

INTERAKCE ZDANĚNÍ, VLÁDNÍCH VÝDAJŮ A EKONOMICKÉHO RŮSTU: PANELOVÝ VAR MODEL PRO ZEMĚ OECD

Zuzana Machová, Igor Kotlán, Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava*

Úvod

V kontextu primárních cílů hospodářské politiky se jeví její fiskální determinanty jako esenciální záležitost.¹ Problematika interakce jednotlivých prvků fiskální politiky, zejména zdanění jako zdroje vládních výdajů ve smyslu teorie společenské smlouvy na jedné straně a zkoumání dopadu zdanění a vládních výdajů na ekonomický růst na straně druhé je pak předmětem mnoha teoretických i empirických prací. Tyto práce však mají podobu průřezových regresních modelů, popř. analýzy časových řad v konkrétní zemi. V některých případech i za použití spíše teoretických VAR modelů. Pokud využívají metodu panelové regrese, jsou velmi často statické.

Jako proměnnou aproximující daňové břemeno téměř výhradně zahrnují daňovou kvótu nebo implicitní daňové sazby. Tyto ukazatele však nemusejí nic vypovídat o velikosti efektivního daňového zatížení, protože jsou de facto podílem daňových výnosů na nějaké základové proměnné (HDP nebo aktivita, která je podrobena zdanění). Presumujeme-li, že alespoň u některých daní platí implikace Lafferovy křivky,² a tedy, že nemusí existovat přímá úměra nebo jednotící linka mezi velikostí efektivní sazby a daňovou kvótou, stávají se závěry podobných prací problematické.

Ambicí tohoto článku je popsat za pomoci VAR modelu interakci zdanění, vládních výdajů a ekonomického růstu na panelových datech, s dynamizací za využití zobecněné metody momentů (dynamický panel). Navíc je daňové břemeno aproximováno nejen obvykle používanou daňovou kvótou, ale zejména indexem efektivního daňového zatížení vlastní konstrukce autorů, World Tax Index (WTI).

Cílem článku je ověření vlivu efektivního daňového zatížení a vládních výdajů na ekonomický růst a působení zdanění a ekonomického růstu na vládní výdaje. Zkoumán bude vliv celkového daňového zatížení i jednotlivých daňových subkomponent. Metodicky je uplatněn ontologický přístup, jak ho popisuje Kotlán (2008). Práce pak navazuje na tradičně zpracované analýzy využívající daňovou kvótu a růstové modely popsané v práci Kotlán, Machová a Janíčková (2011), resp. na podobný typ studie, která však již aproximuje zdanění také alternativním indexem WTI (Kotlán a Machová, 2012).

* Tento článek byl spolufinancován z prostředků projektu SGS VŠB-TUO Dopad korporátního zdanění na vybrané sektory ČR (SP2013/176).

1 Viz např. Kotlán (2001).

2 Viz např. Široký a kol. (2008).

1. Zdanění a vládní výdaje v teoriích růstu

Práce Solowa (1956), Lucase (1988) či Romera (1986) na téma ekonomického růstu podnítily vznik celé řady, především empirických studií, jejichž cílem je co možná nejlepší vysvětlení růstu prostřednictvím integrace dalších faktorů, které mohou mít na něj vliv. Jedním z těchto faktorů je také míra zdanění, jež však není žádoucí posuzovat izolovaně. Do analýzy by měly být zahrnuty především vládní výdaje, které jsou ze zdanění financovány. Důležitý je také rozbor vlivu institucionálního prostředí a různých způsobů vládnutí na vztah zdanění, vládních výdajů a ekonomického růstu (např. Nagy, 2011 nebo Börzel, 2011).

Vliv zdanění na ekonomický růst je v ekonomické teorii obecně považován za negativní, přestože empirické práce často docházejí k rozporuplným závěrům. Integrace zdanění do růstových modelů probíhá zpravidla prostřednictvím jeho vlivu na jednotlivé růstové proměnné (např. Kotlán, Machová a Janíčková, 2011). Především se jedná o míru úspor, investic a následnou kapitálovou akumulaci a úroveň lidského kapitálu.

Produkční funkce má standardně tvar Cobbovy-Douglasovy funkce (viz např. Milesi-Ferreti Roubini, 1998):

$$Y_t = A(v_t K_t)^\alpha (w_t H_t)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

kde Y_t je celková produkce ekonomiky; v , resp. w , je ta část fyzického (K), resp. lidského (H), kapitálu, která je věnovaná produkci; A reprezentuje úroveň technologie a koeficient α stupeň klesajících výnosů fyzického kapitálu. Součet $(\alpha + (1 - \alpha) = 1)$ pak vyjadřuje konstantní výnosy z rozsahu, které jsou základním předpokladem modelu.

Pro tempo růstu ekonomiky je stěžejní chování domácností, které se rozhodují o objemu fyzického a lidského kapitálu, které pronajímají firmám. Jejich rozhodování je přitom v souladu s úsilím o maximalizaci užitku při daném rozpočtovém omezení. Akumulaci fyzického kapitálu v ekonomice ($\dot{K}$) je možné vyjádřit jako:

$$\dot{K}_t = Y_t - \delta K_t - C_t - G_t, \quad (2)$$

kde C je soukromá spotřeba domácností, G velikost vládních výdajů a δ míra znehodnocení kapitálu. K produkci lidského kapitálu domácnosti využívají jak fyzický kapitál, tak také již nakumulovaný lidský kapitál. Ten je v souladu s prací Rebelo (1991) chápán jako netržní statek³ a znehodnocuje se stejnou mírou δ jako kapitál fyzický. Akumulaci lidského kapitálu ($\dot{H}$) pak lze formalizovat rovněž na základě Cobbovy-Douglasovy funkce jako:

$$\dot{H}_t = B(x_t K_t)^\beta (z_t H_t)^{1-\beta} - \delta H_t, \quad (3)$$

3 Tzn. je produkován pouze domácnostmi; alternativní přístupy a specifikace růstových modelů s ohledem na různá pojetí lidského kapitálu uvádějí např. Milesi-Ferreti, Roubini (1998).

kde je x , resp. z , ta část fyzického, resp. lidského, kapitálu, která je věnovaná akumulaci lidského kapitálu, B vyjadřuje úroveň technologie a koeficient β stupeň klesajících výnosů fyzického kapitálu. Za předpokladu že fyzický kapitál je využíván pouze k produkci, anebo akumulaci lidského kapitálu, platí, že $(x = 1 - v)$.

