

KVANTIFIKÁCIA OPTIMÁLNEJ MIERY FIŠKÁLNEJ DECENTRALIZÁCIE V KRAJINÁCH OECD

Daša Belkovicsová^a , Matej Boór^a 

Abstract

Quantification of the Optimal Level of Fiscal Decentralization in OECD Countries

The essence of fiscal decentralization is to increase economic efficiency in the redistribution of resources in the public sector through more effective satisfaction of local public needs by lower levels of government. The article aims to quantify the optimal degree of fiscal decentralization in relation to economic growth in a sample of 29 OECD countries for the years 1975–2018. Empirical research has shown a nonlinear relationship between the degree of fiscal decentralization and economic growth, which takes a parabolic shape. The optimal degree of fiscal decentralization maximizing economic growth reached the level of 31.3656%, or in the case of per capita growth, the level is 31.1309%. In most V4 countries, the degree of fiscal decentralization is at a lower level compared to the optimal one, which is not leading to maximization of economic growth, or economic growth per capita.

Keywords: Degree of fiscal decentralisation, economic growth, economic growth per capita, OECD countries

JEL Classification: H70, H77, O40, O47

Úvod

V priebehu historického vývoja dochádzalo v jednotlivých krajinách k rôznym zmenám v organizácii verejnej správy a rozdelení moci. Optimálne rozdelenie právomocí, zodpovednosti a alokácie finančných zdrojov sa dostalo do popredia záujmu s cieľom zabezpečenia efektívneho fungovania verejnej správy. Trendom politicko-ekonomického smerovania druhej polovice 20. storočia sa v rozvinutých aj rozvojových krajinách stala decentralizácia. Fiškálna decentralizácia sa vo svojej najjednoduchšej podobe vzťahuje na rozdelenie rozpočtovej zodpovednosti medzi rôzne vládne úrovne. Decentralizácia je účinným nástrojom reorganizácie verejnej vlády s cieľom poskytovať verejné statky

a Ekonomická univerzita v Bratislave, Národohospodárska fakulta
E-mail: dasa.belkovicsova@euba.sk; matej.boor@euba.sk

a služby nákladovo efektívnejším spôsobom (Wildasin, 1998). Je to nástroj na zvýšenie efektívnosti verejných výdavkov a konkurencie medzi nižšími úrovňami verejnej vlády pri poskytovaní verejných služieb. Martinez-Vazquez a McNab (2003) vnímajú decentralizačné tendencie v rozvojových krajinách a transformujúcich sa ekonomikách ako reakciu na zlyhanie veľkých centralizovaných byrokracií.

V prospech fiškálnej decentralizácie v historickom kontexte argumentovali predovšetkým Tiebout (1956), Musgrave (1959) a Oates (1972). Svoje predpoklady založili na téze, že miestne vlády sú schopné poskytovať služby a zabezpečovať statky efektívnejším spôsobom, nakoľko disponujú lepšou informovanosťou o preferenciách na konkrétnom území. Tieto informačné výhody umožňujú miestnym samosprávam poskytovať statky a služby, ktoré lepšie zodpovedajú miestnym preferenciám, resp. sú schopné ich zabezpečiť nákladovo efektívnejším spôsobom. Zvýšenie účasti občanov na správe vecí verejných prispieva k tlaku na efektívne vynakladanie verejných zdrojov (Bodman a Ford, 2006).

Tradičný pohľad na teóriu fiškálneho federalizmu považuje ekonomickú efektívnosť za dôsledok decentralizačných procesov. V posledných desaťročiach boli realizované mnohé výskumy s cieľom overiť vzťah medzi fiškálnou decentralizáciou a ekonomickým rastom a zistiť, či procesy fiškálnej decentralizácie môžu priamo ovplyvniť dlhodobý ekonomický rast. Výskumné úvahy vychádzajú z myšlienok Oatesa (1993), ktorý vymedzil decentralizáciu zo statickej a dynamickej roviny. Viacúrovňové vyjadrenie sústavy verejných rozpočtov zo statického pohľadu je vyjadrením ekonomickej efektívnosti vychádzajúcej z optimalizácie nákladov pri poskytovaní statkov a služieb. Dynamické hľadisko vyjadruje potenciál fiškálnej decentralizácie ovplyvniť hospodársky rast.

Cieľom fiškálnej decentralizácie je rast ekonomickej efektívnosti pri prerozdeľovaní zdrojov vo verejnom sektore a zámerom vlád je prijať takú politiku, ktorá povedie k trvalému rastu príjmu na obyvateľa. Zvýšenie efektívnosti verejných výdavkov vyplývajúci z delegovania právomocí na nižšie vládne úrovne bude mať pozitívny vplyv na ekonomický rast (Iimi, 2005).

Na základe uvedeného možno očakávať, že decentralizácia povedie k efektívnemu zabezpečeniu miestnych verejných služieb a rýchlemu ekonomickému rastu. Empirické dôkazy však nie sú také jednoznačné a výsledky jednotlivých štúdií vykazujú kontroverzné závery. V literatúre vládne nejednoznačný názor na vplyv fiškálnej decentralizácie na ekonomický rast.

Prvé výskumné závery rôznych štúdií smerovali k negatívnemu, resp. zanedbateľnému vplyvu fiškálnej decentralizácie na ekonomický rast. Woller a Phillips (1998) na údajoch 23 rozvojových krajín nepreukázali žiadny významný vzťah medzi decentralizáciou a ekonomickým rastom. K rovnakým záverom prišli aj Baskaran a Feld (2009) na vzorke krajín OECD, Bodman a Ford (2006) prostredníctvom analýzy krajín OECD

s vysokými príjmami a Bodman, Campbell, Heaton a Hodge (2009) na analýze údajov Austrálie. Martinez-Vazquez a McNab (2005) popisujú vzťah medzi fiškálnou decentralizáciou a ekonomickým rastom ako neistý a decentralizácii pripisujú iba nepriamy vplyv prostredníctvom jej dopadu na makroekonomickú stabilitu. Negatívny vplyv fiškálnej decentralizácie na ekonomický rast dokumentovali Davoodi a Zou (1998), ktorí na vzorke 46 rozvojových krajín zistili, že zvýšenie fiškálnej decentralizácie o 10 % znižuje mieru rastu o 0,7 až 0,8 percentuálneho bodu. Negatívne vplyvy boli dokumentované aj na analýze čínskych provincií (Zhang a Zou, 1998 a Jin a Zou, 2005), USA (Xie, Zou a Davoodi, 1999), moslimských krajín (Ghafar, Hamzah a Ritonga, 2004) a krajín OECD (Rodríguez-Pose a Ezcurra, 2011). Ebel a Yilmaz (2002) analyzovali vplyv podielových daní na ekonomický rast, ktorý popisujú ako negatívny.

Negatívny vplyv fiškálnej decentralizácie na ekonomický rast autori interpretujú ako dôsledok príliš vysokého stupňa decentralizácie, ktorý je pre hospodársky rast škodlivý, čo platí najmä pre rozvojové krajiny a transformujúce sa ekonomiky. Vysoká miera decentralizácie je brzdou pre efektívnu alokáciu zdrojov a ekonomický rast z dôvodu efektu prelievania (znehľadanie územia, ktoré znáša náklady poskytovania verejného statku a územia, ktoré získava úžitok z poskytovania tejto služby), ktorý môže z dlhodobého hľadiska viesť k makroeconomickej nestabilite a nerovnosti. Thiessen (2003) a Breuss a Eller (2004) podporujú hypotézu, že stredný stupeň fiškálnej decentralizácie má tendenciu najlepšie podporovať hospodársky rast. Krajiny so stredným stupňom decentralizácie dosahujú vyšší rast celkovej produktivity faktorov a úrovne ľudského kapitálu v porovnaní s krajinami s vysokým alebo nízkym stupňom (Bodman a Ford, 2006). Thornton (2007) poukazuje na skutočnosť, že v prípade, že sa v analýzach berú do úvahy iba údaje o príjmoch s plnou autonómiou nižších vládnych úrovní, vzťah medzi fiškálnou decentralizáciou a ekonomickým rastom je štatisticky nevýznamný.

