

VPLYV VEREJNÉHO DLHU A JEHO ŠTRUKTÚRY NA EKONOMICKÝ RAST VYBRANÝCH VYSPELÝCH KRAJÍN

Martin Murín*

Abstract

The Influence of Public Debt and Its Structure on Economic Growth of Advanced Economies

The aim of this paper is to explore the influence of public debt structure on economic growth of advanced economies. The investigation mainly focuses on shifts in public debt structure which does not change the level of debt quota. Methodical approach follows similar exercises developed to evaluate the effects of tax shifts on economic growth. Debt decompositions are made according to i) original maturity of instruments; ii) currencies; iii) residency of creditors; iv) kind of instrument. The panel data regression of 24 OECD countries in the period from 2000 to 2014 is used. The main findings suggest that the structure of public debt matters to economic growth in every decomposition made. Moreover, it was found that shifts in debt structure which are neutral towards the level of debt quota could be associated with changes of economic growth rates. Hence, it is legit to deal with adequate public debt structure not only with debt level in terms of influencing the economic growth.

Keywords: public debt, debt structure, structure shift, economic growth, panel data regression, sovereign debt crisis.

JEL Classification: H63, O43, O47

Úvod

Problematika verejného dlhu a jeho dopadu na ekonomický rast predstavuje výrazne zaujímavú oblasť ekonomickej diskusie. Obzvlášť v súvislosti s hospodárskou krízou a jej neskoršími prejavmi v dlhovej dynamike a po publikácii príspevku autorov Reinharta a Rogoffa (2010), ktorí naznačili možný nelineárny dopad dlhu na ekonomický rast, sa záujem v akademickej obci zvýšil. Od uvedeného príspevku vniklo mnoho štúdií, ktoré sa snažili nelinearitu potvrdiť, resp. určiť úroveň dlhu, kedy jeho záťaž prevýši pozitíva, ktoré táto inštitúcia spoločnosti môže prinášať. Neskôr Panizza a Presbitero (2013) tvrdia, že tieto štúdie nepotvrdzujú kauzalitu od dlhu k rastu, ale skôr koreláciu medzi dlhom a rastom. V závere svojej publikácie uvádzajú témy, ktorými by sa výskum mohol ďalej zaoberať. Jednou z navrhnutých tém je aj dopad štruktúry dlhu. V empirickej literatúre sa tejto problematike venuje pozornosť hlavne v porovnávaní účinkov medzi dlhom domácim a dlhom zahraničným, alebo medzi dlhom emitovaným v domácej mene, resp. mene zahraničnej.

* **Martin Murín** (martin.murin@mail.muni.cz), Masarykova univerzita, Ekonomicko-správná fakulta. Tento článok vznikol s podporou projektu GAČR 17-26705S s názvom *Dopady změn v daňové legislativě na efektivnost a spravedlnost v České republice*.

Hlavným cieľom tohto príspevku je preto odhad dopadu štruktúry verejného dlhu na ekonomický rast vybraných vyspelých krajín. Ambíciou článku je rozšíriť stávajúcu literatúru o analýzu dopadov zmeny štruktúry dlhu. Pre tento účel je v práci použitý modifikovaný prístup autorov Headyho *et al.* (2009), ktorí ho používajú pre hodnotenie vplyvu zmeny štruktúry daní na ekonomickú úroveň. Teoretický koncept použitý v práci vychádza z novších rastových teórií, ktoré inkorporujú verejný dlh do rastového modelu. Z metodického hľadiska je analytická časť postavená na panelovej regresii modelu s fixnými efektmi na vzorke 24 OECD krajín v čase od roku 2000 do roku 2015.

1. Teoretický dopad verejného dlhu na ekonomický rast

V literatúre existuje väčšie množstvo teoretických prác, ktoré demonštrujú negatívny vplyv verejného dlhu na ekonomický rast. Nie všetci autori sa zhodujú. Jednou z možností, akou dlh môže vplývať na rast negatívne je jeho vplyv na súkromné úspory. Úspory môžu byť znižované buď priamo ednogénnou sadzbou dane, ktorá dorovnáva zvýšené výdavky (Barro, 1990), alebo alokáciou časti úspor v prospech nákupu vládneho dlhu domácnosťami (Modigliani 1961), alebo možnosťou, že v budúcnosti bude časť národných príjmov nutne viazaná na náklady na obsluhu dlhu (Buchanan, 1999). Modely podobné tomu Modiglianého vychádzajú z pomerne prísneho predpokladu. Považujú všetky výdavky vlády za neproduktívne. Rozdelením vládnych výdavkov na produktívne a neproduktívne (viď napr. Kneller *et al.*, 1999) môžu byť odvodené rôzne rovnovážne stavy medzi deficitom, dlhom a rastom, ako to uvádzajú napr. Adam a Bevan (2005). Ďalším kanálom, ktorý popisuje negatívny dopad verejného dlhu na ekonomický rast je podľa príspevku Elmendorf a Mundell (1999) pozitívny vzťah medzi veľkosťou dlhu a dlhodobými úrokovými sadzbami. V takomto prípade navýšenie dlhu zvyšuje sadzby, čo obmedzuje rast potenciálu prostredníctvom vytesnenia súkromných investícií. Navzdory trendom v nedávnom vývoji monetárnej politiky pozitívny vplyv dlhu na dlhodobé úrokové miery potvrdzuje napr. Baum *et al.* (2013), ktorí dodávajú, že pre 12 krajín eurozóny v čase 1990–2010 tento vzťah platí približne od momentu, kedy dlh presahuje úroveň 70 % k HDP.

Všetky tieto závery, či už explicitne alebo implicitne, môžu byť vypozerované z výsledkov, ktoré generuje model ekonomického rastu, sledujúci dopad kumulácie verejného dlhu uvedený autormi Telesom a Mussolinim (2014).¹ Jedná sa o OLG model ekonomického rastu uzavretej ekonomiky. Model rozširuje prácu Barra (1990) o deficitný rozpočet vlády a prácu Bauningera (2005) o predpoklad, že časť verejných výdavkov je produktívna, čím ovplyvňuje hraničnú výnosnosť súkromných aktív a o analýzu dopadu exogénnej daňovej sadzby. Na rozdiel od Bachiocchiho *et al.* (2011) model nerieši

1 Model uvedený v citovanom príspevku predstavuje hlavný teoretický rámec použitý v tejto práci. Autori pomocou trojsektorového modelu dochádzajú k záveru, že tempo rastu produktu je tým nižšie, čím sú vyššie úroky z dlhu. Záver je aplikovateľný aj na konkrétne analýzy spracovávané v tomto príspevku. Predpokladá sa, že verejný dlh bude na ekonomický rast pôsobiť tým negatívnejšie, čím vyššie budú jeho náklady.

optimálny podiel produktívnych vládnych výdavkov k súkromnému kapitálu. Považuje ho za exogénny. Záverom je, že veľkosť dlhu ovplyvňuje ekonomický rast negatívne skrz medzigeneračný transfer úrokových platieb. Teles a Mussolini (2014) poukazujú analyticky na podobný záver, ako napr. Buchanan (1999). Závaž z verejného dlhu v podobe medzigeneračného transferu je daný veľkosťou úrokových platieb z neho plynúcich. Jedná sa o obdobný princíp akým je systém priebežného financovanie (PAYG).

2. Vzťah štruktúry dlhu a ekonomického rastu

Model Telesa a Mussoliniho (2014) nepopisuje dopad štruktúry dlhu na ekonomický rast explicitne. Implicitne však zvolená štruktúra dlhu ovplyvňuje veľkosť dlhových nákladov. V skutočnosti ekonomika neoperuje len s jednou úrokovou mierou, tak ako zjednodušujú autori. Na vyrovnaní cien sa podieľa riziko. Potom štruktúra dlhu zvyšujúca akékoľvek riziká z titulu obsluhy dlhu bude spôsobovať nárast nákladov dlhu, a tým znižovať rovnovážne tempo rastu produktu či už vytesnením súkromných investícií, alebo znižovaním disponibilných úspor použiteľných pre tvorbu kapitálu. Nevhodná štruktúra dlhu tak môže prispievať k znižovaniu fiškálneho priestoru, využiteľného pri krátkodobých poklesoch ekonomiky (Ostry *et al.*, 2015), alebo zvyšovať neistotu a s tým súvisiace riziko fiškálnych problémov, ktoré môžu v budúcnosti viesť k fiškálnej konsolidácii (Cochrane, 2011).

Je možné rozdeliť vládny dlh na domáci a zahraničný z pohľadu veriteľa dlhu, ako to robia napr. Adam a Bevan (2005). Pokiaľ je úroková sadzba z externého dlhu nižšia ako tempo rastu produktu, potom z ich pohľadu môže mať externý dlh podobný dopad ako zahraničná pomoc. Naopak Meade (1958) spolu s Lernerom tvrdia, že jedine dlh externý spôsobuje záťaž pre budúce generácie, pretože domáci dlh v budúcnosti iba redistribuuje príjmy medzi veriteľmi a daňovými poplatníkmi. Externý dlh naopak spôsobuje odliv kapitálu mimo ekonomiku, s čím už Lerner a Meade spájajú zníženie budúcich spotrebných možností ekonomiky. S týmto tvrdením nesúhlasí Buchanan (1999). Ten považuje platené úroky za transfer medzigeneračnej záťaže v oboch prípadoch. Diamond (1965) používa neoklasický OLG model a tvrdí, že domáci dlh spôsobuje vytesnenie domáceho kapitálu, pričom externý dlh odčerpáva kapitál zo zahraničia. Darreau a Pigalle (2013) poukazujú na ekvivalenciu Lernerovho a Diamondového modelu v prípade, ak je ekonomika otvorená a aktíva sú považované za dokonalo substitučné. Potom dlh spôsobuje záťaž pre budúcu generáciu bez rozdielu, či je držaný domácimi, alebo zahraničnými subjektmi. Z uvedeného plynie, že teoretický rozdiel medzi vplyvom domáceho a zahraničného dlhu na ekonomický rast nie je jednoznačný.

