižší, ale virtuálně je srovnatelné s průměrem OECD. Dalším sporným bodem může být např. to, že v USA je sociální politika prováděna zejména prostřednictvím negativních daní, zatímco v Evropě spíše transferovými platbami.

## Příloha

### Vliv TQ na ekonomický růst v OECD, 1985–2007 (OLS)

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	657		
$C_0$	198,6 (2,6)*	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	171,3 10,9)*	+	+
POPULATION+0,05	0,1 (4,6)*	-	+
GDP84	0,13 (11,2)*	-	+
TQ	-4,7 (-2,5)**	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,18		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10 %, 5 %, 1 %

## Vliv TQ na ekonomický růst v OECD, 1985–2007 (náhodné efekty)

Statistická verifikace		Ekonomická verifikace	
Počet pozorování	657		
C <sub>0</sub>	204,3 (1,3)**	teorie	empirie
D(RINVESTMENT)	160,3 (1,2)*	+	+
POPULATION+0,05	-0,03 (-1,1)*	-	-
GDP84	0,2 (10,1)*	-	+
TQ	-6,1 (-1,6)***	-	-
Adjusted R <sup>2</sup>	0,15		

Pramen: vlastní výpočty

Pozn. v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu; \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10 %, 5 %, 1 %

## 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.
- ASEA, P.; MENDOZA, E. G.; MILESI-FERRETTI, G. M. 1997. On the Ineffectiveness of Tax Policy in Altering Long-Run Growth: Harberger's Superneutrality Conjecture. *Journal of Public Economics*. 1997, Vol. 66, pp. 99-126.
- ASHAN, S. M. 1990. Risk-Taking, Savings, and Taxation: A Reexamination of Theory and Policy. *Canadian Journal of Economics*. 1990, Vol. 23, No. 2, pp. 408-433.
- ASCHAUER, D. A. 1989. Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics*. 1989, Vol. 23, pp. 177-200.
- AUERBACH, A. 1979a. Share Valuation and Corporate Equity Policy. *Journal of Public Economics*. 1979, Vol. 11, pp. 291-305.
- AUERBACH, A. 1979b. Wealth Maximization and the Cost of Capital. *Quarterly Journal of Economics*. 1979, Vol. 93, pp. 433-446.
- AUERBACH, A.; HASSETT, K. A. A. 2002. New Measure of Horizontal Equity. *American Economic Review*. 2002, Vol. 92, pp. 1116-1125.
- BARRO, R. J. 1988. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth [Working Paper No. 2588]. National Bureau of Economic Research, Inc, 1988.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. 1995. *Economic Growth*. New York: McGraw Hill, 1995. 539 s. ISBN 978-0070036970.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. 1995. Technological Diffusion, Convergence, and Growth. *Journal of Economic Growth*. 1995, Vol. 2, pp. 1-27.
- 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.
- BLANKENAU, W. 2005. Public Schooling, College Subsidies and Growth. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 2005, Vol. 29, pp. 487-507.
- BOSKIN, M. J.; GALE, W. G. 1986. New results on the Effects of Tax Policy on the International Location of Investment [Working Paper No. 1862]. National Bureau of Economic Research, Inc., 1986.
- 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.
- BRADFORD, D. F. 1981. The Incidence and Allocation Effects of a Tax on Corporate Distributions. *Journal of Public Economics*. 1981, Vol. 15, pp. 1-22.