Zraniteľnosť ekonomického rastu v dôsledku decentralizačných tendencií je úzko prepojená so štádiom rozvoja, v ktorom sa príslušná krajina nachádza. V počiatočných fázach rozvoja sú administratívne kapacity miestnych vlád nedostatočné a neschopné citlivo reagovať na preferencie miestnych obyvateľov. V prípade, že dochádza k obmedzovaniu miestnych vlád zo strany centrálnej vlády, tie nie sú schopné naplňovať svoje poslanie a realizovať svoje úlohy efektívnym spôsobom. Podľa Zhang a Zou (1998) je determinujúca aj štruktúra výdavkov na nižších vládnych úrovniach, nakoľko sú výdavky s pozitívnym dopadom na ekonomický rast (výdavky na infraštruktúru) a s negatívnym dopadom (výdavky na sociálne zabezpečenie).

Väčšina empirických štúdií dokumentuje pozitívnu koreláciu medzi fiškálnou decentralizáciou a hospodárskym rastom, ktorú možno dokumentovať na analýze krajín OECD (Thiessen, 2003; Thornton, 2007 a Gemmell, Kneller a Sanz, 2009), európskych

krajín vrátane transformujúcich sa ekonomík (Meloche, Vaillancourt a Yilmaz, 2004; Rodríguez-Pose a Krøijer, 2009 a Yilmaz, 1999), USA (Akai a Sakata 2002; Hammond a Tosun, 2011), ázijských krajín (Vo, 2005 a Qiao, B. *et al.*, 2008), Číny (Lin a Lou, 2000), Kolumbie (Lozano a Julio, 2016), Španielska (Solé-Ollé a Esteller-Moré, 2006), Pakistanu (Malik *et al.*, 2006), Ruska (Desai *et al.*, 2003), ako aj na analýze vzorky 51 krajín s rôznou úrovňou príjmu (Iimi, 2005). Feld *et al.* (2004) zdokumentovali pozitívny vplyv daňovej konkurencie medzi švajčiarskymi kantónmi na hrubý domáci produkt na obyvateľa a Behnisch *et al.* (2002) zaoberajúci sa analýzou centralizácie a produktivity Nemecka dospeli k záveru, že decentralizácia je pozitívna predovšetkým v odvetviach školstva, vedy, dopravy a komunikácií.

Výsledky niektorých empirických štúdií, ktoré skúmali vplyv verejných príjmov a výdavkov na ekonomický rast osobitne, vykázali odlišné závery. Gemmell, Kneller a Sanz (2013) na vzorke 23 krajín OECD za obdobie rokov 1972–2005 zistili, že decentralizácia výdavkov je spojená s nižším hospodárskym rastom v porovnaní s decentralizáciou príjmov, pričom vplyv na ekonomický rast závisí predovšetkým od toho, či sú miestne vládne výdavky financované z daňových príjmov alebo z transferov ústrednej vlády. Pozitívny vplyv príjmovej decentralizácie dokumentovali Zhang a Zou (1998) a Rodríguez-Pose a Krøijer (2009). Podľa Ellera a Breussa (2004) decentralizácia príjmov nemá významný vplyv na rast. Naproti tomu, s pozitívnym efektom dokumentovali výdavkovú decentralizáciu. Pozitívny vplyv výdavkovej decentralizácie preukázal aj Yilmaz (1999), ktorý na vzorke unitárnych a federatívnych krajín dospel k záveru, že decentralizácia výdavkov na miestnej úrovni zvyšuje ekonomický rast predovšetkým v unitárnych krajinách (v rámci federatívnych krajín boli výsledky menej zreteľné). Tirtosuharto (2010) zaznamenal pozitívny vplyv decentralizácie v prípade kapitálových výdavkov.

Rozdiely v záveroch jednotlivých výskumných štúdií na vzťah medzi fiškálnou decentralizáciou a ekonomickým rastom vychádzajú z viacerých zistení (Martinez-Vazquez a McNab, 2003). Vysoké miestne príjmy a výdavky nemusia jednoznačne preukazovať vysoký stupeň fiškálnej autonómie, nakoľko mnohé miestne zdroje sú priamo kontrolované, resp. nariaďované ústrednou vládou. Kontroverznosť záverov pramení aj z metódy použitej pri empirickom skúmaní. Dlhodobý rast je funkciou mnohých premenných (ekonomická sloboda a základná právna štruktúra, miera úspor, investičné správanie, akumulácia kapitálu, ľudský kapitál, technologický rozvoj a pod.), pričom abstrahovanie od niektorej významnej premennej dokáže závery modelu významne skresliť. Vzhľadom na viacrozmernosť fiškálnej decentralizácie je rovnako problematické stanoviť relevantnú vysvetľujúcu premennú na meranie fiškálnej decentralizácie. Do úvahy je potrebné vziať aj možný výskyt falošných korelácií, nakoľko decentralizácia a ekonomický rast sú pojmy, ktoré samy korelujú s mnohými inými premennými.

1. Dáta a metodológia

Reprezentatívnu vzorku krajín tvorí 29 členských krajín OECD¹, pričom časové obdobie predstavuje obdobie v rozpätí rokov 1975–2018. Na determináciu nelineárneho vzťahu medzi ekonomickým rastom a mierou fiškálnej decentralizácie a kvantifikáciu optimálnej miery fiškálnej decentralizácie ako závislá premenná vystupuje ekonomický rast (*GDPgrowth*), resp. ekonomický rast per capita (*GDPgrowthpc*).

Tabuľka 1: Využitie časové rady a ich základné štatistické ukazovatele

	Priemer	Medián	Štandardná odchýlka	Min	Max
Česká republika (24 pozorovaní)					
Ekonomický rast	0,0273	0,0278	0,0276	−0,0480	0,0685
Ekonomický rast p.c.	0,0261	0,0256	0,0278	−0,0534	0,0657
Miera fiškálnej decentralizácie	0,2740	0,2723	0,0228	0,2312	0,3410
Miera fiškálnej decentralizácie²	0,0758	0,0741	0,0129	0,0535	0,1163
Slovensko (24 pozorovaní)					
Ekonomický rast	0,0400	0,0429	0,0320	−0,0546	0,1083
Ekonomický rast p.c.	0,0392	0,0424	0,0321	−0,0558	0,1080
Miera fiškálnej decentralizácie	0,1338	0,1553	0,0420	0,0460	0,1748
Miera fiškálnej decentralizácie²	0,0196	0,0241	0,0097	0,0021	0,0306
Poľsko (24 pozorovaní)					
Ekonomický rast	0,0422	0,0441	0,0169	0,0125	0,0704
Ekonomický rast p.c.	0,0428	0,0441	0,0168	0,0128	0,0709
Miera fiškálnej decentralizácie	0,2934	0,3045	0,0354	0,2040	0,3391
Miera fiškálnej decentralizácie²	0,0873	0,0927	0,0188	0,0416	0,1150
Maďarsko (24 pozorovaní)					
Ekonomický rast	0,0248	0,0349	0,0264	−0,0670	0,0509
Ekonomický rast p.c.	0,0272	0,0373	0,0265	−0,0656	0,0523
Miera fiškálnej decentralizácie	0,2149	0,2353	0,0470	0,1255	0,2640
Miera fiškálnej decentralizácie²	0,0483	0,0554	0,0182	0,0158	0,0697