Z pohľadu štruktúry dlhu podľa meny, v ktorej je dlh denominovaný, je zaujímavá hypotéza pôvodného hriechu (original sin hypothesis), ktorú uvádzajú Eichengreen *et al.* (2003). Jej predpokladom je neschopnosť použiť domácu menu na emitovanie dlhu na medzinárodnom trhu. Skoršia verzia tejto hypotézy, Hausmanova hypotéza pôvodného hriechu, predpokladala nemožnosť použitia domácej meny ani na domacom trhu. Veľkosť obsluhy dlhu bude preto výrazne závislá od vývoja výmenných kurzov. Z empirického

hľadiska potom Dell'Ebra *et al.* (2013) potvrdzujú, že kompozícia dlhu podľa meny môže zohrávať dôležitú úlohu pri ovplyvňovaní veľkosti spreadov vládneho dlhu.² Veľkosť dlhu pôsobí na spready pozitívne v prípade rozvíjajúcich sa krajín, ktoré držia vysoký podiel dlhu v cudzej mene. Z rozvinutých krajín sú spready citlivejšie na veľkosť zahraničných záväzkov iba v eurozóne.³ Privysoký podiel dlhu v zahraničnej mene môže spôsobovať makroekonomické riziká. Transmisným mechanizmom je reálny menový kurz. Výrazný podiel verejného dlhu v cudzej mene tak môže vyvolávať prinajmenšom neistotu spojenú s veľkosťou nákladov v domácej mene.

3. Rešerš literatúry zaoberajúcou sa empirickým výskumom vplyvu verejného dlhu na ekonomický rast

Veľká hospodárska kríza vo viacerých ekonomikách výrazne zhoršila ich fiškálne pozície, definované ako potenciál refinancovať vládne potreby. Z hospodársko-politickej perspektívy viedla kríza častokrát k voľbe medzi expanzívnu fiškálnou politikou a konsolidáciou verejných financií s cieľom riešiť znepokojujúci vývoj verejného zadlženia. Výskum dopadu verejného dlhu na ekonomický rast sa stal dôležitým pre potrebu hľadania opodstatnených argumentov pre znižovanie vládnych výdavkov v čase hospodárskeho útlmu. Z pohľadu pozornosti, ktorú autori téme venujú, je za zlomovú považovaná práca Reinharta a Rogoffa (2010).

Reinhart a Rogoff (2010) rozdelili vzorku 44 krajín medzi krajiny vyspelé a rozvíjajúce sa. V skupinách potom sledovali rastovú výkonnosť a infláciu v epizódach kedy dlh k HDP patrí do intervalov (0%; 30 %), (30%; 60 %), (60%; 90 %) a (90%; ∞) Pokiaľ dlh prekročil hranicu 90 % k HDP, bol priemerný rast v povojnovom období o takmer 3 p. b. a medián o 1 p. b. nižší ako v ostatných skupinách. Tento záver platil aj pre skupinu 20 vyspelých krajín OECD.⁴

Sofistikovanejší prístup bol volený autormi Checheritov a Rotherom (2010). Tí na vzorke 12 krajín eurozóny v čase 1970–2010 odhadovali vplyv dlhu na rast pomocou kvadratickej regresie. Určili, že ak verejný dlh prekročí hranicu 90–100 % k HDP, obmedzuje tempo rastu, pričom fiškálny deficit a ročné diferencie dlhu pôsobia negatívne lineárne. Ďalej identifikujú 4 hlavné veličiny, ktoré môžu viesť k spomínanému záveru. Jedná sa o súkromné úspory, verejné investície, celkovú produktivitu, vládne dlhodobé a reálne úroky.⁵ V novšom príspevku autori Baum *et al.* (2013) pre rovnaký prierez krajín v čase od 1990 do 2010 s použitím dynamickej hraničnej regresie odhadli hranicu na úroveň

2 V príspevku meraných ako rozdiel medzi výnosom dlhopisov v danej krajine a výnosnosti dlhopisov v referenčnej ekonomike (napr. USA, Nemecko), násobený rozdielom medzi úrokovými swapmi.

3 Eurozóna predstavuje inštitucionálny experiment pre testovanie hypotézy pôvodného hriechu.

4 Herndon *et al.* (2014) odhalili, že Reinhart a Rogoff (2010) sa museli dopustiť niekoľkých chýb. Po replikácii citovaného článku dopočítali priemerný rast v intervale (90%; ∞) na úrovni 2,2 % oproti -0,1 %, uvádzaný R&R.

5 Teles a Musollini (2014) dokazujú, že dlh negatívne vplyva na produktivnosť verejných investícií. Bacchiocchi *et al.* (2011) tvrdia, že aj objem realizovaných investícií je znižovaný ak je dlhová kvóta vysoká.

95 %, pričom dlh rast môže stimulovať a bod tohto maxima je na úrovni okolo 67 % k HDP. Nelinearita sa prenáša obdobne ako vyššie.

Afonso a Alves (2014) sa zameriavajú na 14 krajín EU v čase od 1970 do 2012. Sledujú interakciu dlhovej kvóty s monetárnymi, inštitucionálnymi, makroekonomickými premennými a premennými verejných financií. Zapojenie krajín do paktu stability a rastu vplyvu dlhu na rast prospieva, ak viedlo k disciplinárnemu efektu na verejné financie. Dlh samotný ovplyvňuje rast negatívne. Náklady obsluhy dlhu v lineárnej špecifikácii pôsobia silnejšie ako samotná veľkosť dlhu, čo je v súlade s medzigeneračným prenosom dlhovej záťaže, vid' Buchanan (1999). Autori ďalej odhadli bod zlomu vplyvu dlhu na úrovni medzi 74–75 %.

Cecchetti *et al.* (2011) rozširujú dopad verejného dlhu o dlh zvyšných nefinančných sektorov. Vzorka v regresii zahrnuje 18 krajín OECD v období od 1980 do 2006. Autori zámerne vynechávajú roky do 2010, aby sa vyhli ekonomickej kríze. Hľadajú bod zlomu pre všetky kategórie nefinančného dlhu oddelene. Dlh nefinančných korporácií znižuje rast, ak presiahne 90 % a vlády 85 %. Bod zlomu dlhu domácnosti (85 %) nie je štatisticky významný. Autori upozorňujú, že tieto hodnoty nie je vhodné chápať ako cieľové alebo žiadúce. Obzvlášť pre fiškálnu autoritu platí, že by na hranici nemusela mať vytvorený dostatočný priestor na reakciu v prípade nepriaznivého fiškálneho šoku, vid' Ostry *et al.* (2015). Fiškálna expanzia sprevádzaná rastom dlhu môže byť prospešná pri súčasnej monetárnej politike, a to už pri nízkej multiplikácii a pri pracovnom trhu so sklonom k hysterézií. Podľa DeLonga a Summersa (2012) môže verejný dlh preto pôsobiť výrazne pre rastovo aj v dlhom období.

Pattino *et al.* (2011) hľadajú bod zlomu externého dlhu. Ich panel tvorí 93 rozvojových krajín v čase od roku 1969 do roku 1998. Ak externý dlh prekročí hranicu 160–170 % k exportu, resp. 35–40 % k HDP, potom začína spomaľovať rast. Kutivadze (2011) rozširuje analýzu aj o dopad externého dlhu vo vysokopríjmových krajinách. Z výsledkov vyplýva, že nelinearita celkového verejného dlhu je signifikantnejšia v krajinách nízko a stredne príjmových. Dôvodom je veľkosť externého dlhu, pretože domáci dlh nelineárny efekt negeneroval. U vysokopríjmových krajín nebol potvrdený dopad dlhu ani jeho štruktúry na rast. Tieto závery sú v relatívnom súlade s Dell'Erbom *et al.* (2013), Eichengreenom *et al.* (2003).

Určenie bodu zlomu vzťahu medzi dlhom a rastom nie je jednoznačné. Minea a Parent (2012) v reakcii na Reinharta a Rogoffa (2010) používajú v panelovej regresii vyhladzovaciu hranicu, skúmajú tak endogénne odhadnuté zlomy. Nakoľko vychádzajú z R&R, vzťah dlhu a rastu nekontrolujú o inú premennú. Potvrdzujú, že dlh po prekročení úrovne 90 % k HDP spomaľuje rast, dodávajú však, že endogénna hranica sa objaví znovu po prekročení 115 %. Od toho momentu je dlh znovu pre rastový. V prípade správnosti výsledku by to znamenalo, že krajiny zadlžené nad úroveň 90 % by svoj dlh nemuseli znížiť. Stačilo by, keby ho zvýšili nad úroveň 115 % k HDP. Je nutné o výsledku uvažovať skôr ako kritike R&R nasledovníkov a nie ako hospodársko-politickom návrhu.

Panizza a Presbitero (2013) identifikujú niekoľko výrazných nedostatkov predchádzajúcich príspevkov. Za hlavný považujú endogenitu vzťahu verejného dlhu a ekonomického rastu. Ďalší, heterogenitu, resp. určenie jednej hranice identickej pre všetky krajiny nerešpektujúce možné prierezových špecifiká. V neposlednom rade nedostatočné

vyargumentovanie mechanizmov, ktoré by nelinearitu odôvodňovali unifikovane naprieč literatúrou. V neskoršom príspevku potom Panizza a Presbitero (2014) riešia kauzalitu od dlhu k rastu, kedy na dátach Cecchettiho *et al.* (2011) ukazujú, že nelineárny vplyv platí, len ak endogenita nie je riešená z ich pohľadu dostatočne. Dlhovú kvótu inštrumentujú podielom sumy súčinov zmien menových kurzov a pripadajúcemu dlhu v danej mene k celkovému dlhu v zahraničných menách. Kauzalita od dlhu k rastu nebola potvrdená. Autori tak predchádzajúce výsledky vnímajú skôr ako korelácie.

