

Empirická verifikace vztahu mezi saldem hospodaření sektoru vládních institucí a běžného účtu platební bilance: Příklad zemí Evropské unie*

Kateřina Šimová  ^a

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Praha, Česká republika
Email: katerina.simova@vse.cz

Abstract

Verification of Relationship Between General Government and Current Account Balances: An Example of EU Countries

The article focuses on the relationship between the general government balance and the current account of the balance of payments. The aim is to summarize the existing knowledge about the relationship based on the twin deficit theory and to carry out an empirical verification. As part of the analysis, the Granger causality method is first applied to each EU country separately, and then the threshold panel regression method is used. For the subsequent estimation of the threshold panel model, the direction of the relationship from the general government balance to the current account is considered based on the results of Granger causality. Within the panel, the dependence of the balances on the level of the general government debt to GDP is tested. First, the relationship and its strength are verified in all EU countries. Due to the diversity of EU countries, the economies are subsequently aggregated into sub-panels. Threshold values for general government debt affecting the strength of the relationship between balances are different for individual panels and depend, among other things, on the perception of these countries by the financial markets and often also on the (high) indebtedness of the private sector, which usually requires a more drastic fiscal policy response.

Keywords: General government balance, current account balance, twin deficit theory, general government debt, EU 27, threshold panel regression, Granger causality

JEL Classification: E60, F30, H60

* Tento článek byl publikován za finanční podpory projektu F1/03/2020 „Dynamika finančních a ekonomických veličin v kontextu vnější rovnováhy“.

Citation: Šimová, K. (2023). Empirická verifikace vztahu mezi saldem hospodaření sektoru vládních institucí a běžného účtu platební bilance: Příklad zemí Evropské unie. *Politická ekonomie*, 71(2), 153–176, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1381>

Copyright: © 2023 by the author(s). Licensee Prague University of Economics and Business, Czech Republic. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution License (CC BY NC ND 4.0).

1. Úvod

Globální finanční krize 2007–2009, dluhová krize evropských ekonomik a dopady pandemie covid-19 z let 2020 a 2021 přinesly významné stimuly hospodářské politiky zejména na podporu agregátní poptávky. Tyto jevy zapříčinily nárůst deficitu sektoru vládních institucí a také zadlužení tohoto sektoru. Globální finanční krize a dluhová krize obvykle působily na rovnováhu v rámci platební bilance pozitivně (IMF, 2022b), avšak pandemie a nárůst cen komodit „pokrizový“ vývoj směrem ke snižování vnějších nerovnováh zbrzdila a v některých případech prohloubila, což vyústilo v nárůst deficitů běžného účtu u některých ekonomik. Obě salda (vlády a běžného účtu) směřovala u některých ekonomik do deficitů, a tak začal opětovně narůstat zájem o teorii dvojího deficitu.

Vztah mezi saldy však může existovat trvale, tzn. nejen tehdy, jsou-li deficitní. Proto je třeba vzájemný vztah salda hospodaření sektoru vládních institucí a běžného účtu analyzovat nejen v krizových obdobích, ale průběžně, aby hospodářská politika mohla předcházet nebo případně vhodně a včas reagovat na vnější anebo vnitřní nerovnováhu.

Cílem textu je za pomoci ekonometrických metod analyzovat vztah mezi oběma saldy u 27 zemí Evropské unie za období 2004–2021 v kontextu výše dluhu sektoru vládních institucí.

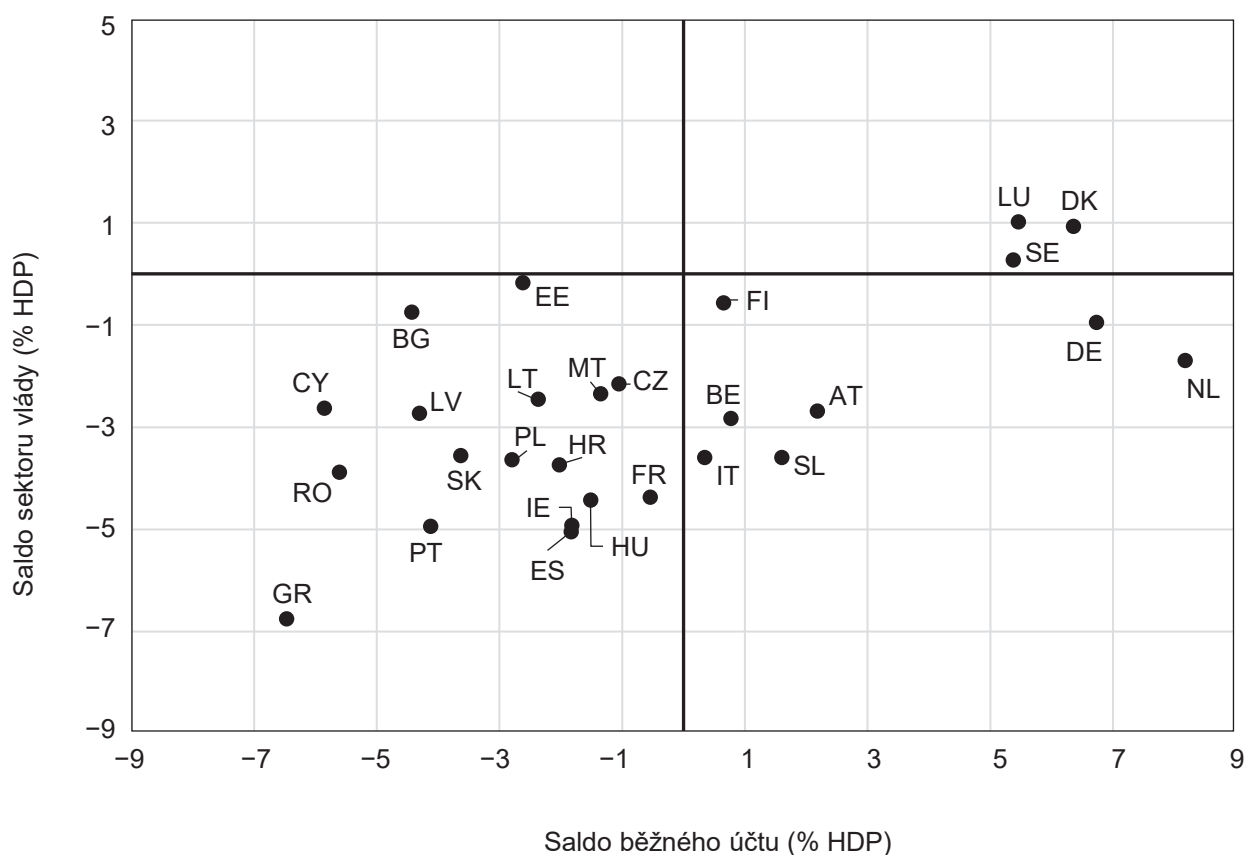
Obsah článku je následující. Úvodní kapitola se věnuje vztahu mezi oběma saldy z pohledu teoretických přístupů, přehledu jejich empirické verifikace a též návaznosti na národní účetnictví. Další kapitoly nabízejí verifikaci vztahu mezi saldem hospodaření sektoru vládních institucí a běžného účtu za pomoci Grangerovy kauzality a prahové panelové regrese, včetně popisu výsledků. Poslední kapitola diskutuje obdržené výsledky a zahrnuje ekonomické implikace. Výstupy článku shrnuje stručný závěr.

2. Vztah salda hospodaření sektoru vlády a běžného účtu: teoretické přístupy, reflexe v národních účtech a přehled literatury

V kontextu vztahu mezi saldem hospodaření sektoru vládních institucí a běžného účtu platební bilance se běžně při analýze vychází z konceptu tzv. teorie dvojího deficitu, kdy se pozornost zaměřuje na obě salda, která vykazují záporné hodnoty. Prvotně se výzkum zaměřoval spíše na vývoj ve Spojených státech amerických v 80. letech 20. století (Miller a Russek, 1989). Možnost výskytu dvojího deficitu byla však pozorována i v jiných ekonomikách. Pozornost tohoto článku se zaměřuje na země Evropské unie. Obrázek 1 znázorňuje vztah průměrných hodnot sald hospodaření sektoru vládních institucí¹ a běžného účtu platební bilance² pro země EU 27 za období 2004–2021.