- BUETTNER, T.; RUF, M. 2007. Tax Incentives and the Location of FDI: Evidence from a Panel of German Multinationals. *International Tax and Public Finance*. 2007, Vol. 14, pp. 151-164.
- 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.
- CAPOLUPO, R. 2000. Output Taxation, Human Capital and Growth. *Manchester School*. 2000, Vol. 68, pp. 166-183.
- DAVERI, F.; TABELLINI, G. 1997. Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries [Working Paper No. 122]. Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research. 1997.
- DAVIES, J. B.; ZENG, J.; ZHANG, J. 2009. Time-Consistent Taxation in a Dynastic Family Model with Human and Physical Capital and a Balanced Government Budget. *Canadian Journal of Economics*. 2009, Vol. 42, No. 3, pp. 1023-1049.
- DESAI, M. A.; GOOLSBEE, A. D. 2004. Investment, Fiscal Policy, and Capital Overhang. *Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program*. 2004, Vol. 35, pp. 285-355.
- DOMAR, E. 1946. Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment, *Econometrica*. 1946, Vol. 14, pp. 137-147.
- 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.
- GREENE, W. H. 2003. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall, 2003. ISBN 978-0130661890.
- GUJARATI, D. N. 2003. *Basic Econometrics*. New York: McGraw Hill, 2003. ISBN 978-0072335422.
- HARROD R. 1939. An Essay in Dynamic Theory, *Economic Journal*. 1939, Vol. 49, pp. 14-33.
- HARTMAN, D. G. 1984. Tax Policy and Foreign Direct Investment in the United States [Working Paper No. 967]. National Bureau of Economic Research, Inc. 1984.
- HENDRICKS, L. 2001. How Do Taxes Affect Human Capital? The Role of Intergenerational Mobility. *Review of Economic Dynamics*. 2001, Vol. 4, No. 3, pp. 695-735.
- HENDRICKS, L. 2004. Taxation and Human Capital Accumulation. *Macroeconomic Dynamics*. 2004, Vol. 8, No. 3, pp. 310-334.
- 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, 2006.
- HUŠEK, R. 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- 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 (empirická analýza). *Politická ekonomie*, 2011, Vol. 59, No. 2, pp. 147-163.
- JACOBS, B. 2007. Optimal Tax and Education Policies and Investments in Human Capital. In HARTOG, J; van den BRING, H. M. (eds.). *Human Capital: Theory and Evidence*. Cambridge: Cambridge University Press. 2007, s. 212-231, ISBN 978-0521873161.
- JACOBS, B.; BOVENBERG, A. L. 2005. Human Capital and Optimal Positive Taxation of Capital Income. CEPR Discussion Paper Series 5047. C.E.P.R. Discussion Papers, 2005.
- 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.
- JONES, L. E.; MANUELLI, R. E.; ROSSI, P. E. 1997. On the Optimal Taxation of Capital Income. *Journal of Economic Theory*. 1997, Vol. 73, No. 1, pp. 93-117.
- KAHN, R. F. 1959. Exercises in the Analysis of Growth, *Oxford Economic Papers*. 1959, Vol. 11, pp. 143-156.
- KALDOR, M.; MIRRLEES, J. A. 1962. A New Model of Economic Growth. *Review of Economic Studies*. 1962, Vol. 29, No. 2, pp. 174-192.
- KENNEDY, P. 2003. *A Guide to Econometrics*. Cambridge: The MIT Press. 2003. ISBN 978-0262611831.
- KEUSCHNIGG, C. 2009. The Role of Corporate Taxation in a Large Welfare State [Working Paper No. 2009-23]. University of St. Gallen Department of Economics. 2009.

- KING, M. 1977. *Public Policy and the Corporation*. London: Chapman and Hall, 1977. ISBN 978-0412153303.
- KING, R. G.; REBELO, S. 1990. Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications. *Journal of Political Economy*. 1990, Vol. 98, pp. 126-151.
- 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. 2008. Gnoseologické přístupy k daňové reformě v ČR. *Politická ekonomie*, 2008, Vol. 56, No. 4, pp. 505-519.
- LANASPA, L.; PUEYO, F.; SANZ, F. 2005. Foreign Direct Investment, Industrial Location and Capital Taxation. *The Annals of Regional Science*. 2005, Vol. 42, pp. 413-423.
- 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.
- LIN, S. 2001. Taxation, Human Capital Accumulation and Economic Growth. *Japanese Economic Review*. 2001, Vol. 52, No. 2, pp. 185-197.
- 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, G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. 1992. A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*. 1992, Vol. 107, pp. 407-437.
- MCLURE, C. 1977. *Must Corporate Income Be Taxed Twice?* Washington: Brookings Institution, 1977.
- MENDOZA, E.; MILESI-FERRETTI, E.; ASEA, P. 1997. On the Effectiveness of Tax Policy in Altering Long-Run Growth: Harberge's Superneutrality Conjecture. *Journal of Public Economics*. 1997, Vol. 66, pp. 99-126.
- MILLER, M.; MODIGLIANI, F. 1961. Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares. *Journal of Business*. 1961, Vol. 34, pp. 411-33.
- MILLER, M.; SCHOLLES, M. 1978. Dividends and Taxes. *Journal of Financial Economics*. 1978, Vol. 6, pp. 333-364.
- MILLER, M.; SCHOLLES, M. 1982. Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence. *Journal of Political Economy*. 1982, Vol. 90, pp. 1119-1141.
- MOOIJ, R. A.; EDERVEEN, S. 2003. Taxation and Foreign Direct Investment: A Synthesis of Empirical Research. *International Tax and Public Finance*. 2003, Vol. 10, pp. 673-693.
- MUTTI, J.; GRUBERT, H. 2004. Empirical Asymmetries in Foreign Direct Investment and Taxation. *Journal of International Economics*. 2004, Vol. 62, pp. 337-358.
- 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.
- OECD Factbook 2009 [online]. [cit. 2010-12-15]. <http://titania.sourceoecd.org/vl=4335781/cl=22/nw=1/rpsv/factbook>.
- OECD. StatExtracts [online]. [cit. 2010-12-8]. <http://stats.oecd.org/index.aspx?r=644819>.
- Penn World Table – databáze 1950–2007 [online]. [cit. 2010-12-9]. [http://pwt.econ.upenn.edu/php\\_site/pwt\\_index.php](http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php).
- POTERBA, J. M.; SUMMERS, L. H. 1985. The Economic Effects of Dividend Taxation. *Recent Advances in Corporate Finance*. 1985, pp. 227-284.
- REINHORN, L. J. 2009. Dynamic Optimal Taxation with Human Capital. *B. E. Journal of Macroeconomics*. 2009, Vol. 9, No. 1.
- ROMER, P. M. 1986. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*. 1986, Vol. 94, No. 5, pp. 1002-37.
- 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 Divident Taxation on Investment Decisions. *Macroeconomic Dynamics*. 2009, pp. 1-11.

