

Vplyv jednotlivých typov daní na ekonomický rast v krajinách OECD: dynamická panelová regresia¹

Rudolf MACEK*

The Impact of Individual Types of Taxes on Economic Growth in OECD Countries: Dynamic Panel Regression

Abstract

The aim of the article is to verify the relationship among individual types of taxes and economic growth in OECD countries by dynamic panel regression with utilizing more ways of taxation approximation. Traditional tax quota and alternative World Tax Index were used as main approximators of taxation. It is evident from the results of both analyses that labour taxation (personal income taxes and social security contributions) is the most harmful for economic growth. Corporate taxation, value added tax and other consumption taxes negatively influence economic growth. The impact of property taxes is positive which is caused by an increasing ratio of property taxes in the total tax mix of OECD countries.

Keywords: *taxation, economic growth, tax quota, World Tax Index, dynamic model*

JEL Classification: E20, H20, O47

Úvod

Krízou verejných financií sú v súčasnosti postihnuté takmer všetky krajiny OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*) a hospodárskopolitické authority sa snažia optimálne sa vyrovnat' s dôsledkami krízy tak, aby sa jednak dodržiavali stanovené pravidlá ohľadom rozpočtových deficitov,

* Rudolf MACEK, Vysoká škola báňská, Technická univerzita Ostrava, Ekonomická fakulta, Katedra národohospodárska, Sokolská třída 33 701 21 Ostrava, Česká republika; e-mail: rudolf.macek@vsb.cz

¹ Tento článok vznikol za finanční podpory Študentskej grantovej súťaže EkF, VŠB-TU Ostrava v rámci projektu SP2015/110 *Vplyv fiškálneho deficitu na ekonomický rast a možnosti jeho optimálneho znížovania v ČR*.

a zároveň aby došlo k čo najrýchlejšiemu oživeniu hospodárskeho rastu. Práve preto sa optimálne využitie daňových nástrojov v súvislosti s ich vplyvom na ekonomický rast javí ako relevantná oblasť výskumu.

Cieľom nášho článku je verifikovať vzťah medzi jednotlivými typmi daní a ekonomickým rastom v krajinách OECD prostredníctvom dynamickej panelovej regresie pri využití viacerých spôsobov aproximácie miery zdanenia. Ako aproximátor miery zdanenia nebudeme využívať len tradičnú daňovú kvótu, ale aj alternatívny World Tax Index (WTI), kombinujúci mäkké a tvrdé dáta.

Integrácia zdanenia do rastových modelov a súhrny prehľad empirickej literatúry

Kotlán a Machová (2014) uvádzajú, že v rámci integrácie zdanenia do rastových modelov je potrebné uvažovať dva základné prístupy. Prvý predstavuje tzv. prístup *sociálneho plánovača* a druhý je prístup z pohľadu *ekonomických agentov*. Sociálny plánovač je nositeľom rozhodnutí, ktorý sleduje ekonomiku ako celok takpovediac „zhora“ a jeho základným cieľom je dosiahnuť čo najlepší výsledok pre celú ekonomiku, resp. snaží sa o maximalizáciu funkcie spoločenského blahobytu. Nevýhodou tohto prístupu je, že pracuje výhradne s daňami, ktoré vyplývajú z ich funkčnej klasifikácie, a nepracuje s bežne implementovanými typmi daní v daňových systémoch.² Oproti tomu prístup z pohľadu ekonomických agentov pracuje s rozdielnym správaním jednotlivých ekonomických subjektov. To znamená, že napríklad firmy sa usilujú o maximalizáciu svojho zisku, domácnosti sa snažia o maximalizáciu úžitku a pod. Tento prístup vo svojich prácach využívajú napr. Barro (1990), Barro a Sala-i-Martin (2004) či Kotlán a Machová (2013).

Treba si uvedomiť, že v stálom stave rastie ekonomika rovnakým tempom ako súkromná spotreba či akumulácia fyzického a ľudského kapitálu. Barro (1990) tvrdí, že nárast spotreby je determinovaný snahou o maximalizáciu celkového úžitku ekonomických subjektov U , ktorý závisí predovšetkým od časovej preferencie jedinca vo vzťahu k spotrebe. Pri predpoklade nekonečného časového intervalu rozhodovania v rámci celkového úžitku platí:

$$U = \int_0^{\infty} u(C) e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

kde

C – spotreba na obyvateľa,

ρ – konštantná miera časovej preferencie ($\rho > 0$).

² Z tohto dôvodu môže byť tento prístup značne skreslený, a preto jeho matematické odvodenie v článku neuvádzame. Pre konkrétne informácie a matematickú formuláciu prístupu sociálneho plánovača pozri Kotlán a Machová (2014).

Populácia, ktorá korešponduje s počtom pracovníkov a spotrebiteľov, je konštantná, pričom za predpokladu existencie konštantnej medzičasovej substitúcie v spotrebe ($1/\theta$) je možné úžitkovú funkciu ekonomických agentov u vyjadriť ako

$$u = (C^{1-\theta} - 1) / (1 - \theta) \quad (2)$$

kde

$\theta > 0$, takže marginálny úžitok má konštantnú elasticitu $-\theta$.

Následne je možné zaviesť podmienku rozpočtového obmedzenia domácnosti vyjadrenú ako (pozri Kotlán a Machová, 2014):

$$a = (1 - \tau_w)wl + (1 - \tau_a)ra - (1 + \tau_c)c - a + tr \quad (3)$$

kde

a, w, l, c, tr – veľkosť aktív, miezd, pracovníkov, spotreby a transferových platieb na obyvateľa;

r – veľkosť čistého medzného výnosu z fyzického kapitálu;

a τ_w, τ_a, τ_c – miery zdanenia práce, majetku a spotreby.

Toto rozpočtové obmedzenie zároveň predstavuje hlavnú obmedzujúcu podmienku optimalizácie správania domácnosti, pričom domácnosti sa rozhodujú na základe pomeru medzi spotrebou (prácou) a voľným časom. Tento pomer závisí od čistej medznej miery výnosu po zdanení r , a tak optimalizačnú funkciu spotrebiteľa J možno vyjadriť ako

$$J = u(C)e^{-\rho t} + \mu[(1 - \tau_w)wl + (1 - \tau_a)ra - (1 + \tau_c)c - a + tr] \quad (4)$$

Riešenie tejto optimalizačnej funkcie vychádza z polozenia jej prvej derivácie podľa kontrolných premenných (c, a) rovných nule:

$$e^{-\rho t} c^{-\theta} = \mu(1 + \tau_c) \quad (5)$$

$$-\mu = \mu(1 - \tau_a)r \quad (6)$$

Na základe riešenia optimalizačnej funkcie, t. j. vzťahov 5 a 6 je možné vyjadriť mieru rastu spotreby, a na základe uvedeného teda aj mieru rastu ekonomiky v prípade nekonštantného zdanenia spotreby τ_c ako

$$\gamma = (1 - \theta) \left[(1 - \tau_a)r - \tau_c / (1 - \tau_c) - \rho \right] \quad (7)$$

resp. v prípade konštantného zdanenia spotreby τ_c ako

$$\gamma = (1 - \theta) \left[(1 - \tau_a)r - \rho \right] \quad (8)$$

Po vyjadrení miery rastu spotreby, resp. ekonomiky je možné upriamiť pozornosť na sektor firiem, ktoré sa vo všeobecnosti snažia o maximalizáciu zisku pred zdanením. Za predpokladu, že výstup na jedného pracovníka je daný funkciou 3.2, funkciu zisku π možno určiť ako

$$\pi = f(k) - w(r + \delta)k \quad (9)$$

V prípade maximalizácie zisku firiem platí, že $r = f'(k) - \delta$, avšak je nutné uvažovať zisk po zdanení, a preto platí vzťah

$$r = (1 - \tau_f) [f'(k) - \delta] \quad (10)$$

pričom τ_f predstavuje sadzbu dane zo zisku.