1 Dále užíván název „saldo sektoru vlády“.

2 Dále užíván název „saldo běžného účtu“. V dřívějších publikacích je většinou uvažováno saldo výkonové bilance.

Obrázek 1: Vztah průměrného salda sektoru vlády a běžného účtu zemí EU 27 za období 2004–2021

Poznámka: BE – Belgie; BG – Bulharsko; CZ – Česká republika; DK – Dánsko; DE – Německo; EE – Estonsko; IE – Irsko; GR – Řecko; ES – Španělsko; FR – Francie; HR – Chorvatsko; IT – Itálie; CY – Kypr, LV – Lotyšsko; LT – Litva; LU – Lucembursko; HU – Maďarsko; MT – Malta; NL – Nizozemsko; AT – Rakousko; PL – Polsko; PT – Portugalsko; RO – Rumunsko; SL – Slovinsko; SK – Slovensko; FI – Finsko; SE – Švédsko.

Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování

U významného počtu zemí EU 27 za uvažované období lze z obrázku 1 vypočítat dvojí deficit. Ačkoli obrázek poukazuje na možný výskyt dvojího deficitu u zemí ve 3. kvadrantu, není dostatečně průkazný pro potvrzení existence dvojího deficitu. Průměrné hodnoty sald za sledované období nedokazují, že u konkrétní země nastává vztah obou sald ve stejném období (případně s časovým zpožděním). Byť tento text vychází z přístupu dvojího deficitu, tak neopomíjí ani ekonomiky, které mohou dosáhnout jiných variant, např. dvojího přebytku³. Tj. text se zaměřuje na vztah mezi těmito dvěma saldy.

3 Dle Procedury makroekonomické nerovnováhy a přístupu IMF (Coutinho, Turrini, Zeugner, 2018; IMF, 2017) i trvalejší výrazný přebytek salda běžného účtu může značit makroekonomickou nerovnováhu. Byť varianta dvojího přebytku sald u některých zemí nastává, tak se publikace většinou zaměřují právě na problematiku deficitních sald. Problematice trvalého a vysokého přebytku salda vlády je věnována spíše okrajová pozornost.

2.1 Vzájemný vztah sektoru vlády a sektoru nerezidentů

Ve své původní podobě teorie předpokládá kauzální směr od salda vlády k saldu běžného účtu. Z tohoto předpokladu vychází dva významné přístupy objasňující mechanismus vzniku dvojího deficitu: keynesiánská teorie absorpce (Alexander, 1952) a Mundellův-Flemingův přístup (Mundell, 1962 a 1963; Fleming, 1962).

V pojetí keynesiánské teorie absorpce je předpokládán jako prvotní impulz růst deficitního salda vlády, který následně působí na růst domácí absorpce, což vede k růstu deficitního salda běžného účtu. V keynesiánských modelech závisí soukromá spotřeba na disponibilním důchodu, proto vyšší fiskální deficit (způsobený nižšími příjmy nebo vyššími výdaji) působí na růst soukromé spotřeby, jež je z části uspokojována importem, díky čemuž vzroste deficitní saldo běžného účtu. Jedním z typických příkladů je mzdová náказа iniciovaná růstem mezd ve státním sektoru, která následně podnítl růst mezd i v soukromém sektoru. Růst mezd v sektoru vládních institucí vede za jinak stejných okolností k zápornému saldu sektoru. Zvýšení mezd soukromého sektoru nepodložené zvýšením produktivity práce vede za jinak stejných okolností ke ztrátě mezinárodní konkurenceschopnosti s negativním dopadem na běžný účet.

Mundellův-Flemingův přístup též předpokládá nejprve zvýšení deficitního salda vlády. V komparaci s keynesiánskou teorií je transmisní mechanismus jiný. Vlivem poklesu salda vlády (směrem do deficitu), jenž je vláda nucena financovat dodatečnou emisí dluhových cenných papírů, dojde ke zvýšení domácích reálných úrokových sazeb (z důvodu efektu vytěsnění), které následně podnítl import zahraničního kapitálu. Růst importu kapitálu způsobí tlak na (reálnou) apreciaci domácí měny⁴. Silnější měna relativně zlevní import (zboží a služeb) a naopak export (zboží a služeb) se stane méně konkurenceschopným na zahraničních trzích. To vše povede k růstu deficitního salda běžného účtu.

Oproti původnímu přístupu k teorii dvojího deficitu existuje „cílování běžného účtu“, viz Summers (1988), kde je předpokládán opačný kauzální vztah mezi saldy. Na začátku procesu je (exogenní) zhoršení salda běžného účtu, vlivem čehož dojde k poklesu produktu, následkem toho se sníží daňové příjmy nebo zvýší vládní výdaje, které zapříčiní růst deficitního salda vlády.

Dostupné jsou také důkazy pro obousměrné kauzální vztahy sald, viz Islam (1998). Ten ve své publikaci poukázal na vzájemnou „spirálu“ mezi oběma saldy na příkladu Brazílie, kdy deficit jednoho salda vyvolá hlubší deficit druhého salda, což pak následně vede k hlubšímu deficitu prvního salda apod. Možným příkladem je dlouhotrvající fiskální expanze stimulující agregátní poptávku při dlouhodobé mezinárodní nekonkurenceschopnosti (anebo odlivu prvotních a druhotných důchodů) odrážející se v deficitu běžného účtu.

4 Uvažuje se pouze tokový pohled na problematiku vztahu mezi úrokovou mírou a měnovým kurzem.

Dalším přístupem je Barrova-Ricardova hypotéza. Podle tohoto přístupu jsou salda vlády a běžného účtu vzájemně nezávislá. Je předpokládána racionalita agentů, kteří si uvědomují (Barro, 1974), že snížení daní (příp. zvýšení výdajů) v současnosti povede k „dnešnímu“ nárůstu dluhu a v budoucnu ke zvýšení daní (nebo snížení výdajů), aby v současnosti vzniklý dluh mohl být splácen. Díky tomu tedy v současnosti nedojde ke změnám reálné úrokové sazby, měnových kurzů a následně tedy ani salda běžného účtu.

2.2 Návaznost na národní účetnictví

Vztah mezi saldem běžného účtu a saldem vlády lze odvodit z identit národního účetnictví. Dřívější publikace (např. Anoruo a Ramchander, 1998) prakticky ztotožňovaly saldo výkonové bilance se saldem běžného účtu platební bilance. Za účelem analýzy v rámci tohoto textu je třeba kromě výkonové bilance neopomíjet ani bilance prvotních a druhotných důchodů, jejichž význam narůstá jak pro soukromý, tak pro vládní sektor.

V rámci bilance prvotních důchodů (IMF, 2009) se zachycují náklady a výnosy plynoucí z mezinárodního pohybu výrobního faktoru kapitálu (kromě výnosů/nákladů ze „soukromého“ kapitálu, též např. úroky placené/obdržené z titulu dluhu sektoru vládních institucí⁵), práce, půdy a přírodních zdrojů. V neposlední řadě jsou zde zařazeny ostatní prvotní důchody. Do této části patří daně a dotace na produkci a produkty, dovozní cla vybraná členskými státy EU. Přeshraniční daně a dotace na produkty a produkci jsou významné především v ekonomické unii (IMF, 2009).

Bilance druhotných důchodů (IMF, 2009) obsahuje transfery osobní povahy (např. remiten-
ce) a ostatní běžné transfery. Mezi ně se řadí např. příspěvky na sociální zabezpečení, daně z pří-
jmů a bohatství, peněžní toky v rámci neživotního pojištění, sociální dávky. Do ostatních běžných
transferů se zapisují též platby do rozpočtu EU odvozené z hrubého národního důchodu a DPH,
dotace běžného (tj. neinvestičního) charakteru ze strukturálních fondů EU, fondů Evropského
hospodářského prostoru a Norska (ČNB, 2021).