Domácnosti usilují o maximalizaci svého celkového užitku (U), který závisí především na jejich časových preferencích ve vztahu ke spotřebě (práci),⁴ přičemž pro domácnosti rozhodující se v nekonečném časovém horizontu platí, že (viz např. Barro, 1990):

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t) dt, \quad (4)$$

kde je ρ míra časové preference a c soukromá spotřeba na pracovníka. Za předpokladu konstantní mezičasové elasticity substituce ve spotřebě ($1/\sigma$) má užitková funkce (u) domácností tvar:

$$u(c_t) = \frac{(C_t)^{(1-\sigma)} - 1}{1-\sigma}. \quad (5)$$

Domácnosti se při snaze o maximalizaci užitku rozhodují především o velikosti C , K a H při daných mírách výnosnosti výrobních faktorů a také při daných transferech (S) a daňových sazbách stanovených vládou. Jejich rozpočtové omezení lze vyjádřit jako:

$$R_t^K (1 - \tau_t^K) v_t K_t + R_t^H (1 - \tau_t^H) w_t H_t + S_t - C_t (1 + \tau_t^C) - \dot{K}_t - \delta K_t \geq 0, \quad (6)$$

kde R^K je míra výnosu fyzického a R^H lidského kapitálu a τ^K , τ^H , τ^C jsou postupně sazby daně z kapitálu, práce a spotřeby.⁵

Jak uvádějí např. Barro (1990) nebo Rebelo (1991), růst ekonomiky je obecně považován za stabilní v situaci, kdy spotřeba domácností, fyzický kapitál a lidský kapitál rostou stejným tempem. Přitom maximalizují-li domácnosti svou užitkovou funkci, je tempo růstu spotřeby dáno rozdílem mezi mezním výnosem fyzického kapitálu a mírou časové preference při dané mezičasové elasticitě substituce ve spotřebě. Při zohlednění existující sazby daně z kapitálu a míry opotřebení kapitálu je pak čistý mezní výnos kapitálu po zdanění (r) dán jako $(R^K(1-\tau^K)-\delta)$ a tempo růstu spotřeby, a tedy i ekonomiky, (γ) jako:

$$\gamma = \frac{1}{\sigma} (r - \rho). \quad (7)$$

4 Pro zjednodušení je přijat předpoklad, že každý pracovník pracuje stanovenou dobu, tedy nerozhoduje se mezi množstvím práce a volného času, tzn. w a z jsou dány. Blíže k této problematice viz např. Rebelo (1991).

5 Pro úplnost lze uvést, že celkové daňové příjmy státu v rovnici (2) lze vyjádřit jako $T = \tau^K R^K v K + \tau^H R^H u H + \tau^C C$.

Zároveň platí, že mezní výnos z fyzického a lidského kapitálu jsou si rovny, a to jak v sektoru firem, tak v sektoru domácností. Míru růstu ekonomiky pak lze vyjádřit jako:⁶

$$\gamma = 1 / \sigma ([D(1 - \tau^K)^{\alpha\beta} (1 - \tau^H)^{\beta(1-\alpha)} (u + z)^{(1-\alpha)}]^{-\frac{1}{1-\alpha+\beta}} - \rho - \delta, \quad (8)$$

kde $D = f(\alpha, \beta, A, B)$.

Daň z kapitálu v uvedeném modelu především snižuje čistý mezní výnos kapitálu po zdanění ($R^K(1-\tau^K)-\delta$), což má na ekonomický růst negativní vliv. Zároveň snižuje poměr mezi kapitálem a prací (wK/vH), což ekonomický růst ovlivňuje pozitivně, avšak tento efekt není větší, než uvedený negativní efekt. Naproti tomu daň z práce poměr mezi kapitálem a prací zvyšuje, a dopad na růst je tak negativní.

Při opuštění předpokladu o tom, že se domácnosti nerozhodují o poměru mezi prací a volným časem, pak přichází v úvahu další významný kanál, kterým ekonomický růst ovlivňují všechny typy daní, včetně daní ze spotřeby, a tím je substituce mezi prací a volným časem, tedy rozhodování domácností o velikosti ($w + z$). Prostřednictvím substitučního efektu dochází v konečném důsledku také ke změně poměru mezi kapitálem a prací v produkci, a výsledný efekt na ekonomický růst je negativní. Spotřební daně tedy ovlivňují růst negativně, avšak nepřímo, pouze prostřednictvím substitučního efektu.

Z popsaného modelu vyplývá, že výsledný efekt zdanění, prostřednictvím veškerých typů daní, na růst by měl být dle ekonomické teorie negativní. Mendoza, Milesi-Ferreti a Asea (1995) nebo Milesi-Ferreti a Roubini (1998) však uvádějí, že obdobné modely jsou značně odtržené od reálných daňových mixů jednotlivých ekonomik. V empirických pracích se tak jejich autoři snaží modely kalibrovat tak, aby se co nejvíce přiblížily reálnému světu.

Závěry empirických analýz ukazují, že investiční aktivity jsou negativně ovlivňovány především korporátní daní, která je velmi často spojena s rozhodováním o umístění přímých zahraničních investic (např. Keuschnigg, 2009), a zdaněním dividend (Santoro a Wei, 2009).

Negativní vliv zdanění práce potvrzují např. Erosa a Koreshkova (2007) především v případě progresivních sazeb, avšak většina autorů se shoduje, že vliv zdanění práce na růst není jednoznačný, což platí také v případě zdanění kapitálu (viz např. Lin, 2001 nebo Jacobs a Bovenberg, 2010).

Nepřímé daně ovlivňují ekonomický růst pouze prostřednictvím svého působení na substituci mezi volným časem a prací, avšak přímé daně také dalšími, např. výše zmíněnými, kanály. Negativní vliv přímých daní na ekonomický růst by tak měl být v porovnání s nepřímými daněmi významnější a jejich distorzní efekty silnější. Jak dokládá kupř. práce Buus (2012), přesun daňové zátěže od přímých k nepřímým daním může vést k podpoře ekonomického růstu při zachování daňových výnosů pro státní rozpočet.

⁶ Blíže k formalizaci podmínek rovnováhy a k odvození rovnice (9) viz např. Mendoza, Milesi-Ferreti, Asea (1995) nebo Milesi-Ferreti, Roubini (1998).

Distorzní povahou přímých a nepřímých daní se zabývali především Kneller, Bleaney a Gemmell (1999), kteří uvádějí, že distorzní daně ovlivňují růst negativně, zatímco vliv nedistorzních daní je nulový, příp. pozitivní. Mají-li nepřímé daně v porovnání s daněmi přímými menší distorzní účinky, bude také jejich negativní vliv na růst menší, příp. bude dokonce pozitivní. Autoři však upozorňují na to, že je nutné zohledňovat, jaký typ veřejných výdajů je pomocí daňových výnosů financován. Prorůstové účinky mohou mít pouze výdaje produktivní (investiční), a to v situaci, kdy jsou financovány prostřednictvím nedistorzních, resp. nepřímých daní. Naproti tomu neproduktivní veřejné výdaje (spotřební), obzvláště jsou-li financovány distorzními daněmi, mají negativní efekt na ekonomický růst (viz také např. Izák, 2011).

