

## REAKČNÍ FUNKCE A UDRŽITELNOST FISKÁLNÍ POLITIKY\*

**Zdeněk Pikhart, Lukáš Pfeifer, Pavla Chmelová**, Vysoká škola ekonomická  
v Praze, Ministerstvo financí ČR

DOI: 10.18267/j.polek.1013

### Úvod

Význam odpovědné fiskální politiky, a to nejen pro samotné země, ale v případě evropského kontinentu i pro celé hospodářské uskupení zemí v rámci EU a zejména eurozóny, se naplno projevil v návaznosti na vypuknutí dluhové krize v Řecku. Růst rizikových přírážek spojený s finanční krizí v USA a ekonomický pokles v roce 2008 odkryly dlouhodobé strukturální nerovnováhy vládních financí řady evropských zemí, jež byly do té doby především politicky upozaděny. Tento vývoj měl za následek mimo jiné zesílení diskuzí o vhodnosti nastavení současných fiskálních pravidel institucemi EU a doplnění Maastrichtských kritérií a Paktu stability a růstu v roce 2013 o fiskální kompakt<sup>1</sup>.

Ve světle dnešních událostí lze zhodnotit, že z hlediska fiskální politiky stojí EU před dvěma zásadními problémy. Prvním je bezpodmínečné zavedení principů rozpočtové disciplíny v jednotlivých zemích s odpovídající mírou vynutitelnosti, což je cílem výše zmíněného fiskálního kompaktu. Druhou výzvou je samotné definování fiskální udržitelnosti, spočívající zejména v kvantifikaci udržitelné úrovně zadlužení a souvisejícího primárního salda, jehož výše je v otázce udržitelnosti určující. V této souvislosti lze za důležitou podmínku účinné fiskální politiky považovat také kvalitní predikci vybraných veličin.

Článek se zaměřuje na vymezení fiskální udržitelnosti, analýzu stavu a vývoje dluhových ukazatelů a odhad historické reakční funkce fiskální politiky v zemích EU. Mezi vysvětlující proměnné výše primárního salda jakožto významného determinantu celkové dluhové kvóty byly vybrány určující fiskální i další hospodářské a institucionální parametry. Přínos článku spočívá v přehledném teoretickém vymezení fiskální udržitelnosti a empirickém odhadu reakční funkce na základě vybraných specifických

\* Článek byl publikován za přispění interní grantové agentury VŠE grantem č. IG504034.

1 Celým názvem Smlouva o stabilitě, koordinaci a řízení v hospodářské a měnové unii.

proměnných, a to souhrnně pro Evropskou unii i samostatně pro skupiny starých členských zemí, nových členských zemí a krizí nejvíce postižených zemí (PIIGS). Jsou tak rozlišeny jednotlivé reakční funkce v závislosti na charakteristikách té které skupiny zemí zahrnutých do modelu. Empirické testování reakční funkce, prováděné na více skupinách zemí agregovaných na základě určitých předem zvolených kritérií, přispívá k přesnosti výsledků a jejich lepší interpretaci.

Struktura textu je následující: První část je věnována teoretickému vymezení konceptu fiskální udržitelnosti, v rámci něhož je diskutována rovnovážná dluhová kvóta i výše primárního salda, jež zabezpečí požadovanou stabilizaci dluhu v budoucnu. V této části jsou též již konkrétně definovány příspěvky ke změně dluhové kvóty v zemích EU. Následuje blok sumarizující fiskální data vypovídající o úrovni zadlužení a struktuře veřejných rozpočtů (z pohledu vládních příjmů a výdajů), a to za léta 1995–2013 v rozlišení dle jednotlivých zemí EU. V závěrečné části článku je zkonstruována reakční funkce fiskální politiky, k jejímuž odhadu je použit regresní model panelových dat se zohledněním individuálních vlivů jednotlivých zemí.

## 1. Teoretická východiska a literatura

Článek koncepčně staví na Ostry a Abiad (2005), kteří se zabývali otázkou reálnosti predikce primární bilance na vzorku rozvojových zemí celého světa, kdy porovnávali aktuální úroveň dluhu s udržitelným dluhem. Za současného definování fiskální udržitelnosti při znalosti historického hospodářského růstu a úrokové míry tak představuje jimi zkonstruovaná reakční funkce nástroj pro hodnocení a analýzu zadluženosti vládního sektoru. Tento model reakční funkce fiskální politiky je základním východiskem při odhadu reakční funkce prezentovaném v tomto článku.

Fiskální udržitelnost je definována např. v IMF (2002) jako taková úroveň vládního dluhu, již je možné obsluhovat bez nerealisticky rozsáhlých budoucích korekcí bilance vládních příjmů a výdajů. V této souvislosti je zdůrazňován význam solventnosti a likvidity. Využívání cyklicky očištěného salda k hodnocení fiskální udržitelnosti diskutuje Blanchard (1990). S ohledem na konstatování určitých limitů tohoto nástroje definuje tři indexy udržitelnosti lišící se v nutné míře využitím prognóz. „Primary gap“ je rozdíl mezi udržitelnou a aktuální úrovní primárního deficitu. Další indexy jsou založeny na odhadu „tax gap“, který značí rozdíl mezi aktuální daňovou kvótou a daňovou kvótou potřebnou k zajištění udržitelnosti vládních financí. Rovněž se pracuje s predikcemi vládních výdajů a transferů, a to ve střednědobém ( $t + 3$ ) či dlouhodobém (až  $t + 50$ ) horizontu, včetně odvození takového primárního salda zajišťujícího v konečném či nekonečném horizontu potřebnou výši dluhové kvóty. Souhrnný přehled vývoje teorií a konceptu fiskální udržitelnosti je obsažen v Balassone a Franco (2000). Ti konstatují, že jednotlivé definice udržitelnosti jsou vždy založeny na analýze dílčího rovnovážného stavu, a proto představují nutnou, nikoliv však postačující podmínku udržitelnosti. Další problém spatřují, s ohledem na více definic fiskální udržitelnosti, v různých ukazatelích využívaných při jejím hodnocení. Přístup

EU ve vymezení fiskálních pravidel hodnotí jako pragmatický, ovlivněný možnostmi koordinované fiskální politiky v rámci EU a jednotnou metodikou vykazování klíčových parametrů.

Noyer (2012) z pohledu interakce evropské měnové a fiskální politiky dochází k závěru, že obavy z hyperinlace jakožto nástroje k eliminaci nadměrné úrovně zadlužení nejsou opodstatněné, jelikož zejména v období krize je zesílen důraz na dvě hlavní funkce centrálních bank – na jejich nezávislost a zajišťování cenové stability. Současně se inflační očekávání neprodleně promítají do růstu rizikové premie. Rozšiřuje dále okruh faktorů ovlivňujících fiskální rovnováhu o faktory vycházející obecně z potenciálu sebenaplnění pochybností o fiskální udržitelnosti. Důsledkem těchto pochybností je opětovný růst rizikové premie. Vazba fiskální udržitelnosti a finanční stability je řešena též v Komárková a kol. (2013), kdy mezi proměnné ovlivňující udržitelnost dluhu jsou řazeny absorpční kapacita a typ věřitelské základny, časová splatnost emitovaného dluhu, měna emise vládního dluhu či rozvinutost a velikost kapitálového trhu. Autory je upozorňováno na možné ohrožení bezrizikovosti vládních dluhopisů.

Polito a Wickens (2007) hodnotí fiskální politiky konkrétních vybraných zemí, a to USA, Velké Británie a Německa. V přístupu odhadu modelu na základě historických dat spatřují řadu komplikací, proto vycházejí z porovnání cílové a predikované úrovně dluhu, s využitím intertemporálního rozpočtového omezení vlády a VAR modelů. Výstupem jejich článku je zjištění, že fiskální pozice se v případě všech tří zemí v rámci sledovaného období zhoršuje.

Udržitelnost fiskální politiky v podmínkách České republiky je analyzována např. v Krejdl (2006). Hodnocení fiskální pozice je zde založeno na identifikaci určujících identifikátorů, kdy autor vychází z výše uvedeného článku (Blanchard, 1990) a za stěžejní ukazatele fiskální udržitelnosti považuje „primary gap“ a „tax gap“, a to v preferenci dlouhodobého časového horizontu. Na základě statistických a konvergenčních dat ČR vymezuje udržitelnou výši primárního salda ve výši 0,4 % HDP, což vyplývá z odhadu udržitelného podílu vládních výdajů na HDP. Ten činí 48 % HDP a převyšuje současnou míru těchto výdajů, přičemž důvodem je předpokládaná zvýšená finanční náročnost zdravotního a sociálního systému v závislosti na očekávaném demografickém vývoji v zemi. Na význam implicitního veřejného dluhu, vyplývajícího z „konsensuálně“ uzavřené společenské smlouvy ohledně úrovně sociálního zabezpečení, zdravotní péče a zejména penzijního systému, upozorňuje ve svém článku také Lízal (2014). Na základě komparace dat zemí EU a dalších vybraných států ovšem současně dochází k závěru, že ČR je z hlediska penzijního dluhu na srovnatelné úrovni se Švýcarskem či USA (cca 50 % HDP) a i u ostatních sledovaných ukazatelů dosahuje nadprůměrných výsledků.

Na příkladu ČR byl dále analyzován vliv fiskální politiky na reálnou ekonomiku. Ambriško a kol. (2012) v rámci svého článku zjistili, že diskrétní vládní opatření nejsou prováděna jen s cílem stabilizace, naopak na reálných datech ČR byl dokázán častý procyklický efekt fiskální politiky. Dopad fiskální politiky na reálný růst HDP byl také hodnocen v případě zemí EU, a to konkrétně v období krize (Coenen a kol.,

2012). Za účelem diferenciacie příspěvků fiskálních a ostatních šoků k dynamice růstu reálného HDP v období let 2007–2010 byl upraven model Evropské centrální banky NAWM (New Area-Wide Model) ve smyslu detailnější specifikace fiskálního sektoru. Po zohlednění širší škály parametrů autoři konstatují, že proticyklická diskreční fiskální politika přispěla v období silné recese k anualizovanému čtvrtletnímu reálnému růstu HDP až ve výši 1,6 % HDP.