Pro analytické účely zachycení vztahu obou sald (salda vlády a běžného účtu) se obvyk-
le vychází z výdajové metody výpočtu produktu. Následně je tato metoda rozšířena o přístupy
umožňující analyzovat problematiku vnější rovnováhy z pohledu makroekonomické analýzy
ex post (Rojíček *et al.*, 2016; IMF, 2009). V rámci textu bude používáno značení proměnných,
jež jsou typické pro ekonomické analytické texty a nikoliv národní účetnictví⁶. Pro *GDP* (hrubý
domácí produkt, HDP) platí:

$$GDP = C + G + I + NX, \quad (1)$$

5 Dále užíván název „dluh sektoru vlády“.

6 Zde uvedené rovnice se zaměřují jen na ekonomickou podstatu problému a nesledují striktně metodologii a názvosloví národního účetnictví dle ESA, 2010.

kde GDP představuje agregátní výdaje, které se dále skládají z položek: C spotřeba domácností, G vládní spotřeba, I investice a NX výkonová bilance (rozdíl mezi exportem a importem zboží a služeb). Je-li uvažováno A (absorpce) jako součet domácí poptávky, tj. $A = C + G + I$, potom lze zapsat: $GDP - A = NX$. Pokud se k GDP připočte bilance prvotních (BPI) a druhotných důchodů (BSI), pak lze získat hrubý národní disponibilní důchod ($GNDI$).

$$GNDI = \underbrace{C + G + I + NX}_{GDP} + BPI + BSI. \quad (2)$$

Hrubý národní disponibilní důchod uvedený v rovnici 2 lze dále užít na tvorbu hrubých národních úspor (S) nebo spotřebu domácností (C) a vlády (G):

$$GNDI = S + C + G. \quad (3)$$

Bilance běžného účtu platební bilance (CA) se skládá z výkonové bilance (NX), bilance prvotních (BPI) a druhotných důchodů (BSI). Užitím rovnic (2) a (3) se získá:

$$C + G + I + \underbrace{NX + BPI + BSI}_{CA} = S + C + G. \quad (4)$$

Po úpravách je zřejmé, že:

$$CA = S - I. \quad (5)$$

Za účelem odlišení investic a úspor soukromého sektoru je užíván dolní index P a u sektoru vlády naopak dolní index G , potom lze zapsat (IMF, 2009):

$$CA = (S_P - I_P) + \left(\frac{S_G}{T - G} - I_G \right), \quad (6)$$

kde T představují daně (tj. příjmy vládního sektoru, od ostatních příjmů text abstrahuje).

2.3 Přehled literatury

Na transmisní kanály a funkční vztahy mezi saldem vlády (BB) a běžného účtu (CA) se zaměřuje počáteční teoretická část textu. Pro všechny zmíněné přístupy lze v publikované literatuře nalézt empirické důkazy výskytu, které shrnuje přehledová tabulka 1.

Z tabulky 1 je zřejmé, že výzkum teorie dvojího deficitu přináší napříč dostupnou literaturou odlišné výsledky ohledně platnosti vztahu a kauzálního směru mezi vládním a vnějším saldem. Tento článek se pro účely další analýzy přiklání ke kauzalitě uvažované v původní teorii dvojího deficitu, tj. saldo sektoru vlády ovlivňuje saldo běžného účtu (viz též dále testy Grangerovy kauzality).

Tabulka 1: Přehled literatury zaměřující se na verifikaci teorie dvojího deficitu

	Uvažovaný kauzální směr	Autoři	Časové období	Země	Potvrzení kauzálního směru
1	$BB \rightarrow CA$	Rault a Afonso (2009)	1970–2007	EU	ano
2	$BB \rightarrow NX$	Vamvoukas (1999)	1948–1994	Řecko	ano
3	$BB \rightarrow NX$	Pantelidis, Trachanas, Athanasias <i>et al.</i> (2009)	1962–2007	Řecko	ano
4	$NX \rightarrow BB$	Anoruo a Ramchander (1998)	Indie a Filipíny: 1957–1993; Malajsie: 1960–1993; J. Korea 1967–1993; Indonésie 1970–1993	Indie, Indonésie, J. Korea, Malajsie, Filipíny	ano
5	$CA \rightarrow BB$	Marinheiro (2008)	1977–2003	Egypt	ano
6	$BB \rightarrow NX$ $NX \rightarrow BB$	Islam (1998)	1973–1991	Brazílie	ano
7	$BB \times CA$	Algieri (2013)	1980/Q2–2012/Q2	PIIGS	ano
8	$BB \times CA$	García a Ramajo (2004)	1964–2000	Španělsko	ano

Poznámka: \times = žádný vztah.

Zdroj: vlastní zpracování

Je evidentní, že vztah obou sald bude ovlivněn i ostatními proměnnými, které se napříč dostupnou literaturou odlišují. Jedná se např. o reálný efektivní měnový kurz, mezeru produktu apod. Všeobecná shoda však panuje v tom, že původní teorie neklade důraz na stavové veličiny a interakci mezi tokovými a stavovými veličinami. Následný výzkum ukazuje, že výše stavových veličin může významně ovlivňovat vztah mezi oběma saldy. Analýzy Blancharda (1990), Berbena a Brosense (2007) identifikují poměr vládního dluhu k HDP jako klíčovou proměnnou ovlivňující očekávání a následně chování privátního sektoru. Na Blancharda (1990) a Sutherlanda (1997) navázal Perotti (1999) a upozornil, že poměr dluhu k HDP je efektivním objasněním nelineární reakce soukromého sektoru na kroky fiskální politiky. Také Nickel a Vansteenkiste (2008) si všímají rozdílné síly vztahu mezi saldem vlády a saldem běžného účtu vzhledem k výši vládního dluhu (v % HDP). K analýze užívají prahovou panelovou regresi, z jejichž výsledků je zřejmé, že na sílu vztahu těchto dvou sald působí výše zmíněná stavová veličina.

Výzkumy z posledních let dokazují důležitost vlivu ukazatelů zadlužení jak u vládního sektoru, tak u soukromého sektoru (Mbaye, Moreno Badia, Chae, 2018a). Pokud se soukromý

sektor zadluhuje v období ekonomického růstu a kladné produkční mezery (což se mnohdy zrcadlí v růstu deficitu běžného účtu), pak v období ekonomického poklesu je soukromý sektor zatížen dluhy z předešlých let. Proto nemusí domácnosti a firmy adekvátně reagovat na expanzivní hospodářskou politiku, jak by předpokládala ekonomická teorie zaměřená pouze na tokové veličiny. V některých případech je to právě zadlužení soukromého sektoru, kvůli kterému vláda ještě více prohlubuje své deficitní hospodaření, aby dostála své funkci makroekonomické stabilizace, a podnítila růst agregátní poptávky (Battersby *et al.*, 2022).

3. Empirická verifikace vztahu mezi oběma saldy

V této části textu jsou popsána užitá data a také metody ekonometrické verifikace zkoumaného vztahu. Následuje stručný popis výsledků.

3.1 Užitá data

Analýza je provedena za časové období 2004–2021 pro země EU 27. Pro Grangerovu kauzalitu jsou užívány dvě proměnné, tj. saldo běžného účtu a saldo sektoru vlády. Pro aplikaci prahové panelové regresní analýzy kromě původních dvou proměnných (saldo sektoru vlády a saldo běžného účtu) je použit i dluh sektoru vlády (% HDP) jako prahová proměnná. Kontrolní proměnné jsou mezera produktu (% potenciálního produktu), dluh sektoru domácností a neziskových institucí sloužících domácnostem (% HDP) a dluh sektoru nefinančních podniků (% HDP), reálný efektivní měnový kurz deflovaný indexem spotřebitelských cen (index)⁷. Všechna data jsou získána z databáze Eurostat, pouze mezera produktu z databáze AMECO (2022).

3.2 Ekonometrický přístup k analýze

3.2.1 Testování Grangerovy kauzality

Díky použití Grangerovy kauzality je možné určit kauzální směr v Grangerově smyslu mezi dvěma proměnnými⁸. Obecný zápis tzv. neomezené regrese testující Grangerovu kauzalitu lze zapsat (Hušek, 2007):

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + u_{t1} \quad (7)$$

7 Tato proměnná odráží kromě pohybu nominálního měnového kurzu, který je důležitý pro země vně eurozóny, také vývoj inflačního diferenciálu, který je pro členy měnové unie zásadní z hlediska monitorování konkurenceschopnosti zemí.

8 Grangerova kauzalita poskytuje informace o schopnosti předpovídat, neposkytuje náhled na kauzální vztah mezi dvěma proměnnými v běžném pojetí.

$$x_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + u_{t2}, \quad (8)$$

jejíž náhodné složky u_{t1} a u_{t2} jsou nekorelované, x a y představují uvažované proměnné (viz text níže).

V případě tohoto textu se jedná o testování vztahu mezi saldem sektoru vlády a saldem běžného účtu. Uvažovaná nulová hypotéza tvrdí, že saldo sektoru vlády nepůsobí v Grangerově smyslu na saldo běžného účtu. Alternativní hypotéza předpokládá, že saldo sektoru vlády působí v Grangerově smyslu na saldo běžného účtu. Dále je také testován opačný směr kauzálního vztahu (tj. od běžného účtu k saldu sektoru vlády) s obdobnou logikou stanovení testované a alternativní hypotézy. V rámci testování vztahu těchto dvou sald jsou užita zpožděná pozorování u uvažovaných proměnných⁹. Před užitím této metody jsou pomocí rozšířeného Dickeyova-Fullerova testu jednotkového kořene otestovány časové řady obou sald pro všechny země EU 27¹⁰.