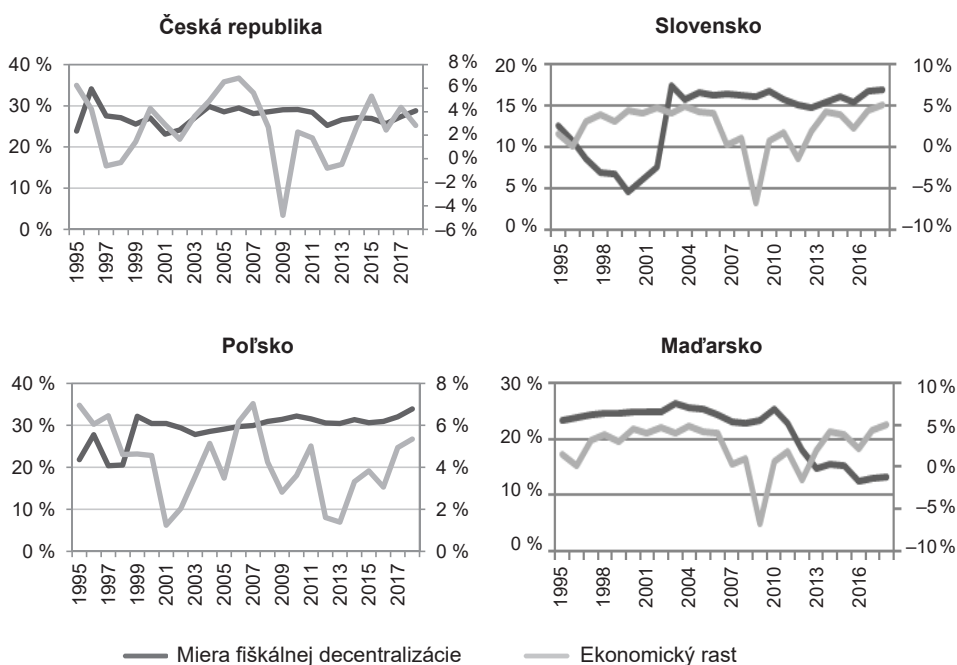
Zdroj: Svetová banka (World Development Indicators); OECD (Fiscal Decentralisation Database)

1 Rakúsko, Belgicko, Kanada, Česká republika, Dánsko, Estónsko, Fínsko, Francúzsko, Nemecko, Grécko, Maďarsko, Island, Írsko, Izrael, Taliansko, Južná Kórea, Lotyšsko, Luxembursko, Mexiko, Holandsko, Nórsko, Poľsko, Portugalsko, Slovenská republika, Slovinsko, Španielsko, Švédsko, Švajčiarsko, Veľká Británia.

Ako nezávislé premenné v modeli vystupujú miera fiškálnej decentralizácie (FD) a jej druhá mocnina (FD^2). Údaje pochádzajú zo štatistických databáz Svetovej banky – World Development Indicators (GDP_{growth} a $GDP_{growthpc}$) a OECD – Fiscal Decentralisation Database (FD a FD^2). Štatistická databáza je však nevybalancovaná z dôvodu nedostupnosti špecifických údajov pre konkrétne krajiny počas viacerých rokov. V tabuľke 1 prinášame základné štatistické ukazovatele a opis nami využitých časových radov pre krajiny V4.

Na nasledujúcom grafe je zobrazený vývoj miery fiškálnej decentralizácie a ekonomického rastu v krajinách V4 pre lepšiu ilustráciu.

Graf 1: Vývoj miery fiškálnej decentralizácie a ekonomického rastu v krajinách V4 (1995–2018)



Zdroj: Svetová banka (World Development Indicators); OECD (Fiscal Decentralisation Database)

Veľkosť, resp. miera fiškálnej decentralizácie a jej druhá mocnina vystupujú v regresnom modeli ako nezávislé premenné. Ich matematické vyjadrenie predstavuje percentuálny podiel verejných výdavkov nižších vládnych úrovní na celkových (národných) výdavkoch, resp. jej druhú mocninu. Daný prístup ku kvantifikácii miery fiškálnej

decentralizácie reprezentuje jeden z troch klasických prístupov, ktoré sú v akademickom prostredí využívané (Gavrilita a Oprea, 2017).

Pred samotným odhadom koeficientov regresného modelu je nevyhnutné overiť stacionaritu časových radov. Na tento účel sme využili Im-Pesaranov-Shinov test na odhľadanie prítomnosti jednotkového koreňa v časových radoch z dôvodu možnosti jeho aplikácie na nevybalancované údaje. Nulová hypotéza predstavuje predpoklad, že všetky panely obsahujú jednotkový koreň oproti alternatívnej hypotéze, ktorá predpokladá, že niektoré panely sú stacionárne (Im, Pesaran a Shin, 2003).

Pre odhad efektu miery fiškálnej decentralizácie na ekonomický rast sme využili regresiu založenú na panelových údajoch. Za základný regresný model, kde sú využité panelové údaje považujeme:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + \alpha_1 z_{i1} + \alpha_2 z_{i2} + \dots + \alpha_q z_{iq} + u_{it}, \quad (1)$$

pričom i predstavuje prierezovú jednotku ($i = 1, \dots, 28$), index t sa uvádza ako časový údaj (prevažne rok alebo určité časové obdobie), x_1, \dots, x_k vyjadrujú jednotlivé nezávislé premenné bez vektora jednotiek. Premenné označované ako z_1, \dots, z_q predstavujú individuálne efekty, ktorými sa daná krajina môže odlišovať od celej skupiny, pričom sem môžeme zaradiť aj vektor jednotiek a predmetné individuálne efekty sú časom nemenné.

Na základe predchádzajúcej rovnice môžeme rozlíšiť tri druhy regresného modelu založenom na panelových údajoch (Lukáčik, Lukáčiková a Szomolányi, 2011):

- Spojený regresný model – individuálny efekt je vektor jednotiek a tým pádom jedinou spoločnou konštantou je parameter α , pričom model môžeme zapísať v tvare:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + u_{it}. \quad (2)$$

- Model s fixnými efektmi – využívame v tom prípade, keď z_1, \dots, z_q predstavujú individuálne efekty, ktoré sú nepozorovateľné, ale korelujúce s vysvetľujúcimi premennými. Všetky efekty následne zahrnieme do odhadnuteľného podmieneného priemeru prostredníctvom vzťahu $\alpha_i = \alpha_1 z_{i1} + \alpha_2 z_{i2} + \alpha_q z_{iq}$.

- Výsledný model s fixnými efektmi môžeme zapísať v tvare:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + u_{it}, \quad (3)$$

kde α_i je označovaná ako fixný efekt, ktorý je pre každú prierezovú jednotku (v našom prípade krajinu) rozdielny.

- Model s náhodnými efektmi – na rozdiel od modelu s fixnými efektmi, individuálne efekty sú v tomto prípade nekorelujúce s vysvetľujúcimi premennými, pričom kvôli tomuto faktoru vytvoríme zloženú náhodnú zložku v tvare $\varepsilon_i + u_{it}$, ktorá okrem pôvodnej

konštanty predpokladá aj náhodnú zložku špecifickú pre každú prierezovú jednotku. Na základe týchto skutočností môžeme model s náhodnými efektmi zapísať v tomto tvare:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + (\alpha + \varepsilon_i) + u_{it} . \quad (4)$$

V našom prípade, kedy chceme preukázať nelineárny vzťah medzi mierou fiškálnej decentralizácie a ekonomickým rastom sme zakomponovali do modelu kvadratický člen nezávislej premennej (miera fiškálnej decentralizácie). Základná rovnica regresného modelu pre nelineárny vzťah bude mať tvar:

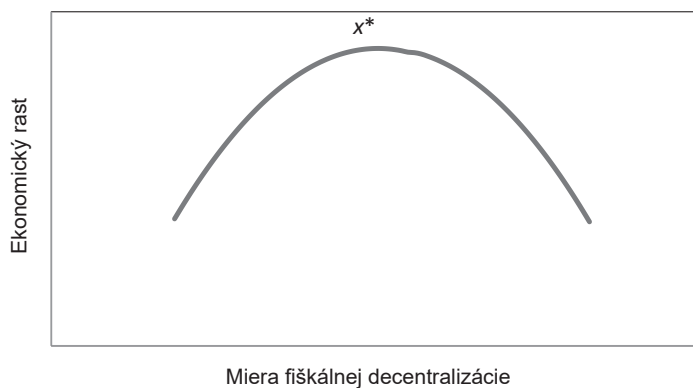
$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 x_{i,t} + \beta_2 x_{i,t}^2 + u_{i,t} . \quad (5)$$

Následne „bod obratu“ x^* môžeme matematicky vyjadriť prostredníctvom rovnice (Wooldridge, 2012):

$$x^* = \left| \frac{\hat{\beta}_1}{2\hat{\beta}_2} \right| . \quad (6)$$

Bod obratu x^* vyjadruje mieru fiškálnej decentralizácie maximalizujúcu ekonomický rast a graficky ho môžeme znázorniť prostredníctvom grafu 2.