V souvislosti s vypuknutím světové finanční krize lze vybrat z textů reagujících na danou situaci např. IMF (2011). Tato studie nastiňuje možnosti modernizace politiky fiskální udržitelnosti a její analýzy, což je přirozená reakce na nastalé problémy. Autoři apelují v prvé řadě na důslednější hodnocení fiskálních rizik, realismus odhadu základních vstupních dat, řízení státního dluhu apod. Indikátory upozorňující na fiskální tíseň, případně na dluhovou krizi, a to zejména v rámci měnové unie, byly diskutovány např. v Hernández de Cos a kol. (2014). Nový přístup k EWS (Early Warning Signals) posuzuje fiskální faktory i nerovnováhy soukromého a finančního sektoru, současně se snaží co nejvíce zohlednit specifika a omezení jednotlivých zemí a rozšířit časové období upozorňující na určitou rizikovou dysbalanci. Teoretický i praktický rámec pro ekonometrickou analýzu panelových dat využívanou v tomto článku je čerpán z Baltagi (2005).

## 2. Koncept fiskální udržitelnosti

Dluh v čase  $t$  je ovlivněn výší domácího dluhu v předchozím období zvětšenou o úrokové náklady, výší dluhu v zahraniční měně v předchozím období přepočtenou měnovým kurzem ze stejného období zvětšenou o úrokové náklady a upravenou o změnu měnového kurzu, kdy znehodnocení domácí měny zvyšuje výši zahraničního dluhu. Dále je dluh ovlivněn primárním saldem<sup>2</sup> a ostatními toky ovlivňujícími dluh<sup>3</sup>, jako jsou například uplatněné záruky. Odvození dluhové dynamiky pro domácí dluh viz Blanchard (1990).

$$D_t = D_{t-1}^d (1 + in_t^d) + ER_{t-1} D_{t-1}^f (1 + in_t^f) (1 + er_t) - PS_t + OST_t, \quad (1)$$

kde:

$D$  celkový dluh

$D^d$  domácí dluh

$D^f$  zahraniční dluh denominovaný v zahraniční měně

$ER$  nominální měnový kurz v přímé kotaci

$in^d$  implicitní nominální úroková míra z domácího dluhu

$in^f$  implicitní nominální úroková míra ze zahraničního dluhu

$er$  změna nominálního měnového kurzu v přímé kotaci

$PS$  upravené primární saldo (bez ostatních toků)

$OST$  ostatní toky přispívající k růstu dluhu

2 Saldo bez úrokových nákladů.

3 Tzv. stock and flow adjustments.

Pro vyšší vypovídací schopnost a jasnější ekonomickou interpretaci je vhodné vypočtenou výši nominálního dluhu vztáhnout k nominálnímu HDP:

$$\frac{D_t}{HDP_t} = \frac{D_{t-1}^d (1 + in_t^d)}{HDP_{t-1} (1 + nr)} + \frac{ER_{t-1} D_{t-1}^f (1 + in_t^f) (1 + er_t)}{HDP_{t-1} (1 + nr)} - \frac{PS_t}{HDP_t} + \frac{OST_t}{HDP_t}. \quad (2)$$

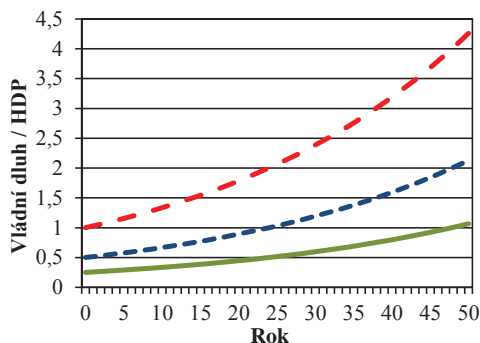
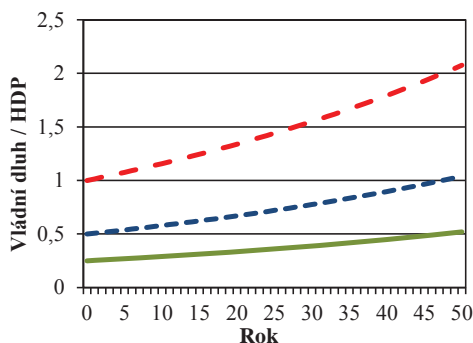
Nominální růst HDP můžeme přepsat jako součin objemové a cenové složky (3) a následně rovnici upravit do tvaru s reálnými veličinami v rovnici (4), kde podílem zahraniční a domácí inflace (u obou je použit implicitní deflátor HDP) násobeným změnou měnového kurzu dostaneme index reálného měnového kurzu. Obrázek 1 ilustruje vliv explozivní automatické dluhové dynamiky při různých výchozích mírách zadluženosti s nulovým primárním saldem. Zvýšení výchozí zadluženosti či rozdílu IR a HDP se na dluhové dynamice projeví exponenciálně.

$$\frac{D_t}{HDP_t} = d_t = \frac{d_{t-1}^d (1 + in_t^d)}{(1 + rr)(1 + \pi)} + \frac{d_{t-1}^f (1 + in_t^f) (1 + er_t)}{(1 + rr)(1 + \pi)} - ps_t + ost_t \quad (3)$$

$$d_t = \frac{d_{t-1}^d (1 + ir_t^d)}{(1 + rr)} + \frac{d_{t-1}^f (1 + ir_t^f) (1 + rer_t)}{(1 + rr)} - ps_t + ost_t, \quad (4)$$

kde:

- $d$  poměr celkového dluhu na nominálním HDP
- $d^d$  poměr domácího dluhu na nominálním HDP
- $d^f$  poměr zahraničního dluhu v domácí měně na nominálním HDP
- $ps$  upravené primární saldo na nominálním HDP
- $ost$  ostatní toky přispívající k růstu dluhu na nominálním HDP
- $nr$  nominální růst HDP
- $rr$  reálný růst HDP
- $\pi$  míra inflace (implicitní deflátor HDP)
- $ir^d$  implicitní reálná úroková míra z domácího dluhu
- $ir^f$  reálná úroková míra ze zahraničního dluhu (deflovaná zahraniční inflací)
- $rer$  index reálného měnového kurzu v přímé kotaci.



Zdroj: vlastní výpočty

Pokud od obou stran rovnice odečteme dluh v čase  $t - 1$ , abychom získali změnu dluhové kvóty v procentních bodech, získáme po aritmetické úpravě výraz:

$$\Delta d_t = d_t - d_{t-1} = \frac{(ir_t^d d_{t-1}^d + ir_t^f d_{t-1}^f) - d_{t-1} rr + rer_t (1 + ir_t^f) d_{t-1}^f}{(1 + rr)} - ps_t + ost_t. \quad (5)$$

Implicitní reálnou úrokovou míru z celkového vládního dluhu  $ir_t$  vypočteme jako součet součinu podílu domácího dluhu  $\frac{d_{t-1}^d}{d_{t-1}}$  a implicitní reálnou úrokovou mírou z domácího dluhu  $ir_t^d$  se součinem podílu zahraničního dluhu  $\frac{d_{t-1}^f}{d_{t-1}}$  a implicitní reálné úrokové míry ze zahraničního dluhu  $(1 + ir_t^f) * (1 + rer_t)$ :

$$ir_t = \frac{d_{t-1}^d}{d_{t-1}} * ir_t^d + \frac{d_{t-1}^f}{d_{t-1}} * (1 + ir_t^f) * (1 + rer_t). \quad (6)$$

Díky implicitní reálné úrokové míře z celkového dluhu  $ir_t$  můžeme výraz (5) zjednodušit do podoby v rovnici (7). Pro zjednodušení upustíme od ostatních dluhotvorných toků, které však není problém k uvedené rovnici přičíst a simulovat vývoj s nimi.

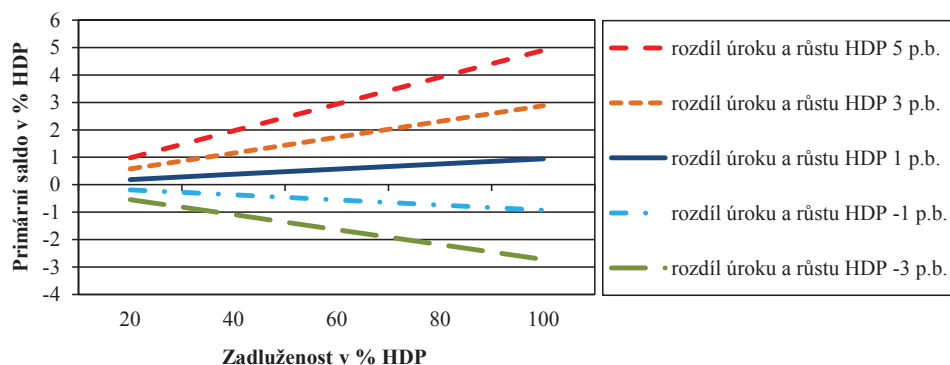
$$\Delta d_t = d_t - d_{t-1} = \frac{(ir_t - rr)}{(1 + rr)} d_{t-1} - ps_t. \quad (7)$$

K udržení konstantní výše dluhu se musí  $\Delta d_t = 0$ . Rovnici tak přepíšeme do finálního tvaru, kdy vyjádříme takovou výši primárního salda, která stabilizuje dluh na požadované úrovni při dané reálné úrokové míře a reálném růstu HDP. Požadovaná výše primárního salda bude tím vyšší, čím vyšší bude diferenciál úroků a růstu HDP a čím vyšší bude výchozí míra zadlužení, což demonstruje obrázek 2.

$$ps^* = \frac{(ir - rr)}{(1 + rr)} d_{t-1} \quad (8)$$

Obrázek 2

Primární saldo požadované ke stabilizaci výše dluhu



Zdroj: vlastní výpočty

Bispham (1987) využil vzorec pro součet geometrické nekonečné řady<sup>4</sup> k výpočtu rovnovážné dluhové kvóty  $d^*$  (9) za podmínky, kdy je  $ir < rr$ , v opačném případě je dynamika dluhu explozivní a řada nemá konečný součet, kde  $pd$  je primární deficit.

$$d^* = pd * \frac{1}{1 - \frac{1+ir}{1+rr}} = \frac{pd}{\frac{rr-ir}{1+rr}} = \frac{pd(1+rr)}{rr-ir} \quad (9)$$

Rovnice (10) udává odvození vzorce pro výpočet rovnovážné dluhové kvóty v případě bez úroků, kdy je primární deficit roven celkovému deficitu. V tomto případě je deficit definován jako změna dluhu v čase  $t + 1$  na HDP ve stejném období.

$$d^* = def * \frac{1}{1 - \frac{1}{1+rr}} = \frac{def}{\frac{rr}{1+rr}} = \frac{def(1+rr)}{rr} = \frac{\frac{\Delta D_{t+1}}{HDP_{t+1}}(1+rr)}{\frac{\Delta HDP_{t+1}}{HDP_t}} \quad (10)$$

Nekonečná časová řada má součet, pokud  $\frac{1}{1+rr} < 1$ , což neplatí v případě záporného

či nulového růstu HDP. Při nulovém růstu by se dluhová kvóta buď lineárně zvyšovala při realizaci celkových deficitů, či snižovala při realizaci celkových přebytků. Při poklesu HDP a nulovém saldu by dluhová kvóta rostla exponenciálně. Při poklesu

4 Vzorec pro součet nekonečné geometrické řady je:  $S = a_1 * \frac{1}{1-q}$ , kde v našem případě člen  $a_1 = pd$   
 $a \quad q = \frac{1+ir}{1+rr}$

nominálního HDP by se dluhová kvóta exponenciálně zvyšovala při generování deficitů (nebo přebytků nižších nebo rovných růstu HDP), či exponenciálně snižovala při generování přebytků vyšších než růst HDP.