Eberhardt a Presbitero (2015) tvrdia, že ich práca predstavuje prvú panelovú štúdiu venujúcu sa efektom dlhu na rast, ktorá adresne rieši vplyv heterogenity a prierezovej závislosti. Analýza 118 krajín v intervale 1961 až 2012 potom poskytuje dôkazy o systematických rozdieloch medzi krajinami vo vzťahu dlhu a rastu a možnej nelinearity. Krajiny s vysokou záťažou z obsluhy dlhu môžu mať hranicu zlomu výrazne nižšiu, čo implicitne naznačovali Afonos a Alves (2014). Jednotlivé ekonomiky môžu mať natoľko výrazne špecifické vzťahy medzi dlhom a rastom, že nie je vhodné, aby tvorcovia hospodárskych politík príjmami uniformné závery o hranici dlhu.

Ahlborn a Schweickert (2016) uprednostňujú zhľukovanie krajín podľa ich ekonomického systému. Predpokladajú, že krajiny v zhľuku nie sú odlišné, ale líšia sa zhľuky medzi sebou. Identifikujú kontinentálne (EU jadrové ekonomiky), liberálne (anglosaské) a severské (škandinávské) ekonomické systémy. Predpokladajú, že ekonomický systém vytvára istú mieru fiškálnej neistoty, ktorá zohráva významnú úlohu v determinácii vzťahu medzi dlhom a rastom. V liberálnych ekonomikách nebola potvrdená úroveň dlhu, ktorá by menila smer vplyvu dlhu na rast. Krajiny kontinentálne mali túto hranicu na úrovni 75 % a krajiny škandinávské na úrovni 60 % k HDP. V prípade platnosti predpokladu autorov, by to znamenalo, že severské krajiny by v oblasti fiškálnej neistoty dopadli najhoršie.

Z uvedených príspevkov plynie prevaha názoru, že verejný dlh pôsobí na ekonomický rast negatívne. Minimum autorov spochybňuje výhody, ktoré inštitúcia môže prinášať. Problém vzniká, až keď je záťaž z verejného dlhu relatívne vysoká k výkonnosti ekonomiky. Práve vzťah medzi záťažou verejného dlhu a ekonomickým rastom odhaľujú napr. autori Teles a Musollini (2014). Ich analytický model tvorí základný teoretický rámec tohto príspevku. Avšak, ako už bolo spomenuté, riadne formálne, či teoretické uchopenie mechanizmu vplyvu nelinearity verejného dlhu na ekonomický rast v literatúre zatiaľ chýba (Panizza a Presbitero, 2013). Preto je otázne, prečo by malo platiť, že verejný dlh po prekročení istej odhadnutej hranice bude pôsobiť na rast negatívne, a to uniformne pre skupinu krajín. To, čo môže byť zaujímavejšie, je analyzovanie špecifik, ktoré by na intenzitu pôsobenia dlhu na rast mohli vplývať, vid' napr. štruktúra dlhu.

4. Empirická analýza vplyvu dlhu a jeho štruktúry na rast

Nasledujúca časť príspevku je zameraná na posúdenie dopadu verejného dlhu na ekonomický rast krajín OECD. Hlavným cieľom práce je zistiť vplyv štruktúry dlhu podobne ako to robia Heady *et al.* (2009), ktorí posudzujú dopad zmeny štruktúry daní na produkt, Acosta-Ormaechea a Yoo (2012) na tempo rastu produktu alebo Acosta-Ormaechea a Morozumi (2013) sledujú dopad zmeny štruktúry verejných výdavkoch.

4.1 Popis použitej metodiky a dát

Výskumná vzorka je tvorená krajinami OECD v čase od roku 2000 do roku 2015. Cieľ práce bude naplňovaný pomocou panelovej regresie. Pre získanie čo najviac homogénnej vzorky a pre nedostatočné počty pozorovaní boli z 35 krajín OECD vylúčené Čile, Grécko, Island, Izrael, Japonsko, Kórea, Lotyšsko, Mexiko, Nový Zéland, Slovinsko a Turecko. Preto je maximálny počet krajín, N_{max} , 24. Všetky dáta boli získané z databázy OECD.Stat. Popis jednotlivých premenných spolu s ich označením je zobrazený v tabuľke 1. V prípravnej fáze príspevku bolo testovaných viacero ďalších modifikácií modelov a premenných, ktoré by mohli vplývať na rast (Sala-i-Martin, 1997). Prezentované premenné predstavujú z tohto hľadiska tie najvhodnejšie.

Tabuľka 1 | Používané premenné a ich označenie v ďalšom texte

GDPpc	Reálne HDP na osobu, v logaritmoch (všetky logaritmy sú prirodzené)
Growth	Rast reálneho produktu na osobu;
Cap	Hrubá tvorba fixného kapitálu, podiel k HDP (%), v logaritmoch
Open	Podiel súčtu exportu a importu k HDP (%), v logaritmoch
Tech	Počet patentov na milión obyvateľov, v logaritmoch
Gov	Celkové výdavky vlády, podiel k HDP (%), v logaritmoch
Debt	Hrubý domáci dlh, všeobecná vláda, podiel k HDP (%)
D_hdp	Všeobecne označenie kategórie verejného dlhu k HDP
Short	Krátkodobý dlh podľa pôvodnej doby splatnosti, podiel k HDP (%)
Long	Dlhodobý dlh podľa pôvodnej doby splatnosti, podiel k HDP (%)
CurD	Dlh v domácej mene, podiel k HDP (%)
CurF	Dlh v zahraničnej mene, podiel k HDP (%)
CreD	Dlh držaný domácimi subjektmi, podiel k HDP (%)
CreF	Dlh držaný zahraničnými subjektmi, podiel k HDP (%)
Instr1	Zvláštne práva čerpania (SDR) + obeživo a vklady, podiel k HDP (%)
Instr2	Dlhové cenné papiere, podiel k HDP (%)
Instr3	Úvery, podiel k HDP (%)
Instr4	Ostatné dlhové inštrumenty, podiel k HDP (%)
D_ratio	Všeobecne označenie podielu kategórie dlhu na celkovom verejnom dlhu
ShTerm	Krátkodobý dlh podľa pôvodnej doby splatnosti, podiel k celkovému dlhu (%)
LTerm	Dlhodobý dlh podľa pôvodnej doby splatnosti, podiel k celkovému dlhu (%)
CurDom	Dlh v domácej mene, podiel k celkovému dlhu (%)
CurFor	Dlh v zahraničnej mene, podiel k celkovému dlhu (%)
CreDom	Dlh držaný domácimi subjektmi, podiel k celkovému dlhu (%)
CreFor	Dlh držaný zahraničnými subjektmi, podiel k celkovému dlhu (%)
Debt1	Zvláštne práva čerpania + obeživo a vklady, podiel k celkovému dlhu (%)
Debt2	Dlhové cenné papiere, podiel k celkovému dlhu (%)
Debt3	Pôžičky a úvery, podiel k celkovému dlhu (%)
Debt4	Ostatné dlhové inštrumenty, podiel k celkovému dlhu (%)

Štruktúra verejného dlhu je k dispozícii s kvartálnou periodicitou. Získavané boli hodnoty kumulácie dlhu v bežných cenách v USD v poslednom kvartály daného roku. K výpočtu podielov boli použité kategórie v rovnakých jednotkách, čím boli premenné očistené o zmeny cien. Sledované sú 4 rôzne členenia štruktúry dlhu. Jedná sa o štruktúru dlhu rozdelenú podľa: i) pôvodnej doby splatnosti dlhu, kde patria inštrumenty s krátkodobou splatnosťou, obvykle do jedného roku a inštrumenty s dlhou dobou splatnosti nad 1 rok; ii) meny, v ktorej je dlh denominovaný, a to dlh v domácej mene a dlh v mene zahraničnej; iii) pôvodu veriteľa, teda dlh držaný domácimi a dlh držaný zahraničnými rezidentmi; iv) dlhového inštrumentu: zvláštne práva čerpania (SDR); obeživo a depozitá; dlhové cenné papier; pôžičky a úvery; poistenie, dôchodky a štandardizované schémy záruk; a ostatné.⁶

Ekonomický rast v obdobných empirických príspevkoch býva štandardne popisovaný lineárnym modelom v tvare:

$$y = \mathbf{X}\beta + \mathbf{DEBT}\varphi + \varepsilon, \quad (1)$$

kde maticu $\mathbf{X}$ tvoria kontrolné premenné, ktoré opisujú tempo rastu v súlade s ekonomickou teóriou, $\mathbf{DEBT}$ je matica sledovaných premenných v súlade s cieľom príspevku, závislú premennú predstavuje medziročné tempo rastu produktu,⁷ β a φ sú parametre modulu a ε predstavuje chybovú zložku.

$\mathbf{X}$ je tvorená premennými Cap_{it} , ktorá aproximuje investície do fyzického kapitálu, $Open_{it}$, ktorá kontroluje vplyv otvorenosti ekonomiky; $Tech_{it}$ aproximuje intenzitu technologického rozvoja, do značnej miery súvisí s príspevkom ľudského kapitálu;⁸ Gov_{it} kontroluje odhady o vplyv relatívnej veľkosti vládneho sektoru. Maticu $\mathbf{DEBT}$ tvorí konkrétne vyjadrenie verejného dlhu v danom odhade.

6 Krajiny, ktoré nemali dostatok pozorovaní, boli vynechané. Jedná sa o: i) Kanada, Dánsko, Holandsko, počet krajín $N = 21$; ii) Belgicko, Kanada, Česká republika, Dánsko, Fínsko, Holandsko, Nemecko, Nórsko, Poľsko, Švajčiarsko, $N = 14$; iii) Belgicko, Česká republika, Dánsko, Estónsko, Francúzsko, Holandsko, Nemecko, Nórsko, Poľsko, Švajčiarsko, $N = 14$; iv) $N = N_{max} = 24$, v súlade s kategorizáciou uvedenou vyššie.

