

Jan Janků*

Abstract

Conditional Political Budget Cycle in the OECD Countries

Examination of the so called political business cycle, that is, the possibility of a macroeconomic cycle induced by the political cycle (*i. e.* macroeconomic cycle induced by the political cycle) provides little evidence in empirical studies. The empirical evidence of statistically significant increase in the economic activity before election is especially a matter of less developed countries. There is a shift in focus to the examination of the political budget cycle in case of the developed economies. This paper examines the presence of conditional political budget cycle (PBC) in the OECD countries using data from all 34 member states over the period 1995- 2012. We suppose that the conditionality of the PBC depends on the credibility and transparency of the fiscal policy. The dynamic panel linear regression model is used in this article. Generalized method of moments (GMM) with instrumental variables (IV) is used for estimating parameters in this model. Three important results emerge: First, there is a PBC in the OECD countries. Second, the PBC in OECD countries strongly depends on credibility and transparency of fiscal policy. Third, the shape of the PBC in the OECD countries indicates that there is an immediate fiscal restriction after the elections.

Keywords: budget deficit, election, fiscal policy, policy making, political budget cycle, public choice theory, rationality

JEL Classification: D72, D78, E62, E32, C26, H62

Úvod

Tradiční teorie politicko-ekonomického cyklu (PEC) implikuje, že některé makroekonomické proměnné (výstup, nezaměstnanost, inflace) jsou před volbami systematicky ovlivňovány politiky. Je však třeba uvést, že dva z předpokladů této teorie jsou v dnešní době značně kontroverzní, a to i pro představitele teorie veřejné volby. Dle tradiční teorie PEC musí být vláda schopna signifikantně ovlivňovat reálné ekonomické proměnné a tato manipulace musí mít okamžitý dopad v ekonomice. Nerealističnost těchto podmínek vedla k částečnému přesunutí pozornosti ekonomů k teorii tzv. politicko-rozpočtového cyklu.

Pojem politicko-rozpočtový cyklus (PBC) je používán k popsání cyklických fluktuací proměnných fiskální politiky zapříčiněných načasováním voleb. Důvod, proč mají politici tendenci fiskální výstup před volbami ovlivňovat, je stejný jako v případě teorie

* Jan Janků (jan.janku@vsb.cz), VŠB – Technická Univerzita Ostrava
Tento článek vznikl za finanční podpory Studentské grantové soutěže VŠB-TU Ostrava v rámci projektu SP2014/145 *Vliv struktury vládních výdajů a daní na vybrané sektory a ekonomický růst v ČR.*

politicko-ekonomického cyklu – motiv znovuzvolení vytváří takové incentivy pro držitele¹, které jej podněcují k ovlivňování fiskálního výstupu před volbami.

Empirická evidence statisticky signifikantních politicko-ekonomických cyklů (podobně to platí i pro politicko-rozpočtové cykly) je zvláště záležitostí méně rozvinutých zemí. Za určitých podmínek se však PBC může objevovat i ve vysoce vyspělých zemích. Z tohoto důvodu se zde pokusíme nalézt politicko-rozpočtový cyklus v rozvinutých zemích sdružených v Organizaci pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD), a to v závislosti na kvalitě fiskálních institucí. Cílem je tedy empiricky potvrdit či vyvrátit existenci podmíněných politicko-rozpočtových cyklů v instrumentech fiskální politiky rozvinutých zemí, přičemž podmíněností je zde myšlena rozdílná úroveň kvality fiskálních institucí v těchto zemích.

K empirickému zkoumání podmíněného politicko-rozpočtového cyklu v zemích OECD jsou užitá data ze všech 34 členských zemí z let 1995–2012. V článku je využit dynamický panelový lineární regresní model a metodou odhadu je zobecněná metoda momentů (GMM). Regresní analýzou byly potvrzeny tři důležité závěry: Za prvé, v zemích OECD existuje politicko-rozpočtový cyklus. Za druhé, PBC v zemích OECD je silně závislý na kredibilitě a transparentnosti fiskálních institucí, neboť v zemích s vysokou úrovní těchto institucí se PBC nevyskytuje a v zemích s horší kvalitou těchto institucí je signifikantní a velmi silný. Za třetí, tvar politicko-rozpočtového cyklu v zemích OECD s nižší úrovní fiskálních institucí naznačuje, že po volbách dochází k okamžité fiskální restrikci a k určité korekci původního PBC.