Užití Grangerovy kauzality má svá omezení a obvykle je třeba uvažovat působení více proměnných na testovaný vztah (Toda a Yamamoto, 1995). Z toho důvodu je třeba empirickou část rozšířit o vícenásobnou regresi. Vzhledem zaměření tohoto textu se jeví jako nejvhodnější prahový panelový model regrese.

3.2.2 Prahový panelový regresní model

Pro všechny uvažované panely je užít Levinův-Linův-Chuův test jednotkových kořenů k ověření stacionarity u všech uvažovaných proměnných. Dále je aplikován Hausmanův test za účelem testování vhodnosti použití fixních nebo náhodných efektů v rámci panelové regrese¹¹. Díky tomu může být vybrán model s prahovými panelovými fixními efekty inspirovaný Hansenem (1999). Původní model je definován následovně:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it}, \quad (9)$$

kde q_{it} je prahovou proměnnou, která rozděluje užívaný soubor dat do dvou režimů v závislosti na hodnotě této prahové proměnné; q_{it} může nabývat hodnot nižších nebo vyšších, než je odhadnutý práh γ . Pro každý z režimů je uvažován odlišný koeficient, v tomto případě β_1 a β_2 .

9 Za účelem výběru optimálního počtu zpoždění je užito Schwarzovo a Akaikeho informační kritérium.

10 Přítomnost nestacionarity může vést k nejednoznačným nebo zavádějícím závěrům v testech Grangerovy kauzality (Engle a Granger, 1987). Jak uvádí Amin a Murshed (2018), uvažovat o existenci dlouhodobého vztahu mezi nestacionárními časovými řadami je možné pouze tehdy, když jsou proměnné kointegrované. V takových případech je třeba aplikovat Johansenův kointegrační test (Johansen, 1988).

11 Jako alternativa se dle Greena (2012) může vedle Hausmanova testu užívat test dle Mundlaka (1978).

Relevantní články k analyzovanému tématu poukazují na vhodnost užít více jak jeden práh. Obvyklý počet použitých prahů jsou pak dva až tři (Nickel a Vansteenkiste, 2008). V aplikační části textu je proto užít model se třemi prahy, který má tuto podobu:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2' x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3' x_{it} I(\gamma_2 < q_{it} \leq \gamma_3) + \beta_4' x_{it} I(q_{it} > \gamma_3) + e_{it}. \quad (10)$$

Logika modelu je obdobná jako v rovnici 9, přičemž pro odhadnuté prahy platí, že $\gamma_1 < \gamma_2 < \gamma_3$ (viz Hansen, 1999). Pro aplikaci modelu je využit balíček funkcí „xthreg“ v programu STATA (viz Wang, 2015), který vychází z původní publikace Hansena (1999).

4. Výsledky

4.1 Grangerova kauzalita

Prvotně je vztah salda běžného účtu (*CA*) a salda vlády (*BB*) za země EU 27 analyzován zvlášť pro každou zemi pomocí metody Grangerovy kauzality. Země, kde nelze aplikovat Grangerovu kauzalitu z důvodu nesplnění podmínek pro použití této metody, jsou vyznačené „x“.

Tabulka 2 zachycuje směr kauzálních vztahů mezi saldy u jednotlivých zemí EU 27 za období 2004–2021 pro jedno až dvě zpoždění. Pro 10 zemí z 27 je potvrzen statisticky signifikantní vztah mezi vládním saldem a saldem běžného účtu¹². Vztah mezi saldy tak, jak ho vnímá původní teorie dvojího deficitu (tj. od salda vlády k saldu běžného účtu), je prokázán u České republiky, Lucemburska a Malty. Opačný směr kauzálního vztahu metodou Grangerovy kauzality je potvrzen u Finska a Německa. Obousměrný vztah je potvrzen u Dánska, Maďarska, Polska, Portugalska a Řecka.

12 Pro 9 zemí z 27 nejsou splněny podmínky pro použití této metody.

Tabulka 2: Grangerova kauzalita mezi saldem běžného účtu a saldem sektoru vlády pro země EU 27

Země	Kauzální vztah			
	CA → BB		BB → CA	
	1 zpoždění	2 zpoždění	1 zpoždění	2 zpoždění
Belgie	x	x	x	x
Bulharsko	0,084	1,398	2,580	0,543
Česká republika	0,007	2,265	4,369 *	2,656
Dánsko	0,186	3,269 *	8,987 ***	3,115 *
Estonsko	0,297	0,817	2,160	1,100
Finsko	3,089 *	3,272 *	1,111	1,521
Francie	0,212	1,220	0,467	0,105
Chorvatsko	x	x	x	x
Irsko	2,719	1,281	0,398	0,224
Itálie	x	x	x	x
Kypr	x	x	x	x
Litva	1,004	1,481	0,010	0,081
Lotyšsko	0,720	1,268	0,002	0,094
Lucembursko	0,005	0,389	12,841 ***	4,709 **
Maďarsko	2,428	3,602 *	4,255 *	2,456
Malta	0,473	0,258	4,803 **	1,840
Německo	0,643	2,995 *	0,113	0,230
Nizozemsko	1,422	0,495	1,678	0,304
Polsko	2,673	8,053 ***	4,144 *	2,100
Portugalsko	2,815	3,016 *	4,598 **	4,014 **
Rakousko	x	x	x	x
Rumunsko	x	x	x	x
Řecko	4,899 **	4,928 **	4,507 *	1,141
Slovensko	0,209	0,238	0,172	1,250
Slovinsko	x	x	x	x
Španělsko	x	x	x	x
Švédsko	x	x	x	x

Poznámka: x – nelze aplikovat Grangerovu kauzalitu z důvodu nesplnění podmínek pro použití této metody; v tabulce uvedené hodnoty představují *F*-stat; ***, **, * statisticky významné na 1%, 5%, resp. 10% hladině významnosti.

Zdroj: vlastní zpracování

4.2 Prahový panelový model v kontextu verifikace teorie dvojího deficitu

Z výsledků Grangerovy kauzality je zřejmé, že mohou nastat oba kauzální směry mezi saldy. Vzhledem k obvyklému předpokladu kauzálního vztahu při testování v dostupné literatuře, závěrům těchto publikací a výsledkům Grangerovy kauzality je pro následný odhad prahového panelového modelu uvažován právě směr vztahu od salda sektoru vlády k saldu běžného účtu. Dále je předpokládána v kontextu výsledku citovaných studií závislost vztahu sald (tokové veličiny) na poměru dluhu sektoru vlády k HDP (stavové veličiny). Všechny vysvětlující proměnné vstupují do modelu s jedním zpožděním, aby se tak zabránilo výskytu endogenity (Nickel a Vansteenkiste, 2008). Za účelem verifikace vztahu těchto dvou sald je odhadnut panelový model se třemi prahy:

$$CA_{it} = \mu_i + \beta_1 BB_{i,t-1} I(Gdebt_{i,t-1} \leq \gamma_1) + \beta_2 BB_{i,t-1} I(\gamma_1 < Gdebt_{i,t-1} \leq \gamma_2) + \beta_3 BB_{i,t-1} I(\gamma_2 < Gdebt_{i,t-1} \leq \gamma_3) + \beta_4 BB_{i,t-1} I(Gdebt_{i,t-1} > \gamma_3) + \theta_1 REER_{i,t-1} + \theta_2 GAP_{i,t-1} + \theta_3 Pdebt.S.11_{i,t-1} + \theta_4 Pdebt.S.14,15_{i,t-1} + e_{it}, \quad (11)$$

kde je význam symbolů následující:

CA_{it} – saldo běžného účtu (v % HDP),

$BB_{i,t-1}$ – saldo sektoru vlády (v % HDP),

$Gdebt_{i,t-1}$ – dluh sektoru vlády (v % HDP),

$REER_{i,t-1}$ – reálný efektivní měnový kurz (index),

$GAP_{i,t-1}$ – mezera produktu (v % potenciálního produktu),

$Pdebt.S.11_{i,t-1}$ – privátní dluh sektoru nefinančních podniků (v % HDP),

$Pdebt.S.14, 15_{i,t-1}$ – privátní dluh sektoru domácností a neziskových institucí sloužících domácnostem (v % HDP).

Téměř všechny proměnné dle Levinova-Linova-Chuova testu pro panely jsou stacionární, přičemž v některých panelech jsou detekovány jako nestacionární $REER$ a $Pdebt.S.11$. V takových případech je nestacionární kontrolní proměnná vynechána z odhadu.

Jsou odhadovány celkem čtyři panelové regrese:

- a) Panel všech zemí EU 27.