7 Ročnú periodicitu tempa rastu používajú Acosta-Ormaechea a Yoo (2012), Baum *et al.* (2013), Machová a Kotlán (2015), Murín (2016a, 2016b) a ďalší. Afonso a Alves (2014), okrem ročných temp, používajú aj 5-ročné kľzavé priemery podobne ako Cecchettini *et al.* (2011) alebo Panizza a Presbitero (2014), čo do chybovej zložky odhadu vnáša výraznú autokoreláciu. Ďalej sa pomerne často používajú 5- alebo 3-ročné intervalové priemery, viď napr. Checherita a Rother (2010), Ahlborn a Schweickert (2016), Pattillo *et al.* (2011). Kneller *et al.* (1999) upozorňujú na citlivosť výsledkov na zvolený počiatočný rok a navyše Panizza a Presbitero (2014) ukazujú, že sa výsledky výrazne nelíšia v porovnaní s 5-ročným kľzavým priemerom závislej premennej.

8 Endogénne teórie ekonomického rastu prisudzujú technologickému pokroku, resp. investíciám do ľudského kapitálu, vysokú mieru významu (Barro a Sala-i-Martin, 2004). Identifikácia takej premennej, ktorá by v empirickej rovine túto skutočnosť dokázala kontrolovať, je praktický problém. Často je používaná priemerná dĺžka školskej dochádzky od Barra a Leeho, viď Checherita a Rother (2010). V tomto príspevku bol vplyv ľudského kapitálu rozšírený o aproximáciu inovatívnej aktivity. Iné premenné, napr. investícií do vedy a výskumu (Romer, 1990), neprispievali k zlepšeniu.

Tvar (1) je v ďalšej časti modifikovaný do troch čiastkových analýz. Prvá sa zaoberá dopadom celkového dlhu. Tu je sledovaný, okrem lineárneho vzťahu dlhu, aj jednoduchý kvadratický tvar, ako to robia Afonso a Alves (2014), Checherita a Rother (2010), Kutiwade (2011), alebo Pattillo *et al.* (2011). V takom prípade môže byť (1) vyjadrená ako:

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 Cap_{it} + \beta_2 Open_{it} + \beta_3 Tech_{it} + \beta_4 Gov_{it} + \varphi_1 Debt_{it-1} + \varphi_2 Debt_{it-1}^2 + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

pre $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$, kde index i označuje krajinu OECD, t reprezentuje čas, teda 2000–2015 a ε je chyba odhadu. Ako uvádza Afonso a Alves (2014), pre určenie extrému v (2) postačuje určiť podmienku prvého radu:

$$\frac{\partial Growth}{\partial Debt} = \varphi_1 + 2\varphi_2 Debt = 0 \rightarrow Debt = \frac{-\varphi_1}{2\varphi_2}. \quad (3)$$

Druhá čiastková analýza sa zaoberá dopadom jednotlivých kategórií štruktúry dlhu z hľadiska i) pôvodnej doby splatnosti dlhu; ii) meny, v ktorej bol dlh nominovaný; iii) pôvodu veriteľa; iv) použitého dlhového inštrumentu.

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 Cap_{it} + \beta_2 Open_{it} + \beta_3 Tech_{it} + \beta_4 Gov_{it} + \sum_{k=1}^K \varphi_k D_hdp_{kit-1} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

kde je celkový dlh rozdelený na vyčerpávajúce množstvo K kategórií, tak aby bolo možné analyzovať podmienené vplyvy zmeny konkrétnej k štrukturálnej kategórie verejného dlhu, pričom platí, že suma D_hdp_{kit-1} je rovná $Debt_{it-1}$.

Posledná analýza vychádza najmä z práce Headyho *et al.* (2009). Tí pre zhodnotenie dopadov zmien štruktúry daní upravujú prístup vynechanej premennej, viď. Kneller *et al.* (1999). Najprv sa celkový daňový výber zaradi medzi $\mathbf{X}$ v (1), potom sa jednotlivé daňové kategórie vyjadria ako ich podiel na celkových, preto je suma podielov rovná 1, resp. 100. Vynechaním j podielu sa posudzuje dopad zmeny vnútornej štruktúry daní, kedy sa zmena v jednom podiele prejaví opačnou zmenou vo vynechanom podiele. Uvedené môže byť vyjadrené ako:

$$Growth_{it} = \sum_{r=0}^4 \beta_r X_r + \beta_5 Debt_{it} + \sum_{k=1}^{K-1} (\gamma_k - \gamma_j) D_ratio_{kit-1} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

kde je celkový dlh zaradený medzi kontrolné premenné, čím je odhadnutý ekonomický rast kontrolovaný o vplyv úrovne dlhu. Jednotlivé k dlhové podiely sú odhadnuté s protichodnou zmenou v j vynechanom podiele. Výsledný parameter $(\gamma_k - \gamma_j)$ popisuje dlhovo neutrálny dopad zmeny štruktúry dlhu.

Takýmto spôsobom je možné vyhodnocovať zmenu, resp. posun od j dlhovej kategórie, smerom ku k kategórii, alebo opačne bez zmeny dlhovej kvóty, teda dlh neutrálny posun, zmenu v štruktúre. Pre všetky odhady pritom platí:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + u_{it}, \quad (6)$$

čo znamená, že chyba odhadu obsahuje náhodnú zložku u_{it} a nepozorovaný prierezo­vý efekt μ_i . Panelová regresia s použitím prierezo­vých efektov umožňuje zachytiť priesto­rovú heterogenitu.⁹ Afonso a Alves (2014) uvádzajú, že je vhodnejšie používať model s náhodnými efektmi v prípade, kedy je μ_i nekorelovaná s vysvetľujúcimi premennými. Autori overujú vhodnosť náhodných efektov Hausmanovým testom. V tomto príspevku je μ_i odhadovaný fixnými efektmi. Náhodné efekty neboli použiteľné vo väčšine odhadov práve z dôvodu korelácie s ostatnými regresormi.¹⁰

Wooldridge (2009) uvádza, že je potrebné, aby premenné vstupujúce do regresii boli stacionárne. Všetky premenné boli testované na prítomnosť jednotkového koreňa.¹¹ V prí­pade, že testmi nebola preukázaná stacionarita premennej, bola transformovaná na prvú diferenciu, ktorá je vo výsledkových tabuľkách 3 až 6 naznačená spôsobom *d(Názov premennej)*.

Ako uvádzajú Presbitero a Paniza (2013), je nutné venovať pozornosť endogenite, pretože je pravdepodobné, že veľkosť dlhu bude cez rôzne mechanizmy vo výdavkovej a príjmovej politike závislá od dosahovaného tempa rastu. V tomto príspevku je endoge­nita riešená rovnako, ako to robí Cecchetti *et al.* (2011), Baum *et al.* (2013) – spomalením dlhových premenných o 1 obdobie.¹² Teles a Musollini (2014) použitím Pool Mean Group estimátora a AIC kritéria poukazujú, že spomalenie o 1 obdobie je postačujúce, obdobne ako Acosta-Ormaechea a Yoo (2012). Chcecherita a Rother (2010) inštrumentujú veľkosť dlhu v krajine *i* priemernou hodnotou dlhu v krajinách 12-*i*.¹³ Presbitero a Paniza (2014) spochybňujú predošlé prístupy pre neschopnosť potvrdiť kauzalitu od dlhu k rastu. Je však otázne, do akej miery ich inštrument dokáže plniť účel v interpretácii vplyvu veľko­sti dlhu na rast. V tomto príspevku, okrem odhadu vzťahu dlhu a rastu, je sledovaný vplyv štruktúry dlhu a jej zmeny. V praktickej rovine je výrazne náročné nájsť inštrumenty, iné ako spomalené hodnoty, tak, aby boli ekonomicky opodstatnené. Problém endogenity bude u premenných štruktúry dlhu nižší ako u veľkosti celkového dlhu. Afonso a Alves (2014) dodávajú, že LSDV s váženým odhadom podľa prierezu pomáha znižovať prob­lém prierezovej závislosti, resp. prierezovej heteroskedasticity. Zvolená metóda prezen­tovaných výsledkov je realizovaná pomocou LSDV modelu s vážením podľa prierezu a so spomalením dlhových premenných o 1 obdobie. Pre výpočet kovariačnej matice bol aplikovaný robustný estimátor „White Period“ v Eviews 8. Výsledky sú ďalej konfronto­vané s výsledkami dynamického modelu so spomalenou závislou premenou odhadnutou

9 Vid' napr. Wooldridge (2009). Podstatne zložitejšie problém heterogenity riešia Eberhardt a Presbitero (2015) alebo Ahlborn a Schweickert (2016). Avšak tu je potrebné upozorniť, že ich panely obsahujú 118, resp. 111 vysoko nehomogénnych krajín.

10 Aj Cecchetti *et al.* (2011) alebo Pattillo (2011) používajú LSDV model.

11 Vyhodnocované boli testy: Levin, Lin a Chu; Im, Pesaran a Shin; ADF a PP.

12 Baum *et al.* používajú dynamický GMM odhad a inštrumentujú dlh jeho spomalenou hodnotou. V tomto príspevku je dynamická špecifikácia so spomaleným tempom rastu medzi regresormi podpornou analýzou, pretože AR člen nie je vo všetkých odhadoch významný, ani stály v smere pôsobenia.

13 Predpokladajú, že dlh vo zvyšných krajinách nebude závislý na raste v krajine *i*.

pomocou Arellanovho a Boverovho (1995) estimátora s použitím GMM. Tieto výsledky slúžia ako overenie robustnosti výsledkov statického modelu.

4.2 Ekonometrická analýza

V tabuľke 2 je zobrazená deskriptívna analýza použitých premenných vstupujúcich do panelových regresíí a je rozdelená na dva vzorky.