- SIMMONS, R. S. 2003. An Empirical Study of the Impact of Corporate Taxation on the Global Allocation of Foreign Direct Investment: a Broad Tax Attractiveness Index Approach. *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation*. 2003, Vol. 12, pp. 105-120.
- SLEMROD, J. 1990. Tax Effects on Foreign Direct Investment in the U.S.: Evidence from a Cross-Country Comparison. In *Taxation in the Global Economy*. National Bureau of Economic Research, Inc. 1990.
- SUMMERS, R.; HESTON, A. 1991. The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988. *The Quarterly Journal of Economics*. 1991, Vol. 106, No. 2, pp. 327-68.
- SWENSON, D. L. 1994. The Impact of U.S. Tax Reform on Foreign Direct Investment in the United States. *Journal of Public Economics*. 1994, Vol. 54, pp. 243-266.
- ŠIROKÝ, J. a kol. 2008. *Daňové teorie s praktickou aplikací*. Praha: C. H. Beck, 2008. 392 s.
- Taxation Trends in the European Union: 2009 edition [online]. [cit. 2010-12-7]. [http://ec.europa.eu/taxation\\_customs/taxation/gen\\_info/economic\\_analysis/tax\\_structures/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/taxation_customs/taxation/gen_info/economic_analysis/tax_structures/index_en.htm).
- TREMBLAY, J. F. 2010. Taxation and skills investment in frictional labour markets. *International Tax and Public Finance*. 2010, Vol. 17, pp. 52-66.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2009. *Introductory Econometric: A Modern Approach*. Mason : South-Western Cengage Learning, 2009. ISBN 978-0-324-66054-8.
- ZODROW, G. R. 1995. Taxation, Uncertainty and the Choice of a Consumption Tax Base. *Journal of Public Economics*, Vol. 58, pp. 257-265.

## TAXATION INFLUENCE ON THE ECONOMIC GROWTH

Igor Kotlán, Zuzana Machová, Lenka Janíčková, VŠB – Technical University of Ostrava, Faculty of Economics, Department of Economic Policy, Sokolská tř. 33, CZ – 701 21 Ostrava (igor.kotlan@vsb.cz, zuzana.machova@vsb.cz, lenka.janickova@vsb.cz)

### Abstract

The aim of the paper is a verification of particular channels that taxation can influence economic growth by. It concerns an influence by capital accumulation and investments, technological development and human capital accumulation. The effects of total tax burden as well as of particular taxes are analyzed. Tax burden is approximated by tax quota and, in certain cases, by implicit tax rate. There is a method of Panel Data Estimation used, especially in the case of OECD countries sample, and all the common econometric tests are performed. The recommendations for economic policy makers are formulated on the basis of the analysis. Above all, they include the suggestion of overall tax quota reduction, especially the reduction of excise taxes and social security contributions. Concerning new member countries of European Union, there is a recommendation of further elimination of tax burden of corporations.

### Keywords

taxation, tax quota, implicit tax rates, economic growth, panel data estimation

### JEL Classification

K31, K10, H20, C50