Graf 2: Optimálna miera fiškálnej decentralizácie



Zdroj: Petrenko (2016)

Na horizontálnej osi sa nachádza miera fiškálnej decentralizácie a na vertikálnej úrovni ekonomického rastu. S rastúcou mierou fiškálnej decentralizácie rastie aj úroveň ekonomického rastu z dôvodu využitia informačnej výhody umožňujúcej miestnym

samosprávam poskytovať statky a služby nákladovo efektívnejším spôsobom. Zvýšenie účasti občanov na správe vecí verejných prispieva k tlaku na efektívnu alokáciu verejných zdrojov.

Po prekročení určitej (optimálnej) úrovne fiškálnej decentralizácie sa začnú prejavovať jej negatívne účinky na ekonomický rast krajiny. Daná skutočnosť vychádza z nevyužitých úspor z rozsahu, administratívnej nákladovosti decentralizovaných úrovní, rozdielnej kvality miestnych vlád a nežiaducej daňovej konkurencie. Vo viacúrovňovom fiškálnom systéme má centrálna vládna úroveň spravidla lepší prístup k objemu zdrojov ako nižšie vládne úrovne. Tie majú zároveň relatívne rozsiahlejšie výdavkové kompetencie v porovnaní s centrálnou vládou úrovňou (Maličká, 2019).

Finálny ekonometrický model odrážajúci nelineárny vzťah medzi ekonomickým rastom a mierou fiškálnej decentralizácie môžeme na základe predchádzajúcich odsekov vyjadriť matematicky nasledovne:

$$GDPgrowth_{i,t} = \alpha + \beta_1 FD_{i,t} + \beta_2 FD_{i,t}^2 + u_{i,t}, \quad (7)$$

pričom predpokladáme kladné znamienko koeficientu β_1 , z dôvodu zachytenia pozitívneho vplyvu fiškálnej decentralizácie na úroveň ekonomického rastu a záporné znamienko pri koeficiente β_2 , ktoré zachytáva prejavenie negatívneho vplyvu na ekonomický rast pri prekročení jej optimálnej veľkosti.

Na determináciu najvhodnejšieho modelu spomedzi spojeného modelu a modelu s náhodnými alebo fixnými efektmi slúži súbor testov, ktorý dokáže určiť model najlepšie popisujúci tendenciu v našom súbore údajov.

Prvým z testov je Breuschov-Paganov test porovnávajúci, ktorá z alternatív je vhodnejšia medzi spojeným regresným modelom a regresným model s náhodnými efektmi vychádzajúci zo základnej rovnice regresného modelu s náhodnými efektmi:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + (\alpha + \varepsilon_i) + u_{it}, \quad (8)$$

čo môžeme zapísať pomocou základnej rovnice, kde náhodná zložka pre každú prierezovú jednotku je vyjadrená ako :

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + v_i. \quad (9)$$

Nulová hypotéza v predmetnom teste predpokladá, že rozptyl v_i je rovný 0 ($Var(v_i) = 0$), resp. súma sa, či σ_u^2 alebo $cor(u_{it}, u_{is})$ je významne odlišný od 0. V prípade, že $H_0 : \sigma_u^2 = 0$, je vhodnejšie využiť spojený regresný model (neexistuje signifikantný rozdiel a panelový efekt medzi krajinami a prítomnosť náhodných efektov nebola potvrdená). Testovacia štatistika λ_{LM} je vypočítaná ako (Breusch a Pagan, 1980):

$$\lambda_{LM} = \frac{(n\bar{T})^2}{2} \left(\frac{A_1^2}{(\sum_i T_i^2) - n\bar{T}} \right),$$

kde

$$A_1 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^{T_i} v_{it})^2}{\sum_i \sum_t v_{it}^2}.$$

Aplikáciou na nevybalancované dáta sa zaoberali Baltagi a Li (1990), ktorí zredukovali vyjadrenie λ_{LM} do základnej rovnice (Baltagi a Li, 1990):

$$\lambda_{LM} = \begin{cases} \frac{nT}{2(T-1)} \left\{ \frac{\sum_i (\sum_t v_{it})^2}{\sum_i \sum_t v_{it}^2} - 1 \right\}^2, & \hat{\sigma}_u^2 \geq 0 \\ 0, & \hat{\sigma}_u^2 < 0 \end{cases}, \quad (10)$$

keď je $T_i = T$, čo predstavuje vybalancované dáta. V prípade, ak λ_{LM} je štatisticky významná, zamietneme nulovú hypotézu a prijímame alternatívnu hypotézu, ktorá hovorí v prospech využitia modelu s náhodnými efektmi (Cottrell a Lucchetti, 2020).

Druhým testom je Hausmanov test, ktorý porovnáva efektívnosť využitia regresného modelu s náhodnými efektmi oproti modelu s fixnými efektmi. Nulová hypotéza v tomto prípade predpokladá, že existuje konzistentnosť odhadov parametrov regresného modelu s náhodnými efektmi a regresného modelu s fixnými efektmi. V tomto prípade nie sú individuálne vplyvy korelované so žiadnou s vysvetľujúcich premenných. Vzhľadom na túto skutočnosť by využitie regresného modelu s fixnými efektmi nebolo efektívne.

Alternatívna hypotéza naopak hovorí, že len metóda najmenších štvorcov je konzistentná, na základe čoho sa javí model s fixnými efektmi ako vhodnejšia alternatíva (Lukáček, Lukáčiková a Szomolányi, 2011).

Testovacia štatistika založená na Hausmanovom teste je rozdelená χ^2 a vypočítaná ako (Hausman, 1978):

$$H = (\beta_c - \beta_e)^{(V_c - V_e)^{-1}} (\beta_c - \beta_e), \quad (11)$$

kde β_c je vektor koeficientu z konzistentného odhadu, β_e je vektor koeficientov z efektívneho odhadu, V_c je kovariančná matica konzistentného odhadu a V_e je kovariančná matica efektívneho odhadu.

Kvantifikáciu optimálnej miery fiškálnej decentralizácie (bod obratu x^*) odhadneme zvlášť pre ekonomický rast a ekonomický rast per capita, ktoré budú predstavovať v ekonometrickom modeli závislé premenné.

2. Výsledky a diskusia

Jedným z prvých krokov pred kvantifikovaním regresných koeficientov je overenie stationarity jednotlivých časových radov. Na overenie stationarity sme využili Im-Pesaranov-Shinov test, ktorého výsledky prinášame v nasledujúcej tabuľke.

Tabuľka 2: Overenie stationarity časových radov

Im-Pesaranov-Shinov test jednotkového koreňa				
H_0 : Všetky panely obsahujú jednotkové korene			Počet panelov = 29	
H_a : Niektoré panely sú stacionárne				
AR parameter: špecifický pre panel				
Panelový priemer: zahrnutý				
Časový trend: nezahrnutý			Prierezové priemery odstránené	
	Priemerný počet časových období	ADF regresia (výber AIC) počet oneskorení v priemere	W-t-bar	
			Štatistika	p-hodnota
GDPgrowth	42,52	1,17	−16,9772	0,0000
GDPgrowthpc	42,52	1,38	−16,1414	0,0000
FD	25,79	1,24	−3,4031	0,0003
FD²	25,79	1,17	−3,6096	0,0002

Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky v programe STATA

Na základe p -hodnôt pre jednotlivé časové rady zamietame H_0 a prijímame alternatívnu hypotézu, ktorá hovorí, že niektoré panely sú v našom prípade stacionárne.

Následne prejdeme k odhadu regresných koeficientov jednotlivých modelov. Ako prvý odhadneme vzájomný vzťah a vplyv miery fiškálnej decentralizácie na úroveň ekonomického rastu per capita. Výsledky regresných modelov prinášame v nasledujúcej tabuľke:

Tabuľka 3: Porovnanie výsledkov modelov so závislou premennou ekonomický rast *p.c.*

Premenná	Fixné efekty	OLS	Náhodné efekty
<i>FD</i>	0,1020133	0,1500479***	0,1395798**
<i>FD</i> ²	−0,1815053	−0,2362519***	−0,2241819**
Konštanta	0,01083500	0,0033864	0,0055121
Počet pozorovaní	746	746	746
Koeficient determinácie	0,0013728	0,0232592	
Očistený koeficient determinácie	−0,0013153	0,0206300	
<i>rho</i>	0,1590933		0,1342515
<i>F</i>	1,3879601	8,8465421	
Wald chi2			10,3322540

Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky v programe STATA

Ako môžeme vidieť z predchádzajúcej tabuľky, štatisticky významné koeficienty možno dokumentovať v spojenom modeli a modeli s náhodnými efektmi. Model s fixnými efektmi neuvádza štatisticky významné regresné koeficienty. Na determináciu najvhodnejšieho modelu využijeme výsledky z Breuschovho-Paganovho a Hasmanovho testu.