Tabuľka 2 | Jednoduchá deskriptívna analýza použitých premenných

Vzorka	2000 až 2007				2008 až 2015			
P/Š*	Priemer	Medián	Smerodajná odchýlka	N	Priemer	Medián	Smerodajná odchýlka	N
<i>Growth</i>	2,69	2,24	2,13	192	0,15	0,73	2,89	192
<i>Cap</i>	3,14	3,13	0,15	192	3,06	3,08	0,14	192
<i>Open</i>	4,42	4,39	0,51	192	4,54	4,46	0,55	192
<i>Tech</i>	4,13	4,48	1,49	192	4,42	4,66	1,34	192
<i>Gov</i>	3,76	3,77	0,15	192	3,82	3,82	0,14	192
<i>Debt</i>	53,96	53,32	24,81	190	70,89	66,09	31,99	191
<i>Short</i>	9,95	9,22	7,24	166	11,54	11,56	7,84	166
<i>Long</i>	42,14	41,32	22,55	166	59,03	58,45	28,99	166
<i>CurD</i>	49,79	45,95	23,24	92	70,31	65,71	34,29	118
<i>CurF</i>	3,63	0,30	5,73	92	5,13	0,37	9,33	116
<i>CreD</i>	35,91	33,80	21,40	106	44,54	38,25	24,73	122
<i>CreF</i>	20,37	17,44	14,50	106	31,29	29,32	21,85	122
<i>Instr1</i>	1,63	0,30	2,74	192	2,27	0,48	4,60	192
<i>Instr2</i>	37,14	37,34	22,08	190	49,23	49,69	26,42	191
<i>Instr3</i>	8,91	6,91	6,92	190	11,66	9,81	9,43	191
<i>Instr4</i>	6,19	4,10	8,51	192	7,68	5,21	9,53	192
<i>ShTerm</i>	19,73	17,35	13,63	166	16,29	14,42	10,68	166
<i>LTerm</i>	80,29	82,65	13,63	166	83,67	85,58	10,66	166
<i>CurDom</i>	93,82	98,96	9,75	92	92,02	99,38	14,77	118
<i>CurFor</i>	6,19	1,18	9,75	92	7,98	0,62	14,76	118
<i>CreDom</i>	65,68	65,28	22,81	106	60,93	63,30	22,46	122
<i>CreFor</i>	34,36	34,72	22,74	106	38,99	36,04	22,55	122
<i>Debt1</i>	3,27	0,62	5,28	192	2,67	0,68	4,34	192
<i>Debt2</i>	63,27	70,28	20,95	190	65,46	72,09	18,30	191
<i>Debt3</i>	22,02	14,53	20,91	190	20,60	15,89	17,58	191
<i>Debt4</i>	11,44	8,71	15,22	192	11,27	7,27	13,44	192

*V stĺpci uvedené názvy premenných, v riadku uvádzané štatistiky

Zdroj: vlastné výpočty

Prvá časť tabuľky zobrazuje hodnoty priemeru, mediánu, smerodajnej odchýlky a počet pozorovaní v 24 krajinách OECD v rokoch 2000–2007. Jedná sa o predkrízové obdobie. Druhá časť zachycuje štatistiky v čase po 2008 až do 2015. Z tabuľky vyplýva, že vplyvom krízy došlo k výraznému poklesu priemerného a mediánového tempa rastu (*Growth*). Smerodajná odchýlka tempa rastu produktu sa mierne zvýšila. Vplyvom krízy tak došlo k nárastu relatívnej variability meranej variačným koeficientom.

Nárast verejného dlhu medzi obdobiami bol v priemere necelých 17 p. b. Výrazne rástli záväzky dlhodobého charakteru (+16,9 p. b.), v domácej mene (+20,5 p. b.), so zahraničným veriteľom (+10,9 p. b.), inštruované ako dlhové cenné papiere (+12,1 p. b.). Nárasty sú vyjadrené ako zmeny priemernej hodnoty kategórie k HDP. Štruktúra dlhu sa najvýraznejšie menila v skladbe podľa pôvodu veriteľa, kde podiel zahraničných veriteľov vzrástol približne o 4,7 p. b. Podiel dlhodobých inštrumentov stúpol takmer o 3,4 p. b. Z inštrumentov najvýraznejšie rástli dlhové cenné papiere (+2,2 p. b.). Zmeny priemernej hodnoty a mediánu podielov dlhu podľa meny nie sú v rovnakom smere. Zatiaľ čo priemerné hodnoty naznačujú rast podielu dlhu v mene zahraničnej (+1,8 p. b.), zmena mediánu je v prospech podielu dlhu v domácej mene (+0,43 p. b.).

Dopad verejného dlhu na ekonomický rast vyspelých krajín

Výsledky odhadov parametrov modelov sú uvedené v tabuľke 3. Model 1 zobrazuje lineárny dopad dlhu v diferencií, model 2 lineárny vzťah veľkosti dlhu a rastu a model 3 vychádza z príspevku od Afonsa a Alvesa (2014). Porovnaním modelu 1 a modelu 2 bolo zistené, obdobne ako Baum *et al.* (2013) alebo Checherita a Rother (2010), že negatívny vplyv dlhu v lineárnom tvare je výraznejší v diferencií ako v úrovni. Dynamika dlhovej kvóty vplyva na rast negatívnejšie ako úroveň dlhu. Z modelov 1 a 2 plynie, že pokiaľ sa zvýši medziročný nárast dlhu o 1 p. b., dôjde k poklesu tempa rastu takmer o 0,09 p. b., zatiaľ čo navýšenie dlhu o 1 p. b. k HDP znižuje tempo rastu o 0,03 p. b.

Výsledok kvadratickej špecifikácie nie je v súlade s výsledkami Afonsa a Alvesa (2014). Model 3 totiž zobrazuje konvexný tvar, čo indikuje minimum a nie maximum.¹⁴ Zlomový bod, vypočítaný podľa rovnice (3), je na úrovni 128,75 % k HDP. Dodatočné navýšenie dlhu od tejto hranice zvyšuje ekonomický rast, *ceteris paribus*. K podobnému záveru dochádzajú Minea a Parent (2012). Ich model síce sleduje priamy vplyv dlhu na rast bez iných kontrolných premenných s mierne zložitejšou metodikou, no záverom je, že ako náhle dlhová kvóta prekročí 115 % k HDP, stimuluje ekonomický rast. Výsledky modelu 3 tak podporujú nejednoznačnosť hranice zlomu vplyvu dlhu na rast, na ktorú upozorňujú napr. Paniza a Presbitero (2013).

14 Maximum vid' napr. Afono a Alves (2014), Checherita a Rother (2010), Cecchetti *et al.* (2011).

Tabuľka 3 | Vplyv dlhu na rast, závislá premenná *Growth*, 24 OECD krajín v čase 2000–2015

<i>Model</i>	1	2	3
β_0	1,322*** (24,861)	3,145*** (11,278)	5,640*** (6,004)
<i>d(Cap)</i>	15,030*** (6,443)	16,346*** (7,134)	16,388*** (6,621)
<i>d(Open)</i>	11,347*** (7,964)	9,989*** (7,270)	10,170*** (7,675)
<i>d(Tech)</i>	2,812*** (3,787)	2,703*** (4,267)	2,789*** (4,229)
<i>d(Gov)</i>	−18,135*** (−6,010)	−19,994*** (−6,699)	−20,385*** (−6,996)
<i>d(Debt)</i>	−0,088*** (−4,710)		
<i>Debt</i>		−0,030*** (−6,849)	−0,103*** (−3,878)
<i>Debt</i> ²			0,0004*** (2,783)
Adj. R²	0,686	0,679	0,692
Obs.	364	374	373

Poznámka: Nevybalansovaný panel, cross-section weights s fixnými efektmi; v zátvorkách sú uvedené t-štatistiky, ktoré sú korigované o heteroskedasticitu a autokoreláciu; smerodajné chyby odhadu sú spočítané pomocou robustných estimátorov; symboly ***, **, * označujú hladinu významnosti v poradí 1 %, 5 % a 10 %. Skratka Obs. znamená počet pozorovaní.

Zdroj: vlastné výpočty

Dekompozícia dlhu a ekonomický rast vyspelých krajín

Tabuľka 4 zobrazuje výsledky modelov s dekompozíciou dlhu podľa jednotlivých skupín uvedených v časti 4.1. Všetky parametre, okrem dlhu ostatného v stĺpci 4, majú negatívne znamienko. Štatisticky významné parametre sú pri dlhu v zahraničnej a domácej mene, zahraničných veriteľoch, dlhodobom dlhu a pri všetkých dlhových inštrumentoch okrem spomínaného dlhu ostatného.

Najnegatívnejšie vplyva na rast dlh v mene zahraničnej (model 2). Z odhadnutého parametra plynie, že navýšenie zmeny dlhu v mene zahraničnej o 1 p. b. povedie k poklesu rastu o 0,26 p. b. Tiež negatívny, no o vyše polovicu nižší efekt spôsobuje dlh v mene domácej. V prípade dlhu členeného podľa pôvodu veriteľa (model 3) je štatisticky významný iba dlh s domácimi veriteľmi, čo naznačuje rozpor s Meade (1958). Zvýšenie dynamiky dlhu držaného domácimi veriteľmi znižuje tempo rastu takmer o 0,16 p. b.