Článek je organizován následovně: První kapitola obsahuje některé teoretické přístupy, předpoklady a souhrn teoretické literatury. Druhá kapitola prezentuje empirickou literaturu a dosavadní dosažené výsledky v této oblasti. Třetí kapitola popisuje užitá data, regresní model a metodiku odhadu modelu. Čtvrtá kapitola uvádí empirické výsledky, diskusi výsledků a zhodnocení jejich robustnosti. Poslední kapitola shrnuje základní dosažené výsledky.

1. Východiska teorie politicko-ekonomického a politicko-rozpočtového cyklu

Rozlišení modelů politicko-ekonomického cyklu a politicko-rozpočtového cyklu může být v současné době poněkud nejasné a matoucí. V zásadě lze ale teoretické modely volebních cyklů klasifikovat do tří generací:

- původní modely PEC,
- modely PBC založené na nepříznivém výběru a signalizačním chování,
- modely PBC založené na morálním hazardu.

Původní model PEC, jenž byl publikován Nordhausem (1975), předpokládá adaptivní očekávání voličů a oportunistické (neideologické) chování držitele. Model popisoval předvolební expanzi v čase t (volby), tj. snižování nezaměstnanosti a zvyšování inflace,

1 Incumbent – držitel; Challenger – vyzyvatel, jsou běžně používané termíny v literatuře PBC. Držitel označuje hráče, který je v běžném období schopen manipulovat fiskální či reálný ekonomický výstup (typicky vláda). Vyzyvatel označuje hráče, který usiluje o pozici držitele (typicky opozice).

příčemž v dalším období $t + 1$ mělo docházet k povolebnímu inflačnímu růstu a přechodu na vyšší Phillipsovu křivku. Příchod dalších voleb znamenal další stejně účinnou fiskální expanzi. Předpoklad oportunistického chování držitele a neracionální hlasování voličů (v tom smyslu, že mohou být voliči systematicky ovlivněni) poté předpokládá rovněž např. McRae (1977). Hibbs (1977) později zvažuje systematické a trvalé rozdíly ve výši nezaměstnanosti a inflace v závislosti na politické orientaci držitele, zachovává však předpoklad adaptivních očekávání. Tyto modely lze označit za modely první generace volebních cyklů.

Později jsou uvedeny modely založené na racionálních očekáváním, např. Rogoff a Sibert (1988), Rogoff (1990) – racionálně oportunistické modely či Alesina (1987) – racionálně ideologické modely. Racionální očekávání voličů vede v případě expanzivní hospodářské politiky před volbami pouze k nárůstu inflace. Tyto modely tedy, spíše než fluktuaci makroekonomických proměnných, implikují systematické změny ve fiskální politice a blíží se již modelům politicko-rozpočtového cyklu.

Důležitými znaky této druhé generace modelů volebních cyklů jsou pojmy známé především z teorie veřejné volby – signalizační chování a nepříznivý výběr. Zmíněné modely zdůrazňují dočasnou informační asymetrii v otázce úrovně politických kompetencí. Rogoff a Sibert (1988) předpokládají, že politik má určitou úroveň kompetencí (vysokou či nízkou), které jsou známy pouze politikovi a nikoliv voličům. Voliči chtějí, na základě racionálních očekávání, přirozeně volit kompetentnějšího politika a formují svá očekávání s ohledem na pozorovatelný výstup současné fiskální politiky. Před volbami se politik snaží zvýšit šance na znovuzvolení prostřednictvím expanzivní fiskální politiky. K volebnímu cyklu dochází v případě, že je v úřadu kompetentní politik (high type), který před volbami signalizuje svou kompetenci a tato fiskální expanze je pro něj méně „nákladná“ než pro nekompetentního politika (low type)². To vede k předvolebnímu růstu v deficitu, pokud je v úřadě kompetentní politik, zatímco pokud je v úřadě nekompetentní politik, žádné signalizační chování se neobjevuje. Cykly v daních, výdajích a růstu peněžní zásoby mohou tedy být modelovány jako rovnovážný signální proces.