Empirické analýzy potvrzují jak pozitivní, tak negativní vliv vládních výdajů na ekonomický růst. Barro (1990) nebo Schaltegger a Torgler (2004) docházejí k závěru, že vliv je negativní u vyspělých, bohatých ekonomik s rozsáhlým veřejným sektorem a větším podílem neproduktivních výdajů, a to díky vytěšňovacímu efektu.

Odlišný přístup ke zkoumání vztahu mezi ekonomickým růstem a vládními výdaji nabízí Wagner (1911) a jeho zákon rostoucí státní aktivity (Wagnerův zákon), který říká, že ekonomický růst a růst životní úrovně vedou k růstu veřejného sektoru, a tedy i vládních výdajů. Zdůrazněna je tedy opačná kauzalita než v případě keynesiánského přístupu popsaného výše. Výdaje na vzdělání, zdravotnictví, kulturu apod. jsou totiž podle Wagnera charakteristické vysokou důchodovou elasticitou poptávky. Ekonomický růst tak prostřednictvím růstu reálných důchodů vede k vyššímu než proporcionálnímu růstu vládních výdajů. Wagnerův zákon se stal předmětem celé řady empirických prací, přičemž pro země OECD jej potvrzují např. Lamartina a Zaghini (2011), kteří jej v nejjednodušší podobě formalizují jako:

$$EXP_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \sum_{k=1}^p \beta_{ik} EXP_{i,t-k} + \sum_{k=0}^q \gamma_{ik} GDP_{i,t-k} + u_{it}, \quad (9)$$

kde je EXP velikost vládních výdajů a GDP produkce na jednoho obyvatele. Parametry p a q vyjadřují počet zpoždění v modelu, který je s ohledem na dlouhodobý charakter vztahů mezi proměnnými v modelu poměrně zásadní, avšak volba optimálního počtu zpoždění může být problematická. V tomto případě autoři s ohledem na dostupnost dat využili zpoždění dvou období.

Další skupina prací se věnuje otázce, jaký je tedy kauzální vztah mezi ekonomickým růstem a vládními výdaji, přičemž na základě důkladných empirických analýz zpravidla potvrzují, že existuje jak kauzalita od růstu k výdajům, tak od výdajů k růstu (viz např. Loizides a Vamvoukas, 2005).

2. Metodika a data

Z metodického hlediska se práce opírala o panelový VAR model. Endogenními proměnnými v odhadovaném modelu byly reálný HDP na obyvatele v USD přepočtený paritou kupní síly, míra vládních výdajů, tedy vládní výdaje v běžných cenách, rovněž v USD přepočtené paritou kupní síly vztahované k nominálnímu HDP a proměnná

aproximující daňové zatížení. Jako exogenní proměnné v modelu vystupovaly míra reálných investic vztažená k reálnému HDP a proměnná aproximující úroveň lidského kapitálu. Jedná se o počet studentů zapsaných do terciárního vzdělávání ve vztahu k celkovému počtu obyvatel. Dále byla zahrnuta umělá proměnná, která tvořila spolu s velikostí daňového zatížení interakční člen vyjadřující vliv skupiny zemí charakteristických vysokým podílem distorzních daní (viz vlastní ekonometrická analýza). Model zahrnoval tři rovnice, v nichž byly vysvětlovány proměnnými postupně reálný HDP/obyv., míra vládních výdajů a míra zdanění.

Panelová regrese má oproti průřezovým analýzám více stupňů volnosti, s velmi důležitou možností, kterou je zahrnutí individuálních vlivů (tj. existence heterogeneity napříč průřezových jednotek). Prezentované statistiky jsou pak věrohodnější, a to vzhledem k relativně malému počtu zemí a krátkým časovým řadám. Použitým softwarem byl E-Views, verze (7), která oproti předchozím dovoluje provádět odhady také na panelových datech, i když neumožňuje přímo konstruovat panelový VAR model.

Z podstaty VAR modelu je zřejmé, že byl využit dynamický panel, a k estimaci zobecněná metoda momentů (GMM),⁷ konkrétně Arellanův-Bondův estimátor (viz Arellano a Bond, 1991).⁸ V níže popsaném VAR modelu je zahrnuto zpoždění o jedno období, jak je běžné u podobného typu studií (viz např. Acosta-Ormaechea a Yoo, 2012 nebo Arnold et al., 2011). Vyšší řád zpoždění navíc není s ohledem na délku časových řad zejm. u indexu WTI (viz dále) reálný.⁹ Alternativně byly i přesto prováděny autoregresní analýzy se zpožděním dva a tři roky, a to s velmi podobnými výsledky, nicméně s ohledem na krátkost časových řad by z ekonometrického hlediska nebylo možné dostatečně spolehlivě ověřit jejich platnost.

Aproximace zdanění byla postupně provedena dvěma způsoby. Nejprve pomocí standardní daňové kvóty (podíl daňových výnosů na nominálním HDP), přičemž sepa-

7 Je vhodné si uvědomit, že v případě makroekonomických dat s relativně krátkou časovou řadou danou dostupností indexu WTI a spíše užší skupinou zemí OECD může být využití metody GMM problematické. Přesto lze s ohledem na obdobné články a také návaznost na předchozí studie autorů, kdy jsou (tentokrát v dynamickém panelu) opět ověřovány výhody WTI (a ty se stejně jako u statického panelu potvrzují) považovat její použití za oprávněné.

8 Existují dva základní přístupy k odhadu dynamického panelového modelu: Arellanův-Bondův a Arellanův-Boverův přístup, které se liší v tom, jakým způsobem je pracováno s individuálním vlivem zahrnutým v modelové specifikaci. První přístup využívá v první fázi odhadové metody první difference proměnných, čímž dochází k eliminaci individuálního vlivu, druhý přístup pak využívá ortogonálních odchylek. V práci byl použit v literatuře nejčastěji uváděný a používaný Arellanův-Bondův přístup, i když je autorům známá relevance Arellanova-Boverova přístupu zejména na malých vzorcích. Jako instrumenty byly zvoleny dodatečně zpožděné proměnné příslušné zpožděné endogenní proměnné levé strany rovnice. Dodatečný řád zpoždění byl volen dynamicky (časově specificky tak, jak byly postupně dostupné zpožděné hodnoty) s minimálním počtem zpoždění rovným dvěma, což s ohledem na relativně krátkou časovou dimenzi dostupných pozorování vedlo k 21 implicitním instrumentům (poslední dostupné časové období tedy využívalo 6 zpožděných proměnných jako instrumenty). Jako další instrumenty lze použít samozřejmě rovněž zpožděné proměnné všech dalších proměnných modelu v úrovních i diferencích. Tato možnost však použita nebyla.