Po určení podmienok maximalizácie úžitkových funkcií domácnosti a firiem, môžeme z výrazov 7 a 10 vyjadriť mieru rastu ekonomiky vzťahom

$$\gamma = (1 - \theta) \left\{ (1 - \tau_a) (1 - \tau_f) [f'(k) - \delta] - \tau_c / (1 - \tau_c) - \rho \right\} \quad (11)$$

Výsledná rovnica (11) obsahuje, a zároveň aj implikuje efekt na ekonomický rast pri takmer všetkých typoch daní využívaných v daňových systémoch vyspelých krajín. Avšak nezahŕňa vplyv konštantnej sadzby dane zo spotreby, ani osobné dôchodkové dane. Preto je nevyhnutné uskutočniť modifikáciu rovnice (11), pričom tá vychádza z prístupu Kotlána a Machovej (2014). Jej úlohou je upraviť vysvetlený prístup tak, aby výsledný model implikoval vplyv všetkých relevantných daní. Podstata modifikácie spočíva v podrobnejšej analýze správania firiem, pričom práve v sektore firiem sa všetky premenné vzťahujú na efektívnu prácu $\hat{L} = Le^{xt}$, kde x predstavuje tempo rastu technologického pokroku. Potom platí, že $\hat{k} = K / \hat{L}$ a $\hat{c} = C / \hat{L}$.

Ak je produkčná funkcia vyjadrená v tvare $Y = f(K, \hat{L})$, zisk po zdanení π možno určiť ako

$$\hat{\pi} = \hat{L} \left\{ (1 - \tau_\pi) [f(\hat{k}) - we^{-xt} - \delta \hat{k}] - r \hat{k} \right\} \quad (12)$$

kde

τ_π – miera zdanenia zisku.

Pri zderivovaní funkcie 3.17 rovno 0 platí, že:

$$f'(\hat{k}) = r / (1 - \tau_\pi) + \delta \quad (13)$$

$$w = [f(\hat{k}) - f'(\hat{k})\hat{k}]e^{xt} \quad (14)$$

V prípade existencie podmienok vyčisťujúcich trh aktív dochádza k tomu, že $a = k$, resp. $\hat{a} = \hat{k}$, $\dot{a} = \dot{k}$ a ekonomika rastie rovnakým tempom ako akumulácia fyzického kapitálu. Práve preto je možné z rovníc 13 a 14 vyjadriť mieru ekonomického rastu ako

$$\gamma = \frac{\dot{k}}{k} = (1 - \tau_\pi) \left[\frac{f(\hat{k})}{\hat{k}} - f'(\hat{k}) \right] + (1 - \tau_\alpha) \left[f'(\hat{k})(1 - \tau_\pi) - \delta \right] - (1 - \tau_c) \frac{\dot{c}}{k} + \frac{\dot{tr}}{k} - x - \frac{\dot{l}}{l} \quad (15)$$

Uvedená rovnica 15 obsahuje všetky relevantné dane a zachytáva ich vplyv na ekonomický rast. Je teda zrejmé, že zdanenie korporácií, majetkové dane, osobné dôchodkové dane a spotrebné dane by mali negatívne ovplyvňovať ekonomický rast. Následne je možné prejsť k súhrnnému prehľadu empirickej literatúry.

Úvodom si treba uvedomiť, že zdanenie determinuje dlhodobý ekonomický rast prostredníctvom jeho vplyvu na vybrané rastové premenné (Macek, 2014). Preto ide buď o líniu analýzy vplyvu zdanenia na mieru úspor, investícií a kapitálovej akumulácie, alebo o líniu jeho vplyvu na akumuláciu ľudského kapitálu v ekonomikách v stálom stave.

Prvým typom zdanenia determinujúcim kapitálovú akumuláciu je *zdanenie korporácií*. King a Rebelo (1990) konštatujú, že rozdielna vládna politika môže generovať výrazne diferencie medzi ekonomickým rastom v rámci jednotlivých krajín, pričom podstata tohto tvrdenia spočíva v existencii zdanenia znižujúceho návratnosť kapitálu či podnety k investovaniu. Buettner a Ruf (2005) tvrdia, že zdanenie korporácií predstavuje významný faktor ovplyvňujúci rozhodovanie zahraničných investorov o umiestnení a rozsahu priamych zahraničných investícií (PZI). Túto skutočnosť empiricky dokázali Quéré et al. (2005), pričom ďalej tvrdia, že samotný rast korporátneho zdanenia spôsobuje odlev PZI.

V prípade výraznejšieho nárastu miery zdanenia korporácií potenciálny investor nehodnotí ostatné charakteristiky domácej ekonomiky,³ pretože už samotné vysoké daňové zaťaženie investora odrádza (Adina, 2009). Avšak samotná miera korporátneho zdanenia determinuje aj kvalitatívny aspekt štruktúry PZI, tzn. skutočnosť, či ide o investície do vedy a výskumu, alebo investície do výroby (Becker a Fuest, 2007). Lanaspá, Pueyo a Sanz (2008) zároveň považujú sadzby dane z kapitálových príjmov za základnú možnosť vlád ovplyvňovať prílev kapitálu, a preto krajiny s nižšou mierou zdanenia korporácií sú čistými

³ Medzi „ostatné“ charakteristiky domácej ekonomiky je možné zaradiť napr. infraštruktúru, lokalitu štátu, kvalifikáciu pracovnej sily, politickú stabilitu a pod.

príjemcami PZI.⁴ Pri hodnotení vplyvu zdanenia korporácií sa javí ako vhodné v krátkosti predstaviť problematiku národných odlišností pri určovaní základu korporátnej dane. Nedostatok spoločných korporátnych pravidiel pri interakcii národných daňových systémov spravidla veľmi často vedie k existencii nadmerného, resp. dvojitého zdanenia. Táto skutočnosť je vnímaná predovšetkým v rámci Európskej únie (EÚ), kde predstavuje základnú prekážku investičnej akumulácie. Práve preto spoločný konsolidovaný korporatívny daňový základ (CCCTB) predstavuje významnú iniciatívu na ceste k odstráneniu prekážok konkurencie jednotného trhu. Konkrétne legislatívne návrhy a detaily ohľadom CCCTB mali byť spracované do konca roku 2008. V rámci všetkých diskutovaných variantov malo v podstate ísť o stanovenie spoločných pravidiel pre výpočet daňového základu, pričom jednotlivé členské štáty by si ponechali fiškálnu suverenitu v stanovovaní korporátnej daňovej sadzby. Do dnešného dňa CCCTB nebol jednomyselne prijatý členskými štátmi EÚ, pričom diskusie ohľadom nutnosti jeho zavedenia sa zintenzívnili v súvislosti s dôsledkami dlhovej krízy. V súčasnosti však ide nielen o aplikáciu CCCTB, ale aj o vytvorenie fiškálnej únie v rámci krajín eurozóny (viac informácií pozri v Macek et al., 2015).