Při nulovém deficitu a kladném růstu HDP by dluhová kvóta konvergovala k nule a při kladném růstu HDP a generování přebytku dluhová kvóta konverguje k vypočtené záporné hodnotě.

Rovnovážnou výši dluhové kvóty, ke které bude z jakékoli výchozí hodnoty stav zadlužení konvergovat, můžeme vyjádřit také rozkladem diferenciálu dluhové kvóty<sup>5</sup> v rovnici (11), kde však na rozdíl od předešlého případu definujeme deficit jako změnu dluhu v čase  $t + 1$  na HDP období  $t$ , od kterého odečteme součin dluhové kvóty ve výchozím roce a tempa růstu nominálního HDP.

$$\Delta\left(\frac{D}{HDP}\right) \cong \frac{\Delta D_{t+1} HDP_t - D_t \Delta HDP_{t+1}}{HDP_t^2} \cong \frac{\Delta D_{t+1}}{HDP_t} - \frac{D_t}{HDP_t} \frac{\Delta HDP_{t+1}}{HDP_t} \quad (11)$$

Za předpokladu stabilizace výše dluhu na HDP, tj.  $\Delta\left(\frac{D}{HDP}\right) = 0$  můžeme za podmínky  $\frac{\Delta HDP_{t+1}}{HDP_t} > 0$  upravit do tvaru:

$$d^* = \left(\frac{D}{HDP}\right)^* \cong \frac{\frac{\Delta D_{t+1}}{HDP_t}}{\frac{\Delta HDP_{t+1}}{HDP_t}} \cong \frac{\text{celkový deficit}}{\text{růst nom. HDP}} \quad (12)$$

Je-li tedy stabilní výše deficitu a růstu nominálního HDP, bude dluhová kvóta konvergovat k rovnovážné dluhové kvótě vypočtené rovnicí (10) a (12). Při jakékoli výchozí výši zadluženosti bude zadlužení konvergovat k vypočtené rovnovážné hodnotě. Maastrichtské kritérium vládního deficitu a dluhu vychází z předpokladu, že průměrný nominální růst ekonomik Evropské unie je 5 % při výši salda -3 % HDP, z čehož vychází 60 % výše dluhové kvóty k HDP, pokud vztahujeme deficit běžného roku k HDP roku předchozího (12) a 63 % zadluženost, pokud vztahujeme deficit běžného roku k běžnému HDP (10). Vlády s vyšším výchozím zadlužením by se tak měly při daných růstech a ročních deficitech přibližovat k hraniční hodnotě veřejného dluhu. Vlády s nižším než hraničním výchozím zadlužením budou při shodných hodnotách deficitu a růstu HDP konvergovat zdola. Grafické ilustrace průběhu konvergence různých scénářů v Pikhart (2013).

Fiskální aritmetika pro výpočet dluhové kvóty bez ostatních vlivů je tedy:

$$d_t = \frac{(1+ir)}{(1+rr)} d_{t-1} + p d_t \quad (13)$$

5 V rozvoji využijeme vzorce pro derivaci podílu, která předpokládá nekonečně malé změny HDP, proto lze přibližnou rovnost použít pouze za předpokladu malých změn HDP.



Jde tedy o lineární diferenční rovnici 1. řádu, jejíž řešení je součtem homogenního  $\frac{(1+ir)}{(1+rr)}d_{t-1}$  a nehomogenního členu  $pd_t$ . Součin koeficientu  $\phi$  a dluhu  $d_{t-1}$  vyjadřuje automatickou dluhovou dynamiku.

$$x_t = \phi x_{t-1} + y_t \quad (14)$$

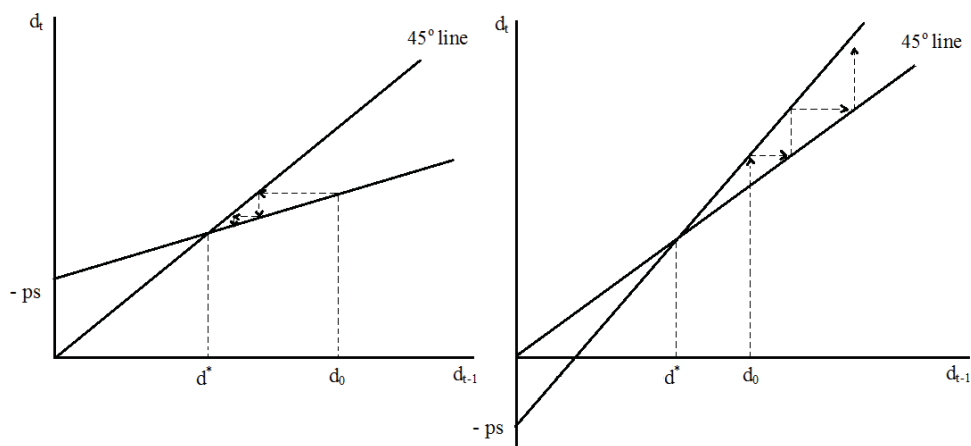
$$d_t = \phi d_{t-1} + pd_t \quad (15)$$

$$\phi = \frac{1+ir_t}{1+rr_t}. \quad (16)$$

Z řešení diferenční rovnice (14) vyplývají tyto možnosti. Je-li koeficient  $\phi < 1$ , bude sklon přímky větší než  $45^\circ$  a dluhová dynamika bude stabilní, konverguje k rovnovážné dluhové kvótě vypočtené vzorcem (9) i přesto, že se skutečné primární saldo bude lišit od požadovaného primárního salda potřebného ke stabilizaci dluhové kvóty (8). Na obrázku 3 jde o první případ.

Pokud však bude  $\phi > 1$  a skutečné primární saldo se nebude přesně rovnat požadované výši primárního salda potřebného ke stabilizaci dluhové kvóty, dluhová dynamika bude nestabilní se sklonem přímky menší než  $45^\circ$ , jak ilustruje druhý případ na obrázku 3. V našem případě dluhové dynamiky bude vždy  $\phi > 0$ , bude se tedy vyznačovat v obou případech monotónním, nikoli oscilatorním, průběhem. Hraniční případ, kdy se  $\phi = 1$ , znamená stabilizaci dluhové kvóty z titulu automatické dluhové dynamiky. Jakékoli změny dluhové kvóty tak budou probíhat přes nenulové primární saldo.

Obrázek 3  
Dluhová dynamika v modelu  $45^\circ$



Zdroj: vlastní zpracování

Existuje řada arbitrárních pragmatických definic fiskální udržitelnosti. Blanchard a kol. (1990) vymezuje fiskální udržitelnost jako takovou politiku, která zajistí po určitém čase konvergenci dluhové kvóty zpět k výchozí úrovni dluhu. Jiní autoři poskytují podobnou definici opřenou o konvergenci čistého jmění, ale podstata zůstává stejná. Tento typ fiskální udržitelnosti můžeme nazvat jako pragmatický, který je často používán v praktické hospodářské politice. Bohužel nám neřká nic o tom, proč zrovna výchozí úroveň zadlužení je udržitelná. Z toho důvodu přišli ekonomové (IMF, 2002) s tzv. akademickou definicí fiskální udržitelnosti, která považuje vládní dluh za udržitelný, pokud je splněna podmínka solventnosti, přičemž vládní sektor je solventní, pokud očekávaná současná hodnota budoucích primárních přebytků pokryje v plné výši současný dluh.

Pro odvození intertemporálního rozpočtového omezení (Kreidl, 2006) vyjdeme z rovnice (13) vztažené k výchozímu období 0 až T, která může být přepsána jako součet složeně úročené automatické dluhové dynamiky, tedy současně hodnoty výchozí dluhové kvóty a sumy současných hodnot minulých primárních deficitů:

$$d_T = d_0 \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^T + \sum_{t=1}^T p d_t \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^{T-t}. \quad (17)$$

Obě strany rovnice můžeme deflovat členem  $\left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^T$ , čímž diskontujeme dluhovou kvótu v čase T opět na výchozí hodnotu:

$$d_T \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^{-T} = d_0 + \sum_{t=1}^T p d_t \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^{-t}. \quad (18)$$

Pokud přidáme náš intertemporální požadavek a budeme předpokládat, že časový horizont je nekonečný, dostáváme:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[ d_T \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^{-T} \right] = d_0 + \lim_{T \rightarrow \infty} \left[ \sum_{t=1}^T p d_t \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^{-t} \right]. \quad (19)$$

Dále můžeme předpokládat, že současná diskontovaná hodnota dluhové kvóty v nekonečnu bude rovna 0. Předpoklad je platný, pokud vláda nesleduje Ponziho schéma, čili dluhová kvóta v nekonečnu dosáhne konečné hodnoty.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[ d_T \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^{-T} \right] = 0. \quad (20)$$

Pokud tuto podmínku dodržíme, můžeme přepsat rovnici (19) do níže uvedeného tvaru, který je podmínkou fiskální udržitelnosti dluhu, kdy se současná hodnota primárních přebytků rovná výchozí dluhové kvótě.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[ \sum_{t=1}^T p d_t \left( \frac{1+ir}{1+rr} \right)^{-t} \right] = -d_0. \quad (21)$$

Tato teoretická definice fiskální udržitelnosti je konzistentní s dluhovou kvótou konvergující k jakékoli konečné hodnotě včetně výchozí hodnoty, což je v souladu

s rovnicí (8). Podmínka udržitelnosti bude splněna, i pokud poroste dluhová kvóta pomaleji, než je rozdíl úrokových měr a růstu HDP. Tato akademická definice udržitelnosti je v literatuře všeobecně přijímána, jelikož se jedná o její nejširší pojetí.