Shi a Svensson (2003) uvádějí zásadní výhody modelů PBC druhé generace, které se staly důvodem jejich přitažlivosti pro vědeckou obec:

- předpoklad racionality a strategického chování na straně politiků a voličů,
- zaměření na fiskální nástroje, které vláda (politici) přímo kontrolují (na rozdíl od reálných ekonomických veličin),
- hlavní predikce (tj. stávající vláda manipuluje fiskální politikou před volbami) je obecně empiricky doložitelná.

Uvádí však i zásadní slabiny tohoto přístupu, které se staly důvodem pro vznik modelů PBC třetí generace:

- podstatné tvrzení, že pouze více kompetentní politik bude znovu zvolen (na úkor méně kompetentního), čili obecně ten, který deformuje ekonomiku ve směru posunu k nové rovnováze signalizační hry,
- testovatelné výsledky nejsou jasné bez dodatečné informace o (obecně nepozorovatelném) typu držitele.

2 Podle tohoto přístupu má každý politik svou měřitelnou úroveň kompetence – například schopnost produkovat veřejné statky bez zvyšování daní (určitou „produktivitu“).

S novým typem modelů proto přichází Persson a Tabellini (2000) a Shi a Svensson (2002a). Tyto modely mají za výchozí předpoklad problém morálního hazardu.

Shi a Svensson (2002a) uvádějí, že na rozdíl od předešlého přístupu zde existuje předpoklad, že ani elektorát ani politici nemohou přímo pozorovat úroveň politických kompetencí. Díky celé řadě možných situací a problémů, kterým může vláda čelit, tento předpoklad znamená, že politici si nejsou (*ex ante*) jistí, jak dokážou řešit budoucí problémy, a tedy jak dobře jsou schopni transformovat vládní příjmy do veřejného výstupu (neexistuje zde tak signalizační chování). Voliči jsou racionální a činí své rozhodnutí s ohledem na očekávanou schopnost (úroveň kompetence) kandidátů. Samotná úroveň kompetence je však nepozorovatelná, a tak ji volič musí se zpožděním odvozovat z pozorování ekonomického výstupu stejně jako z množství produkováných veřejných statků. Klíčovým předpokladem je, že držitel (vláda) může vynaložit skryté úsilí k předvolební manipulaci s fiskálními instrumenty, což může být substitutem pro úroveň jeho kompetence.

Shi a Svensson (2003) doplňují, že v rovnováze této hry morálního hazardu (mezi držitelem a elektorátem) bychom měli očekávat zvýšené úsilí na straně držitele (politika) a (*ex post*) by měly být pozorovatelné zvýšené výpůjčky a zvýšený rozpočtový deficit v době voleb³. Podstatný rozdíl od předešlého přístupu je v tom, že všechny typy vlád budou vytvářet rozpočtové schodky před volbami (nezávisle na úrovni jejich kompetence). Pokud mají v modelu morálního hazardu všechny typy držitelů stejnou strukturu incentív, lze tyto empirické predikce testovat, i když typ držitelovy vlády není přímo pozorovatelný.

1.1. Podmíněný politicko-rozpočtový cyklus

Haan a Klomp (2013) uvádějí, že většina studií věnovaných politicko-rozpočtovému cyklu je založena na (často implicitním) předpokladu, že se tyto cykly neliší napříč zeměmi. Avšak nejnovější studie na toto téma již připouštějí poměrně velkou heterogenitu cyklů, která vzniká jako důsledek odlišných podmiňujících faktorů. Mezi faktory, jež podmiňují existenci (ale i délku či amplitudu) volebního cyklu patří zejména stupeň rozvoje dané země, institucionální kvalita, úroveň demokracie, volební pravidla a forma vlády, transparence politického procesu a úroveň fiskálních pravidel.

Výše byly zmíněny incentivy, které jsou základním motivem s fiskální manipulací v době voleb. Tyto mohou ve velké míře záviset na politicko-institucionálním prostředí. Jak ovšem může politicko-rozpočtový cyklus podmiňovat kvalita fiskálních institucí a přístup k informacím o fiskální politice, které jsou předmětem zkoumání tohoto článku? Především je nutno zmínit tvrzení, že voliči jsou schopni trestat účelovou expanzivní politiku (viz např. Efthymoulou, 2012 či Alt a Lassen, 2006). Potom je již pravděpodobné, že určité institucionální nastavení může voličům znesnadňovat odhalení takové předvolební manipulace a politikům (držitelům) mohou být tímto způsobem poskytovány dodatečné incentivy k vytváření PBC. Proto se i mezi rozvinutými demokraciemi může objevovat účelový politicko-rozpočtový cyklus, který závisí právě například na kredibilitě a transparentnosti fiskální politiky. Vzhledem k tomu, že v modelech PBC třetí