Intenzitu investičnej aktivity podnikateľských subjektov možno zároveň hodnotiť aj pomocou *zdanenia dividend*. V súčasnosti existujú dva základné pohľady na problematiku efektov zdanenia dividend na investičné rozhodovanie firiem. V rámci prvého, tradičného prístupu sa za medzný zdroj investovania považuje *nový vlastný kapitál*, pričom výnosy z tejto investície sa využívajú na výplatu dividend. Pokles zdanenia dividend preto vedie k nárastu zisku pred zdanením, a v dôsledku toho aj k zníženiu investícií. Druhý, nový prístup, považuje za medzný zdroj investovania *nerozdelený zisk*. Z dôvodu zahrnutia dane z budúcich výnosov do dividend nebude mať zdanenie dividend vplyv na investičnú aktivitu, resp. akcionári sú indiferentní medzi súčasnou a budúcou platbou daní (Kotlán, Machová a Janíčková, 2011).

Investičné rozhodnutia podnikateľov sú ovplyvnené aj daňou z práce. Alesina et al. (1999) uvádzajú, že hlavným dôvodom tejto skutočnosti je fakt, že nárast sadzby dane z práce vedie k snahe zamestnancov o navýšenie mzdy pred zdanením. Týmto spôsobom sa vytvára tlak na pokles ziskov podnikov, a následne aj investícií. Overesch a Voeller (2010) konštatujú, že vysoké zdanenie práce odrádza firmy od lokalizácie ich investície, a zároveň vplýva aj na štruktúru kapitálovej akumulácie. Individuálne dôchodkové dane vplývajú v rámci kapitálovej akumulácie okrem už uvedeného aj na tvorbu úspor, a to dokonca dvakrát. Prvýkrát znižujú dôchodok, čím sa redukovujú zamýšľané úspory, a druhý raz

⁴ Loretz (2008) konštatuje, že v súčasnosti práve táto skutočnosť neustále zvyšuje význam daňovej konkurencie (nielen) v oblasti korporátneho zdanenia.

prostredníctvom zníženia výnosu z úspor (Brett a Weymark, 2008). Leibfritz, Thornton a Bibbee (1997) považujú úspory za jeden z nevyhnutných faktorov dlhodobého ekonomického rastu,⁵ a zároveň aj za kľúčové obmedzenie tvorby investícií. Na základe toho je zrejmé, že zdanenie práce jednoznačne determinuje kapitálovú akumuláciu. Práve preto je dôležité zamerať sa na motivačné nástroje tvorby úspor, avšak pri existencii podmienky, že daňové stimuly a úľavy musia zvyšovať súkromné úspory vo väčšej miere, ako znižujú daňové príjmy vládneho sektora (Engen, Gale a Scholz, 1994).

V rámci endogénnych modelov rastu je potrebné hodnotiť vplyv zdanenia na akumuláciu ľudského kapitálu. Lin (2001) potvrdzuje, že medzi ekonomickým rastom a zdanením môže existovať pozitívna závislosť, pokiaľ sa príjmy z daní použijú výhradne na akumuláciu ľudského kapitálu. Avšak ľudský kapitál sa vyznačuje rizikovosťou a nízkou likviditou (Grochulski a Piskorski, 2007), a práve preto finančné inštitúcie poskytujú peňažné prostriedky na investície do ľudského kapitálu len vo veľmi malej miere.

Empirická analýza vplyvu zdanenia na ekonomický rast (dynamická panelová regresia): dáta, zdroje, metodológia, výsledky

V našom článku sme si dali za úlohu verifikovať vzťah medzi jednotlivými typmi daní a ekonomickým rastom v krajinách OECD prostredníctvom dynamickej panelovej regresie pri využití viacerých spôsobov aproximácie miery zdanenia. V súlade s prístupom Barra a Sala-i-Martina (2004) budeme analyzovať homogénnu skupinu krajín, v rámci ktorej ide o ekonomiky s podobnými produkčnými funkciami, inštitucionálnymi parametrami a pod. Tento prístup dodržiavame aj v rámci analýzy uskutočnenej v tomto článku, kde za základné kritérium homogenosti považujeme členstvo štátov v OECD, obdobne ako Barro a Sala-i-Martin (1995) alebo Kotlán, Machová a Janíčková (2011). Zároveň je zrejmé, že OECD možno chápať ako divergentné zoskupenie krajín. No v prípade členských štátov EÚ môže problém predstavovať obmedzený počet pozorovaní, alebo aj fakt, že daňové systémy v Európskej únii sú harmonizované, resp. koordinované do určitej miery (predovšetkým v oblasti nepriamych daní). Treba si však uvedomiť, že iné, homogénnejšie zoskupenie krajín nie je dostupné. Taktiež Barro a Sala-i-Martin (2004) konštatujú, že členské štáty OECD možno považovať za také štáty, kde dochádza k platnosti teórie rastu (tzv. podmienenej konvergenzie).

⁵ Leibfritz, Thornton a Bibbee (1997) tvrdia, že dôvodom realizácie úspor je stanovenie individuálneho požadovaného pomeru medzi súčasnou a budúcou spotrebou, pričom zdanenie dôchodkov vedie k zmene tohto pomeru a preferencií.

Dáta o veľkosti HDP na obyvateľa v parite kúpnej sily a vládnych výdavkov sme získali z databázy OECD National Accounts Statistics. Údaje o veľkosti podiele investícií na HDP sme čerpali z databázy Penn World Table (Penn World Table – databáza 1950 – 2012). Použité údaje o ľudskom kapitáli sú zo štúdie Feenstra, Inklaar a Timmer (2013). Údaje o daňovej kvóte pochádzajú z OECD Tax Statistics a údaje reprezentujúce WTI sú získané z databázy <www.worldtaxindex.com>.

Analýzu sme vykonali pomocou dynamickej panelovej regresie, ktorá umožňuje vhodnejšie popísať prebiehajúci proces prispôbovania sa v čase, ako je to v prípade statického panelu. Dynamický panel je vo všeobecnosti charakteristický existenciou endogenity, ktorá je spôsobená zahrnutím oneskorenej hodnoty závislej premennej medzi premenné nezávislé.