Pouze stručně zmíníme, že kromě fiskální udržitelnosti a solventnosti je definována ještě likvidita, která značí schopnost vlády splácet své krátkodobé závazky. Vláda, která je solventní, nemusí být likvidní a obráceně. Otázka likvidity souvisí především s řízením vládního dluhu.

Z rovnice (5) v nominálním vyjádření jsme kvantifikovali příspěvky ke změně dluhové kvóty. Z obrázku 4 a 5 je patrné, že jak v EU, tak v eurozóně přispívaly změny HDP ke snížení dluhové kvóty vyjma krizového roku 2009. Kladné úrokové míry z dluhu přispívaly po celé období logicky ke zvýšení dluhové kvóty. Vliv změny měnového kurzu je díky vlivu dominantního celku s jednotnou měnou a nízkému podílu zahraničního dluhu vůči zemím s plovoucím kurzem prakticky zanedbatelný. Na příspěvcích primárního salda je jasné vidět určitá strukturální nevyrovnanost, kdy v dobách relativně silného růstu HDP generovaly vlády primární deficit a naopak primární přebytek v případě vypuknutí recese, což bylo dáno především finančními trhy vynucenou fiskální konsolidací sloužící k poklesu rizikových přírážek i za cenu záporného příspěvku vládních výdajů k růstu HDP.

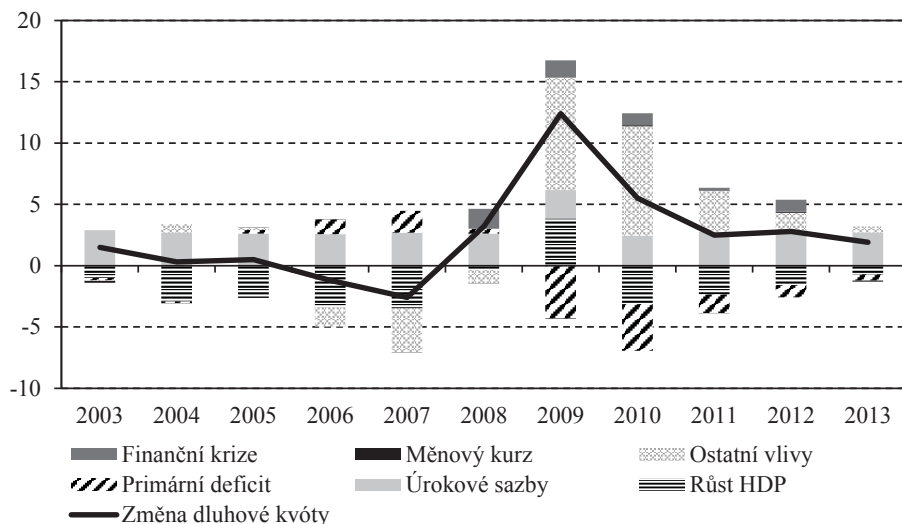
Z dalších obrázků je patrné, že ostatní vlivy, do kterých spadají i náklady řešení dluhové krize, jsou často významnou položkou. Odkup finančních aktiv se přímo neprojevuje ve vládním deficitu (čisté půjčky/výpůjčky), ale v rámci finančního účtu navyšuje objem veřejného dluhu. Ostatní vlivy zvyšovaly od roku 2009 dluhovou kvótu především díky začlenění mimotržních derivátových kontraktů a sanaci bankovního sektoru v řadě evropských zemí, soukromý dluh tedy přejímaly vlády. Dluhovou kvótu bez vlivu na deficit zvyšují nákupy finančních aktiv, převzetí dluhu, případně přecenění dluhu a statistické diskrepance. Do ostatních položek zvyšujících dluh nepatří dle současné metodiky národních účtů vydané záruky<sup>6</sup>, u kterých je předem pravděpodobné jejich uplatnění, protože dochází jak ke zvýšení vládního dluhu, tak deficitu díky výdajovým kapitálovým transferům. To samé se týká uplatněných záruk, u kterých nebylo předem pravděpodobné jejich uplatnění.

Ve stálém stavu je reálná úroková míra vyšší než růst ekonomiky díky kladným časovým preferencím. Pokud potenciál zrychlí vlivem vyšší produktivity kapitálu, poroste také reálný úrok. Pokud však ekonomika poroste vlivem růstu produktivity práce, může být růst reálného HDP vyšší než reálný úrok, aniž by to vytvářelo dlouhodobé nerovnováhy a neefektivní akumulaci kapitálu. Krátkodobě se díky hospodářskému cyklu a vlivu měnové politiky může odchylovat reálný úrok od přirozené úrovně. Dlouhodobě jsou však úrokové míry zpravidla vyšší, než je růst ekonomiky, což vytváří nepříznivou automatickou dluhovou dynamiku. Podrobnější diskuze např. v Izák (2009). Když v této souvislosti dále zohledníme často silné vlivy ostatních jednorázových opatření, vlády musejí nastavit takové primární přebytky, které by poskytovaly proticyklický polštář a současně onu dluhovou udržitelnost zajistily. Reakce primárního salda na změnu řady relevantních proměnných jsou obsahem empirické části článku.

6 Např. projekty v rámci public private partnership.

Obrázek 4

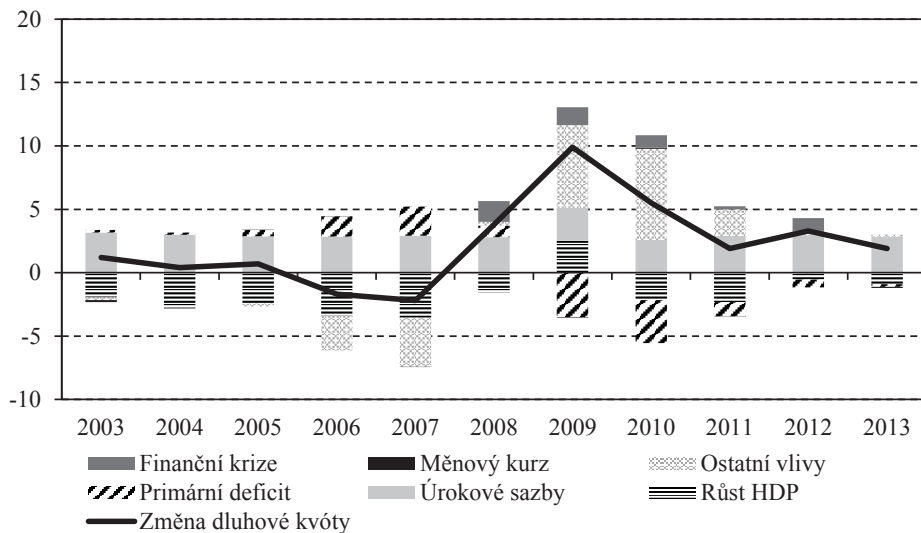
**Příspěvky ke změně dluhové kvóty v EU28 (p. b.)**



Zdroj dat: Eurostat, Evropská komise

Obrázek 5

**Příspěvky ke změně dluhové kvóty v EU17 (p. b.)**



Zdroj dat: Eurostat, Evropská komise

### 3. Fiskální data

V této části textu se nejprve zaměříme na popis fiskálních dat v jednotlivých členských zemích EU v letech 1995–2013. Tabulka 1 ilustruje minimální, maximální a průměrné hodnoty primárního salda vlády k HDP jednotlivých zemí EU a jejich konsolidovaného vládního dluhu k HDP ve sledovaném období. V nedávné době, v důsledku projevů finanční krize, vykázaly nejvyšší primární deficit Irsko v roce 2010 (27,5 %), Slovinsko v roce 2013 (12,1 %) a Řecko v roce 2008 (10,5 %). Jedná se tedy o země, zejména v případě Irska a Řecka, do kterých proudila výrazná mezinárodní pomoc za účelem stabilizace jejich ekonomiky. Výrazný deficit primární bilance byl v roce 1995 zaznamenán i v případě České republiky (11,8 %), důvodem však byly probíhající transformační procesy. Nejvyšší primární deficit vlády v průměru za celé sledované období vykázala Česká republika (3,1 %) a Slovensko (3,1 %), což indikuje relativně rychlé přibližování úrovně vládního dluhu těchto ekonomik k hraniční hodnotě, která je dle Maastrichtských kritérií stanovena ve výši 60 % HDP. Během sledovaného období se vysokým průměrným primárním deficitem vyznačovalo i Řecko (2,6 %), a to navzdory vysoké úrovni svého vládního zadlužení. Další relativně více zadlužené země, jako jsou Belgie nebo Itálie, hospodařily ve sledovaném období naopak převážně s primárními přebytky, stejně jako například Finsko, Dánsko nebo Švédsko, jejichž úroveň vládního zadlužení se navíc pohybuje na relativně nízké úrovni.

Tabulka 1 poskytuje zajímavé údaje i v případě rozdělení sledovaného období na předkrizové (2003–2007) a pokrizové (2009–2013), průměrné hodnoty jednotlivých ukazatelů za tato období ilustrují třetí a čtvrté sloupce tabulky. Vývoj ukazatelů během pokrizového období do značné míry ilustruje vliv cyklické složky deficitu vládních financí a vývoj během předkrizového období spíše jejich strukturální problémy. Zatímco v předkrizovém období bylo průměrné primární saldo za všechny země EU v přebytku 0,7 % HDP, v období pokrizovém vykazovalo průměrné primární saldo deficit ve výši 2,5 % HDP. V letech 2003–2007 vykazovalo ze zemí EU v průměru nejvyšší primární deficit Maďarsko (3,1 %) následováno Českou republikou (2,1 %). Vzhledem k vysokému růstu HDP České republiky během tohoto období však nebyl vysoký deficit primární bilance doprovázen výrazným nárůstem veřejného dluhu, byla tím ovšem promarněna vhodná příležitost k jeho redukci.