Tabuľka 4: Breuchov-Paganov test pre náhodné efekty v modeli so závislou premennou ekonomický rast *p.c.*

	Var	sd = sqrt(Var)
<i>GDPgrowthpc</i>	0,0010856	0,0329489
<i>e</i>	0,0009405	0,0306684
<i>u</i>	0,0001459	0,0120769
Test:	Var(u) = 0	
		chibar2(01) = 103,94
		Prob > chibar2 = 0,0000

Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky v programe STATA

P -hodnota je v našom prípade menšia ako 0,05, na základe čoho nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu, ktorá potvrdzuje signifikantné rozdiely medzi krajinami a využitie OLS metódy by nebolo vhodné. Ako druhý test použijeme Hausmanov test, ktorý porovnáva vhodnosť využitia modelu s fixnými efektmi oproti modelu s náhodnými efektmi.

Tabuľka 5: Hausmanov test v modeli so závislou premennou ekonomický rast $p.c.$

	Koeficienty			
	(b) fixné	(B) náhodné	(b-B) rozdiel	$\sqrt{\text{diag}(\mathbf{V}_b - \mathbf{V}_B)} \text{S.E.}$
FD	0,1020133	0,1395798	-0,0375665	0,0838922
FD²	-0,1815053	-0,2241819	0,0426766	0,1564545

b = konzistentné pod H_0 a H_a

B = inkonzistentné pod H_a , efektívne H_0

Test: H_0 : Rozdiely v koeficientoch sú systematické

$\chi^2(2) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$

= 0,37

Prob > χ^2 = 0,8292

Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky v programe STATA

Na základe výsledkov Hausmanovho testu sme dospeli k záveru, že model s náhodnými efektmi je vhodnejší oproti alternatíve modelu s fixnými efektmi. V našom prípade sú chyby modelu ($u_{i,t}$) nekorelované s regresorom, takže nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu.

Na základe determinácie najvhodnejšieho modelu prinášame kompletne výsledky panelovej regresie s náhodnými efektmi v tabuľke 6.

Tabuľka 6: Panelová regresia s náhodnými efektmi pri ekonomickom raste *p.c.* ako závislou premennou

Panelová regresia s náhodnými efektmi				počet pozorovaní = 746		
Skupinová premenná: Country				Počet panelov = 29		
Koeficient determinácie	within = 0,0013		Pozorovania pre skupinu:		min = 15	
	between = 0,1515				priemer = 25,7	
	overall = 0,0232				max = 44	
					Wald chi2(2) = 10,33	
corr(u_i, Xb) = 0 (predpokladaná)					Prob > chi2 = 0,0057	
theta						
min	5 %	median	95 %	max		
0,4517	0,5153	0,5398	0,6313	0,6425		
závislá premenná GDPgrowthpc			(štandardná chyba upravená pre 29 klastrov v Country)			
Robust						
	Koeficient	štandardná odchýlka	z	P > z	[95% interval spoľahlivosti]	
FD	0,1395798	0,0436460	3,20	0,001	0,0540352	0,2251243
FD²	−0,2241819	0,0705030	−3,18	0,001	−0,3623653	−0,0859986
Konštanta	0,0055121	0,0048886	1,13	0,260	−0,0040694	0,0150937
sigma_u	0,0120769					
sigma_e	0,0306684					
rho	0,1342515					

Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky v programe STATA

S využitím kvantifikovaných koeficientov z regresnej analýzy môžeme na základe vzťahu

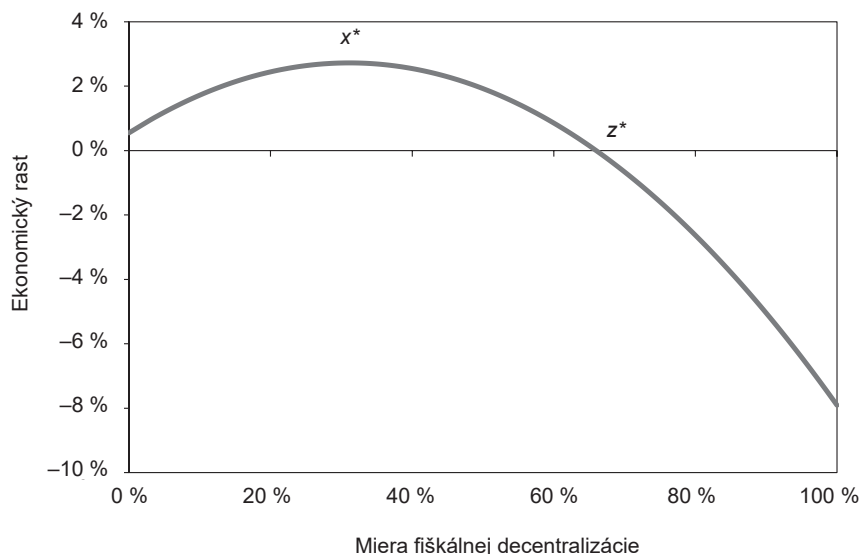
$$x^* = \left| \frac{\hat{\beta}_1}{2\hat{\beta}_2} \right| \quad (12)$$

vypočítať optimálnu mieru fiškálnej decentralizácie (x^* = bod obratu) maximalizujúcu ekonomický rast na úroveň

$$x^* = 31,1309 \% . \quad (13)$$

Graficky môžeme znázorniť bod obratu, resp. zvratu x^* a celý priebeh spolu so vzájomnou závislosťou medzi mierou fiškálnej decentralizácie a ekonomickým rastom per capita nasledovne:

Graf 3: Optimálna miera fiškálnej decentralizácie v prípade ekonomického rastu p.c.

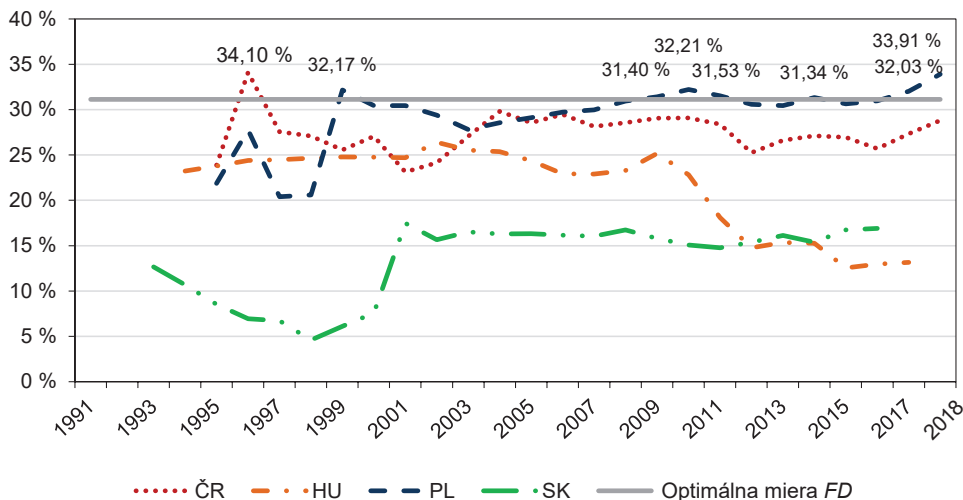


Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky

Na vertikálnej osi je znázornená úroveň ekonomického rastu per capita a na horizontálnej osi sa nachádza miera fiškálnej decentralizácie. Optimálna miera fiškálnej decentralizácie (x^*) je stanovená na úrovni 31,1309 %, pričom v tomto bode krajina maximalizuje ekonomický rast per capita, ktorý je na úrovni 2,302732 %. V prípade, že by krajina zvyšovala mieru fiškálnej decentralizácie (percentuálny podiel verejných výdavkov nižších vládnych úrovní na celkových verejných výdavkoch v krajine) nad túto úroveň ($x^* = 31,1309\%$) viedlo by to k poklesu úrovne ekonomického rastu per capita. Ak by krajina pokračovala v posilňovaní právomocí nižších vládnych úrovní až do úrovne miery fiškálnej decentralizácie 65,994 % (z^*), krajina by v tomto bode dosahovala nulový ekonomický rast per capita. Následné zvyšovanie miery fiškálnej decentralizácie by viedlo k ešte väčšiemu poklesu a až k dosiahovaniu negatívneho ekonomického rastu per capita.