Endogenita v podstate znamená, že oneskorená hodnota závislej premennej môže byť korelovaná s jednotlivými nezávislými premennými či s reziduálnou zložkou. Práve preto nemôže byť model odhadnutý metódou OLS, ale pomocou špeciálnej diferencovanej formy metódy GMM (Generalizovanej metódy momentov – *Generalized Method of Moments*) s inštrumentálnymi premennými – tzv. standard IV estimator, resp. Arellano-Bond estimátor (Arellano a Bond, 1991). Táto špeciálna diferencovaná podoba odhadu GMM spôsobuje, že hodnoty závislej premennej y_{it} oneskorené o viac období ($y_{i,t-2} \dots y_{i,t-n}$) sú relevantnými inštrumentmi pre oneskorenú hodnotu závislej premennej $y_{i,t-1}$. Arellano-Bond estimátor teda zaisťuje, že s uvedeným procesom transformácie a použitím relevantného inštrumentu dochádza k eliminácii problému endogenity (Mileva, 2007). Vhodnosť použitých inštrumentov a odstránenie heterogenity je možné testovať pomocou Sarganovho testu, resp. J-štatistiky. Tento test je založený na hodnotení nulovej hypotézy, že reziduá nie sú korelované s inštrumentmi, resp. inštrumenty sú ako celok exogénne. Ak dôjde k zamietnutiu tejto hypotézy, tak je potvrdená validita zvolených inštrumentálnych premenných, tzn. čím vyššia *p-value*, tým je Sarganova štatistika lepšia (Sargan, 1958). Prípadný problém autokorelácie a heteroskedasticity v panelových dátach je možné vyriešiť tzv. Whiteovým estimátorom, ktorý predpokladá, že chyby v prierezoch zahŕňajú autokoreláciu aj heteroskedasticitu. V rámci využívaného ekonomického softvéru E-Views ide o tzv. White Period,⁶ ktorá využíva asymptotické kovariačné matice pri nemenosti metódy odhadu. Tento robustný estimátor zaisťuje, že výsledky smerodajných odchýlok parametrov a jednotlivých testov sú korigované o možný výskyt autokorelácie či heteroskedasticity.

Empirická analýza vychádza z modelu Mankiw, Romer a Weil (1992), rozširujúceho základný neoklasický rastový model o *ľudský kapitál*.

⁶ Pozri I-Views (8) (2013).

V súlade s týmto modelom je možné jednotlivé premenné vstupujúce do modelu rozpísať nasledujúco:

- HDP** – (vysvetľovaná premenná) – reálny hrubý domáci produkt na obyvateľa vyjadrený absolútnou výškou reálneho HDP na obyvateľa v parite kúpnej sily v USD (USD/obyv.);
- CAP** – kapitálová akumulácia aproximovaná prostredníctvom ukazovateľa podielu reálnych investícií k HDP, vyjadrená v parite kúpnej sily na jedného obyvateľa (%);
- HC** – ľudský kapitál aproximovaný indexom ľudského kapitálu na osobu vytvoreného na základe počtu rokov školskej dochádzky a výnosnosti investícií do vzdelania;⁷
- GOV** – celkové vládne výdavky vyjadrené ako podiel vládnych výdavkov k HDP (%);
- TAX** – daňové zaťaženie vyjadrené daňovou kvótou (TQ) a World Tax Indexom (WTI).

Odhadovaný model už nepracuje s kontrolnou (tradičnou) premennou POP – populácia, pretože v našich predchádzajúcich štúdiách bola táto premenná štatisticky nevýznamná (Macek, 2014; resp. Macek et al., 2015). Obdobne ani ďalšie novšie štúdie už s premennými reprezentujúcimi rast populácie či mieru deprecie nepracujú (pozri Kotlán a Machová, 2013).

Funkcia kontrolných premenných je v prípade našej analýzy reprezentovaná akumuláciou fyzického a ľudského kapitálu. Do pôvodného modelu Mankiw, Romer a Weil (1992) sme pridali premennú reprezentujúcu úroveň celkových vládnych výdavkov. Treba si uvedomiť, že dane predstavujú jeden zo základných nástrojov fiškálnej politiky a daňové príjmy je možné považovať za najdôležitejší príjem štátneho rozpočtu. Na druhej strane, vládne výdavky taktiež patria medzi základné nástroje fiškálnej politiky a predstavujú hlavný prvok výdavkovej časti štátneho rozpočtu. Z hľadiska komplexnosti hodnotenia vplyvu zdanenia na ekonomický rast je nutné zahrnúť do analýzy aj vládne výdavky. Vďaka tomu analýza reflektuje tak príjmovú, ako aj výdavkovú časť štátneho rozpočtu, resp. fiškálnej politiky. Obdobný prístup odporúča využiť Denaux (2007), ktorý konštatuje, že z hľadiska komplexnosti je žiaduce kvantifikovať vplyv zdanenia na ekonomický rast spoločne aj s vládnymi výdavkami. Problém potenciálnej existencie vzájomnej endogenity medzi jednotlivými fiškálnymi premennými je odstránený pomocou inštrumentálnych premenných a špeciálnej diferencovanej podoby už spomínanej metódy GMM. Vstupný analyzovaný model má preto nasledujúci matematický tvar:

⁷ Tento ukazovateľ je vytvorený na základe štúdie Feenstra, Inklaar a Timmer (2013).

$$HDP_{it} = \gamma HDP_{i,t-1} + \hat{\beta}CAP_{it} + \hat{\beta}HC_{it} + \hat{\beta}GOV_{it} - \hat{\beta}TAX_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (16)$$

$$i = 1 \dots 34; \quad t = 2000 \dots 2012$$

Následne je potrebné v krátkosti predstaviť daňovú kvótu a WTI ako vybrané spôsoby aproximácie miery zdanenia. Daňová kvóta (TQ) reprezentuje základný ukazovateľ daňovej záťaže, ktorý predstavuje v najjednoduchšej podobe podiel daňových výnosov k nominálnemu HDP. Tento ukazovateľ je však charakteristický mnohými nedostatkami, ako napr. nereflektovanie tieňovej ekonomiky; v zmysle Lafferovej krivky nemusí vôbec odzrkadľovať výšku reálneho daňového bremena; nerozlišovanie časového oneskorenia medzi skutočnou daňovou povinnosťou a skutočnou platbou daní či administratívne náklady platby daní (Kotlán a Machová, 2012; Arnold, 2008). Klasifikácia daňovej kvóty na jednotlivé čiastočné daňové kvóty je nasledujúca – TQ1100 (osobné dôchodkové dane); TQ1200 (korporátne dane); TQ2000 (príspevky na sociálne zabezpečenie); TQ4000 (majetkové dane); TQ5110 (dane z pridanej hodnoty) a TQ5120 (ostatné spotrebné dane).

Pri hodnotení vplyvu zdanenia na ekonomický rast je v súvislosti s uvedeným vhodné pracovať aj s určitou alternatívou voči daňovej kvóte. Tú predstavuje práve WTI, kombinujúci tvrdé dáta zo svetovo uznávaných zdrojov (databázy OECD, Svetovej banky a ďalších) s mäkkými dátami získanými z rozsiahleho dotazníkového šetrenia, ktoré je pravidelne s ročnou periodicitou uskutočňované medzi daňovými expertmi vo všetkých krajinách OECD. Zároveň ide o multi-kriteriálny ukazovateľ daňovej záťaže skladajúci sa z CIT (zdanenie korporácií), PIT (osobné dôchodkové dane a príspevky na sociálne zabezpečenie), VAT (dane z pridanej hodnoty), OTC (ostatné spotrebné dane) a PRO (majetkové dane). Výhodou tohto indexu je, že sa neobmedzuje výhradne na daňové sadzby ako kľúčový aspekt determinujúci končenu záťaž, resp. daňový výnos (prípada daňovej kvóty), ale pracuje aj s ďalšími aspektmi spojenými s daňovým zaťažením. Ide napríklad o administratívnu náročnosť platby daní, existenciu daňovo odpočítateľných položiek, význam daňovej progresivity a pod. (viac informácií k metodike jeho konštrukcie pozri Kotlán a Machová, 2012).