Tabulka 2 ilustruje minimální, maximální a průměrné hodnoty vládních příjmů a výdajů ekonomik EU k HDP ve sledovaném období. Z tabulky je patrné, že i úroveň těchto ukazatelů, respektive velikost vládního sektoru, se napříč EU značně liší. Nejvyšší průměrné hodnoty za celé sledované období pozorujeme u zemí, jako jsou Dánsko, Švédsko a Finsko, ale i Francie, Rakousko nebo Belgie. Nejvyšší maximální hodnotu vládních výdajů k HDP v celém sledovaném období vykázalo v roce 2010 Irsko, a to v důsledku významného propadu nominálního HDP. K vysokému nárůstu podílu vládních výdajů na HDP oproti období předkrizovému došlo v mnoha dalších ekonomikách EU zasažených finanční a dluhovou krizí, jako například ve Španělsku nebo Řecku. Po vypuknutí finanční krize došlo k výraznému zdražení financování vlád, což se také samozřejmě do jisté míry negativně projevilo na výši veřejných výdajů. Zatímco v předkrizovém období činily za celou EU průměrné veřejné výdaje 43,7 % HDP, po krizi tento podíl stoupl na 47,4 %

HDP. Veřejné příjmy se v obou obdobích příliš nelišily, jejich výši z jedné strany pozitivně ovlivňovaly konsolidační plány postižených ekonomik se snahou stabilizovat veřejné finance, na straně druhé měla výrazně negativní dopad na výběr daní kontrakce hospodářského cyklu a silná mezera výstupu většiny zemí EU.

Tabulka 1

**Primární saldo vlády a vládní dluh za země EU (v % HDP, 1995–2013)**

Země	Primární saldo vlády					Konsolidovaný vládní dluh				
	Min. 1995– 2013	Prům. 1995– 2013	Prům. 2003– 2007	Prům. 2009– 2013	Max. 1995– 2013	Min. 1995– 2013	Prům. 1995– 2013	Prům. 2003– 2007	Prům. 2009– 2013	Max. 1995– 2013
Belgie	–2,0	3,4	3,9	–0,6	6,8	84,0	103,6	91,3	99,0	130,2
Bulharsko***	–3,5	1,7	2,8	–1,6	5,4	13,7	41,2	29,5	16,9	108,3
Česká republika	–11,8	–3,1	–2,1	–2,5	0,4	11,9	27,1	28,4	41,3	46,2
Dánsko**	–2,2	3,1	5,5	–0,7	7,1	27,1	48,5	37,9	44,0	72,6
Estonsko	–3,2	0,5	2,2	–0,1	2,7	3,7	6,2	4,7	7,9	10,0
Finsko	–2,2	3,3	5,0	–0,9	9,8	33,9	46,4	41,1	50,4	57,0
Francie	–5,1	–0,9	–0,5	–3,3	1,5	55,5	67,7	64,4	86,4	93,5
Chorvatsko*	–5,2	–2,0	–1,1	–3,3	–0,3	30,0	42,0	36,4	51,3	67,1
Irsko	–27,5	–0,9	2,4	–11,2	6,9	24,6	57,2	27,4	100,2	123,7
Itálie	–0,8	2,7	1,5	1,1	6,5	103,3	113,3	104,6	123,2	132,6
Kypr	–3,9	–0,5	1,2	–3,1	6,5	48,9	65,2	66,7	77,9	111,7
Litva	–11,0	–2,3	–0,1	–3,8	0,3	11,5	23,3	18,7	37,1	40,5
Lotyšsko	–7,7	–1,3	–0,3	–3,2	2,4	9,0	20,3	12,4	40,5	44,5
Lucembursko	–0,9	2,2	1,1	0,2	6,4	6,1	10,5	6,4	19,7	23,1
Maďarsko	–5,5	0,2	–3,1	2,5	8,4	52,7	68,2	62,5	80,6	85,6
Malta	–6,6	–1,9	–0,9	–0,2	1,0	34,2	59,5	65,4	69,0	73,0
Německo	–6,0	0,5	0,3	0,9	4,3	55,6	66,9	66,5	79,3	82,5
Nizozemsko	–3,6	1,1	1,5	–2,3	5,7	45,3	60,1	49,8	66,9	76,1
Polsko**	–5,1	–2,0	–1,5	–3,0	0,4	36,8	46,6	46,5	54,9	57,0
Portugalsko	–7,4	–1,6	–1,7	–3,5	0,2	50,7	72,4	65,4	107,8	129,0
Rakousko	–1,8	0,7	0,8	–0,4	3,4	60,2	67,1	63,3	72,7	74,5
Rumunsko	–7,5	–1,5	–0,6	–3,7	0,8	6,6	21,2	16,2	33,0	38,4
Řecko**	–10,5	–2,6	–1,5	–6,1	3,6	94,0	115,4	101,9	156,1	175,1
Slovensko	–8,2	–3,1	–0,7	–3,9	–0,2	22,1	39,3	35,6	45,7	55,4
Slovinsko	–12,1	–2,0	0,0	–5,5	1,3	18,6	31,1	26,1	49,4	71,7
Španělsko	–9,3	–0,8	2,9	–7,1	4,0	36,3	58,5	42,9	73,2	93,9
Švédsko	–2,0	2,6	3,2	0,4	7,1	38,3	52,0	47,6	39,9	73,3
Velká Británie	–9,4	–1,1	–1,2	–5,3	6,2	37,1	53,9	41,4	81,9	90,6

\* Počet pozorování 12. \*\* Počet pozorování v případě primárního salda vlády 14. \*\*\* Počet pozorování v případě primárního salda vlády 16.

Zdroj dat: Eurostat

Tabulka 2

Fiskální data za země EU (v % HDP, 1995–2013)

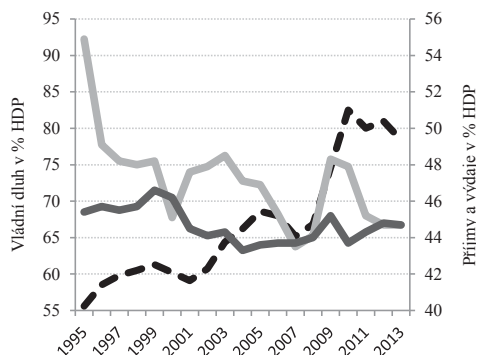
Země	Vládní příjmy					Vládní výdaje				
	Min. 1995– 2013	Prům. 1995– 2013	Prům. 2003– 2007	Prům. 2009– 2013	Max. 1995– 2013	Min. 1995– 2013	Prům. 1995– 2013	Prům. 2003– 2007	Prům. 2009– 2013	Max. 1995– 2013
<b>Belgie</b>	47,6	49,3	49,2	49,8	51,8	48,2	51,2	49,8	53,9	55,1
<b>Bulharsko</b>	33,6	38,0	38,8	35,4	41,7	33,9	39,2	37,7	37,8	49,0
<b>Česká republika</b>	38,0	39,5	40,7	39,8	43,3	41,0	43,8	43,9	43,7	53,0
<b>Dánsko</b>	54,8	55,9	56,3	55,6	57,8	50,8	55,6	53,0	58,0	59,4
<b>Estonsko</b>	34,7	37,8	36,0	39,9	42,8	33,6	37,6	34,0	40,1	44,7
<b>Finsko</b>	52,5	54,0	52,9	54,2	56,7	47,4	53,0	49,5	56,4	61,5
<b>Francie</b>	48,9	50,3	50,0	50,8	52,8	51,7	54,1	53,2	56,6	57,1
<b>Chorvatsko*</b>	40,3	41,4	41,7	40,8	43,4	43,4	45,4	44,4	46,7	48,1
<b>Irsko</b>	33,2	35,8	35,7	34,8	38,9	31,1	39,2	34,4	49,3	65,5
<b>Itálie</b>	43,4	45,5	44,6	46,8	47,7	45,9	49,1	47,9	50,7	52,2
<b>Kypr</b>	31,4	37,6	40,6	40,1	44,8	33,4	41,1	42,8	46,1	46,3
<b>Litva</b>	32,2	34,4	33,3	33,7	38,5	33,8	38,0	34,3	39,3	50,2
<b>Lotyšsko</b>	33,0	35,6	35,3	35,0	39,1	34,9	37,8	36,2	39,6	43,6
<b>Lucembursko</b>	39,9	42,7	41,0	43,5	44,5	36,3	40,9	40,2	43,7	45,2
<b>Maďarsko</b>	42,2	45,2	43,1	48,2	54,3	47,8	50,3	50,4	50,0	55,8
<b>Malta</b>	32,1	37,1	39,2	39,2	40,9	38,5	42,1	43,6	42,4	45,6
<b>Německo</b>	43,3	44,7	43,7	44,5	46,6	43,5	47,1	46,3	46,2	54,9
<b>Nizozemsko</b>	43,9	45,8	44,8	46,3	47,5	44,2	47,9	45,8	50,6	56,4
<b>Polsko</b>	37,2	39,6	39,1	37,8	46,1	41,1	44,1	43,4	43,5	51,0
<b>Portugalsko</b>	36,5	40,0	40,8	42,2	45,0	41,4	45,0	45,3	49,3	51,5
<b>Rakousko</b>	47,5	49,5	48,4	48,8	51,7	48,6	52,0	50,6	51,8	56,3
<b>Rumunsko</b>	29,6	32,8	33,1	33,1	35,3	33,2	36,5	34,9	38,5	41,1
<b>Řecko</b>	38,1	41,6	39,2	42,2	46,3	44,6	49,2	45,5	53,8	58,5
<b>Slovensko</b>	32,3	37,0	34,7	33,9	45,2	34,2	42,4	37,3	39,4	53,7
<b>Slovinsko</b>	42,2	43,3	43,2	43,7	44,7	42,3	47,2	44,7	51,2	59,4
<b>Španělsko</b>	35,1	38,0	39,7	36,6	41,1	38,4	41,7	38,7	46,2	47,8
<b>Švédsko</b>	51,2	55,4	54,8	52,1	59,7	51,0	55,4	53,5	52,7	64,9
<b>Velká Británie</b>	37,2	39,7	39,8	40,6	42,1	36,4	43,4	43,0	48,8	50,8

\* Počet pozorování 12.