Následně – vzhledem k různorodosti ekonomik členů EU – jsou země rozděleny na další panely, které vhodněji reflektují jejich ekonomická specifika. Konkrétně se jedná o tyto skupiny zemí:

- b) Panel původních členských zemí EU bez zemí PIIGS (Belgie, Dánsko, Finsko, Francie, Lucembursko, Německo Nizozemí, Rakousko, Švédsko). Panel zahrnuje současné členské země EU, které vstoupily do unie do roku 2003 (bez zemí PIIGS).

- c) Panel členských zemí EU bez Kypru přistoupivších v roce 2004 a později (Bulharsko, Česká republika, Estonsko, Chorvatsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Malta, Slovensko, Slovinsko, Polsko, Rumunsko).
- d) Panel zemí PIIGS a Kypru (Portugalsko, Itálie, Irsko, Řecko, Španělsko, Kypr)¹³.

Testované panely mají různé výše prahů (tj. různé prahové výše poměru dluhu sektoru vlády k HDP), které jsou odhadnuté na základě užívaného balíčku funkcí „xthreg“ v programu STATA. Aplikace různých prahů pro každý z panelů více reflektuje rozdílnou výši hodnot prahové proměnné v rámci dostupného datového vzorku konkrétního panelu¹⁴. Ve všech odhadnutých panelech zemí je prahová proměnná statisticky významná.

Tabulka 3: Popisná statistika prahové proměnné *Gdebt*

Panel zemí	Prahová proměnná – dluh sektoru vlády (<i>Gdebt</i>)				
	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum
a) EU 27	459	61,0	36,3	3,8	206,3
b) Původní země EU	153	59,8	26,0	7,8	114,6
c) Novější země EU	204	41,8	21,3	3,8	87,3
d) PIIGS + Kypr	102	101,5	40,7	23,6	206,3

Zdroj: zpracování vlastní (program STATA)

Z výsledků z tabulky 3 lze potvrdit vhodnost takového postupu vzhledem k různorodým hodnotám základní popisné statistiky pro tyto čtyři panely zemí za uvažované období prahové proměnné.

13 Tyto země zažily významný hospodářský pokles, dluhovou krizi a intervence mezinárodních institucí. Například Boumparis, Milas, Panagiotidis (2017) uvádí, že u řady periferních evropských zemí, jmenovitě Řecka, Irska, Itálie, Portugalska, Španělska a Kypru byl v období 2008–2013 snížen rating (celkem o 63 stupňů), a to hned třemi hlavními ratingovými agenturami Moody's, Standard & Poor's (S&P's) a Fitch.

14 Pokud by byly zvoleny stejné hodnoty prahů pro rozdílné panely bez ohledu na datový vzorek, pak by výsledky mohly být zkreslené. Mohla by nastat situace, že by byly testovány intervaly prahové proměnné (*Gdebt*), které v daném datovém vzorku vůbec nenastávají a z nichž by potom byl interpretován výsledek, že vztah mezi *CA* a *BB* není žádný. Např. pokud by byl u panelu zemí PIIGS a Kypr uvažován práh ve výši dluhu 20 % HDP, tak by ani jedna ze zemí v panelu d) takového poměru dluhu k HDP za sledované období nedosáhla.

Panel zemí EU 27

Za účelem analýzy vztahu salda sektoru vlády a salda běžného účtu pro panel zemí EU 27 jsou v rámci prahové panelové regrese vypočteny tři zlomové prahy proměnné dluhu sektoru vlády (*Gdebt*), a to: 32,1 %; 53,7 %; 87,3 %.

Tabulka 4: Výsledky odhadů prahové panelové analýzy pro země EU 27; vysvětlovaná proměnná CA (v % HDP)

Odhad	Proměnná	Interval pro <i>Gdebt</i>		Koeficient
		od (<)	do (≤)	
a) Panel všech zemí EU 27	$BB_{i,t-1}$	min.	32,1	-0,330** (0,147)
		32,1	53,7	0,436*** (0,104)
		53,7	87,3	0,172** (0,074)
		87,3	max.	0,244*** (0,092)
	$REER_{i,t-1}$			0,376*** (0,038)
	$GAP_{i,t-1}$			-0,290*** (0,063)
	$Pdebt\ S.11_{i,t-1}$			-0,054** (0,019)
	$Pdebt\ S.14,15_{i,t-1}$			-0,008 (0,010)

Poznámka: číselné údaje v závorkách nacházející se ve sloupci Koeficient pod hodnotami odhadu koeficientů jsou směrodatné chyby odhadu; ***, ** statisticky významné na 1%, resp. 5% hladině významnosti.

Zdroj: zpracování vlastní (v programu STATA)

Z výsledků tabulky 4 vyplývá, že pokud se *Gdebt* (stav dluhu vládního sektoru k HDP v %) pohybuje v intervalu od hodnot minima do 32,1 % HDP, potom je mezi *CA* (saldo běžného účtu) a *BB* (saldo sektoru vlády) statisticky signifikantní vztah (proměnná má *p*-hodnotu 0,025) a koeficient proměnné *BB* má záporné znaménko.

Pokud prahová proměnná *Gdebt* nabývá hodnot výše od 32,1 do 53,7 (% HDP), potom je mezi saldem běžného účtu a saldem sektoru vlády statisticky významný vztah (p -hodnota proměnné je 0,000) a koeficient *BB* má kladné znaménko. Závěrem je potvrzení silného vztahu sald v tomto intervalu.

Pokud *Gdebt* nabývá hodnot výše od 53,7 do 87,3 (% HDP), potom je mezi *CA* a *BB* také statisticky signifikantní vztah (proměnná má p -hodnotu 0,021) a koeficient má kladné znaménko. Závěrem je potvrzení vztahu sald v tomto intervalu, byť slabšího než v předešlém intervalu.

V případě, že *Gdebt* nabývá hodnot výše od 87,3 do maxima této prahové proměnné, které se ve vzorku nachází, potom je mezi *CA* a *BB* statisticky signifikantní vztah (proměnná má p -hodnotu 0,008) a koeficient má kladné znaménko. Dochází k potvrzení vztahu sald v tomto intervalu.

Do odhadu jsou zakomponovány také kontrolní proměnné. Proměnná *REER* (reálný efektivní měnový kurz) je dle výsledků odhadu v pozitivním a statisticky významném vztahu se saldem běžného účtu. Proměnná *GAP* (mezera produktu) je v negativním a statisticky signifikantním vztahu se saldem běžného účtu. Proměnná *Pdebt S.11* (privátní dluh sektoru nefinančních podniků) má záporný koeficient vzhledem k saldu běžného účtu (tj. růst stavové veličiny privátní dluh sektoru nefinančních podniků vede k poklesu tokové veličiny salda běžného účtu a naopak). Dle p -hodnoty je tuto proměnnou možné považovat za statisticky významnou. Proměnná *Pdebt S.14, S.15* (privátní dluh sektoru domácností a neziskových institucí sloužících domácnostem) ve vztahu k saldu běžného účtu nabývá záporné hodnoty koeficientu (tj. růst stavové veličiny privátního dluhu domácností a neziskových institucí sloužících domácnostem vede k poklesu tokové veličiny salda běžného účtu a naopak). Dle p -hodnoty (0,439) je však proměnnou statisticky nevýznamnou, a nelze v tomto případě uvažovat vztah.

Dílčí panely členů EU 27

Na základě poznatků z panelu a) země EU 27 jsou dále odhadnuty také panely b), c) a d) popsané v textu výše. Pro každý z panelů jsou vypočteny tři zlomové prahy proměnné dluhu sektoru vlády (*Gdebt*). Konkrétně v panelu b) původních členských zemí EU bez zemí PIIGS jsou uvažovány prahy 33,3 %, 56,9 % a 70,6 %; panelu c) členských zemí EU bez Kypru přistouplých v roce 2004 a později jsou stanoveny prahy 32,1 %, 51,9 % a 66,3 %; panelu d) zemí PIIGS a Kypru jsou určeny prahy ve výši 58,4 %, 109,4 % a 180,3 %.