Komparáciu kvantifikovanej optimálnej miery fiškálnej decentralizácie so skutočnou mierou fiškálnej decentralizácie so zameraním na krajiny V4 uvádzame na grafe 4.

Graf 4: Porovnanie skutočnej a optimálnej miery fiškálnej decentralizácie vo vzťahu k ekonomickému rastu per capita v krajinách V4



Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky

Ako vyplýva z grafického zobrazenia, optimálna miera fiškálnej decentralizácie bola počas sledovaného obdobia prekročená zo strany Českej republiky iba v jednom prípade, a to v roku 1996 (34,10 %). Skutočná miera fiškálnej decentralizácie v Poľsku osciluje v poslednom období okolo jej optimálnej úrovne, pričom v posledných dvoch rokoch (2017–2018) vykazuje rastúcu tendenciu.

Obdobný postup sme využili aj pri odhade vplyvu fiškálnej decentralizácie na ekonomický rast v 29 krajinách OECD. V tabuľke 7 prinášame výsledky panelovej regresie prostredníctvom troch modelov.

V prípade zameny závislej premennej ekonomický rast per capita za ekonomický rast sme dospeli k podobným záverom. Signifikantnú významnosť regresných koeficientov preukázal spojený regresný model a model s náhodnými efektmi. Najvhodnejší model sme určili prostredníctvom Breuschovho-Paganovho testu a Hausmanovho testu. Breuschov-Paganov test ($\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$) odhalil prítomnosť panelového efektu, a preto môžeme konštatovať vhodnosť využitia modelu s náhodnými efektmi oproti klasickému modelu OLS. Hausmanov test ($\text{Prob} > \chi^2 = 0,9803$) rovnako potvrdil vhodnosť modelu s náhodnými efektmi v porovnaní s využitím modelu s fixnými efektmi. Výsledky modelu s náhodnými efektmi prinášame v tabuľke 8.

Tabuľka 7: Porovnanie výsledkov modelov so závislou premennou ekonomický rast

Premenná	Fixné efekty	OLS	Náhodné efekty
<i>FD</i>	0,12067700*	0,1079003**	0,1138574**
<i>FD</i> ²	−0,1830267	−0,1749994**	−0,1815002**
Konštanta	0,0114941	0,01391800**	0,0132981*
Počet pozorovaní	746	746	746
Koeficient determinácie	0,0020348	0,0127643	
Očistený koeficient determinácie	−0,0006515	0,0101069	
<i>rho</i>	0,1278783		0,1043369
<i>F</i>	2,6375467	4,8032385	
Wald chi2			9,5619747

Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky v programe STATA

Tabuľka 8: Panelová regresia s náhodnými efektmi pri ekonomickom raste *p.c.* ako závislou premennou

Panelová regresia s náhodnými efektmi				počet pozorovaní = 746		
Skupinová premenná: Krajina				Počet panelov = 29		
Koeficient determinácie	within = 0,0020		Pozorovania pre skupinu:	min = 15		
	between = 0,0908			priemer = 25,7		
	overall = 0,0127			max = 44		
				Wald $\chi^2(2) = 9,56$		
corr(u_i , X_b) = 0 (predpokladaná)				Prob > $\chi^2 = 0,0084$		
theta						
min	5 %	median	95 %	max		
0,3967	0,4613	0,4867	0,5839	0,5960		
závislá premenná GDPgrowth			(Štandardná chyba upravená pre 29 klastrov v Country)			
Robust						
	Koeficient	Štandardná odchýlka	z	P > z	(95% interval spoľahlivosti)	
FD	0,1138574	0,0404649	2,81	0,005	0,0345477	0,1931672
FD²	−0,1815002	0,0595133	−3,05	0,002	−0,2981441	−0,0648562
Konštanta	0,0132981	0,0053218	2,50	0,012	0,0028676	0,0237286
sigma_u	0,0104442					
sigma_e	0,0306004					
rho	0,1043369					

Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky v programe STATA

Na výpočet optimálnej miery fiškálnej decentralizácie opäť využijeme vzorec

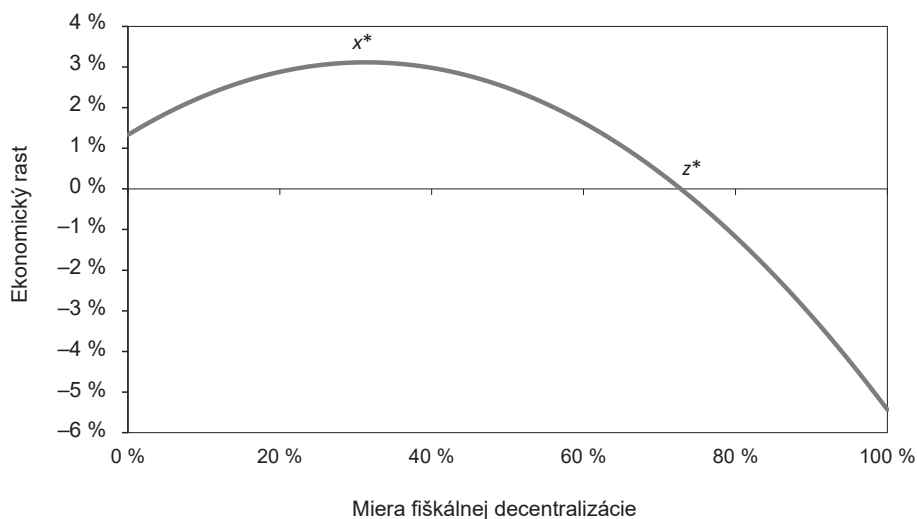
$$x^* = \left| \frac{\hat{\beta}_1}{2\hat{\beta}_2} \right| \quad (14)$$

a po dosadení regresných koeficientov odhadneme optimálnu mieru fiškálnej decentralizácie, ktorá je stanovená na úrovni

$$x^* = 31,3656 \% , \quad (15)$$

pri ktorej môžu krajiny dosiahnuť maximálnu úroveň ekonomického rastu 3,1152%. Po prekročení optimálnej miery fiškálnej decentralizácie na úrovni $x^* = 31,3656\%$ sa prejavia negatívne efekty na ekonomický rast a opätovné zvýšenie miery fiškálnej decentralizácie by viedlo k zníženiu ekonomického rastu. Po prekročení miery fiškálnej decentralizácie $z^* = 72,796\%$ môže dôjsť až k dosiahnutiu negatívneho ekonomického rastu. Táto situácia je znázornená na grafe 5.

Graf 5: Optimálna miera fiškálnej decentralizácie v prípade ekonomického rastu



Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov OECD a Svetovej banky

V prípade komparácie skutočnej miery fiškálnej decentralizácie a optimálnej miery fiškálnej decentralizácie s ohľadom na ekonomický rast v krajinách V4 môžeme konštatovať, že ani jedna krajina neprekročila optimálnu mieru fiškálnej decentralizácie.

V prípade komparácie skutočnej miery fiškálnej decentralizácie a optimálnej miery fiškálnej decentralizácie v krajinách V4 môžeme konštatovať, že situácia je obdobná ako v prípade ekonomického rastu per capita. V sledovanom období iba Poľsko prekročilo optimálnu úroveň fiškálnej decentralizácie, pričom v prípade Českej republiky to bolo iba v jednom roku (1996).