Tabuľka 4 | Dopad jednotlivých kategórií dlhu na ekonomický rast

Model	1	2	3	Model	4
β_0	1,447*** (23,110)	1,324*** (15,427)	1,105*** (12,742)		1,323*** (25,784)
<i>d(Cap)</i>	14,802*** (5,096)	11,732*** (3,607)	11,016*** (4,140)	<i>d(Cap)</i>	14,608*** (6,028)
<i>d(Open)</i>	12,012*** (7,666)	11,335*** (4,429)	13,166*** (6,710)	<i>d(Open)</i>	11,034*** (8,035)
<i>d(Tech)</i>	2,990*** (3,534)	0,665 (0,511)	3,636*** (2,745)	<i>d(Tech)</i>	2,517*** (3,214)
<i>d(Gov)</i>	-19,012*** (-5,612)	-14,611*** (-3,557)	-17,361*** (-4,336)	<i>d(Gov)</i>	-19,452*** (-6,059)
<i>d(Short)</i>	-0,014 (-0,446)			<i>d(Intr1)</i>	-0,117** (-2,377)
<i>d(Long)</i>	-0,117*** (-4,733)			<i>d(Instr2)</i>	-0,072*** (-2,914)
<i>d(CurD)</i>		-0,107*** (-3,079)		<i>d(Instr3)</i>	-0,163*** (-3,858)
<i>d(CurF)</i>		-0,261*** (-3,160)		<i>d(Instr4)</i>	0,034 (0,471)
<i>d(CreD)</i>			-0,155*** (-5,155)	Adj. R ²	0,693
				Obs.	364
<i>d(CreF)</i>			-0,035 (-0,937)		
Adj. R ²	0,683	0,627	0,679		
Obs.	317	184	208		

Poznámka: Rovnaké ako tabuľka 3.

Zdroj: vlastné výpočty

Model 4 reprezentuje dekompozíciu dlhu z pohľadu inštrumentov. Najnegatívnejšie pôsobia pôžičky a úvery (-0,163). Druhé sú SDR, obeživo a depozitá (-0,117), a tretie dlhové cenné papiere (-0,07).

Dopad zmeny štruktúry dlhu na ekonomický rast vyspelých krajín

Touto analýzou je možné vyhodnotiť dopady zmeny štruktúry dlhu. Dáva tak odpoveď na otázku, akým spôsobom meniť skladbu dlhu tak, aby bol jeho vplyv na rast čo možno najvhodnejší.

Tabuľky 5 a 6 prezentujú výsledky všetkých odhadov tvaru (5). Modely 1 a 2 zachycujú zmenu štruktúry dlhu z hľadiska doby splatnosti dlhových inštrumentov, model 3 a 4 z hľadiska dlhovej štruktúry podľa mien. Modely 5 a 6 zobrazujú výsledky analýzy

dopadu zmeny štruktúry z pohľadu pôvodu veriteľa a zvyšné modely 7 až 10 sledujú vplyv zmeny štruktúry podľa dlhového inštrumentu.

Tabuľka 5 | Vplyv zmeny štruktúry dlhu na ekonomický rast, časť 1

Model	1	2	3	4
β_0	1,439*** (22,700)	1,440*** (22,661)	1,291*** (14,161)	1,290*** (14,150)
<i>d(Cap)</i>	15,371*** (5,316)	15,373*** (5,331)	11,421*** (3,315)	11,410*** (3,310)
<i>d(Open)</i>	11,866*** (7,396)	11,876*** (7,413)	11,447*** (4,335)	11,446*** (4,335)
<i>d(Tech)</i>	3,010*** (3,626)	3,006*** (3,615)	1,981* (1,630)	1,995* (1,643)
<i>d(Gov)</i>	-18,349*** (-5,500)	-18,368*** (-5,500)	-15,145*** (-3,409)	-15,160*** (-3,408)
<i>d(Debt)</i>	-0,092*** (-4,379)	-0,092*** (-4,381)	-0,119*** (-3,351)	-0,119*** (-3,352)
<i>d(ShTerm)</i>	0,053* (1,824)			
<i>d(LTerm)</i>		-0,055* (-1,873)		
<i>d(CurDom)</i>			0,054*** (3,211)	
<i>d(CurFor)</i>				-0,054*** (-3,218)
Adj. R ²	0,681	0,681	0,626	0,626
Obs.	317	317	185	185

Poznámka: Rovnaké ako tabuľka 3.

Zdroj: vlastné výpočty

Z výsledkov modelov 1 a 2 plynie, že presun ku krátkodobým inštrumentom môže rast podporovať. Pri normálnom tvare výnosovej krivky a v súvislosti s týmto výsledkom je možné hľadať odôvodnenie v znižovaní nákladov. Práve úroky z dlhu považuje Buchanan (1999) za zdroj medzigeneračnej záťaže. Obdobne Teles a Mussolini (2014) ukazujú, že náklady z dlhu znižujú tempo rastu kapitálu.

Výsledky zmeny štruktúry dlhu podľa meny naznačujú podobnosť so závermi Dell'Ebra *et al.* (2013). Tí tvrdia, že vysoký dlh v zahraničnej mene spôsobuje makroekonomickú „krehkosť“ a výraznú závislosť od vývoja menového kurzu. Hypotéza pôvodného hriechu, Eichengreen *et al.* (2003), by výsledok bola schopná vysvetliť len za predpokladu nemožnosti požičania si v mene domácej. Je otázne, do akej miery spĺňali túto podmienku krajiny vo vzorke.

Tabuľka 6 | Vplyv zmeny štruktúry dlhu na ekonomický rast, časť 2

Model	5	6	7	8	9	10
β_0	1,109*** (13,381)	1,112*** (13,308)	1,312*** (17,244)	1,312*** (17,245)	1,312*** (17,244)	1,312*** (17,244)
<i>d(Cap)</i>	10,700*** (3,907)	10,680*** (3,878)	14,998*** (7,969)	14,998*** (7,969)	14,997*** (7,970)	14,999*** (7,970)
<i>d(Open)</i>	13,193*** (6,064)	13,166*** (6,022)	11,129*** (8,872)	11,129*** (8,871)	11,130*** (8,872)	11,129*** (8,871)
<i>d(Tech)</i>	3,482*** (2,753)	3,478*** (2,742)	2,573*** (3,500)	2,571*** (3,497)	2,573*** (3,499)	2,572*** (3,499)
<i>d(Gov)</i>	-17,725*** (-4,308)	-17,704*** (-4,304)	-19,084*** (-8,355)	-19,085*** (-8,355)	-19,084*** (-8,355)	-19,085*** (-8,355)
<i>d(Debt)</i>	-0,110*** (-4,653)	-0,110*** (-4,639)	-0,079*** (-4,944)	-0,079*** (-4,944)	-0,079*** (-4,943)	-0,079*** (-4,943)
<i>d(CreDom)</i>	-0,092*** (-2,769)					
<i>d(CreFor)</i>		0,090*** (2,688)				
<i>d(Debt1)</i>			-0,024 (-0,310)	0,049 (0,669)	-0,015 (-0,212)	
<i>d(Debt2)</i>			-0,009 (-0,258)	0,064** (2,384)		0,016 (0,218)
<i>d(Debt3)</i>			-0,073* (-1,645)		-0,064** (-2,381)	-0,049 (-0,662)
<i>d(Debt4)</i>				0,074* (1,650)	0,009 (0,793)	0,025 (0,318)
Adj. R ²	0,671	0,669	0,690	0,690	0,690	0,690
Obs.	208	208	364	364	364	364

Poznámka: Rovnaké ako tabuľka 3.

Zdroj: vlastné výpočty

Najvýraznejšie parameter je odhadnutý pri zmene podielu dlhu podľa pôvodu veriteľov ($\pm 0,09$). Negatívny vplyv rastu podielu domácich veriteľov je v rozpore s výsledkami Kutivadzeho (2011) alebo Pattilla *et al.* (2011). Tí považujú ekonomický rast za citlivejší voči externému dlhu, ktorého zvýšenie podielu v modeli 6 stimuluje rast. Tvrdenie, že navýšením domáceho dlhu dochádza k zníženiu domáceho kapitálu, je podľa Buchanana (1999) tvrdením, ktoré používal už David Ricardo. Adam a Bevan (2005) považujú zdroje zo zahraničia za obdobné zahraničnej pomoci.

Členenie dlhu na dlhové inštrumenty prezentuje zaujímavé výsledky pri interakciách premenných s premennou *Debt3*, pôžičky a úvery. Presun podielu k tejto položke vplyva na rast negatívne, pokiaľ sa deje na úkor dlhových cenných papierov a ostatného dlhu. Jediné zmeny vyvolané SDR, obeživom a depozitami nie sú pre rast podstatné. Obdobne ako pri posudzovaní dopadu zmeny štruktúry podľa doby splatnosti, aj tu je možná určitá väzba na výšku nákladov dlhu.

Dynamická panelová regresia vplyvu štruktúry dlhu a jej zmeny na ekonomický rast

Pre overenie robustnosti výsledkov vplyvu štruktúry verejného dlhu boli modely tvaru (5) uvedené v tabuľkách 4, 5 a 6 odhadnuté so spomalenou závislou premennou. Takýto dynamický model je podľa Afonsa a Alvesa (2014) alebo Cecchettiho *et al.* (2011) možné odhadnúť aj pomocou LSDV v prípade nevelkého rozmeru panelu.¹⁵ Napriek tomu boli odhady v tabuľkách 7 a 8 realizované pomocou Arelanovho a Boverovho (1995) estimátora s použitím GMM.

Zmena odhadovej techniky navyše umožní posúdiť citlivosť výsledkov voči zvolenému spôsobu odhadu a špecifikácií modelu. Panizza a Presbitero (2014) uvádzajú, že zvolený postup má niekoľko nedostatkov, no predstavuje spôsob, akým je možné riešiť prípadný problém endogenity medzi dlhom a rastom. Za inštrumenty boli zvolené spomalené hodnoty závislej premennej v súlade s Baum *et al.* (2013) a spomalené hodnoty dlhových premenných. Verifikácia odstránenia endogenity a vhodnosť použitia inštrumentov bola posúdená Sarganovým testom.

Tabuľka 7 predstavuje úplne rovnakú výsledkovú tabuľku, ktorú prezentuje tabuľka 4. Rozdiel je len vo zvolenej technike odhadu, viď vyššie. Z tabuľky 7 plynú pomerne podobné závery ako z tabuľky 4. Jediný rozdiel je v štatistickej významnosti dlhu v mene domácej, $d(CurD)$, ktorý síce vplyva na rast primerane ako v tabuľke 4, avšak významnosť parametra už nespadá ani do 10% intervalu. Podobne sú na tom aj výsledky v modeli 4, ktorý zobrazuje dekompozíciu dlhu podľa dlhového inštrumentu. Tu boli odhadnuté približne rovnaké parametre, okrem $d(Instr4)$, ako v tabuľke 4, avšak, jediný štatisticky významný je $d(Instr3)$.