Tabulka 5: Výsledky odhadů prahové panelové analýzy pro dílčí panely členů EU 27; vysvětlovaná proměnná CA (v % HDP)

Odhad	Proměnná	Interval pro <i>Gdebt</i>		Koeficient
		od (<)	do (≤)	
b) Panel původních členských zemí EU bez zemí PIIGS	$BB_{i,t-1}$	min.	33,3	-0,038 (0,170)
		33,3	56,9	0,490*** (0,119)
		56,9	70,6	0,196* (0,114)
		70,6	max.	0,374*** (0,123)
	$REER_{i,t-1}$			x
	$GAP_{i,t-1}$			-0,369*** (0,105)
	$Pdebt\ S.11_{i,t-1}$			x
	$Pdebt\ S.14, 15_{i,t-1}$			-0,010 (0,018)
c) Panel členských zemí EU bez Kypru přistouplých v roce 2004 a později	$BB_{i,t-1}$	min.	32,1	-0,270 (0,199)
		32,1	51,9	0,585*** (0,173)
		51,9	66,3	0,805*** (0,181)
		66,3	max.	0,531** (0,210)
	$REER_{i,t-1}$			0,425*** (0,053)
	$GAP_{i,t-1}$			-0,268** (0,114)
	$Pdebt\ S.11_{i,t-1}$			-0,028 (0,059)
	$Pdebt\ S.14, 15_{i,t-1}$			-0,005 (0,037)
d) Panel zemí PIIGS a Kypru	$BB_{i,t-1}$	min.	58,4	-0,054 (0,085)
		58,4	109,4	0,362** (0,175)
		109,4	180,3	0,040 (0,159)
		180,3	max.	0,568 (0,354)
	$REER_{i,t-1}$			0,291 (0,254)
	$GAP_{i,t-1}$			-0,258** 0,112
	$Pdebt\ S.11_{i,t-1}$			-0,066* (0,035)
	$Pdebt\ S.14, 15_{i,t-1}$			-0,004 (0,019)

Poznámka: Číselné údaje v závorkách nacházející se ve sloupci Koeficient pod hodnotami odhadu koeficientů jsou směrodatné chyby odhadu; ***, **, * statisticky významné na 1%, 5%, resp. 10% hladině významnosti; „x“ časovou řadu nelze užít z důvodu nestacionarity pro příslušný panel; min – minimum prahové proměnné, která se v daném panelu nachází; max – maximum prahové proměnné, které se v daném panelu nachází.

Zdroj: vlastní zpracování (v programu STATA)

V rámci panelu b) původních členských zemí EU bez zemí PIIGS je nejsilnější vztah detekován od 33,3 do 56,9 (dluhu sektoru vlády v % HDP). Následně vztah značně oslabí, avšak stále je statisticky významný s kladným koeficientem. Od 70,6 a výše vztah opět posiluje až do maximální hodnoty. Do odhadu jsou zakomponovány také kontrolní proměnné. Proměnné *Pdebt S.11* (privátní dluh sektoru nefinančních podniků) a *REER* (reálný efektivní měnový kurz) jsou vynechány z odhadu z důvodu nestacionarity pro tento panel. Proměnná *GAP* (mezera produktu) je v negativním a statisticky významném vztahu se saldem běžného účtu. Proměnná *Pdebt S.14, S.15* (privátní dluh sektoru domácností a neziskových institucí sloužící domácnostem) dosahuje záporné hodnoty koeficientu vzhledem k saldu běžného účtu (tj. růst této stavové veličiny privátního dluhu vede k poklesu tokové veličiny salda běžného účtu a naopak). Dle *p*-hodnoty (0,201) je však proměnnou statisticky nevýznamnou, a nelze v tomto případě uvažovat o potvrzení existence vztahu.

Pro panel c) členských zemí EU bez Kypru přistoupivších v roce 2004 a později platí, že kladný koeficient a statisticky významný vztah nastává v intervalech, kdy prahová proměnná nabývá hodnot výše od 32,1 do maxima této proměnné, které se ve vzorku nachází. Konkrétněji, v intervalu výše od 51,9 do 66,3 je vztah sald též statisticky významný, dokonce nejsilnější ze všech. Od hodnoty 66,3 rovněž zjištěn vztah, ale slabší na 5% hladině významnosti. Dále jsou odhadnuty kontrolní proměnné. Proměnná *REER* (reálný efektivní měnový kurz) je dle výsledků odhadu v pozitivním a statisticky významném vztahu k saldu běžného účtu. Proměnná *GAP* (mezera produktu) je statisticky významnou proměnnou se záporným koeficientem vzhledem k saldu běžného účtu. Proměnná *Pdebt S.11* (privátní dluh sektoru nefinančních podniků) má záporný koeficient ve vztahu k saldu běžného účtu (tj. růst této stavové veličiny vede k poklesu uvažované tokové veličiny a naopak). Dle *p*-hodnoty je tuto proměnnou možné považovat za statisticky významnou. Proměnná *Pdebt S.14, S.15* (privátní dluh sektoru domácností a neziskových institucí sloužící domácnostem) má zápornou hodnotu koeficientu ve vztahu k saldu běžného účtu. Dle *p*-hodnoty je však nevýznamnou proměnnou.

U panelu d) zemí PIIGS a Kypru je vztah salda běžného účtu a salda sektoru vlády prokázán pouze v intervalu, kdy prahová proměnná nabývá hodnot od 58,4 do 109,4. Jinak je vztah statisticky nevýznamný. Výsledky pro kontrolní proměnné je třeba též vzít v úvahu. Proměnná *REER* (reálný efektivní měnový kurz) má dle výsledků odhadu kladný koeficient, avšak dle *p*-hodnoty je vzhledem k saldu běžného účtu statisticky nevýznamnou proměnnou. Oproti tomu proměnnou *GAP* (mezera produktu) lze označit za statisticky významnou proměnnou se záporným koeficientem ve vztahu k saldu běžného účtu. Proměnná *Pdebt S.11* (privátní dluh sektoru nefinančních podniků) má záporný koeficient ve vztahu k saldu běžného účtu. Dle *p*-hodnoty je tuto proměnnou možné považovat za statisticky významnou. Proměnná *Pdebt S.14, S.15* (privátní dluh sektoru domácností a neziskových institucí sloužící domácnostem) má záporný koeficient vzhledem k saldu běžného účtu. Dle *p*-hodnoty je však statisticky nevýznamnou proměnnou.

5. Diskuse výsledků dílčích panelů a ekonomické implikace

Vzhledem k různorodosti zemí celku EU 27 (viz panel a) se diskuzní část textu věnuje dílčím panelům (značených b, c a d), jež lépe akcentují specifika zkoumaných zemí. V případě vztahu mezi saldem vládního sektoru a běžného účtu při nízké míře zadlužení vlády je zjištěna negativní závislost mezi oběma saldy, ale statisticky významná je jen u panelu všech zemí EU. V případě intervalů, kde dluh vlády nabývá vyšších hodnot, je vztah mezi saldy vždy statisticky významný (s výjimkou zemí PIIGS a Kypru pro třetí a čtvrtý interval) a s kladným koeficientem. U všech panelů je patrné, že jedna z prahových hodnot se nachází poblíž hodnoty 60 % HDP, což může odrážet vliv existence maastrichtského dluhového kritéria, které pro finanční trhy představuje „psychologickou“ hranici pro posuzování výše vládního zadlužení (blíže Tománková, 2020).

Po překročení této hranice dochází k odlišnému vývoji mezi původními (bez PIIGS) a novými členy EU (bez Kypru) a zeměmi PIIGS a Kypru. Odlišnost odráží rozdílné mezikasové rozpočtové omezení¹⁵ vládního a soukromého sektoru v kontextu jejich vyspělosti.

U původních členů EU je vztah mezi saldy pozitivně závislý z hlediska směru vývoje těchto sald. Zlepšení/zhoršení salda sektoru vlády podnítl stejnosměrný vývoj salda běžného účtu. Je však typické, že významná část těchto zemí dosahuje spíše přebytků na běžných účtech a deficitních sald sektoru vlády. Soukromý sektor tudíž z agregátního pohledu není závislý na přílivu zahraničního kapitálu a je schopen vytvářet jako celek přebytky. V případě vlády sice dochází k téměř trvalému zápornému saldu hospodaření, avšak bez trvale a výrazně zvyšujících se deficitů. Ekonomika se jako celek tudíž nemusí dostat na hranici svého rozpočtového omezení, kdy u ní nedochází k nárůstu zadlužení až k hranici narušující její udržitelnost¹⁶ (Fidora, Schmitz, Tcheng, 2017).

U nových členů EU lze obvykle u obou sald sledovat deficit. To pravděpodobně odráží stupeň konvergence nových členů EU projevující se v deficitu běžného účtu především na počátku transformace směrem k rozvinuté ekonomice (Mandel a Tomšík, 2006) a deficitnímu hospodaření vlády reflektující mj. zvýšenou investiční aktivitu do rozšiřování infrastruktury (Rostow, 1960; Musgrave a Musgrave, 1989). Finanční trhy jsou schopné deficitní vývoj u obou sald tolerovat, pokud považují tuto situaci za dočasnou, avšak při dlouhodobém zachování udržitelnosti. Pokud dojde finančními trhy k přehodnocení vnímání vývoje v těchto ekonomikách, pak obvykle dochází k razantní změně dynamiky v časových řadách obou sald. Ke změně v síle vztahu mezi oběma

15 Rozpočtové omezení lze zjednodušeně chápat tak, že současná hodnota výdajů subjektu musí být pokryta aktuální výší jeho bohatství (např. i v záporné výši, tj. zadlužení) a současnou hodnotou jejich budoucích příjmů.