9 Index WTI je zatím zkonstruován za relativně krátké období let 2005–2010. Nyní probíhá aktuální fáze šetření mezi respondenty a sběr objektivních dat za rok 2011. Bližší viz <http://www.worldtaxindex.cz>.

rátně byl zkoumán také vliv jednotlivých daní dle klasifikace OECD. Jedná se zejména o důchodové daně osobní (klasifikace 1100) a sociální pojištění (2000), resp. daně korporátní (1200). Dále pak o nepřímé daně uvalené na spotřebu (typu DPH – 5110 a selektivní spotřební daně – 5120). V poslední řadě byl zkoumán vliv majetkových daní (4000).

S ohledem na nedostatky, které s sebou daňová kvóta přináší (viz např. Kotlán a Machová, 2012), je alternativně vůči daňové kvótě v analýze využit World Tax Index (WTI). Jedná se o ukazatel daňové zátěže, který kombinuje tvrdá data s údaji vyjadřujícími tzv. Qualified Expert Opinion (QEO). Ten byl zjištěn prostřednictvím rozsáhlého dotazníkového šetření provedeného mezi daňovými specialisty ze zemí OECD.

WTI se snaží, na rozdíl od daňové kvóty, do hodnocení zakomponovat maximum aspektů, které jsou spjaté například s progresivitou zdanění, s administrativní náročností výběru daní z pohledu plátce, s rozsahem daňových výjimek, s možnostmi daňového odpočtu nákladů atp. Skládá se tedy z několika dílčích subindexů:

- Corporate Income Tax (CIT) – zdanění korporací,
- Personal Income Tax (PIT) – zdanění domácností,
- Value Added Tax (VAT) – DPH nebo daň z obratu,
- Individual Property Taxes (PRO) – majetkové daně,
- Other Taxes on Consumption (OTC) – selektivní spotřební daně.

Podrobněji složení WTI, metodiku jeho konstrukce a také výsledné hodnoty, kterých nabývá pro jednotlivé země ve sledovaných letech, popisují Kotlán a Machová (2013).

Většina použitých dat, především o velikosti HDP, vládních výdajů, lidském kapitálu a zdanění (daňová kvóta a její subčásti) byla čerpána z OECD iLibrary Statistics¹⁰ a OECD Factbook Statistics.¹¹ Tvrdá data, která byla použita pro konstrukci WTI a jeho subindexů, byla získána z OECD Tax Database¹² a OECD Tax Statistics,¹³ doplnkově také z databáze projektu Doing Business Světové banky.¹⁴

Nejprve byly provedeny testy stacionarity za použití tzv. panel unit root test podle Levin, Lin a Chu (2002), Im, Pesaran a Shin (2003), resp. Maddala a Wu (1999). Jako nestacionární byla zjištěna pouze velikost HDP. Jeho stochastická nestabilita byla v dalších analýzách odstraněna pomocí použití prvních diferencí, přesněji řečeno diferencí logaritmu - $d(\log \text{RGDP})$. Takto specifikovaná proměnná umožňuje zkoumat dopad vysvětlujících proměnných na tempo růstu HDP.¹⁵ Použití robustního estimátoru při výpočtu kovarianční matice zajistilo, že jsou výsledky směrodatných odchylek

10 <http://www.oecd-ilibrary.org/statistics;jsessionid=998q2qigk0e50.delta>

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

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

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

14 <http://www.doingbusiness.org>

15 Interpretaci koeficientů můžeme chápat tak, že pokud se změní některá z vysvětlujících proměnných o jednotku, povede zmíněné ke změně (poklesu nebo růstu) tempa růstu HDP, a to o velikost daného koeficientu.

parametrů a testy hypotéz korektní s ohledem na možnou přítomnost autokorelace a heteroskedasticity. Jedná se o metodu „White Period“, kterou nabízí použitý ekonometrický software. Příslušný vztah pro její výpočet je standardně uváděn v ekonometrické literatuře a lze jej nalézt rovněž v manuálu E-Views (kapitola 18, strana 611).

V odhadech byl použit model s fixními vlivy, který je dle Wooldridge (2009) vhodnější v případě makroekonomických dat a za situace, že průřezovými jednotkami jsou státy.¹⁶

3. Panelový VAR model pro země OECD

V této části jsou popsány odhady panelového VAR modelu, které alternativně využívají dvě varianty aproximace velikosti zdanění. Jedná se o daňovou kvótu a WTI. WTI eliminuje nedostatky daňové kvóty v oblasti vazby mezi mírou zdanění a daňovými výnosy. S ohledem na délku časových řad WTI jsou zkoumaným obdobím léta 2005–2010, která vzhledem k použitým 34 zemím OECD dávají dostatečný počet pozorování. Dříve publikované studie (Kotlán, Machová a Janíčková, 2011) potvrzují, že relativně kratší období výsledky příliš nemodifikuje, např. ve srovnání s časovou řadou 1995–2010.

Ve všech níže popisovaných analýzách je exogenní proměnnou míra investic. Není zde však zahrnuta velikost lidského kapitálu, a to pro svou statistickou nevýznamnost, která vychází ze vstupních analýz prvotních regresních modelů. Endogenními proměnnými jsou pak velikost zdanění (alternativně daňová kvóta/WTI), míra vládních výdajů a velikost HDP v diferencích logaritmu, vyjadřující tempo růstu HDP. Zpožděné proměnné jsou označeny (-1). Jak je u VAR modelů obvyklé, v níže uvedených přehledech jsou ponechány i případně statisticky nevýznamné proměnné. Výjimkou je pouze zmíněná aproximace velikosti lidského kapitálu. V dále uvedeném popisu je analyzován vliv zejména endogenních proměnných, rozbor dopadů exogenní proměnné není s ohledem na zaměření článku podstatný.¹⁷

Ve všech případech byla využita umělá proměnná, jež umožňuje zkoumat separátní vliv zemí, které mají výrazný podíl distorzních daní¹⁸ na celkovém zdanění, měřeném pomocí daňové kvóty nebo WTI (graf 1). Za pomoci umělé proměnné byl vytvořen interakční člen jak pro zpožděné hodnoty daňové kvóty, tak pro zpožděné hodnoty WTI.

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

17 Pro úplnost je nutno konstatovat, že otázka exogenity a endogenity byla vyhodnocena na základě ekonomické intuice. Autoři v článku zohlednili jako endogenní ty veličiny, které byly nejlogičtějšími kandidáty. U ostatních veličin je možná endogenita diskutabilní, a proto jsou chápány jako exogenní (jejich uchopení jako endogenních by navíc vedlo k tomu, že by model ztrácel další stupeň volnosti) a s ohledem na rozsah datové základny (relativně krátká časová řada WTI) by pak výsledky ztrácely na věrohodnosti.