3 V předchozích modelech (tj. PBC II) byly zvýšené výpůjčky a zvýšený rozpočtový deficit očekávány spíše v předvolebním období a ne v roce voleb – to je charakteristický rys modelů PBC III s morálním hazardem. V následné empirické analýze vycházím právě z předpokladů modelů PBC III.

generace se již uvažuje o racionálních očekáváních, musí to být právě nedokonalé informace na politickém trhu, které mohou ve svém důsledku zapříčinit vznik politicko-rozpočtového cyklu⁴.

2. Politicko-rozpočtový cyklus v empirických studiích

Empiricky výše zmíněné modely potvrzuje velké množství studií. V zásadě se však soudobá empirická literatura přesunula od zkoumání politicko-ekonomického cyklu k cyklu politicko-rozpočtovému. Franzese (2002) uvádí, že empirická literatura sice připouští určitou možnost původních politicko-ekonomických cyklů (tj. volebních cyklů projevujících se v makroekonomickém výstupu), avšak evidence je poměrně nekonsistentní a slabá. Slabší je tato evidence u reálných veličin, silnější u nominálních⁵. Z podobných důvodů nejsou ve větší míře analyzovány ani volební cykly v monetární politice (úrokové sazby, inflace). Drazen (2000) uvádí, že modely založené na manipulaci s monetární politikou jsou nepřesvědčivé jak empiricky, tak teoreticky.

Shi a Svenson (2006) zkoumají panelová data obsahující 85 vyspělých i rozvíjejících se zemí. Analyzované období spadá do let 1975–1995. Z jejich studie plyne, že politicko-rozpočtový cyklus existuje jak v zemích s rozvinutou ekonomikou (zde je však velmi mírný), tak v zemích rozvojových či rozvíjejících se a projevuje se jak na výdajové, tak na příjmové stránce státního rozpočtu. Podobné výsledky zaznamenává i studie Shi a Svenson (2002b), která empiricky dokládá, že v průměru dochází v období voleb ke zvýšení rozpočtového deficitu o 1,3 p. b. v rozvíjejících se zemích a o 0,6 p. b. v zemích rozvinutých. Výsledky této studie rovněž nasvědčují tomu, že po volbách pravidelně dochází ke statisticky významné rozpočtové restrikcí. Obdobný politicko-rozpočtový cyklus nachází v méně rozvinutých zemích například Block (2002).

Brender a Drazen (2005) zkoumají vzorek 106 zemí v období let 1960–2001 a na základě panelových dat dynamického regresního modelu tvrdí, že silný politicko-rozpočtový cyklus existuje v zemích označovaných jako „nové demokracie“, které mají nedostatečnou úroveň demokracie či krátkou demokratickou tradici. Zdůvodnění vězí v nezkušenosti voličů a z toho plynoucích tendencí politiků před volbami ovlivňovat rozpočet.

Tujala a Wolswijk (2007) dokazují, že PBC se nemusí objevovat pouze v rozvíjejících se zemích či zemích „nově demokratických“. V období let 1970–2002 zaznamenávají politicko-ekonomický cyklus ve 22 zemích OECD, kdy fiskální deficit ve volebním roce signifikantně vzrůstá v průměru o 0,3 % HDP. Rovněž Alt a Lassen (2006) zkoumají pouze 19 vyspělých zemí OECD v letech 1989–1998 s dlouholetou demokratickou tradicí a zjišťují, že statisticky a ekonomicky signifikantní politicko-rozpočtové cykly existují i u některých z nich. Podle této studie jde především o země s nízkou transparentností veřejných politik (kterou například zhoršují státem kontrolovaná média) a o země, které jsou politicky polarizované. Rozvinutým zemím se poté také věnuje také studie Alesina

4 V případě zemí OECD se za reprezentanta informovanosti voličů spíše nehodí proxy proměnná – přístup ke svobodným médiím, kterou pro méně vyspělé země navrhuji Shi a Svensson (2003). Lze předpokládat, že přístup ke svobodným médiím je ve všech těchto zemích téměř neomezený.