16 Za udržitelnost se chápe taková situace, která nezpůsobí nárůst poměru zadlužení na HDP k takové úrovni, jež by byla potenciálními věřiteli považována za situaci, v níž je nejistá plná návratnost investovaného kapitálu. V krátkém období lze výši zadlužení považovat za udržitelnou, pokud poměr dluhu k HDP je neměnný. V dlouhém období by naopak mělo dojít ke zlepšení poměru (Brůna, 2013).

saldy dochází u mírně nižších prahových hodnot poměru dluhu sektoru vlády k HDP oproti původním členům EU (viz prahové hodnoty v tabulce 5). Kvůli relativně rychlému zastavení (resp. odlivu) zahraničního kapitálu dojde k vynucenému promptnímu snížení obou deficitů.

Země PIIGS a Kypr mají v průměru obě salda deficitní (viz obrázek 1) a nejvyšší hodnoty prahové proměnné z uváděných dílčích panelů (viz tabulku 5). Stejnoseměrný vývoj obou sald je signifikantní u druhého intervalu prahové proměnné (dluh vlády v rozmezí 58,4–109,4 % HDP). U širokého třetího intervalu (109,4–180,3 % HDP) je vztah statisticky nevýznamný. Výsledek tedy znamená, že deficit vládního sektoru se nepropíše do deficitu běžného účtu. Dle Nickel a Vansteenkiste (2008) a Mbayeho, Moreno Badia a Chae (2018b) toto signalizuje pomyslný „vynucený“ náraz na rozpočtové omezení soukromého sektoru, kdy zahraniční věřitelé již nejsou ochotni dále importovat kapitál do těchto ekonomik. Změna ve vnímání udržitelnosti těchto ekonomik se však neprojeví rychlým snížením deficitu běžného účtu jako u nových členů EU. Důvody k pomalému snížení deficitu běžného účtu existují dva. Za prvé, jelikož všechny země PIIGS i Kypr¹⁷ jsou členové eurozóny, tak k nastolení vnější rovnováhy dochází pomocí důchodového vyrovnávací procesu, jenž kvůli existenci rigidit v důchodech je velmi pomalý. Za druhé, díky „záchranným“ balíčkům od mezinárodních organizací typu Mezinárodního měnového fondu (IMF) a Evropské centrální banky (ECB) nedochází k tzv. sudden stopu (náhlé a rychlé zastavení importu kapitálu), ale k relativně pomalému návratu k vnější rovnováze (Gros a Alcidi, 2013), jelikož dochází k substituci mezi soukromým a „nadnárodním“ kapitálem od vládních institucí.

Dále diskuse přejde ke stručnému popisu výsledků kontrolních proměnných. V případě reálného efektivního měnového kurzu parametry dosahují opačného znaménka, než předpokládá ekonomická teorie (reálná apreciace, tj. numerické zvýšení kurzu, by mělo vést ke zhoršení salda běžného účtu). Zde se projevují efekty plynoucí z konvergence nových členských zemí EU, mezi něž mj. patří reálná apreciace měn, která však nemá negativní dopad na mezinárodní konkurenceschopnost rozvíjejících se ekonomik. V případě členů eurozóny je vliv měnového kurzu oslaben (emise denominována ve společné měně euro), protože mezi významné zahraniční držitele patří jiné země eurozóny (Milesi-Ferretti, Stobbe a Tamirisa, 2010). Mezi časté věřitele vládního sektoru u zemí silně zasažených dluhovou krizí eurozóny (země PIIGS + Kypr) patří IMF a ECB, které těmto zemím poskytly pomoc (ECB, 2021). Mimo to významným držitelem vládních dluhopisů v rámci eurozóny je také ECB díky provádění nekonvenční měnové politiky (kvantitativní uvolňování).

Z důvodu diskutabilního vlivu měnového kurzu na běžný účet u zemí eurozóny je běžné, že se do odhadů přidává též mezera produktu (Nickel a Vansteenkiste, 2008). Kladná mezera produktu je obvykle spojena se zvyšující se agregátní poptávkou nad potenciální produkt ekonomiky, která je alespoň zčásti uspokojována importem. To vede k deficitu běžného účtu. Odhady popsané v tabulce 5 tento jev potvrzují.

17 Země PIIGS jsou členy eurozóny od roku 1999, v případě Řecka od roku 2001, Kypr od počátku roku 2008.

U vlivu zadlužení soukromého sektoru na běžný účet je znaménko parametru odhadu v souladu s ekonomickou teorií, tj. růst zadlužení vede ke snížení salda běžného účtu a naopak. Statisticky významná je však tato proměnná pouze v případě dluhu nefinančních firem u zemí PIIGS a Kypru. Mj. se zde projevuje alokace úvěrů soukromému sektoru na zvýšení spotřeby, resp. rozvoje neobchodovatelných odvětví. To působí negativně na vývoj běžného účtu i dlouhodobě z důvodu nerozšiřování exportní kapacity ekonomik. Významné zadlužení privátního sektoru, jehož dluhový kapitál byl alokovan na neproduktivní investice, se dle IMF (2022a) projeví v době ekonomického útlumu potřebou razantnějších zásahů fiskální politiky, které jsou dlouhodobějšího a expanzivního charakteru s negativním dopadem na vládní saldo.

6. Závěr

Na vztah mezi saldy vládního sektoru a běžného účtu se obrací nejvíce pozornosti, pokud obě salda směřují do deficitů. Tento úzký pohled však opomíná některé aspekty. Jak článek poukazuje, tak vztah mezi saldy může nastávat i v případech, kdy obě salda nejsou deficitní. Z tohoto důvodu je vhodné sledovat vztah sald trvale. Zároveň je třeba vzít v potaz vývoj zadlužení vládního sektoru jakožto stavové veličiny, jelikož výše zadlužení může mít vliv na sílu vztahu mezi oběma saldy.

Na analýzu vztahu mezi saldy zemí EU 27 se zaměřil tento článek. Kromě prahové panelové regrese pro EU jako celku došlo k aplikaci této ekonometrické metody i na tři dílčí panely vybraných zemí EU 27 z důvodu akcentování jejich různorodosti (panel původních zemí EU bez PIIGS, panel nových členů EU bez Kypru, panel zemí PIIGS a Kypru). Specifika spojená s různými zeměmi EU 27 se projevila ve výši stavové veličiny zadlužení sektoru vládních institucí a jejich prahových hodnot, od nichž se odvíjí odlišná síla vztahu mezi oběma saldy. Různá výše dluhu v sobě mj. reflektuje odlišné vnímání ekonomik finančními trhy, které posuzují udržitelnost ekonomik konkrétních členů EU.

U původních členů EU 27 (vyjma zemí PIIGS) nedochází k náhlému zlepšení salda běžného účtu (reflektující pozastavení importu/odliv zahraničního kapitálu) při nárůstu zadlužení vládního sektoru. Vztah mezi oběma saldy vzhledem k vývoji vládního dluhu v komparaci s ostatními panely neprochází výraznějšími změnami.

Naopak u nových členů EU 27 (vyjma Kypru) dochází k rychlému zlepšení deficitu běžného účtu, pokud finanční trhy vyhodnotí ekonomický vývoj za neudržitelný, tj. když ekonomiky dosáhnou svého pomyslného rozpočtového omezení. Změna ve vývoji běžného účtu a současná reakce fiskální politiky se projeví změnou silou vztahu mezi saldy sektoru vlády a běžného účtu.

V případě zemí PIIGS a Kypru, tj. zemí silně zasažených dluhovou krizí eurozóny, dochází k významným výkyvům u vztahu mezi oběma saldy. U těchto zemí se – na rozdíl od nových členů EU – projevují specifika spojená se členstvím zemí všech těchto ekonomik v měnové unii. Jednak kvůli nemožnosti nastolení vnější rovnováhy přes (relativně rychlý) kurzový vyrovnávací pro-

ces dochází k působení důchodového vyrovnávacího procesu, který vlivem nepružnosti důchodů směrem dolů trvá delší dobu. Dále je také tato doba prodlužována i různými „záchrannými“ balíčky z řad mezinárodních věřitelů typu IMF nebo ECB, které značně rozvolňují vládní rozpočtové omezení tamních ekonomik.