18 Kritériem kategorizace do skupiny daňově vysoko-distorzních zemí je podíl výnosu z přímých daní v poměru k výnosu z nepřímých daní větší než 200 %.

Tabulka 1

Panelový model HDP pro země OECD, 2005–2010, celkové zdanění

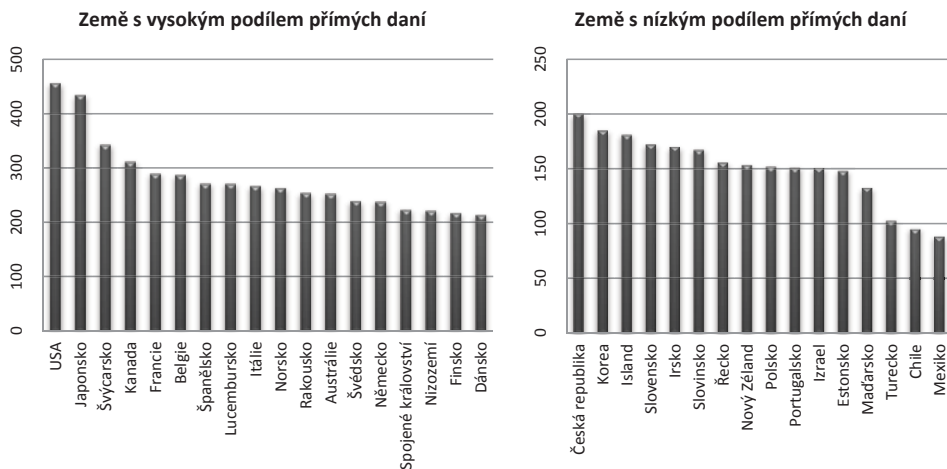
Vysvětlovaná proměnná	Tempo růstu HDP ¹⁹	Tempo růstu HDP ²⁰	Tempo růstu HDP
Počet pozorování	140	84	84
Aproximace zdanění	Daňová kvóta	Daňová kvóta	WTI
Míra reálných investic	0,01(3,92)***	0,01(2,52)***	0,01(0,64)
Tempo růstu HDP (-1)	0,30(0,74)	0,41(0,51)	1,42(1,63)*
Míra vládních výdajů (-1)	0,01(1,64)*	0,01(1,63)*	0,01(1,99)**
Daňová kvóta (-1) / WTI (-1)	-0,01(-1,78)*	-0,02(-1,69)*	-0,20(-1,63)*
Vliv členství ve skupině zemí s vysokým podílem distorzních daní	0,01(0,94)	0,01(0,62)	-0,70(1,64)*
J-statistika	9,11	7,21	6,54

Pramen: vlastní výpočty

Pozn.:²¹ v závorkách jsou uvedeny t-statistiky, jež jsou korigovány o heteroskedasticitu a autokorelaci; směrodatné odchylky jsou spočítány s využitím robustních odhadů; *, **, *** označuje hladinu významnosti 10 %, 5 %, 1 %, metoda fixních efektů. Použitou metodou odhadu dynamického panelu je GMM – zobecněná metoda momentů.

Graf 1

Země OECD dle poměru přímých daní k nepřímým daním (%), rok 2010



Pramen: OECD, 2012, vlastní výpočty

- 19 V tabulce (2, 3, 4) jsou, v souladu s vymezením proměnné tempa růstu HDP v kapitole 2. Metodika a data, chápány jednotlivé vysvětlující proměnné tak, že jejich změna o jednotku má dopady na tempo růstu HDP (po násobení stovkou v p.b.). Např. změna osobní důchodové daně v součtu s příspěvků na sociální pojištění (1100+2000) o jednotku, má za následek pokles tempa růstu HDP o 0,2 p.b.
- 20 Tento sloupec je modifikací druhého sloupce a uvádí výsledky panelové regrese na panelu zemí stejné časové dimenze (84 pozorování celkem) jako v případě třetího sloupce (WTI). Závěry jsou velmi podobné jak při použití vzorku 140 pozorování, tak také při vzorku 84 pozorování.
- 21 Uvedený text poznámky k tabulce je totožný i pro další výsledky ekonometrických analýz (viz následující tabulky).

Tabulka 1 shrnuje výsledky první části VAR modelu.²² Před věcnou interpretací výsledků je nutné konstatovat, že jako instrumenty pro endogenní proměnnou byly použity její zpožděné hodnoty, které byly voleny dynamicky od dodatečného zpoždění 1 až do dodatečného zpoždění řádu 6 (celkově bylo použito 21 implicitních instrumentů). Validita instrumentů byla ověřena použitím standardního Sarganova testu (v tabulce označena jako J-statistika). S ohledem na počet implicitních instrumentů nelze na 5% hladině významnosti zamítnout hypotézu, že instrumenty jsou platné. Testová statistika má za platnosti nulové hypotézy chí-kvadrát rozdělení s počtem stupňů volnosti daným jako rozdíl počtu implicitních instrumentů, kterých je 21, a počtu odhadovaných parametrů, kterých je ve výše uvedeném modelu celkem 5 (počet stupňů volnosti je tak $21-5=16$ a 5% kritická hodnota je 26,3). Výsledky odhadů tak lze pokládat za korektní.²³

Vliv zdanění byl v souladu s ekonomickou teorií potvrzen jako negativní. Zdanění tedy statisticky významně poškozuje ekonomický růst, a to bez ohledu na způsob aproximace daňového zatížení (daňová kvóta nebo WTI). Šedě označený je odhad vlivu umělé proměnné. Použijeme-li jako vyjádření daňového zatížení daňovou kvótu, ukazuje se, že země s převažujícím podílem distorzních daní mají negativní vliv celkového zdanění méně razantní. Vzhledem k statistické nevýznamnosti koeficientu je ale tento závěr neprůkazný. Aproximujeme-li zdanění pomocí vlastního alternativního ukazatele WTI, zjišťujeme statisticky významný a velmi markantní negativní vliv zdanění na ekonomický růst u zemí s vysokým podílem přímých (distorzních) daní. Má-li země ve svém daňovém systému vysoký podíl těchto daní, poškozuje to ekonomický růst kvantitativně významněji než za situace, že je stát zaměřen spíše na nepřímé daně. WTI je vhodnějším aproximátorem daňové zátěže, protože umožňuje zachytit dopady skutečného zdanění na růst, nikoliv pouze prostého podílu daňových výnosů (v případě daňové kvóty), a v odhadovaném modelu dovoluje statisticky významně zachytit vliv umělé proměnné vyjadřující působení distorzních daní.²⁴ Vládní výdaje mají v souladu s ekonomickou teorií pozitivní dopady na ekonomický růst. Pozitivní vliv zpožděné hodnoty HDP je také očekávaný.