Z dôvodu jednotnej interpretácie výsledkov sme jednotlivé premenné transformovali do logaritmickej formy. Preto je možné výsledné regresné koeficienty interpretovať tak, že pokiaľ sa niektorá z vysvetľujúcich premenných zmení o 1 %, tak táto skutočnosť povedie k nárastu alebo poklesu tempa rastu HDP v % o veľkosť odhadnutého koeficientu. Potom sme vykonali testy stacionarity časových rád všetkých premenných. Existencia jednotkového koreňa bola potvrdená v prípade hrubého domáceho produktu; ľudského kapitálu; vládnych výdavkov; daňovej kvóty pri kategóriách TQ2000, TQ5110, TQ4000, TQ5120 a subindexu

VAT. Ich stochastickú nestabilitu sme odstránili použitím prvých diferencií vyznačujúcich sa stacionaritou.

Tabuľka 1

Vplyv jednotlivých typov daní (TQ) na ekonomický rast (OECD, 2000 – 2012)

Závislá premenná	D(LOG(HDP))	
Počet pozorovaní	224	
Počet inštrumentov	29	
J-štatistika	22.886	
Pravdepodobnosť J-štatistiky	0.242	
	β koeficient	t-štatistika
D(LOG(HDP(-1)))	0.253	5.744***
D(LOG(CAP))	0.305	29.476***
D(LOG(HC))	0.686	1.774*
D(LOG(GOV(-1)))	0.038	0.896
D(LOG(TQ1100(-2)))	-0.149	-7.682***
D(LOG(TQ1200(-1)))	-0.019	-2.967***
D(LOG(TQ2000))	-0.140	-5.704***
D(LOG(TQ4000(-1)))	0.051	3.566***
D(LOG(TQ5110(-2)))	-0.070	-2.915***
D(LOG(TQ5120(-1)))	-0.016	-3.700***

Poznámka: *, **, *** reprezentujú hladinu významnosti na 10 %, 5 % a 1 %.

Prameň: Vlastné výpočty.

Tabuľka 1 znázorňuje výsledky vplyvu jednotlivých typov daní na ekonomický rast v krajinách OECD za roky 2000 – 2012 v prípade daňovej kvóty ako aproximátora miery zdanenia. Je zrejme, že v rámci modelu ako celku sú splnené dva dôležité predpoklady reflektujúce jeho dôveryhodnosť, konkrétne že počet inštrumentov je väčší ako J-štatistika, a zároveň pravdepodobnosť J-štatistiky (Sarganovho testu) je na úrovni 24,2 %. Z týchto dôvodov je možné s výraznou pravdepodobnosťou konštatovať, že reziduá nie sú korelované s inštrumentmi. To znamená, že inštrumentálne premenné boli vhodne zvolené a došlo k potvrdeniu odstránenia endogenity, ktorou sú dynamické modely vo všeobecnosti charakteristické.

Kapitálová akumulácia je štatisticky významná na 1 % hladine významnosti, pričom došlo k potvrdeniu predpokladaného pozitívneho vzťahu s ekonomickým rastom. Tento výsledok je možné spojiť so závermi základného neoklasického modelu rastu, kde nárast kapitálovej akumulácie reprezentovaný zvýšením miery úspor alebo investičnej aktivity je základným zdrojom ekonomického rastu, až do dosiahnutia stáleho stavu. Keďže táto premenná je štatisticky významná a v súvislosti s uvedeným sa možno domnievať, že krajiny OECD ešte nedosiahli stály stav. Ľudský kapitál je štatisticky významný na 10 % hladine významnosti, pričom výsledky analýzy sú v súlade s teoretickými predpokladmi. Preto je možné konštatovať, že ľudský kapitál, resp. investície do ľudského

kapitálu zvyšujú ekonomický rast a skutočne predstavujú zdroj dlhodobého ekonomického rastu v krajinách OECD.

V ďalšom texte sa budeme zaoberať vplyvom fiškálnych premenných na ekonomický rast. Pritom si treba uvedomiť, že nositelia fiškálnej politiky využívajú svoje nástroje spravidla vo forme zmeny úrovne či štruktúry vládnych výdavkov alebo daní. Tieto základné hospodárskopolitické rozhodnutia sa skladajú z viacerých fáz, v rámci ktorých je nutné uvažovať časovú dimenziu a následnú existenciu časového oneskorenia. Preto je nevyhnutné považovať empirickú významnosť oneskorenia fiškálnych premenných za opodstatnenú a relevantnú. Vládne výdavky sú štatisticky významné na 1 % hladine významnosti s preukázaním pozitívneho vplyvu na ekonomický rast. Tento pozitívny vplyv je možné pravdepodobne pripísať skutočnosti, že v rámci celkových výdavkov prevládajú pozitívne efekty ich produktívnej časti (pozri napr. Kneller, Bleaney a Gemmel (1999)).⁸

V prípade zdanenia korporácií je zrejmé, že táto fiškálna premenná je štatisticky významná na 1 % hladine významnosti a došlo k preukázaniu negatívneho vzťahu s ekonomickým rastom. Preto je zrejmé, že korporátne zdanenie vo všeobecnosti znižuje návratnosť kapitálu, prílev PZI, investície do ľudského kapitálu či mení samotnú kapitálovú štruktúru a rozhodne negatívne determinuje investičné a lokalizačné rozhodnutia investorov.

V rámci zdanenia práce, reprezentovaného osobnými dôchodkovými daňami a príspevkami na sociálne zabezpečenie, je evidentné, že tieto premenné sú štatisticky významné na 1 % hladine významnosti a negatívne ovplyvňujú ekonomický rast. Rozdiel však spočíva v časovej dimenzii vplyvu týchto typov zdanenia, a teda osobné dôchodkové dane sú oneskorené o dve obdobia a vplyv príspevkov sociálneho zabezpečenia je kvantifikovateľný bez oneskorenia. Zároveň príspevky na sociálne zabezpečenie predstavujú jedinou premennú fiškálneho charakteru implikujúcu okamžitý efekt na ekonomický rast, pričom tento výsledok pravdepodobne spočíva v nasledujúcom komplexnejšom vysvetlení. Všetky dane sú vo všeobecnosti charakteristické distorznou povahou, avšak rozdiel medzi jednotlivými daňami v súčasnosti spočíva len v miere distorzie. Ak dôjde k zmene týchto distorzných daní, tak ekonomické subjekty v rámci existencie substitučného a dôchodkového efektu optimalizujú svoje činnosti a rozhodovanie, resp. (re)alokujú disponibilné zdroje v rámci nových podmienok. Adaptácia tomuto modifikovanému ekonomickému prostrediu spravidla prebieha plynulým spôsobom a je charakteristická určitým časovým intervalom, počas ktorého