Literatura

- Alexander, S. S. (1952). Effects of a Devaluation on a Trade Balance. *International Monetary Fund Staff Papers*, 2(2), 263–278.
- Algieri, B. (2013). An Empirical Analysis of the Nexus between External Balance And Government Budget Balance: The Case of the GIIPS Countries. *Economic Systems*, 37(2), 233–253, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2012.11.002>
- AMECO (2022). *Database – AMECO online*. Brussels: AMECO [cit 2022-08-08] Dostupné z: https://dashboard.tech.ec.europa.eu/qs_digit_dashboard_mt/public/sense/app/667e9fba-eea7-4d17-abf0-ef20f6994336/sheet/f38b3b42-402c-44a8-9264-9d422233add2/state/analysis/
- Amin, S. B., Murshed, M. (2018). An Empirical Investigation of Foreign Aid and Dutch Disease, in Bangladesh. *The Journal of Developing Areas*, 52(2), 169–182, <https://doi.org/10.1353/jda.2018.0029>
- Anoruo, E., Ramchander, S. (1998). Current Account and Fiscal Deficits: Evidence from Five Developing Economies of Asia. *Journal of Asian Economics*, 9(3), 487–501, [https://doi.org/10.1016/S1049-0078\(99\)80099-2](https://doi.org/10.1016/S1049-0078(99)80099-2)
- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095–1117, <https://doi.org/10.1086/260266>
- Battersby, B., Espinoza, R. A., Harris, J., et al. (2022). *The State as Financier of Last Resort*. IMF Staff Discussion Notes No. SDNEA2022/003.
- Berben, R.-P., Brosens, T. (2007). The Impact of Government Debt on Private Consumption in OECD Countries. *Economics Letters*, 94(2), 220–225, <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.06.033>
- Blanchard, O. J. (1990). Comment on Francesco Giavazzi and Marco Pagani, Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? In: Blanchard, O., Fischer, S. *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Boumparis, P., Milas, C., Panagiotidis, T. (2017). Economic policy uncertainty and sovereign credit rating decisions: Panel quantile evidence for the Eurozone. *Journal of International Money and Finance*, 79, 39–71, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.08.007>
- Brůna, K. (2013). Koncept udržitelnosti negativní čisté investiční pozice a jeho aplikace na příkladu České republiky v letech 1999–2011. *Politická ekonomie*, 61(1), 67–90, <https://doi.org/10.18267/j.polek.884>
- Coutinho, L., Turrini, A., Zeugner, S. (2018). *Methodologies for the Assessment of Current Account Benchmarks*. European Commission Discussion Paper No. 086, <https://doi.org/10.2765/80914>

- ČNB (2021). *Zpráva o vývoji platební bilance – 2020*. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/zpravy-o-vyvoji-platebni-bilance/>
- ECB (2021). Update on economic and monetary developments. *Economic Bulletin No. 3*. ISSN 2363-3417.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276, <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Eurostat (2022). Database. Luxembourg: Eurostat. [cit 2022-05-08] Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>
- Fleming, J. M. (1962). *Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates*. IMF Staff Papers. ISBN 9781451968873.
- Fidora, M., Schmitz, M., Tcheng, C. (2017). *Reducing Large Net Foreign Liabilities*. ECB Working Paper Series No. 2074. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2074.en.pdf>
- García, A., Ramajo, J. (2004). Budget Deficit and Interest Rates: Empirical Evidence for Spain. *Applied Economics Letters*, 11(11), 715–718, <https://doi.org/10.1080/1350485042000236593>
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. 7. vydání. Harlow: Pearson. ISBN 978-0-273-75356-8.
- Gros, D., Alcidi, C. (2013). *Country Adjustment to a 'Sudden Stop': Does the Euro Make a Difference?* European Commission Economic Papers No. 492, <https://doi.org/10.2765/43206>
- Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non-dynamic panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368, [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- Hušek, R. (2007). *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.
- IMF (2009). *Balance of Payments and International Investment Position Manual*. 6. vydání, Washington, D.C.: International Monetary Fund. ISBN 978-1-58906-812-4.
- IMF (2017). *2017 External Sector Report*. Washington, D. C.: International Monetary Fund. ISBN 9781498346597, <https://doi.org/10.5089/9781498346597.007>. Dostupné z: <http://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2017/07/27/2017-external-sector-report>
- IMF (2022a). Private Sector Debt and the Global Recovery. In: *World Economic Outlook: Sets Back the Global Recovery*. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- IMF (2022b). *External Sector Report 2022 – Pandemic, War, and Global Imbalances*. Washington, D.C.: International Monetary Fund. Dostupné z: <https://www.imf.org/en/Publications/ESR/Issues/2022/08/04/2022-external-sector-report>
- Islam, M. F. (1998). Brazil's Twin Deficits: An Empirical Examination. *Atlantic Economic Journal*, 26(2), 121–128, <https://doi.org/10.1007/BF02299354>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrated Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254, [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Mandel, M., Tomšík, V. (2006). Přímé zahraniční investice a vnější rovnováha v tranzitivní ekonomice: aplikace teorie životního cyklu. *Politická ekonomie*, 54(6), 723–741, <https://doi.org/10.18267/j.polek.580>

- Marinho, C. F. (2008). Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt. *Journal of Policy Modeling*, 30(6), 1041–1056, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2007.12.001>
- Mbaye, S., Moreno Badia, M., Chae, K. (2018a). *Global Debt Database: Methodology and Sources*. IMF Working Paper No. 2018/111.
- Mbaye, S., Moreno Badia, M., Chae, K. (2018b). *Bailing Out the People? When Private Debt Becomes Public*. IMF Working Paper No. 2018/141.
- Milesi-Ferretti, G. M., Strobbe, F., Tamirisa, N. T. (2010). *Bilateral Financial Linkages and Global Imbalances: A View on the Eve of the Financial Crisis*. IMF Working Paper No. 10/257, <https://doi.org/10.5089/9781455209576.001>
- Miller, S. M., Russek, F. S. (1989). Are the Twin Deficits Really Related? *Contemporary Economic Policy*, 7(4), 91–115, <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.1989.tb00577.x>
- Mundell, R. A. (1962). The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy Under Fixed Exchange Rates. *International Monetary Fund Staff Papers*, 9(1), 70–79.
- Mundell, R. A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475–485, <https://doi.org/10.2307/139336>
- Mundlak, Y. (1978). On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*, 46(1), 69–85, <https://doi.org/10.2307/1913646>
- Musgrave, R. A., Musgrave, P. B. (1989). *Public Finance in Theory and Practice*. 5. vydání. New York: McGraw-Hill Book Company. ISBN 0-07-044127-8.
- Nickel, Ch., Vansteenkiste, I. (2008). *Fiscal Policies, the Current Account and Ricardian Equivalence*. ECB Working Paper No. 935, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1243262>
- Pantelidis, P., Trachanas, E., Athanaseas, A., et al. (2009). On the Dynamics of the Greek Twin Deficits: Empirical Evidence Over the Period 1960–2007. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 2(2), 9–32.
- Perotti, R. (1999). Fiscal Policy in Good Times and Bad. *Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1399–1436, <https://doi.org/10.1162/003355399556304>
- Rault, C., Afonso, A. (2009). Bootstrap Panel Granger-causality between Government Budget and External Deficits for the EU. *Economic Bulletin*, 29(2), 1027–1034.
- Rojíček, M., Spěváček, V., Vejrník, J., et al. (2016). *Makroekonomická analýza: teorie a praxe*. Praha: Grada Publishing. ISBN 978-80-247-5858-9.
- Rostow, W. W. (1960). *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*. 3. vydání. Cambridge: Cambridge University Press. ISBN 9780511625824.
- Summers, L. H. (1988). Tax Policy and International Competitiveness. In: Frenkel, J. A. *International Aspects of Fiscal Policies*, pp. 349–386. Chicago: University of Chicago Press.
- Sutherland, A. (1997). Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Recurs the Effect of Fiscal Policy? *Journal of Public Economics*, 65(2), 147–162, [https://doi.org/10.1016/s0047-2727\(97\)00027-3](https://doi.org/10.1016/s0047-2727(97)00027-3)

- Toda, H. Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1–2), 225–250, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Tománková, I. (2020). *Vliv zadlužení sektoru vládních institucí na výnosovou míru státních dluhopisů*. Praha: Úřad Národní rozpočtové rady. Dostupné z: <https://www.rozpocetovarada.cz/publikace/vyzkumna-studie-vliv-zadluzeni-sektoru-vladnich-instituci-na-vynosovou-miru-statnich-dluhopisu/>
- Vamvoukas, G. A. (1999). The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece. *Applied Economics*, 31(9), 1093–1100, <https://doi.org/10.1080/000368499323571>
- Wang, Q. (2015). Fixed-Effect Panel Threshold Model Using Stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121–134, <https://doi.org/10.1177/1536867x1501500108>