22 Obvykle bývají odhady nepanelových VAR modelů doplněny i o odhady funkcí impulsních odezev s cílem ověřit soulad chování ekonometrického modelu s postuláty implikovanými ekonomickou teorií. Článek se však zaměřuje zejména na odhad síly a významnosti vlivu daňových sazeb, a nesnaží se tedy plně modelovat chování všech endogenních veličin, které by se dále využívalo pro predikční účely. Jednoduchá struktura modelu používající jen jedno zpoždění dává dostačující pohled na krátkodobý vzájemný vliv ve změnách jednotlivých endogenních veličin, který je v souladu s ekonomickou intuicí. Z tohoto důvodu nepředstavují funkce impulsních odezev, pro účely tohoto článku, žádnou novou informaci a s ohledem na rozsah článku nejsou dále uváděny.

23 Korektnost odhadů je J-testem potvrzena také v dalších tabulkách.

24 Pro úplnost je třeba uvést, že v případě vysvětlující proměnné popisující daňové zatížení prostřednictvím daňové kvóty tvoří 90% interval spolehlivosti koeficientu cca 10% intervalu spolehlivosti koeficientu u WTI, což ze statistického hlediska by sice nezamítlo hypotézu o rovnosti těchto koeficientů, nicméně z ekonomického hlediska jsou z odhadů zcela patrné rozdílnosti v očekávaných hodnotách těchto koeficientů. Navíc se zmíněné týká pouze vlivu daňového zatížení u zemí s převahou nedistorzních daní. Pokud zahrneme vliv daňového zatížení s preferencí distorzních daní prostřednictvím umělé proměnné, pak je překryv intervalů spolehlivosti nepodstatný.

Vysvětlovaná proměnná	Míra vládních výdajů	Míra vládních výdajů ²⁵	Míra vládních výdajů
Počet pozorování	138	83	83
Aproximace zdanění	Daňová kvóta	Daňová kvóta	WTI
Míra reálných investic	-0,64(-9,8)***	-0,64(-8,7)***	-0,65(-17,8)***
Tempo růstu HDP (-1)	-19,63(-3,57)***	-14,63(-3,50)***	-32,8(-2,97)***
Míra vládních výdajů (-1)	-0,02(-0,61)	-0,02(-0,52)	-0,24(-5,37)***
Daňová kvóta (-1) / WTI (-1)	0,28(5,62)***	0,26(4,60)***	-0,20(-1,63)*
Vliv členství ve skupině zemí s vysokým podílem distorzních daní	-0,08(-0,73)	0,01(0,23)	0,08(2,36)**
J-statistika	14,36	7,62	8,12

Pramen: vlastní výpočty.

Pozn.: J-test potvrzuje korektnost odhadů na 5% hladině významnosti.

Zdanění má statisticky významný pozitivní vliv při vyjádření pomocí daňové kvóty a negativní vliv při využití WTI (viz tabulka 2). Index totiž zahrnuje celou řadu faktorů ovlivňujících daňovou zátěž, které nemusejí při zvýšení zatížení nutně vést k růstu daňových výnosů (viz výše), ale naopak mohou spíše zapříčinit vyšší daňové úniky či výraznější substituční efekt. Zvýšení faktického daňového břemene pak může být doprovázeno poklesem daňových výnosů, a vést tak také k poklesu vládních výdajů. Toto zjištění může výrazně modifikovat rozhodování tvůrců hospodářské politiky.

U zemí s velkým podílem distorzních, resp. přímých daní se pozitivní efekty zvýšené daňové kvóty, a tudíž zvýšených daňových výnosů na podíl vládních výdajů zmenšují (avšak statisticky nevýznamně) a naopak negativní efekty zvýšeného daňového zatížení (měřeno WTI) se částečně eliminují. Jak uvádějí Boadway, Marchand a Pestieau (1994), legální daňové úniky jsou prakticky možné pouze v případě přímých daní. V zemích, kde podíl výnosů z přímých daní je v porovnání s výnosy z nepřímých daní relativně vysoký, zřejmě k daňovým únikům dochází v menší míře, a negativní vliv zvýšení daňového zatížení na vládní výdaje popsany výše je zde mírnější.

Pro úplnost je třeba dodat, že v obou případech se potvrdil statisticky významný negativní vliv růstu HDP na podíl vládních výdajů. Také zpožděná hodnota podílu vládních výdajů je negativní (statisticky významná pouze v případě použití WTI). Nepotvrzuje se tak setrvačnost či perzistence vládních výdajů, ale spíše negativní reakce vládních výdajů v běžném období na vysoké vládní výdaje období předchozího. To může zřejmě souviset s problematikou úspor z důvodu sanace předchozích vládních deficitů a vládních dluhů.

VAR model zahrnoval také rovnici principiálně popisující vliv jednotlivých proměnných na velikost zdanění aproximovaného jak daňovou kvótou, tak pomocí WTI.

25 Popisuje výsledky regresní analýzy znázorněné na stejném vzorku zemí jako v případě WTI.

S ohledem na zaměření článku, jehož cílem není podrobně zkoumat determinanty daňového zatížení, a proto, že jednotlivé rovnice VAR modelu byly odhadovány v panelové regresi separátně, nejsou výsledky této rovnice prezentovány.

Na závěr kapitoly jsou uvedeny výsledky první rovnice VAR modelu v detailnějším členění (tabulka 3). To popisuje zejména vliv jednotlivých složek zdanění na ekonomický růst.

Tabulka 3

Panelový model HDP pro země OECD, 2005–2010, subkomponenty zdanění

Vysvětlovaná proměnná	Tempo růstu HDP	Tempo růstu HDP
Počet pozorování	140	84
Aproximace zdanění	Daňová kvóta	WTI
Míra reálných investic	0,01(1,72)*	0,003(0,66)
Tempo růstu HDP (-1)	-0,01(-0,51)	0,75(1,62)*
Míra vládních výdajů (-1)	0,001(0,88)	0,004(0,45)
Daňová kvóta pro osobní důchodové daně a sociální pojištění (1100 + 2000) (-1) / PIT (-1)	-0,04(-2,66)***	-0,66(1,69)*
Daňová kvóta pro korporátní daně (1200) (-1) / CIT (-1)	0,03(2,63)***	-0,26(1,75)*
Daňová kvóta pro majetkové daně (4000) (-1) / PRO (-1)	0,03(1,75)*	0,17(0,68)
Daňová kvóta pro daně typu VAT (5110) (-1) / VAT (-1)	-0,06(1,64)*	-0,50(-2,21)**
Daňová kvóta pro selektivní spotřební daně (5120) (-1) / OTC (-1)	0,04(0,91)	-3,33 (-1,64)*
J-statistika	12,36	9,54

Pramen: vlastní výpočty.