⁸ Kneller, Bleaney a Gemmel (1999) radia medzi produktívne vládne výdavky napr. výdavky na vzdelanie, zdravotníctvo, obranu či infraštruktúru. Medzi neproduktívne napr. penzijné výdavky, príspevky na sociálnu ochranu, výdavky na rekreáciu, kultúru či náboženstvo.

proces prispôsobovania prebieha. Z tohto je zrejmé, že vplyv zmeny distorzných daní môže byť oneskorený a taktiež aj empiricky kvantifikovateľný. Oproti tomu v prípade príspevkov na sociálne zabezpečenie boli ich oneskorené hodnoty štatisticky nevýznamné, a preto boli v modeli ponechané bez oneskorenia. Samotné príspevky na sociálne zabezpečenie je možné považovať za dane len v rámci širšej definície. Zároveň v prípade týchto príspevkov existujú v porovnaní napríklad s osobnými dôchodkovými daňami obmedzené možnosti optimalizácie či (re)alokácie vzhľadom na fázu, keď sa príspevky a dane kalkulujú. Ak však dôjde k nárastu miery zdanenia osobných dôchodkov, ekonomické subjekty môžu zvýšenú platbu dane optimalizovať formou vyhľadávania rôznych legálnych výnimiek či úľav.⁹ Pravdepodobne táto skutočnosť sa môže podpísať na rozdielnom časovom vplyve príspevkov na sociálne zabezpečenie v porovnaní s bežnými daňami. Treba si však uvedomiť, že v prípade WTI, kde sú príspevky na sociálne zabezpečenie a osobné dôchodkové dane vyjadrené jedným subindexom, môže byť výsledný časový aspekt vplyvu odlišný (pozri tab. 2).

Uvedený negatívny vplyv zdanenia práce pôsobí na ekonomický rast prostredníctvom viacerých kanálov. Zdanenie práce v rámci jeho vplyvu na individuálne rastové premenné ovplyvňuje tvorbu úspor ako základného zdroja investícií v neoklasickom modeli rastu. V dôsledku poklesu úspor následne dochádza k zníženiu disponibilných zdrojov financujúcich investície, a v tom prípade nevyhnutne klesá aj množstvo realizovaných investícií. Taktiež zvýšenie miery zdanenia práce vedie k snahe zamestnancov o navýšenie mzdy na jej úroveň pred zdanením, čím dochádza k nárastu nákladov práce a k vytváraniu tlaku na pokles ziskov podnikov. Vďaka tomu firmy následne upúšťajú od lokalizácie investícií a mení sa aj štruktúra kapitálovej akumulácie. Nárast nákladov zdanenia z pohľadu zamestnávateľov má za výsledok nielen zmenu štruktúry kapitálovej akumulácie, ale aj nárast miery nezamestnanosti sprevádzaný zvýšeným tlakom na pasívnu politiku zamestnanosti a zdroje, ktoré ju financujú. Týmto môže dôjsť aj k nárastu dlhodobej miery nezamestnanosti spojenou aj s nízkou mierou rastu produktu.

V prípade majetkových daní štatisticky významných na 1 % hladine významnosti je zrejmé, že nedošlo k potvrdeniu predpokladaného negatívneho vzťahu s ekonomickým rastom. V tomto prípade je možné stotožniť sa s výsledkami napr. Tosuna a Abizadeha (2005), ktorí konštatujú, že zvyšujúci sa podiel majetkových daní má pozitívny vplyv na ekonomický rast. Majetkové dane majú v rámci celkového daňového zaťaženia krajín OECD, meraného daňovou kvótou,

⁹ Napríklad Gordon a Cullen (2002) považujú osobné dôchodkové dane za kľúčový faktor determinujúci presun ekonomickej aktivity medzi zamestnancami a osobami samostatne zárobkovo činnými, u ktorých sa miera zdanenia dôchodkov môže líšiť.

najmenší podiel, avšak ich podiel sa v rámci skúmaného obdobia pozvoľne zvyšoval. Z tohto dôvodu je možné považovať pozitívny vzťah majetkových daní a ekonomického rastu za opodstatnený.

Daň z pridanej hodnoty (DPH) je taktiež štatisticky významná na 1 % hladine významnosti, pričom opätovne bol potvrdený negatívny vplyv tohto typu zdanenia na ekonomický rast, pričom hlavný dôvod tohto výsledku pravdepodobne spočíva v daňovej kvóte a jej nedostatkoch pri aproximácii miery zdanenia. Pri využití WTI sú výsledky v súlade s ekonomickou teóriou (pozri tab. 2). Posledné dane zahrnuté v modeli predstavujú ostatné spotrebné dane, ktoré negatívne ovplyvňujú ekonomický rast a sú štatisticky významné na 1 % hladine významnosti.

Záverom môžeme konštatovať, že v prípade osobných dôchodkových daní a príspevkov na sociálne zabezpečenie je ich vplyv na ekonomický rast spomedzi všetkých daní kvantitatívne najvýraznejší.

T a b u l k a 2

Vplyv jednotlivých typov daní (WTI) na ekonomický rast (OECD, 2000 – 2012)

Závislá premenná	D(LOG(HDP))	
Počet pozorovaní	244	
Počet inštrumentov	33	
J-štatistika	22.886	
Pravdepodobnosť J-štatistiky	0.242	
	β koeficient	t-štatistika
D(LOG(HDP(-1)))	0.502	3.399***
D(LOG(CAP))	0.272	11.273***
D(LOG(HUM))	1.660	2.873***
D(LOG(GOV(-1)))	0.342	2.791***
D(LOG(CIT(-1)))	-0.082	-2.629***
D(LOG(PIT(-2)))	-0.170	-1.629*
D(LOG(VAT(-1)))	-0.016	-0.286
D(LOG(OTC(-2)))	-0.064	-5.739***
D(LOG(PRO(-1)))	0.045	0.835

Poznámka: *, **, *** reprezentujú hladinu významnosti na 10 %, 5 % a 1 %.

Prameň: Vlastné výpočty.

Z tabuľky 2 je zrejmé, že aj v tomto prípade je počet inštrumentov vyšší ako J-štatistika, ako aj to, že pravdepodobnosť J-štatistiky je na úrovni 24,2 %. Na základe toho možno vysloviť tvrdenie, že inštrumentálne premenné sú zvolené vhodným spôsobom a s vysokou pravdepodobnosťou tak došlo k odstráneniu endogenity.

Akumulácia tak fyzického, ako aj ľudského kapitálu je štatisticky významná na 1 % hladine významnosti s tým, že došlo k preukázaniu pozitívneho vzťahu oboch premenných s ekonomickým rastom. Vládne výdavky sú štatisticky významné na 1 % hladine významnosti, pričom došlo k potvrdeniu predpokladaného pozitívneho vzťahu tejto premennej s ekonomickým rastom.