15 U Cecchettiho *et al.* (2011) ich prípade $N = 18$ a $T = 25$, v tomto príspevku maximálne $N = 24$ a $T = 16$.

Tabuľka 7 | Výsledky odhadov modelov z tabuľky 4 s použitím dynamickej špecifikácie

Model	1	2	3	Model	4
<i>lag(Growth)</i>	0,114*** (5,052)	−0,036 (−0,247)	−0,030 (−1,408)	<i>lag(Growth)</i>	0,118*** (3,906)
<i>d(Cap)</i>	17,581*** (13,396)	1,692 (0,171)	9,687 (6,220)	<i>d(Cap)</i>	17,135*** (10,776)
<i>d(Open)</i>	15,526*** (8,608)	6,835, (1,065)	14,186*** (14,060)	<i>d(Open)</i>	13,026*** (8,065)
<i>d(Tech)</i>	2,021*** (4,041)	0,875 (0,810)	3,466*** (12,348)	<i>d(Tech)</i>	1,642*** (4,155)
<i>d(Gov)</i>	−18,852*** (−5,693)	−34,823*** (−3,733)	−16,216*** (−13,982)	<i>d(Gov)</i>	−22,674*** (−7,618)
<i>d(Short)</i>	−0,0296 (−0,303)			<i>d(Intr1)</i>	−0,148 (−0,084)
<i>d(Long)</i>	−0,151*** (−3,614)			<i>d(Instr2)</i>	−0,084 (−1,411)
<i>d(CurD)</i>		−0,168 (−1,415)		<i>d(Instr3)</i>	−0,241*** (−3,745)
<i>d(CurF)</i>		−0,354*** (−5,226)		<i>d(Instr4)</i>	0,144 (0,572)
<i>d(CreD)</i>			−0,164*** (−7,595)	J-stat.	14,952
				Inst. rank	24
<i>d(CreF)</i>			−0,082*** (−3,952)		
J-stat.	12,141	7,237	131,16		
Inst. rank	21	14	148		

Poznámka: Nevybalansovaný panel; v zátvorkách sú uvedené t-štatistiky, korigované o heteroskedasticitu a autokoreláciu; smerodajné chyby odhadu sú spočítané pomocou robustných estimátorov; symboly ***, **, * označujú hladinu významnosti v poradí 1 %, 5 % a 10 %.

Zdroj: vlastné výpočty

Tabuľka 8 zobrazuje výsledky odhadov parametrov z tabuliek 5 a 6 s použitím techniky popísanej v úvode tejto časti. Je potrebné zdôrazniť, že kvôli rozsahu celého príspevku tabuľka 8 nezobrazuje výsledky všetkých 10 modelov, čo však neobmedzuje kvalitu prezentácie výsledkov.

Tabuľka 8 | Výsledky odhadov modelov z tabuľky 5 a 6 s použitím dynamickej špecifikácie

<i>Model</i>	1	3	5	7	8	9
<i>lag(Growth)</i>	0,153*** (5,205)	0,027 (0,228)	-0,032 (-1,159)	0,095* (1,797)	0,095* (1,797)	0,095* (1,797)
<i>d(Cap)</i>	18,851*** (6,150)	0,523 (0,082)	9,390*** (6,838)	16,952*** (11,697)	16,963*** (11,709)	16,957*** (11,707)
<i>d(Open)</i>	16,055*** (10,544)	11,501*** (3,072)	14,351*** (12,891)	13,921*** (6,632)	13,930*** (6,628)	13,926*** (6,627)
<i>d(Tech)</i>	2,476*** (5,409)	0,451 (0,299)	3,479*** (7,554)	1,468*** (2,657)	1,471*** (2,655)	1,470*** (2,656)
<i>d(Gov)</i>	-13,987*** (-6,553)	-24,161* (-1,745)	-16,459*** (-14,973)	-23,531*** (-5,312)	-23,507*** (-5,291)	-23,517*** (-5,300)
<i>d(Debt)</i>	-0,066** (-2,064)	-0,231** (-2,796)	-0,132*** (-8,185)	-0,124*** (-2,972)	-0,124*** (-2,971)	-0,124*** (-2,972)
<i>d(Term1)</i>	0,059** (2,138)					
<i>d(CurDom)</i>		0,027** (2,318)				
<i>d(CreDom)</i>			-0,053*** (-2,699)			
<i>d(Debt1)</i>				-0,065 (-0,254)	0,071 (0,297)	-0,006 (-0,025)
<i>d(Debt2)</i>				-0,071 (-1,091)	0,066*** (2,875)	
<i>d(Debt3)</i>				-0,137* (-1,846)		-0,066** (-2,879)
<i>d(Debt4)</i>					0,137* (1,844)	0,072 (1,091)
<i>J-stat.</i>	14,988	7,270	130,426	15,962	15,936	15,948
<i>Inst. rank</i>	21	14	148	24	24	24

Poznámka: Rovnaké ako tabuľka 7.

Zdroj: vlastné výpočty

V tabuľkách 5,6 a 8 je totižto verejný dlh delený na podiely a v prípade, že dekompozícia dlhu pozná len dve kategórie, potom vplyv jedného podielu by mal byť zrkadlovým výsledkom kategórie druhej. Napr. v tabuľke 5 v modeli 1 je vplyv presunu štruktúry dlhu z dlhodobých inštrumentov na krátkodobé odhadnutý s parametrom 0,059. Opačná zmena, model 2, vedie k opačnému dopadu, pričom ostatné parametre premenných sa výrazne nemenili.

Porovnaním tabuliek 5 a 6 s tabuľkou 8 opäť vidieť medzi dlhovými premennými väčšinou iba malé rozdiely. Výraznejší rozdiel je získaný v prípade presunu dlhu zo zahraničných mien do meny domácej, kde poklesla veľkosť parametru z 0,054 na 0,027. Pri $d(CreDom)$ je tiež vidieť pokles absolútnej veľkosti parametra z $-0,092$ na $-0,053$. Tu však platí, že vplyv je štatisticky najvýznamnejší. Zdá sa, že tieto dva presuny by mohli mať nižší dopad, ako naznačujú výsledky statického odhadu. Posledný výrazný rozdiel nastáva v modeli 7 a 8 pri premenných $d(Debt3)$ a $d(Debt4)$, ktorý je spôsobený ich vzájomnou interakciou. Presun od úverov a pôžičiek smerom k ostatným dlhovým inštrumentom by tak mohol na ekonomický rast vplyvať intenzívnejšie, ako naznačujú predošlé výsledky.

Je nutné zdôrazniť, že väčšina odhadnutých parametrov pri dlhových premenných má mierne intenzívnejší vplyv na závislú premennú ako v predchádzajúcej analýze. Panizza a Presbitero (2014) tvrdia, že sa tak diať môže buď preto, že problém endogenity neexistuje, alebo preto, že ho zvolený inštrument nerieši adekvátne. Tu však zároveň treba upozorniť, že napr. autori Kutivadze a Woo (2010), ktorých Panizza a Presbitero (2014) kritizujú, odhadujú identické modely. V tomto príspevku sú porovnávané výsledky statického modelu s fixnými efektami s výsledkami dynamického modelu s inštrumentálnymi premennými. Najdôležitejším záverom z tejto časti je, že výsledky dlhových premenných vo vnútri jednotlivých modeloch si do značnej miery zachovali konformitu so závermi modelov odhadnutých pomocou fixných efektov. Môžu byť v tomto smere považované za robustné.

Záver

Ekonomická kríza viedla vo väčšine vyspelých krajín k výraznému rastu verejného dlhu. Je otáznou, či takáto kumulácia povedie k ekonomickému poklesu v budúcnosti. Za prelomový môže byť považovaný príspevok Reinharta a Rogoffa (2010), ktorý na vzdory preukázaným chybám znamenal zvýšenie záujmu o problematiku. Neskôr autori hľadajú rôznymi technikami úroveň dlhu, od ktorej jeho navýšenie pôsobí na ekonomický rast negatívne. Panizza a Presbitero (2013) poukazujú na citlivosť výsledkov voči zvolenej metodike či vzorke. Nie je pravdepodobné, že pre všetky vyspelé krajiny bude platiť rovnaká hranica zlomu vplyvu verejného dlhu, vid' Ostry *et al.* (2015).

Hlavným cieľom príspevku bolo zistiť, ako vplyva štruktúra verejného dlhu na ekonomický rast vyspelých krajín. Posúdenie dopadu zmien štruktúry dlhu a relatívne detailnejšia dekompozícia dlhu predstavujú prínos k súčasnej literatúre. Výsledky príspevku vychádzajú z odhadov panelových regresii modelu s fixnými efektmi 24 krajín OECD v čase medzi rokmi 2000–2014.

Lineárny dopad dlhu na rast je negatívny. Negatívnejšie pôsobí dynamika dlhu meraná ako jeho prvá diferenciacia, čo uvádza aj Checherita a Rother (2010). Z čiastočnej replikácie postupu Afonsa a Alvesa (2014) vyplýva, že navýšenie dlhu pôsobí na rast negatívne do úrovne 128,75 % k HDP a po prekročení začína rast stimulovať. V prípade platnosti tohto záveru by bolo zaujímavé sledovať jeho hospodársko-politické dôsledky. Avšak, tu je dôležité upozorniť, že spomalenie dlhu o 1 obdobie nemusí byť postačujúcim

pre potvrdenie kauzality (Panizza a Presbitero, 2014). Navyše sa analýzou potvrdzuje citlivosť nelinearity na zvolenú vzorku a metodiku, viď Panizza a Presbitero (2013).