Pozn.: J-test potvrzuje korektnost odhadů na 5% hladině významnosti.

U osobních důchodových daní (vč. sociálního pojištění) a daní typu DPH byl prokázán negativní dopad na ekonomický růst. U korporátní daně se v případě aproximace zdanění daňovou kvótou nepotvrdila ekonomická teorie o výrazných negativních dopadech zdanění korporací na ekonomický růst. Při použití WTI však již byly negativní efekty zřejmé. Daňová kvóta pak v případě zatížení korporací nejspíše selhává. Neexistuje zde přímá úměra mezi efektivním daňovým zatížením a podílem daňových výnosů. Lafferova křivka je v případě korporátních daní nejspíše výrazně skloněna k ose daňových výnosů, s vrcholem velmi blízkým středové ose.

Pro úplnost je třeba dodat, že v případě použití WTI byl prokázán statisticky významný negativní vliv selektivní spotřební daně a v případě aproximace daňovou kvótou pak statisticky významný pozitivní vliv majetkových daní.²⁶

26 Dále je třeba konstatovat, že použitý software sice umožnil aplikovat také Arellanův-Boverův přístup k odhadu dynamického panelu, souhrnně však přitom nebylo dosaženo kvalitnějších výsledků.

Předložená stať navazuje na předchozí studie autorů a zkoumá vliv zdanění na ekonomický růst ve skupině zemí OECD v období 2005–2010. Velikost zdanění je aproximovaná nejen obvykle používanou daňovou kvótou, ale také pomocí alternativního ukazatele daňového zatížení vlastní konstrukce, WTI. Oproti předchozím analýzám je navíc integrován podíl vládních výdajů a zkoumány jsou také dopady zdanění, ekonomického růstu a dalších proměnných na vládní výdaje. Z metodického hlediska je použit VAR model, který dokáže lépe zohlednit endogenitu některých vysvětlujících proměnných. Klíčovou estimační metodou je zobecněná metoda momentů, která je nezbytná při práci s dynamickým panelem.

Cílem článku bylo ověřit hypotézu o vlivu efektivního daňového zatížení a vládních výdajů na ekonomický růst a působení zdanění a ekonomického růstu na vládní výdaje, a to včetně zkoumání vlivu jednotlivých daňových subkomponent.

Výsledky empirické analýzy především prokazují, že zdanění statisticky významně negativně determinuje ekonomický růst, a to jak v případě měření daňového zatížení za pomoci daňové kvóty, tak s použitím alternativního indexu daňového zatížení WTI, sestaveného autory. Za pomoci techniky umělých proměnných a vytvořeného interakčního členu byl výše popsán vztah zkoumán také ve dvou základních skupinách zemí podle kritéria daňové distorze. Předpokládáme-li, že země s vysokým podílem přímých daní ve vztahu k nepřímým daním, jsou zeměmi s většími distorzními účinky na ekonomický růst, musí se toto projevit také ve vlastní ekonometrické analýze. Výsledky přitom byly průkazné zejména při použití alternativního indexu WTI. Bylo zjištěno, že má-li země nastaven daňový mix s vysokým podílem přímých daní, poškozuje toto ekonomický růst podstatněji než u zemí s preferencí nepřímých daní. Uvedené závěry se vzhledem k statistické nevýznamnosti koeficientů nepodařilo potvrdit ani vyvrátit v případě použití daňové kvóty. Alternativa v podobě indexu WTI se tak zdá přínosnou. Potvrzen byl také pozitivní vliv vládních výdajů na ekonomický růst a perzistence ekonomického růstu, což je v souladu s ekonomickou teorií.

Dále bylo prokázáno, že zdanění má statisticky významný pozitivní dopad na vládní výdaje, využijeme-li k aproximaci zdanění daňovou kvótu, avšak při použití WTI se rostoucí efektivní zdanění naopak projeví v poklesu vládních výdajů, což je možné připisovat legálním daňovým únikům či substitučnímu efektu, které jsou spojeny s poklesem daňového výnosu ve smyslu Lafferovy křivky. Navíc u zemí s velkým podílem distorzních daní se pozitivní efekty zvýšené daňové kvóty zmenšují (statisticky nevýznamně) a naopak negativní efekty zvýšeného daňového zatížení (WTI) se částečně eliminují, neboť právě u těchto zemí, charakteristických vysokými výnosy z přímých daní, jsou zřejmě daňové úniky méně časté.

Poslední část analýz se soustředila na detailizaci zkoumání vlivu jednotlivých daňových komponent. Za zmínku stojí zejména závěr, že u korporátní daně se v případě aproximace zdanění daňovou kvótou nepotvrzuje teorie o negativních dopadech zdanění korporací na ekonomický růst. Měříme-li ale daňové zatížení korporací prostřednictvím WTI, jsou již negativní efekty patrné.

Z výše uvedeného je zřejmé, že WTI je vhodným ukazatelem pro aproximaci daňového zatížení a tvoří velmi důležitou alternativu k daňové kvótě, přičemž u některých daní je dokonce podstatně kvalitnější aproximací daňové zátěže. Jako takový je použitelný nejen pro komparaci daňové zátěže jednotlivých zemí, ale také jako ukazatel daňového zatížení v makroekonomických modelech, především v modelech ekonomického růstu. WTI může také modifikovat závěry nejen v těchto, ale také v dalších ekonometrických modelech, které zkoumají vliv institucionálních a ekonomických proměnných na klíčové, a v současnosti velmi frekventované, veličiny, jakými jsou např. míra korupce (viz např. Hanousek a Kočenda, 2011 nebo Kotlánová a Kotlán, 2012) nebo institucionální charakteristiky trhu práce (Tvrdoň, 2008).