V prípade korporátneho zdanenia je zrejmé, že negatívne ovplyvňuje ekonomický rast a táto premenná je štatisticky významná na 1 % hladine významnosti. Zdanenie práce je štatisticky významné na 10 % hladine významnosti, pričom taktiež negatívne determinuje tempo ekonomického rastu. V rámci dane z pridanej hodnoty došlo k preukázaniu negatívneho vzťahu s ekonomickým rastom, avšak táto premenná je štatisticky nevýznamná. Ostatné spotrebné dane sú štatisticky významné na 1 % hladine významnosti pri potvrdení predpokladaného negatívneho vplyvu na ekonomický rast. Vplyv majetkových daní na ekonomický rast je pozitívny, čo by pri použití efektívneho ukazovateľa daňovej záťaže vyjadrujúceho reálneho zaťaženie predstavovalo problém, avšak táto premenná je štatisticky nevýznamná.

Opätovne pri vzájomnom posúdení kvantitatívneho vplyvu jednotlivých typov daní na ekonomický rast je zrejmé, že osobné dôchodkové dane najvýraznejšie poškodzujú ekonomický rast.

V rámci dosiahnutých výsledkov a ich porovnania s obdobnými štúdiami je možné konštatovať nasledujúce. Arnold (2008) prichádza k záverom, že dôchodkové dane sú vo všeobecnosti spojené s nižším tempom ekonomického rastu, ako je to v prípade spotrebných či majetkových daní. Korporátne dane sú z hľadiska ich vplyvu na ekonomický rast najviac škodlivé. Oproti tomu majetkové dane, nasledované spotrebnými daňami, poškodzujú ekonomický rast najmenej. Obdobne ako uvedené štúdia, aj Macek (2014) prichádza k záveru, že korporátne dane v najväčšej miere poškodzujú ekonomický rast. Výsledky týchto analýz je možné spojiť so závermi Johansson et al. (2008), ktorí konštatujú, že dôchodkové dane sú z hľadiska ich vplyvu na ekonomický rast najškodlivejšie. Avšak v prípade záveru Maceka (2014) je vplyv majetkových daní štatisticky nevýznamný. Zároveň Kotlán, Machová a Janíčková (2011) prichádzajú k záveru, že osobné dôchodkové dane, korporátne dane, príspevky na sociálne zabezpečenie či ostatné spotrebné dane negatívne ovplyvňujú ekonomický rast. Vplyv dane z pridanej hodnoty je štatisticky nevýznamný, pričom s majetkovými daňami analýza nepracuje. Macek et al. (2015) dokazujú, že korporátne zdanenie negatívne determinuje ekonomický rast pri využití viacerých aproximátorov miery zdanenia (daňová kvóta, implicitné daňové sadzby, efektívne daňové sadzby či WTI).

V rámci porovnania zhrnutých výsledkov jednotlivých autorov s nami dosiahnutými výsledkami je zrejmé, že v rámci našej dynamickej analýzy je pre ekonomický rast najškodlivejšie práve *zdanenie práce* (t. j. osobné dôchodkové dane a príspevky na sociálne zabezpečenie, nasledované korporátnym zdanením). Rozdiel spočíva aj v názoroch na majetkové dane, ktorých vplyv je v našom prípade pozitívny, čo je v súlade napríklad s názorom Tosuna a Abizadeha (2005).

Avšak aj Arnold (2008) konštatuje, že v rámci snahy o stimuláciu ekonomického rastu by malo dochádzať k presunu daňovej záťaže smerom od dôchodkových daní k daniam majetkovým (obdobne ako ukázala naša analýza). V tejto súvislosti je potrebné uvedomiť si, že podiel majetkových daní v rámci celkového daňového mixu je najmenší, a preto ich zvýšenie v spojení so znížením dôchodkových daní (ako najviac škodlivých daní) môže pre ekonomický rast predstavovať pozitívny stimul. Mierne odlišnosti v rámci dosiahnutých výsledkov je možné s najvyššou pravdepodobnosťou spojiť s rozdielnym časovým intervalom, v rámci ktorého je vplyv zdanenia kvantifikovaný, a zároveň aj s metodikou tejto kvantifikácie.

Záver

Cieľom predloženého článku bolo verifikovať vzťah medzi jednotlivými typmi daní a ekonomickým rastom v krajinách OECD prostredníctvom dynamickej panelovej regresie pri využití viacerých spôsobov aproximácie miery zdanenia. Ako aproximátor miery zdanenia nie je využitá len tradičná daňová kvóta charakteristická mnohými nedostatkami, ale aj alternatívny World Tax Index, vyjadrujúci reálne daňové zaťaženie prostredníctvom kombinácie mäkkých a tvrdých dát.

V oboch analyzovaných modeloch bol preukázaný pozitívny vplyv kapitálovej akumulácie na ekonomický rast. Keďže tento výsledok bol štatisticky významný, je možné konštatovať, že krajiny OECD stály stav ešte nedosiahli. Obdobne, v prípade ľudského kapitálu boli výsledky analýzy v súlade s ekonomickou teóriou, a preto ľudský kapitál, resp. investície do ľudského kapitálu zvyšujú ekonomický rast a skutočne predstavujú zdroj dlhodobého ekonomického rastu v krajinách OECD.

Vplyv vládnych výdavkov na ekonomický rast bol taktiež pozitívny, čo možno s najväčšou pravdepodobnosťou pripísať faktu, že v celkových výdavkoch prevládajú pozitívne efekty ich produktívnej časti. Korporátne zdanenie, zdanenie práce (osobné dôchodkové dane a príspevky na sociálne zabezpečenie) a ostatné spotrebné dane negatívne determinujú mieru ekonomického rastu. Výsledky taktiež naznačujú, že účinok zdanenia práce je v oboch modeloch kvantitatívne najvýraznejší.

V prípade daní z pridanej hodnoty bol preukázaný negatívny vzťah s ekonomickým rastom len v prípade World Tax Indexu. Vplyv daňovej kvóty bol pozitívny, čo je možné s najväčšou pravdepodobnosťou pripísať nedostatkom daňovej kvóty, a preto v tomto prípade ako ukazovateľ daňovej záťaže zlyháva (pre obdobné výsledky pozri napr. Macek, 2014).

Vplyv majetkových daní aproximovaných daňovou kvótou na ekonomický rast je pozitívny, čo je možné prisúdiť zvyšujúcemu sa podielu majetkových daní v rámci jednotlivých daňových systémov. V prípade WTI bol tento vzťah štatisticky nevýznamný.

Záverom konštatujeme, že ak majú mať fiškálne opatrenia daňového charakteru prorastový efekt, je nutné zamerať sa na pokles najdistorznejších daní, konkrétne osobných dôchodkových daní a príspevkov na sociálne zabezpečenie. Pri týchto daniach bol preukázaný kvantitatívne najväčší negatívny vplyv na ekonomický rast, čím sa potvrdila hypotéza umocnenia dosahu týchto daní na ekonomický rast prostredníctvom trhu práce. Zníženie tohto typu zdanenia bude viesť na jednej strane k poklesu nákladov práce pozitívne stimulujúcich nielen ponuku práce či pracovné úsilie, ale celkovo aj samotný trh práce. Na druhej strane podporí tvorbu úspor, kapitálovú akumuláciu či investičné rozhodnutia ekonomických subjektov. Kombinácia týchto faktorov sa prejaví nielen v pozitívnom vplyve na ekonomický rast, ale i na celú spoločnosť.