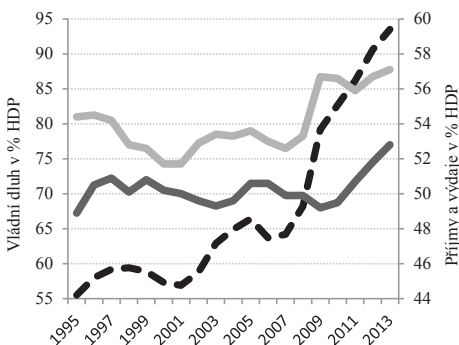
Zdroj dat: Eurostat

Obrázek 6  
Fiskální proměnné pro vybrané ekonomiky

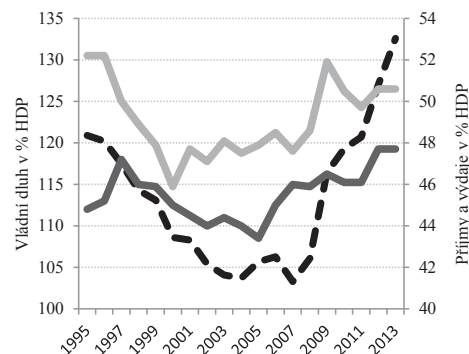
### Německo



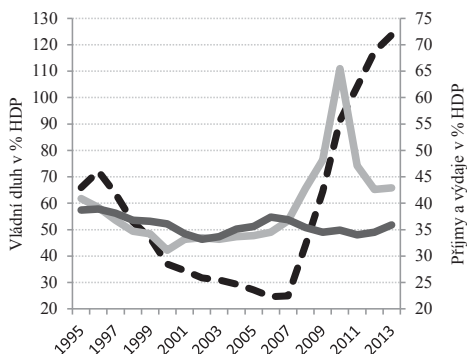
### Francie



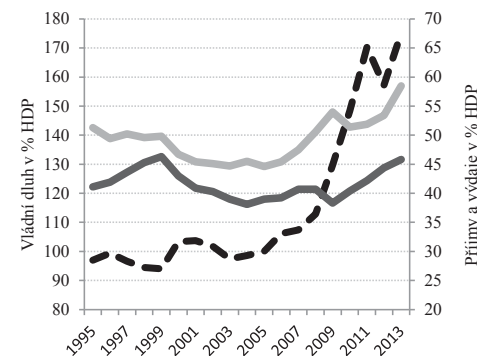
### Itálie



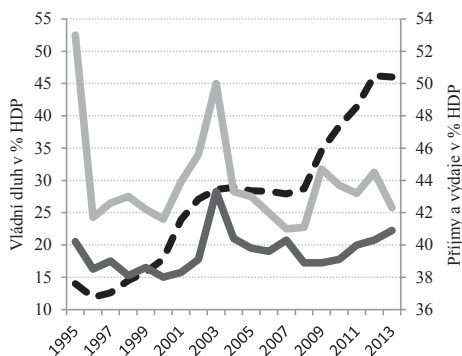
### Irsko



### Řecko



### Česká republika



--- Vládní dluh — Vládní výdaje — Vládní příjmy

Zdroj dat: Eurostat



Obrázek 6 na str. 560 přehledně znázorňuje vývoj vládních příjmů, výdajů a veřejného dluhu u vybraných ekonomik. U Německa a Francie lze pozorovat podobný nárůst vládního dluhu již v předkrizovém období a následný nárůst jeho dynamiky po propuknutí finanční krize. Na rozdíl od Francie však Německo dokázalo krátce po propuknutí finanční krize na základě snížení vládních výdajů stabilizovat svůj dluh blízko hranice 80 % HDP. V případě Francie vládní dluh dále roste, a to navzdory výraznému nárůstu daňových příjmů. Růst vládního dluhu se v posledních dvou letech daří stabilizovat i České republice, a to prozatím na přijatelné úrovni okolo 45 % HDP. Itálie a zejména Irsko dokázaly v letech 1996–2007 snížit své vládní zadlužení, což se po propuknutí finanční, respektive dluhové krize v těchto ekonomikách ukázalo pro jejich stabilizaci klíčovou záležitostí. Cestou snížení vládního dluhu se nevydalo v předkrizovém období Řecko, které se následně stalo nejvíce ohroženou zemí EU během tzv. evropské dluhové krize.

V následující části textu provedeme pomocí regresního modelu panelových dat odhad reakční funkce fiskální politiky u jednotlivých skupin zemí EU.

#### 4. Empirické testování reakční funkce

K odhadu reakční funkce fiskální politiky používáme regresní model panelových dat se zohledněním individuálních vlivů v rámci modelu. K výběru mezi použitím fixních a náhodných vlivů používáme Hausmanův test s nulovou hypotézou o nekorelovanosti individuálních vlivů s každou z vysvětlujících proměnných. Zamítnutí nulové hypotézy vypovídá o tom, že náhodné vlivy jsou nekonzistentní, zatímco fixní vlivy budou konzistentní. Nezamítnutí nulové hypotézy svědčí o konzistenci estimátorů náhodných i fixních vlivů, výsledky se tak nebudou příliš lišit. V tomto případě je však preferováno použití modelu náhodných vlivů, podávající úplnější a efektivnější informaci.

Model reakční funkce (Ostry a Abiad, 2005) primárního salda  $ps$  s úrovnovou konstantou zachycující specifický fixní či náhodný efekt individuálních vlivů s vysvětlujícími proměnnými, zpožděnou dluhovou kvótou  $d$  a vektorem dalších proměnných  $X$  ovlivňujících primární saldo bez vztahu k dlouhodobé podmínce udržitelnosti má tvar:

$$ps_{i,t} = \alpha_i + \beta d_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}; \quad t = 1, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N. \quad (21)$$

K odstranění autokorelace reziduí byla do modelu zahrnuta také zpožděná hodnota primárního salda. Mezi další vysvětlující proměnné byly zařazeny meze produktu, podíl výdajů na HDP, kvalita institucionálního prostředí, výnos desetiletých vládních dluhopisů, cena ropy Brent a index spotřebitelských cen. Pro každou skupinu zemí je zkonstruováno 6 modelů s postupným přidáním další vysvětlující proměnné. Data jsou dostupná od roku 1996 do roku 2013. Cyklická složka je odhadnuta pomocí Hodrick-Prescottova filtru a vztažena k trendové hodnotě. Primární vládní saldo je celkové saldo bez úrokových plateb z vládního dluhu dle metodiky ESA95. Všechny údaje jsou

staženy z databáze Eurostat, primární saldo je dopočítáno. Kvalita institucionálního prostředí je vyjádřena indexem ekonomické svobody sestavovaným nadací Heritage. Všechny údaje kromě výše primárního salda a relativní cyklické složky byly zdiferencovány k zajištění stacionarity časových řad. Testy stacionarity vstupních proměnných jsou uvedeny v tabulce 3.

Tabulka 3

**Fischerův F-test jednotkového kořene**

proměnná	EU28	staré č. s. EU	nové č. s. EU	PIIGS
<b>Dluh/HDP</b>	100,461***	47,469**	45,913***	21,216**
<b>Output gap</b>	128,025***	88,088***	39,937**	19,471**
<b>Výdaje/HDP</b>	178,902***	101,102***	77,710***	25,340***
<b>Instituce</b>	121,069***	79,401***	41,668***	16,976*
<b>10Y gov yield</b>	139,930***	100,094***	39,835***	38,428***
<b>Ropa (Brent)</b>	315,364***	193,330***	122,034***	56,206***
<b>inflace (CPI)</b>	156,951***	101,157***	55,794***	21,337**
<b>primární saldo (ps)</b>	91,1365***	47,346*	43,791***	24,425***

Pozn.: Fischerův F-test je rozšířený Dickey Fullerův test jednotkového kořene pro panelová data s nulovou hypotézou o přítomnosti jednotkového kořene. \*, \*\*, \*\*\* značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Země jsou agregovány do čtyř skupin, které tvoří všech 28 zemí EU, 17 starých členských zemí EU, nové členské země EU a krizí postižené země PIIGS. Mezi staré členské státy jsou zahrnuty Belgie, Dánsko, Německo, Irsko, Řecko, Španělsko, Francie, Itálie, Kypr, Lucembursko, Malta, Nizozemsko, Rakousko, Portugalsko, Finsko, Švédsko a Velká Británie. Novými členskými zeměmi jsou Bulharsko, Česká republika, Chorvatsko, Estonsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Polsko, Rumunsko, Slovinsko a Slovensko. Mezi země PIIGS patří Portugalsko, Irsko, Itálie, Řecko a Španělsko. U každé skupiny zemí je odhadnuto šest modelů, kde nejprve vycházíme ze základní regresní rovnice, u které jako vysvětlující proměnná figuruje zpožděná dluhová kvóta a mezera výstupu a zpožděná hodnota primárního salda. Poté je postupně přidáváno vždy po jedné vysvětlující proměnné. Model individuálních vlivů je v každém odhadu zvolen ten nejvhodnější.

V případě skupiny všech zemí EU je zpožděná dluhová kvóta významnou vysvětlující proměnnou pouze v rámci prvního modelu s nepříliš vysokým, ale za to významným regresním koeficientem. Pokud se dluhová kvóta v minulém roce zvýší o 1 p. b., dojde ke zhoršení poměru primárního deficitu na HDP o 0,028 p. b., což vypovídá o určité perzistenci v nastavení fiskální politiky. Mezera produktu je významnou exogenní proměnnou ve dvou modelech s kladným regresním koeficientem. Podobně jako Ostrymu a Abiadovi (2005) vyšla jeho výše kladná mezi hodnotami 0,03 a 0,06, také nám vyšel regresor 0,06, z čehož lze usuzovat pouze na slabou proticykličnost fiskální politiky. Pokud však chceme hodnotit míru proticykličnosti, je vhodné poměřit

velikost regresního koeficientu s elasticitou primárního salda (např. Girouard a André, 2005), která vychází pro většinu zemí nad 0,4. Pokud se tedy při růstu kladné mezery produktu o 1 p. b. zvýší primární přebytek (či sníží deficit) pouze o 0,06 p. b., lze hodnotit míru proticykličnosti fiskální politiky jako silně nedostatečnou s navýšením strukturálního primárního deficitu, z jehož změny posuzujeme fiskální impuls do agregátní poptávky. Zvýšení primárního přebytku nedosahuje ani poloviny cyklického primárního přebytku, na fiskální politiku lze tak nahlížet jako na spíše procyklickou.