Literatura

- ACOSTA-ORMAECHEA, S.; YOO, J. 2012. Tax Composition and Growth: A Broad Cross-Country Perspective. [Working Paper No. WP/12/257]. International Monetary Fund, 2012.
- ARELLANO, M.; BOND, S. 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*. 1991, Vol. 58, No. 2, pp. 277–297.
- ARNOLD, J. et al. 2011. Tax Policy For Economic Recovery and Growth. *The Economic Journal*. 2011, Vol. 121, pp. F59–F80.
- BARRO, R. J. 1990. Government Spending in A Simple Model of Endogenous Growth. *The Journal of Political Economy*. 1990, Vol. 98, No. 5, pp. 103–125.
- BOADWAY, R.; MARCHAND, M.; PESTIEAU, P. 1994. Towards a Theory of the Direct-Indirect Tax Mix. *Journal of Public Economics*. 1994, Vol. 55, No. 1, pp. 71–88.
- 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.
- BUUS, T. 2012. Daň z příjmů versus daň z přidané hodnoty v malé otevřené ekonomice. *Politická ekonomie*. 2012, Vol. 60, No. 1, pp. 58–80.
- EROSA, A.; KORESHKOVA, T. 2007. Progressive Taxation in a Dynastic Model of Human Capital. *Journal of Monetary Economics*. 2007, Vol. 54, No. 3, pp. 667–685.
- HANOUSEK, J.; KOČENDA, E. 2011. Vazba korupce a hospodářské svobody na veřejné finance a investice nových členů EU. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 3, pp. 310–328.
- IM, K. S.; PESARAN M.; SHIN, Y. 2003. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 2003, Vol. 115, pp. 53–74.
- IZÁK, V. 2011. Vliv vládních výdajů a daní na ekonomický růst. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 2, pp. 147–163.
- JACOBS, B.; BOVENBERG, A. L. 2010. Human Capital and Optimal Positive Taxation of Capital Income. *International Tax and Public Finance*. 2010, Vol. 17, No. 5, pp. 451–478.
- JANDA, K.; MICHALÍKOVÁ, E.; POTÁČELOVÁ, V. 2010. Gravitační a fiskální modely státní podpory exportních úvěrů v České republice. *Politická ekonomie*. 2010, Vol. 58, No. 3, pp. 305–325.
- KEUSCHNIGG, CH. 2009. The Role of Corporate Taxation in a Large Welfare State [Working Paper No. 2009–23]. University of St. Gallen Department of Economics, 2009.
- KNELLER, R.; BLEANEY, M.; GEMMELL, N. 1999. Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries. *Journal of Public Economics*. 1999, Vol. 74, pp. 171–190.

- KOTLÁN, I. 2001. Alternativy stabilizační politiky. *Politická ekonomie*. 2001, Vol. 49, No. 4, pp. 514–521.
- KOTLÁN, I. 2008. Gnoseologické přístupy k daňové reformě v ČR. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 4, pp. 505–519.
- KOTLÁN, I.; MACHOVÁ, Z. 2012. Vliv zdanění korporací na ekonomický růst: selhání daňové kvóty? *Politická ekonomie*. 2012, Vol. 60, No. 6, pp. 743–763.
- KOTLÁN, I.; MACHOVÁ, Z. 2013. *Konstrukce alternativního ukazatele daňového zatížení na základě Saatyho metody a jeho využití v růstových modelech*. Praha: Nakladatelství ČVUT, 2013. ISBN 978-8086729-83-1.
- KOTLÁN, I.; MACHOVÁ, Z.; JANIČKOVÁ, L. 2011. Vliv zdanění na dlouhodobý ekonomický růst. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 5, pp. 638–658.
- KOTLÁNOVÁ, E.; KOTLÁN, I. 2012. Vliv institucionálního prostředí na velikost korupce: empirická analýza. *Politická ekonomie*. 2012, Vol. 60, No. 2, pp. 167–186.
- LAMARTINA, S.; ZAGHINI, A. 2011. Increasing Public Expenditures: Wagner's Law in OECD Countries. *German Economic Review*. 2011, Vol. 12, No. 2, pp. 149–164.
- 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.
- LOIZIDES, J.; VAMVOUKAS, G. 2005. Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from Trivariate Causality Testing. *Journal of Applied Economics*. 2005, Vol. 0, pp. 125–152.
- 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.
- MENDOZA, E. G.; MILESI-FERRETTI, G. M.; ASEA, P. 1995. Do Taxes Matter for Long-Run Growth?: Harberger's Superneutrality Conjecture. [International Finance Discussion Paper No. 511]. Board of Governors of the Federal Reserve System, 1995.
- MILESI-FERRETTI, G. M.; ROUBINI, N. 1998. Growth Effects of Income and Consumption Taxes. *Journal Money, Credit and Bankig*. 1998, Vol. 30, No. 4, pp. 721–744.
- 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.
- REBELO, S. 1991. Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*. 1991, Vol. 99, No. 3, pp. 500–21.
- ROMER, P. M. 1986. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*. 1986, Vol. 94, No. 5, pp. 1002–37.
- SANTORO, M.; WEI, CH. 2009. A Note on the Impact of Progressive Dividend Taxation on Investment Decisions. *Macroeconomic Dynamics*. 2009, pp. 1–11.
- SCHALTEGGER, Ch. A.; TORGLER, B. 2004. Growth Effects of Public Expenditure on the State and Local Level: Evidence from a Sample of Rich Governments. [Working Paper no. 2004-16]. Center for Research in Economics, Management and the Arts (CREMA), 2004.
- SOLOW, R. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 1956, Vol. 70, No. 1, pp. 65–94.
- ŠIROKÝ, J. a kol. 2008. *Daňové teorie – s praktickou aplikací*. 2. vyd. Praha: C. H. Beck, 2008. ISBN 978-80-7400-005-8.
- TVRDOŇ, M. 2008. Institucionální aspekty fungování trhu práce. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 5, p. 621–642.

- WAGNER, A. 1911. Staat in nationalökonomischer Hinsicht. In CONRAD, J. et al. (eds.). *Handwörterbuch der Staatswissenschaften*. 3rd ed., Bd. 7, pp. 727–739. Jena: Lexis, 1911. ISBN 978-5875364419.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2009. *Introductory Econometric: A Modern Approach*. Mason: South-Western Cengage Learning, 2009. ISBN 978-0324113648.

INTERACTION OF TAXATION, GOVERNMENT EXPENDITURE AND ECONOMIC GROWTH: PANEL VAR MODEL FOR OECD COUNTRIES

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

Abstract

The article is focused on the mutual relationship among effective tax burden, size of government spending and economic growth. Its aim is to verify the effect of taxation and government spending on economic growth, but also to verify the effect of taxation and economic growth on the size of government spending. The analysis is methodologically based on a panel VAR model where taxation is approximated by standard Tax Quota as well as an alternative World Tax Index (WTI), which was compiled by the authors. The data cover the period of 2005 – 2010 for the OECD countries. The results of empirical analyzes show that economic growth is positively influenced by government spending, while the effect of taxation is negative for all types of taxes. Government expenditures are negatively influenced by both economic growth and the size of the taxation. We come also to the conclusion that WTI is preferable approximator of the tax burden than the Tax Quota, and may be used in further empirical analyzes.

Keywords

tax burden, World Tax Index (WTI), tax quota, government expenditures, economic growth, VAR model, panel data estimation

JEL Classification

O40, H20, C50