Samozrejme, pokles zdanenia práce nemusí byť reprezentovaný len priamym znížením sadzby osobných dôchodkových daní, resp. príspevkov na sociálne zabezpečenie. Vďaka výsledkom týkajúcim sa implicitných daňových sadzieb, ale predovšetkým WTI môže ísť aj o nepriame zníženie daňového zaťaženia. Pokles administratívnej náročnosti platby daní, sprehľadnenie a zjednodušenie daňového systému či existencia daňovo odpočítateľných položiek môže mať na ekonomický rast podobný prorastový efekt ako pokles daňovej sadzby. Ďalšie výsledky analýzy implikujú, že krajiny OECD by sa v rámci národných daňových mixov mali zároveň uberať smerom znižovania dôchodkových daní ako najviac škodlivých daní pre ekonomický rast, s postupným presunom daňovej záťaže do oblasti majetkových daní. Pozvoľný nárast majetkových daní v jednotlivých daňových systémoch predstavuje pre ekonomický rast pozitívny stimul. Majetkové dane sú v porovnaní ostatnými typmi daní v rámci krajín OECD na najnižšej úrovni, a preto ich zvýšenie nemusí spôsobovať veľké distorzie negatívne ovplyvňujúce ekonomický rast.

Literatúra

- ADINA, M. (2009): The Impact of Taxation on the Investment Localization Decision in the Context of Globalization. *Analele Stiintifice ale Universitatii Alexandru Ioan Cuza din Iasi*, 56, č. 1, s. 133 – 142.
- ALESINA, A. et al. (1999): Fiscal Policy, Profits and Investment. [Working Paper, No. 7207.] Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- ARNOLD, J. (2008): Do Tax Structures Affect Aggregate Economic Growth? Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries. [Working Papers, No. 643.] Paris: OECD Economic Department.

- ARELLANO, M. – BOND, S. (1991): Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58, č. 2, s. 277 – 297.
- BARRO, R. (1990): Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *The Journal of Political Economy*, 95, č. 5, s. 103 – 125.
- BARRO, R. – SALA-I-MARTIN, X. (2004): *Economic Growth*. 2nd ed. Cambridge: MIT Press.
- BARRO, R. – SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic Growth*. New York: McGraw Hill.
- BECKER, J. – FUEST, C. (2007): Quality versus Quantity – the Composition Effect of Corporate Taxation on Foreign Direct Investment. [Working Paper, No. 2126.] Munich: CESifo.
- BRETT, C. – WEYMARK, J. (2008): Optimal Nonlinear Taxation of Income and Savings without Commitment. [Working Paper, No. 0805.] Vanderbilt: Vanderbilt University Department of Economics.
- BUETTNER, T. – RUF, M. (2005): Tax Incentives and the Location of FDI: Evidence from a Panel of German Multinationals. [Working Paper, No. 17.] Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank.
- DENAUX, Z. (2007): Endogenous Growth, Taxes and Government Spending: Theory and Evidence. *Review of Development Economics*, 11, č. 2, s. 124 – 138.
- ENGEL, E. – GALE, W. – SCHOLZ, J. (1994): Do Saving Incentives Work? *Bookings Papers on Economic Activity*, 25, č. 1, s. 85 – 180.
- FEENSTRA, R. – INKLAAR, R. – TIMMER, M. (2013): The Next Generation of the Penn World Table. [Working Paper, No. 19255.] Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- GORDON, R. – CULLEN, J. (2002): Taxes and Entrepreneurial Activity: Theory and Evidence for the U.S. [Working Paper, No. 9015.] Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- GROCHULSKI, B. – PISKORSKI, T. (2007): Risky Human Capital and Deferred Capital Income Taxation. [Working Paper, No. 06-13.] Richmond: Federal Reserve Bank of Richmond.
- JOHANSSON, Å. et al. (2008): Tax and Economic Growth. [Working Paper, No. 620.] Paris: OECD Economics Department.
- KING, R. – REBELO, S. (1990): Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications. *Journal of Political Economy*, 98, č. 5, s. 126 – 150.
- KNELLER, R. – BLEANEY, M. – GEMMELL, N. (1999): Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries. *Journal of Public Economics*, 74, č. 2, s. 171 – 190.
- KOTLÁN, I. – MACHOVÁ, Z. (2014): Modern Thought and Integration of Taxation into Economic Growth Models. *Pensee Journal*, 76, č. 6, s. 344 – 351.
- KOTLÁN, I. – MACHOVÁ, Z. (2013): The Impact of the Tax Burden on the Living Standard in OECD Countries. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 61, č. 9, s. 951 – 962.
- KOTLÁN, I. – MACHOVÁ, Z. (2012): World Tax Index: Methodology and Data. *DANUBE: Law and Economics Review*, 3, č. 2, s. 18 – 33.
- KOTLÁN, I. – MACHOVÁ, Z. – JANÍČKOVÁ, L. (2011): Vliv zdanění na dlouhodobý ekonomický růst. *Politická ekonomie*, 59, č. 5, s. 638 – 658.
- LANASPA, L. – PUEYO, F. – SANZ, F. (2008): Foreign Direct Investment, Industrial Location and Capital Taxation. *The Annals of Regional Science*, 42, č. 2, s. 413 – 423.
- LEIBFRITZ, W. – THORNTON, J. – BIBBEE, A. (1997): Taxation and Economic Performance. [Working Paper, No. 176.] Paris: OECD Economics Department.
- LIN, S. (2001): Taxation, Human Capital Accumulation and Economic Growth. *Japanese Economic Review*, 52, č. 2, s. 185 – 197.
- LORETZ, S. (2008): Corporate Taxation in the OECD in a Wider Context. *Oxford Review of Economic Policy*, 24, č. 4, s. 639 – 660.
- MACEK, R. et al. (2015): Effective Corporate Taxation in the European Union and the Czech Republic. Ostrava: VŠB-TU.
- MACEK, R. (2014): The Impact of Taxation on Economic Growth: Case Study of OECD Countries. *Review of Economic Perspectives*, 14, č. 4, s. 309 – 328.
- MANKIW, G. – ROMER, D. – WEIL, D. (1992): A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107, č. 2, s. 407 – 437.

- MILEVA, E. (2007): Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata. [Working Paper.] New York: Fordham University.
- OVERESCH, M. – VOELLER, D. (2010): The Impact of Personal and Corporate Taxation on Capital Structure Choices. *Financz Archiv*, 66, č. 3, s. 263 – 294.
- QUÉRÉ, A. et al. (2005): How Does FDI React to Corporate Taxation? *International Tax and Public Finance*, 12, č. 5, s. 583 – 603.
- SARGAN, J. (1958): The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26, č. 3, s. 393 – 415.
- TOSUN, M. – ABIZADEH, S. (2005): Economic Growth and Tax Components: An Analysis of Tax Changes in OECD. *Applied Economics*, 37, č. 19, s. 2251 – 2263.