Tabulka 4

**Determinanty primárního salda v EU28**

Závislá proměnná: primární saldo vlády (ps)						
	1	2	3	4	5	6
	fixed	fixed	fixed	random	random	random
<b>Dluh/HDP (-1)</b>	-0.028 0.009***	-0.002 -0.005	-0.001 0.007	0.009 0.006	0.009 0.006	0.009 0.006
<b>Output gap</b>	0.035 0.033	0.062 0.019***	0.061 0.026**	0.035 0.028	0.011 0.028	0.017 0.031
<b>Výdaje/HDP</b>		-0.343 0.012***	-0.358 0.016***	-0.396 0.016***	-0.374 0.017***	-0.375 0.017***
<b>Instituce</b>			0.062 0.034*	0.100 0.036***	0.082 0.035***	0.083 0.036**
<b>10Y gov yield</b>				0.211 0.071***	0.245 0.070***	0.247 0.070***
<b>Brent</b>					0.015 0.004	0.015 0.004***
<b>CPI</b>						-0.025 0.050
<b>ps (-1)</b>	0.706 0.035***	0.766 0.026***	0.788 0.034***	0.895 0.028***	0.914 0.028***	0.912 0.028***
<b>Počet zemí</b>	28	28	28	28	28	28
<b>Počet pozorování</b>	451	451	451	451	451	451
<b>Adj, R-squared</b>	0.61***	0.86***	0.85***	0.87***	0.88***	0.88***
<b>D-W stat</b>	1.80	2.08	1.94	1.92	1.99	2.00
<b>Hausman test (P-value)</b>	0.00	0.00	0.03	0.33	0.59	0.71

Pozn.: \*, \*\*, \*\*\* značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Růst podílu veřejných výdajů k HDP o 1 p. b. signalizující posílení redistribuční funkce fiskální politiky, se negativně odráží v nárůstu primárního deficitu s nezanedbatelným koeficientem 0,34 až 0,40, což značí neschopnost vlád vykrýt nárůst vládních výdajů odpovídajícím nárůstem vládních příjmů. Zlepšující se institucionální

prostředí výrazně pozitivně ovlivňuje primární saldo skrz vyšší tempo růstu ekonomiky a snadnější výběr daní. Nárůst výnosu do splatnosti vládních dluhopisů o 1 p. b. zvyšuje primární přebytek o 0,21 až 0,25 p. b., což je důsledek finančními trhy vynucené konsolidace, jež byla reakcí především na krizový vývoj po roce 2008. Růst ceny ropy o 1 % zlepšuje nepatrně primární bilanci zejména z toho důvodu, že jsou mezi zeměmi EU producenti ropy, v případě kterých výnosy z prodeje a distribuce ropy tvoří část vládních příjmů. Regresní model nepotvrdil vztah mezi inflací a primárním saldem, což lze vysvětlit nezávislostí centrálních bank a obecně nízkoinflačním prostředím v EU. Toto zjištění koresponduje se závěry obsaženými v Noyer (2012) o nezávislosti a dlouhodobém cílování nízké inflace centrálními bankami.

Tabulka 5

**Determinanty primárního salda ve starých členských zemích EU**

<b>Závislá proměnná: primární saldo vlády (ps)</b>						
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
	fixed	fixed	random	random	random	random
<b>Dluh/HDP (-1)</b>	-0,069 0,015***	0,007 0,008	0,019 0,009**	0,018 0,008**	0,022 0,008***	0,023 0,008***
<b>Output gap</b>	0,108 0,063*	0,070 0,031**	0,088 0,040**	0,054 0,041	0,021 0,041	0,015 0,042
<b>Výdaje/HDP</b>		-0,443 0,015***	-0,463 0,018***	-0,456 0,018***	-0,440 0,018***	-0,439 0,018***
<b>Institute</b>			0,034 0,039	0,036 0,038	0,004 0,038	0,005 0,038
<b>10Y gov yeld</b>				0,322 0,113***	0,343 0,110***	0,340 0,110***
<b>Brent</b>					0,015 0,005***	0,014 0,005***
<b>CPI</b>						0,069 0,087
<b>ps (-1)</b>	0,545 0,052***	0,825 0,027***	0,883 0,028***	0,914 0,029***	0,941 0,029***	0,941 0,029***
<b>Počet zemí</b>	17	17	17	17	17	17
<b>Počet pozorování</b>	277	277	277	277	277	277
<b>Adj, R-squared</b>	0,64	0,91	0,92	0,92	0,92	0,92
<b>D-W stat</b>	1,86	2,10	1,87	1,94	1,95	1,94
<b>Hausman test (P-value)</b>	0,00	0,02	0,35	0,33	0,48	0,52
<b>Adj, R-squared</b>	0,59	0,94	0,94	0,96	0,96	0,96
<b>D-W stat</b>	2,14	1,97	1,74	2,04	2,11	2,10
<b>Hausman test (P-value)</b>	0,14	0,34	x	x	x	x

Pozn.: \*, \*\*, \*\*\* značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

U skupiny starých členských zemí jsou významné regresní koeficienty u zpožděné dluhové kvóty, nicméně znamená se v rámci jednotlivých modelů liší, což značně ztěžuje případnou interpretaci. Míra proticykličnosti fiskální politiky je ve starých členských zemích vyšší než v případě celé EU, ale stále relativně nedostatečná. Fiskální politika tak vykazuje spíše procyklický charakter. Silnější je také neschopnost vlád vykrýt nárůst přerozdělování především daňovými příjmy. Naopak vliv institucionálního prostředí na primární saldo je nevýznamný, což je možné vysvětlit u řady států relativně stabilní a vyšší úrovní institucionálního prostředí oproti novým členským zemím. Míra reakce primárního salda na nárůst výnosu vládních dluhopisů je naopak významná. Byl potvrzen pozitivní vztah mezi cenami ropy a primárním saldem a nevýznamný vztah mezi inflací a reakcí fiskální politiky ze stejných důvodů, jež jsou uvedeny výše.

Tabulka 6

**Determinanty primárního salda v nových členských zemích EU**

Závislá proměnná: primární saldo vlády (ps)						
	1	2	3	4	5	6
	fixed	fixed	random	random	random	random
<b>Dluh/HDP (-1)</b>	-0,017 0,010*	-0,005 0,007	-0,001 0,009	0,003 0,011	0,002 0,010	0,002 0,010
<b>Output gap</b>	0,017 0,036	0,047 0,025*	0,033 0,031	0,046 0,039	0,017 0,039	0,019 0,044
<b>Výdaje/HDP</b>		-0,252 0,018***	-0,240 0,025***	-0,259 0,032***	-0,224 0,035***	-0,224 0,035***
<b>Instituce</b>			0,092 0,048*	0,197 0,066***	0,189 0,064***	0,189 0,065***
<b>10Y gov yield</b>				-0,044 0,104	0,017 0,104	0,018 0,106
<b>Brent</b>					0,021 0,009**	0,021 0,009**
<b>CPI</b>						-0,006 0,073
<b>ps (-1)</b>	0,405 0,085***	0,644 0,060***	0,763 0,069***	0,826 0,096***	0,836 0,091***	0,836 0,092***
<b>Počet zemí</b>	10	10	10	10	10	10
<b>Počet pozorování</b>	87	87	87	87	87	87
<b>Adj, R-squared</b>	0,38	0,71	0,70	0,70	0,72	0,72
<b>D-W stat</b>	1,72	2,07	1,71	1,49	1,62	1,62
<b>Hausman test (P-value)</b>	0,02	0,06	0,20	0,92	0,55	0,63

Pozn.: \*, \*\*, \*\*\* značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Proticyklický efekt je u nových členských zemí ještě slabší než v případě starých členských států EU. Opět tak byl potvrzen spíše procyklický charakter fiskální politiky. Ke stejnému závěru dospívá Ambriško a kol. (2012) na datech za ČR. Změna podílu vládních výdajů na HDP ovlivňuje primární saldo vlády v relativně nižší, což můžeme z části vysvětlit kratší úvěrovou historií. Nové členské státy tak musejí větší podíl navýšení vládních výdajů krýt zvýšením daní. Na změnu výnosu do splatnosti vládních dluhopisů reagují vlády nových členských států o poznání slaběji a nevýznamně oproti starým členským zemím. Jednou z možných variant vysvětlení je start z velmi nízké úrovně zadluženosti v transformačních 90. letech. Naopak vliv institucí je v případě nových členských zemí výrazně vyšší. Stejně relativní zlepšení kvality institucionálního prostředí bude mít u zemí s jeho nízkou úrovní silnější dopad do ekonomiky včetně vládních financí.

Tabulka 7

**Determinanty primárního salda v zemích PIIGS**

Závislá proměnná: primární saldo vlády (ps)						
	1	2	3	4	5	6
	random	random	fixed	fixed	fixed	fixed
<b>Dluh/HDP (-1)</b>	-0,127 0,039***	-0,010 0,017	0,004 0,021	0,006 0,018	0,010 0,018	0,012 0,020
<b>Output gap</b>	-0,078 0,122	0,079 0,049*	0,123 0,070*	0,106 0,060*	0,097 0,060	0,095 0,061
<b>Výdaje/HDP</b>		-0,470 0,023***	-0,512 0,029***	-0,500 0,024***	-0,497 0,024***	-0,494 0,028***
<b>Instituce</b>			0,107 0,075	0,093 0,063	0,063 0,069	0,060 0,070
<b>10Y gov yield</b>				0,584 0,133***	0,562 0,134***	0,556 0,139***
<b>Ropa</b>					0,009 0,008	0,008 0,008
<b>CPI</b>						0,042 0,198
<b>ps (-1)</b>	0,504 0,104***	0,788 0,043***	0,850 0,061***	0,940 0,056***	0,953 0,057***	0,948 0,061***
<b>Počet zemí</b>	5	5	5	5	5	5
<b>Počet pozorování</b>	81	81	81	81	81	81
<b>Adj, R-squared</b>	0,59	0,94	0,94	0,96	0,96	0,96
<b>D-W stat</b>	2,14	1,97	1,74	2,04	2,11	2,10
<b>Hausman test (P-value)</b>	0,14	0,34	x	x	x	x

Pozn.: \*, \*\*, \*\*\* značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

V případě zemí PIIGS je u poloviny odhadů potvrzena nedostatečná proticykličnost fiskální politiky. I přes nejvyšší zvýšení primárního přebytku ze všech skupin zemí je fiskální politika také procyklického charakteru. Silná je negativní reakce primárního salda na růst míry přerozdělování. Úroky ze státních dluhopisů ovlivňují primární saldo vlády v největší míře, a to i v porovnání s ostatními skupinami zemí. Důvodem je intenzita dopadu dluhové krize v těchto státech vyplývající ze vzniku výrazných strukturálních nerovnováh.