Zo štrukturálnej dekompozície verejného dlhu plyní, že najnevhodnejší voči rastu je dlh v zahraničnej mene, ktorý má podobu pôžičky alebo úveru, poskytnutý domácimi subjektmi, a dlhodobého charakteru. Každý zo spomenutých komponentov predstavuje najvýraznejšie negatívny dopad v danej dekompozičnej skupine a prívlastky dlhu sú v tvrdení zoradené podľa veľkosti marginálneho vplyvu. Všetky signifikantné parametre vplývali na ekonomický rast negatívne.

Vďaka nedávnym trendom v monetárnej politike nemusí existovať dostatočný tlak na redukcii verejného dlhu. Pohľad na veľkosť neutrálne zmeny štruktúry dlhu, ktoré by boli voči ekonomickému rastu optimálne, bude o to zaujímavejší. Toto je riešené v poslednej analýze príspevku. Najvýraznejší, resp. najvýznamnejší, efekt zmeny štruktúry dlhu bol získaný v členení podľa pôvodu veriteľov. Ak sa presúva štruktúra k domácim veriteľom, dochádza k poklesu tempa rastu, čo naznačujú napr. Adam a Bevan (2005), a je v rozpore s Pattillom *et al.* (2011). Smithovo odčerpávanie domáceho kapitálu má negatívnejší efekt ako Lernerov odliv kapitálu do zahraničia. Za rastovo nevhodné je tiež meniť skladbu dlhu v prospech mien zahraničných. Tento záver je v súlade s Dell'Ebrom *et al.* (2013), ktorí tvrdia, že vysoký podiel dlhu v zahraničnej mene môže viesť k makroekonomickej krehkosti a vysokej citlivosti na finančné, resp. menové krízy. Z pohľadu inštrumentov dlhu sú nevhodné pôžičky a úvery, čo súvisí s ich nákladovosťou v porovnaní s obligáciami. V oblasti doby splatnosti je podľa výsledkov vhodné presúvať dlh smerom ku krátkodobým inštrumentom. Marginálny efekt síce naznačuje pozitívny dopad na rast z titulu znižovania nákladov, avšak bude sa meniť aj rizikovosť dlhu, čo preukázal vývoj po prepuknutí finančnej krízy. Vďaka zastaveniu úverovej aktivity bolo pre mnohé vlády dočasne problematické získať zdroje na rolovanie krátkodobých záväzkov. V skutočnosti tak môže byť medzi štruktúrou dlhu z titulu doby splatnosti a ekonomickým rastom skôr nelineárny vzťah. Do tejto oblasti bude potrebné zamerať ďalšiu výskumnú aktivitu.

Literatúra

- Acosta-Ormaechea, S., Morozumi, A. (2013). *Can a Government Enhance Long-Run Growth by Changing the Composition of Public Expenditure?* International Monetary Fund. Washington, D.C. Working Paper No. 13/162, <https://doi.org/10.5089/9781475550597.001>, Dostupné z: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp13162.pdf>.
- Acosta-Ormaechea, S., Yoo, J. (2012). *Tax Composition and Growth: A Broad Cross-Country Perspective*. International Monetary Fund. Washington, D.C. Working Paper No. 12/257, <https://doi.org/10.5089/9781616355678.001>, Dostupné z: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12257.pdf>.
- Adam, C. S., Bevan, D. L. (2005). Fiscal Deficits and Growth in Developing Countries. *Journal of Public Economics*, 89(4), 571–597, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.02.006>
- Afonso, A., Alves, J. (2014). *The Role of Government Debt in Economic Growth*. Lisboa Scholl of Economics and Management. Working Paper WP16/2014/DE/UECE, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2468805>, Dostupné z: <http://pascal.iseg.utl.pt/~depeco/wp/wp162014.pdf>.

- Ahlborn, M., Schweickert, R. (2016). *Public Debt and Economic Growth – Economic Systems Matter*. PFH. Research paper No. 281. Dostupné z: <https://www.pfh.de/fileadmin/Content/PDF/forschungspapiere/public-debt-and-economic-growth-economic-systems-matter-ahlborn-schweickert.pdf>.
- Arellano, M., Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-components Models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Bacchiocchi, E., Borghi, E., Missale, A. (2011). Public Investment under Fiscal Constraints. *Fiscal Studies*, 32(1), 11–42, <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2011.00126.x>
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in A Simple Model of Endogenous Growth. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 103–125, <https://doi.org/10.1086/261726>
- Baum, A., Checherita-Westphal, CH., Rother, P. (2013). Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area. *Journal of International Money and Finance*, 32, 809–821, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.07.004>
- Brauninger, M. (2005). The Budget Deficit, Public Debt, and Endogenous Growth. *Journal of Public Economic Theory*, 7(5), 827–840, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9779.2005.00247.x>
- Buchanan, J. M. (1999). *Public Principles of Public Debt: A Defense and Restatement*. Indianapolis, IN: Liberty Fund. Dostupné z: <http://www.econlib.org/library/Buchanan/buchCv2c15.html>
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M., Zampolli, F. (2011). *The Real Effects of Debt*. BIS. Working Paper No. 352. Dostupné z: <http://www.bis.org/publ/work352.htm>
- Checherita C., Rother, P. (2010). *The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro Area*. ECB. Working Paper No. 1237. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1237.pdf>
- Cochrane, J. H. (2011). Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic. *European Economic Review*, 55(1), 2–30, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2010.11.002>
- Darreaue, P., Pigalle, F. (2013). Equivalence in the Internal and External Public Debt Burden. *Economics Bulletin*, 33(4), 2475–2482.
- DeLong, J. B., Summers, L. H. (2012). Fiscal Policy in a Depressed Economy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 44(1), 233–297, <https://doi.org/10.1353/eca.2012.0000>
- Dell’Erba, S., Hausmann, R., Panizza, U. (2013). *Debt Levels, Debt Composition, and Sovereign Spreads in Emerging and Advanced Economies*. HKS Faculty. Working Paper No. RWP13-028. Dostupné z: <https://research.hks.harvard.edu/publications/workingpapers/citation.aspx?PubId=9098&type=WPN>
- Diamond, P. (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model. *American Economic Review*, 55(5), 1126–1150.
- Eberhardt, M., Presbitero, A. F. (2015). Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity. *Journal of International Economics*, 97(1), 45–58, <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.04.005>
- Eichengreen, B., Hausmann, R., Panizza, U. (2003). *Currency Mismatches, Debt Intolerance and Original Sin: Why They Are Not the Same and Why it Matters*. NBER. Working Paper No. 10036, <https://doi.org/10.3386/w10036>, Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w10036>
- Elmendorf, D., Mankiw, N. (1999). Government Debt, in Taylor, J., Woodford, M., eds., *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: North-Holland, pp. 1615–1669.
- Heady, Ch., Johansson, A., Arnold, J., Brys, B., Vartia, L. (2009). *Tax Policy for Economic Recovery and Growth*. University of Kent. Discussion Paper No. 0925. Dostupné z: <https://www.kent.ac.uk/economics/documents/research/papers/2009/0925.pdf>

- Herndon, T., Ash, M., Pollin, R. (2014). Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), 257–279, <https://doi.org/10.1093/cje/bet075>
- Kneller, R., Bleaney, M., Gemmell, N. (1999). Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries. *Journal of Public Economics*, 74(2), 171–190, [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(99\)00022-5](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00022-5)
- Kumar, M. S., Woo, J. (2010). *Public Debt and Growth*. International Monetary Fund. Washington, D.C. Working Paper No. 10/174. Dostupné z: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10174.pdf>
- Kutivadze, N. (2011). *Public Debt, Domestic and External Financing, and Economic Growth*. Università degli Studi di Milano. Working Paper No. 2011-12. Dostupné z: http://wp.demm.unimi.it/files/wp/2011/DEMM-2011_012wp.pdf
- Meade, J. E. (1958). Is the National Debt a Burden? *Oxford Economic Papers*, 10(2), 163–183, <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a040800>
- Minea, A., Parent A. (2012). *Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and Some Complex Nonlinearities*. CERDI. Study No. E 2012.18. Dostupné z: <http://publi.cerdi.org/ed/2012/2012.18.pdf>
- Modigliani, F. (1961). Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt. *Economic Journal*, 71(284), 730–755, <https://doi.org/10.2307/2228247>
- Murín, M. (2016a). Public Debt and Economic Growth: An Empirical Analysis of the Structure Changes of Public Debt in the EU Countries, in Majerová, I., Kotlánová, E., eds., *Proceeding from the 14th International Scientific Conference "Economic Policy in the European Union Member Countries"*. Karviná: Silesian University in Opava.
- Ostry, J. D., Ghosh, A. R., Espinoza, R. (2015). *When Should Public Debt Be Reduced?* International Monetary Fund. Washington, D.C. Discussion Note No. SDN/15/10, <https://doi.org/10.5089/9781498379205.006>, Dostupné z: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1510.pdf>
- Panizza, U., Presbitero, A. F. (2014). Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21–41, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.03.009>
- Panizza, U., Presbitero, A. F. (2013). Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: a Survey. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 149(2), 175–204, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.03.009>
- Pattillo, C., Poirson, H., Rici, L. A. (2011). External Debt and Growth. *Review of Economics and Institutions*, 2(3), 1–30, <https://doi.org/10.5202/rei.v2i3.45>
- Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. (2010). *Growth in a Time of Debt*. National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 15639, <https://doi.org/10.3386/w15639>, Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w15639>.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71–S102, <https://doi.org/10.1086/261725>
- Sala-i-Martin, X. (1997). I Just Run Two Million Regressions. *The American Economic Review*, 87(2), 178–183.
- Teles, V. K., Mussolini, C. C. (2014). Public Debt and the Limits of Fiscal Policy to Increase Economic Growth. *European Economic Review*, 66, 1–15, <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2013.11.003>
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometric: A Modern Approach*. Mason: South-Western Cengage Learning. ISBN 978-0-324-66054-8.