V prípade, že by sa krajiny V4 rozhodli zvýšiť mieru fiškálnej decentralizácie a posilniť kompetencie nižších vládnych úrovní v oblasti alokácie verejných výdavkov, boli by schopné dosiahnuť vyššiu úroveň ekonomického rastu. Pri porovnaní dopadov fiškálnej decentralizácie na úroveň ekonomického rastu a ekonomického rastu per capita môžeme dokumentovať malé odchýlky vo výsledkoch, kedy sa aj optimálna miera fiškálnej decentralizácie mierne líšila.

Vo všeobecnosti môžeme potvrdiť, že pre väčšinu krajín V4 je miera fiškálnej decentralizácie na nižšej úrovni ako jej optimálna hodnota maximalizujúca ekonomický rast, resp. ekonomický rast per capita. Z hľadiska teórie fiškálneho federalizmu koncept optimálnej miery fiškálnej decentralizácie prináša politikom a tvorcom hospodárskej politiky nové možnosti a nástroje na ovplyvňovanie ekonomického vývoja a dosahovanie udržateľného ekonomického rastu.

Záver

Dlhodobý ekonomický rast je výsledkom vplyvu mnohých determinantov ako sú ekonomická sloboda, základná právna štruktúra, miera úspor, investičné správanie, akumulácia kapitálu, ľudský kapitál, technologický rozvoj a iné. Ekonomiky OECD prešli v sledovanom období prudkými zmenami, a to nielen v charaktere ekonomík, ale aj v raste produktivity práce, podiele štátu na tvorbe HDP, ale aj raste objemu verejných dlhov v pomere k HDP. K rastu výkonnosti predovšetkým európskych ekonomík výraznou mierou prispela tvorba nových pracovných miest spojených s príchodom zahraničných investorov a ich investičnými aktivitami na danom území. Impulzom pre ekonomický rast európskych ekonomík predstavuje aj zapojenie finančných zdrojov z eurofondov, ktoré sú významným determinantom budovania verejnej infraštruktúry, či už ide o rozvoj dopravnej, environmentálnej, vzdelávacej, či IT infraštruktúry. Realizácia europrojektov stimuluje dopyt, ktorý je zdrojom rastu pre ďalšie členské krajiny. K stimulácii ekonomického rastu dochádza prostredníctvom nástrojov fiškálnej politiky, ktorá okrem udržiavania agregátnej fiškálnej disciplíny, podporuje hospodárne a efektívne využitie verejných zdrojov. Koncept fiškálnej decentralizácie ako jednej z reforiem fiškálnej politiky vychádza zo skutočnosti, že miestne vlády majú potenciál alokovať zdroje efektívnejšie. V zahraničnej literatúre v dôsledku kontroverzných záverov empirických štúdií vládne nejednoznačný názor

na vplyv fiškálnej decentralizácie na ekonomický rast. Predkladaný článok sa zaoberá nelineárnym vzťahom medzi ekonomickým rastom, resp. ekonomickým rastom per capita a mierou fiškálnej decentralizácie v 29 krajinách OECD počas obdobia 1975–2018. Empirickým výskumom bol preukázaný nelineárny vzťah, ktorý má parabolický tvar. Na základe nelineárneho vzťahu medzi týmito premennými sme kvantifikovali optimálnu mieru fiškálnej decentralizácie maximalizujúcu úroveň ekonomického rastu ($FD = 31,3656 \%$), resp. ekonomického rastu per capita ($FD = 31,1309 \%$). Okrem iného sme kvantifikovali maximálnu úroveň ekonomického rastu, ktorá je dosiahnuteľná fiškálnou decentralizáciou prostredníctvom efektívnejšej alokácie verejných zdrojov, a mieru fiškálnej decentralizácie, pri ktorej dochádza k nulovému ekonomickému rastu. Pre porovnanie: Petrenko (2016) potvrdila empirickým výskumom nelineárnosť vzťahu medzi mierou fiškálnej decentralizácie (meranej prostredníctvom výdavkového prístupu) a ekonomickým rastom per capita v krajinách EÚ a CIS počas obdobia 2000–2014. Optimálna miera fiškálnej decentralizácie bola na základe panelovej regresie stanovená pre krajiny EÚ na úrovni 27,66 % a pre krajiny CIS 31,70 %.

V predkladanom príspevku sme sa zamerali aj na porovnanie skutočnej miery fiškálnej decentralizácie s jej optimálnou úrovňou v krajinách V4. Skutočná miera fiškálnej decentralizácie sa vo väčšine daných krajín nachádzala pod optimálnou úrovňou, a to takmer počas celého sledovaného obdobia. Z výsledkov zostrojeného ekonometrického modelu, s ohľadom na jeho možné limity vplyvom zapojenia ostatných determinantov ekonomického rastu, si dovoľíme vyvodiť záver, že rozšírenie kompetencií nižších vládnych úrovní pri ich efektívnom hospodárení má v týchto krajinách potenciál pozitívne ovplyvniť ekonomický rast, resp. ekonomický rast per capita.

Literatúra

- Akai, N., Sakata, M. (2002). Fiscal Decentralization Contributes to Economic Growth: Evidence from State-Level Cross-Section Data for the United States. *Journal of Urban Economics*, 52(1), 93–108, [https://doi.org/10.1016/s0094-1190\(02\)00018-9](https://doi.org/10.1016/s0094-1190(02)00018-9)
- Baltagi, B. H., Li, Q. (1990). A Lagrange Multiplier Test for the Error Components Model with Incomplete Panels. *Econometric Reviews*, 9(1), 103–107, <https://doi.org/10.1080/07474939008800180>
- Baskaran, T., Feld, L. P. (2013). Fiscal Decentralisation and Economic Growth in OECD Countries: Is There a Relationship? *Public Finance Review*, 41(4), 421–445, <https://doi.org/10.1177/1091142112463726>
- Behnisch, A., Büttner, T., Stegarescu, D. (2002). *Public Sector Centralization and Productivity Growth: Reviewing the German Experience*. Centre for European Economic Research. Mannheim Discussion Paper No. 02–03, <https://doi.org/10.2139/ssrn.319324>

- Bodman, P., Ford, K. (2006). *Fiscal Decentralization and Economic Growth in the OECD*. Macroeconomics Research Group. University of Queensland. Brisbane, St. Lucia Discussion Papers No. 7. Available at: <http://www.uq.edu.au/economics/mrg/0706.pdf>
- Bodman, P., Campbell, H., Heaton, K., et al. (2009). *Fiscal Decentralisation, Macroeconomic Conditions and Economic Growth in Australia*. University of Queensland. St Lucia QLD MRG Discussion Paper No. 2609. Available at: <http://www.uq.edu.au/economics/mrg/2609.pdf>
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253, <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Bruss, F., Eller, M. (2004). The Optimal Decentralisation of Government Activity: Normative Recommendations for the European Constitution. *Constitutional Political Economy*, 15(1), 27–76, <https://doi.org/10.1023/b:cope.0000017962.76744.33>
- Cottrell, A., Lucchetti, R. J. (2020). *Gretl User's Guide. Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*. Available at: <http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf>
- Davoodi, H., Zou, H. (1998). Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-Country Study. *Journal of Urban Economics*, 43(2), 244–257, <https://doi.org/10.1006/juec.1997.2042>
- Desai, R., Freinkman, L., Goldberg, I. (2003). *Fiscal Federalism and Regional Growth: Evidence from the Russian Federation in the 1990s*. The World Bank. Washington, D.C. Policy Research Working Paper No. 3138, <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3138>
- Ebel, R. D., Yilmaz, S. (2002). *On the Measurement and Impact of Fiscal Decentralization*. The World Bank. Washington, D.C. Policy Research Working Paper No. 2809, <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2809>
- Eller, M., Bruss, F. (2004). Fiscal Decentralization and Economic Growth. Is There Really a Link? *Journal for Institutional Comparisons*, 2(1), 3–21.
- Feld, L. P., Kirchgässner, G., Schaltegger, CH. A. et al. (2004). *Fiscal Federalism and Economic Performance: Evidence from Swiss Cantons*. Philipps-Universität Marburg. Marburg Working Papers No. 20. Available at: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/29872/1/506415007.PDF>
- Gavriluta, A. F., Oprea, F. (2017). *Fiscal Decentralization Determinants and Local Economic Development in EU Countries*. EURINT, Centre for European Studies, Alexandru Ioan Cuza University, vol. 4, pp. 180–197. Available at: http://cse.uaic.ro/eurint/proceedings/index_html_files/EURINT2017_GAV.pdf
- Gemmell, N., Kneller, R., Sanz, I. (2009). *Fiscal Decentralization and Economic Growth in OECD Countries: Matching Spending with Revenue Decentralization*. Instituto de Estudios Fiscales. Madrid Working Paper No. 6. Available at: https://www.ief.es/docs/destacados/publicaciones/papeles_trabajo/2009_06.pdf
- Gemmell, N., Kneller, R., Sanz, I. (2013). Fiscal Decentralization and Economic Growth: Spending Versus Revenue Decentralization. *Economic Inquiry*, 51(4), 1915–1931, <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2012.00508.x>