## Závěr

Článek se zabývá tématem fiskální udržitelnosti, jehož význam a aktuálnost rostly v době vypuknutí globální finanční krize a akcelerovaly v momentě vzniku krize dluhové, ohrožující některé země eurozóny a potažmo celou Evropskou unii. Fiskální udržitelnost byla v rámci tohoto článku definována jako taková úroveň dluhu, která s ohledem na princip solventnosti splňuje podmínku pokrytí současného dluhu v plné výši očekávanou současnou hodnotou budoucích primárních přebytků.

Na základě provedené analýzy příspěvků ke změně dluhové kvóty bylo zjištěno, že úroveň zadlužení, ve smyslu jejího zvyšování, negativně ovlivňují zejména úrokové sazby, od roku 2008 finanční krize a dále ostatní vlivy. Opačným směrem působí, vyjma krizového roku 2009, ukazatel růstu HDP. U primárního deficitu se neprokázal jasný trend, avšak je zřejmé, že je zde určitá strukturální nevyrovnanost, kdy v době silného hospodářského růstu je uplatňována často expanzivní politika a při poklesu výkonnosti ekonomicky přistupuje vláda k restriktivní fiskální politice. Volatilita ani celková výše tohoto klíčového determinantu vládního dluhu tak nejsou příliš žádoucí, a to zejména s ohledem na skutečnost, že z dlouhodobého hlediska úrokové míry převyšují růst HDP, což by samo o sobě mělo motivovat vlády k dosahování takové úrovně primárních přebytků, která by v dostatečné míře působila proticyklicky a současně by zajistila fiskální udržitelnost.

K posouzení fiskální udržitelnosti bylo přistoupeno v několika krocích. Za prvé byla sumarizována historická statistická data zemí EU, přičemž na základě analýzy těchto dat lze obecně konstatovat, že země nejvíce zasažené krizí vykazují v letech 2009 až 2013 také nejvyšší úroveň primárního deficitu a dluhu. Z hlediska celého analyzovaného období dosahují nejvyšší průměrné záporné hodnoty primární bilance Česká republika a Slovensko. Prokázala se také změna podstaty salda z převážně strukturálního deficitu v předkrizovém období na cyklicky ovlivněnou primární bilanci v období pokrizovém. S daným souvisí též růst vládních výdajů od roku 2008 vesměs ve všech evropských zemích.

Stěžejní částí článku byl odhad reakční funkce fiskální politiky. K němu byl využit regresní model panelových dat se zohledněním individuálních vlivů v rámci modelu. Výchozím modelem byl model reakční funkce primárního salda definovaný v Ostry a Abiad (2005), založený na odhadu úrovně konstanty  $\alpha$ , zpožděné dluhové kvóty  $d$  a vektoru dalších proměnných  $X$ . Mezi tyto další vysvětlující proměnné byly konkrétně

autory zahrnutý zpožděná hodnota primárního salda, mezera produktu, podíl výdajů na HDP, kvalita institucionálního prostředí, výnos vládních dluhopisů se splatností deseti let, cena ropy Brent a CPI. Jednotlivé skupiny zemí se, jak bylo očekáváno, liší ve výši i významu některých regresních koeficientů jednotlivých proměnných. Fiskální politika má ve všech zkoumaných skupinách zemí spíše procyklický charakter, jež značí výraznější zvýšení strukturálního primárního deficitu v expanzi. EU 17 se z pohledu primární bilance také hůře vyrovnává s růstem vládních výdajů, naopak institucionální prostředí je téměř nevýznamnou proměnou. S ohledem na relativně vyšší úroveň celkového zadlužení pozorujeme současně silnější negativní dopad růstu výnosů vládních dluhopisů. U nových členských států, které jsou naopak méně zadlužené, je vliv vládních výdajů a úrokové míry menší, kdežto relativně silným determinantem je kvalita institucionálního prostředí. Co se týče zemí PIIGS, na jejich hodnotu primárního salda nejvíce negativně působí úroky ze státních dluhopisů a dále růst agregátu vládních výdajů.

## Literatura

- AMBRIŠKO a kol. 2012. Fiscal Discretion in the Czech Republic. In 2001–2011: *Has It Been Stabilizing?* [Research and Policy Notes 1/2012]. Praha: Czech National Bank, September 2012.
- BALASSONE, F.; FRANCO, D. 2000. Assessing Fiscal Sustainability: A Review of Methods with a View to EMU. In Banca d'Italia (ed.). *Fiscal Sustainability*. Rome: Bank of Italy, 2000, pp. 21–60.
- BALTAGI, B. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. Third edition. Chichester, London: John Wiley & Sons, Ltd, 2005.
- BISPHAM, J. 1987. Rising Public Sector Indebtedness: Some More Unpleasant Arithmetic. In Boskin, Fleming and Gorini (ed.). *Private, Saving and Public debt*. Oxford: Basil Blackwell, 1987, pp. 40–71.
- BLANCHARD, O. 1990. Suggestions for a new set of fiscal indicators [Working Papers No. 79]. OECD, April 1990.
- BLANCHARD, O.; CHOURAQUI, J. C.; HAGEMANN, R. P.; SARTOR, N. 1990. The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question [OECD Economic Studies No. 15]. OECD, 1990.
- COENEN, G.; STRAUB, R.; TRABANDT, M. 2012. Fiscal policy and the great recession in the euro area [Working Paper Series NO 1429]. Frankfurt am Main: European Central Bank, March 2012.
- EUROPEAN COMMISSION. 2014. State Aid Control. State Aid Scoreboard 2014 > Aid in the context of the financial and economic crisis [online]. 2014 [cit. 2014-09-10]. [http://ec.europa.eu/competition/state\\_aid/scoreboard/financial\\_economic\\_crisis\\_aid\\_en.html](http://ec.europa.eu/competition/state_aid/scoreboard/financial_economic_crisis_aid_en.html).
- EUROSTAT. 2014. Economy and finance. Eurostat Database [online]. 2014 [cit. 2014-09-10]. <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
- GIROUARD, N.; ANDRÉ, C. 2005. Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries [OECD Working Papers no. 434]. OECD, 2005.
- HERITAGE. 2014. Index of Economic Freedom. Heritage Database [online]. 2014 [cit. 2014-09-10]. <http://www.heritage.org/index/download>.
- HERNÁNDEZ de COS et al. 2014. Signalling fiscal stress in the euro area – A country-specific early warning system [Working Paper Series, NO 1712]. Frankfurt am Main: European Central Bank, August 2014.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. 2002. Assessing Sustainability. Washington: International Monetary Fund, May 2002.



- INTERNATIONAL MONETARY FUND. 2011. *Modernizing the Framework for Fiscal Policy and Public Debt Sustainability Analysis*. Washington: International Monetary Fund, August 2011.
- IZÁK, V. 2009. Primary Balance, Public Debt and Fiscal Variables in Postsocialist Members of the European Union. *Prague Economic Papers*. 2009, Vol. 18, No. 2. pp. 114–130.
- KOMÁRKOVÁ, Z.; DINGOVÁ, V.; KOMÁREK, L. 2013. Fiskální udržitelnost a finanční stabilita. In Czech National Bank. *Zpráva o finanční stabilitě 2012/2013*. Praha: ČNB, 2013, pp. 104–113.
- KREJDL, A. 2006. Fiscal Sustainability – Definition, Indicators and Assessment of Czech Public Finance Sustainability [CNB Working Papers Series 3]. Praha: ČNB, říjen 2006.
- LÍZAL, L. 2014. Máme problém: Jdeme na západ. In Czech National Bank. *Budoucnost české ekonomiky*. Praha: ČNB, 2014, pp. 37–45.
- NOYER, C. 2012. Central banking in a context of high public debt. In Banque de France. *Financial Stability Review – Public debt, monetary policy and financial stability*. No. 16, April 2012, pp. 9–13.
- OSTRY, D. J.; ABIAD, A. 2005. Primary Surpluses and Sustainable Debt Levels in Emerging Market Countries [IMF Policy Discussion Paper]. Washington: International Monetary Fund, September 2005.
- PIKHART, Z. 2013. Možnosti hodnocení fiskální pozice a stabilizační fiskální politika. *Politická ekonomie*. 2013, Vol. 61, No. 6, pp. 795–813.
- POLITO, V.; WICKENS, P. 2007. Measuring the Fiscal Stance [Discussion Papers in Economics No. 2007/14]. York: University of York, Department of Economics, 2007.

## FISCAL POLICY REACTION FUNCTION AND SUSTAINABILITY

**Zdeněk Pikhart, Lukáš Pfeifer, Pavla Chmelová**, University of Economics, Prague,  
Ministry of Finance of the Czech Republic (Zdenek.Pikhart@mfcz.cz; Lukas.Pfeifer@mfcz.cz;  
Pavla.Chmelova@mfcz.cz)

---

### Abstract

The article deals with the issue of fiscal sustainability, which has gained in importance after the recent financial and sovereign debt crisis. The article defines the term of financial sustainability in its theoretical part. The next section continues with the historical fiscal data for countries in the European Union. The main part of the article estimates reaction function of fiscal policy using panel data regression model. Tests are performed for multiple groups of countries, namely for the entire European Union, the old member states, the new member states, and the states most affected by the recent financial and sovereign debt crisis. This classification allows higher accuracy and better interpretability of the model results. Data results show rather pro-cyclicality of fiscal authorities' behaviour.

### Key words

fiscal sustainability, fiscal policy, European Union, financial and sovereign debt crisis

### JEL classification

H500, H600, H300