- Ghafar, I., Hamzah, M. Z., Ritonga, J. T. (2004). Fiscal Decentralization and Economic Growth: Evidence from Selected Muslim Countries. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 9(2), 109–116.
- Hammond, G. W., Tosun, M. S. (2011). The Impact of Local Decentralization on Economic Growth: Evidence from U. S. Counties. *Journal of Regional Science*, 51(1), 47–64, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2010.00683.x>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271, <https://doi.org/10.2307/1913827>
- limi, A. (2005). Decentralization and Economic Growth Revisited: An Empirical Note. *Journal of Urban Economics*, 57(3), 449–461, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.12.007>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74, [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00092-7)
- Jin, J., Zou, H. (2005). Fiscal Decentralization, Revenue and Expenditure Assignments, and Growth in China. *Journal of Asian Economics*, 16(6), 1047–1064, <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2005.10.006>
- Lin, J. Y., Liu, Z. (2000). Fiscal Decentralization and Economic Growth in China. *Economic Development and Cultural Change*, 49(1), 1–21, <https://doi.org/10.1086/452488>
- Lozano, I., Julio, J. M. (2016). Fiscal Decentralization and Economic Growth in Columbia: Evidence from Regional-Level Panel Data. *Cepal Review*, 119, 65–82, <https://doi.org/10.18356/d80b22b8-en>
- Lukáčik, M., Lukáčiková, A., Szomolányi, K. (2011). *Panelové dáta v programe Gretl*. Dostupné z: <http://www.fhi.sk/files/katedry/kove/veda-vyskum/prace/2011/Lukacik-Lukacikova-Szomolanyi2011.pdf>
- Maličká, L. (2019). Formálna dimenzia fiškálnej decentralizácie v kontexte vertikálnej fiškálnej nerovnováhy a finančnej autonómie miestnych samospráv Slovenskej republiky. *Politická ekonomie*, 67(3), 273–290, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1240>
- Malik, S., Hassan, M.- Ul., Hussain, S. et al. (2006). Fiscal Decentralisation and Economic Growth in Pakistan. *Pakistan Development Review*, 45(4), 845–854, <https://doi.org/10.30541/v45i4iipp.845-854>
- Martinez-Vazquez, J., McNab, R. M. (2003). Fiscal Decentralization and Economic Growth. *World Development*, 31(9), 1597–1616, [https://doi.org/10.1016/s0305-750x\(03\)00109-8](https://doi.org/10.1016/s0305-750x(03)00109-8)
- Martinez-Vazquez, J., McNab, R. (2005). *Fiscal Decentralization, Macrostability and Growth*. Georgia State University. Atlanta Working Paper No. 05–06. Available at: https://www.researchgate.net/publication/4983767_Fiscal_DecentralizationMacrostability_and_Growth
- Meloche, J. P., Vaillancourt, F., Yilmaz, S. (2004). *Decentralization or Fiscal Autonomy? What Does Really Matter? Effects on Growth and Public Sector Size in European Transition Countries*. The World Bank. Washington, D.C. Policy Research Working Paper No. 3254. Available at: <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/15619/WPS3254.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

- Musgrave, R. A. (1959). *The Theory of Public Finance: A Study in Public Economy*. New York: McGraw-Hill. ISBN 978-0070441156.
- Oates, W. E. (1972). *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich. ISBN 9780155274525.
- Oates, W. E. (1993). Fiscal Decentralization and Economic Development. *National Tax Journal*, 46(2), 237–243, <https://doi.org/10.1086/ntj41789013>
- Petrenko, Y. (2016). Achieving Economic and Social Development on the Local Level Through Optimal Fiscal and Budgetary Policy: Fiscal Decentralisation Survey. *EDAMBA 2016: Conference Proceedings: Open Science & Open Innovation: Opportunities for Economics, Business, Management and Related Disciplines: International Scientific Conference for Doctoral Students and Post-doctoral Scholars*. University of Economics in Bratislava, Slovak Republic, 10–12 april 2016. Bratislava: EKONÓM, pp. 305–314. ISBN 978-80-225-4261-6 .
- Qiao, B., Martinez-Vazquez, J., Xu, Y. (2008). *Growth and Equity Tradeoff in Decentralization Policy: China's Experience*. Georgia State University. Atlanta Working Paper No. 0216. Available at: https://www.researchgate.net/publication/4905261_Growth_and_Equity_Tradeoff_in_Decentralization_Policy_China's_Experience
- Rodríguez-Pose, A., Krøijer, A. (2009). Fiscal Decentralization and Economic Growth in Central and Eastern Europe. *Growth & Change*, 40(3), 387–417, <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2009.00488.x>
- Rodríguez-Pose, A., Ezcurra, R. (2011). Is Fiscal Decentralization Harmful for Economic Growth? Evidence from the OECD Countries. *Journal of Economic Geography*, 11(4), 619–643, <https://doi.org/10.1093/jeg/lbq025>
- Solé-Ollé, A., Esteller-Moré, A. (2006). *Decentralized Provision of Public Inputs, Government Responsiveness to Local Needs, and Regional Growth. Evidence from Spain*. Institut d'Economia de Barcelona. Barcelona Working Paper No. 2005/5. Available at: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3132303>
- Thiessen, U. (2003). Fiscal Decentralisation and Economic Growth in High-Income OECD Countries. *Fiscal Studies*, 24(3), 237–274, <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2003.tb00084.x>
- Thornton, J. (2007). Fiscal Decentralization and Economic Growth Reconsidered. *Journal of Urban Economics*, 61(1), 64–70, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2006.06.001>
- Tiebout, CH. M. (1956). A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424, <https://doi.org/10.1086/257839>
- Tirtosuharto, D. (2010). The Impact of Fiscal Decentralization and State Allocative Efficiency on Regional Growth in Indonesia. *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, 1(2), 287–307, <https://doi.org/10.1142/s1793993310000160>
- Vo, D. H. (2005). *Fiscal Decentralization in Vietnam: A Preliminary Investigation*. Economics. The University of Western Australia. Crawley WA Discussion/Working Papers No. 05–16. Available at: https://ecompapers.biz.uwa.edu.au/paper/PDF%20of%20Discussion%20Papers/2005/05_16_Vo.pdf

- Wildasin, D. E. (1998). *Fiscal Aspects of Evolving Federations: Issues for Policy and Research*. The World Bank. Washington, D.C. Policy Research Working Paper No. 1884, <https://doi.org/10.1596/1813-9450-1884>
- Woller, G. M., Phillips, K. (1998) Fiscal Decentralisation and LDC Economic Growth: An Empirical Investigation. *The Journal of Development Studies*, 34(4), 139–148, <https://doi.org/10.1080/00220389808422532>
- Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5th ed., South-Western/Cengage Learning. ISBN 978-1-111-52104-1.
- Xie, D., Zou, H., Davoodi, H. (1999). Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States. *Journal of Urban Economics*, 45(2), 228–239, <https://doi.org/10.1006/juec.1998.2095>
- Yilmaz, S. (1999). The Impact of Fiscal Decentralization on Macroeconomic Performance, in National Tax Association, ed., *Proceedings of the 92nd Annual Conference on Taxation 1999*. Washington, D.C., pp. 251–260.
- Zhang, T., Zou, H. (1998). Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China. *Journal of Public Economics*, 67(2), 221–240, [https://doi.org/10.1016/s0047-2727\(97\)00057-1](https://doi.org/10.1016/s0047-2727(97)00057-1)