5 Částečné potvrzení existence původního Nordhausova (1975) cyklu prezentuje i vlastní výzkum na datech z let 1993–2012 v České republice, viz Janků (2013). Dřívější analýza téhož existenci PEC nepotvrzuje, pracuje však s omezeným souborem dat, viz Žák (1998).

et al. (1997). V letech 1960–1993 ve 13 zemích OECD nacházejí signifikantní politicko-rozpočtový cyklus v celkovém saldu rozpočtu, avšak v jednotlivých částech rozpočtu nikoliv (nikoliv statisticky významný)⁶.

3. Data, empirický model a užitá metodika

3.1 Data

V empirické části příspěvku jsou užitá nevybalancovaná panelová data z 34 vyspělých zemí (členů OECD) za období od roku 1995 do roku 2012⁷. Konkrétně je využit model dynamického panelu dat. Mělo by být uvedeno, že vzhledem k relativně krátkým časovým řadám a relativně malému počtu průřezových dat je užití panelových dat zcela určující. Panelová data činí prezentované výsledky a statistiky více spolehlivými a robustními. Panel dat zahrnuje několik ekonomických, socioekonomických a politických proměnných. Data z oblasti fiskální politiky (tj. deficit státního rozpočtu, vládní příjmy, vládní výdaje jako poměr k HDP) a ostatní ekonomické proměnné (tj. tempo růstu HDP, podíl exportu a importu na HDP, NAIRU) jsou získány z databází OECD. Socioekonomická data (tj. počet obyvatel v produktivním věku 15–64 let, počet obyvatel v postproduktivním věku 65+) jsou získána z databází Světové banky (WB). Politická data (data voleb) jsou získána z Database of Political Institutions (Keefer *et al.*, 2001).

Vzhledem k tomu, že předmětem studie jsou národní volby (konkrétně volby do parlamentu), článek se zaměřuje na možnost existence volebního cyklu ve třech fiskálních instrumentech, které jsou pod kontrolou veřejné správy a vlády – rozpočtový deficit, vládní příjmy a vládní výdaje. Všechny tyto tři instrumenty jsou vyjádřeny jako poměr k HDP.

Pro ekonometrické výpočty a testy byl použit ekonomický software Eviews 8.

3.1.1 Členění analyzovaných zemí, kvalita fiskálních institucí

Jak již bylo uvedeno, velmi důležitou charakteristikou obecného institucionálního prostředí hospodářské politiky je kredibilita fiskálních institucí a jejich transparentnost. Tento pojem zahrnuje především schopnost voličů, ale i privátních podniků porozumět aplikované hospodářské politice a odlišovat oportunistický charakter fiskální politiky od běžné hospodářské politiky.

Poměrně blízko k takto definovaným institucionálním charakteristikám mají světové ukazatele vládnutí – Worldwide Governance Indicators (WGI), viz Kaufmann *et al.* (2010). Výše uvedené charakteristice poté pravděpodobně nejlépe odpovídá dílčí index Government Effectiveness. Tento ukazatel odráží „společenské vnímání kvality veřejných služeb, stupeň nezávislosti veřejných služeb na politických tlacích, kvalitu formulování a provádění hospodářské politiky a kredibilitu vlád při realizaci veřejných politik“⁸.

6 Dodejme, že Akhmedov a Zhuravskaya (2004) tvrdí, že obecně je v rozvinutých zemích empirická evidence PBC velmi slabá.

7 Delší časová perioda není použita z důvodu nedostatku dat pro některé z analyzovaných zemí.

8 Ukazatel kromě transparentnosti fiskální politiky zahrnuje i konzistentnost fiskální politiky, její efektivnost a kvalitu rozpočtového a finančního řízení vlády. Index ze skupiny Worldwide

Kritériem pro rozdělení zemí dle této charakteristiky nechť je fakt, zda se konkrétní země v celém sledovaném období let 1995–2012 umísťuje v nejvyšší kategorii indexu (tj. 90–100 percentil)⁹. Do nejvyšší kategorie spadá devatenáct zemí: Austrálie, Rakousko, Belgie, Kanada, Německo, Dánsko, Španělsko, Finsko, Francie, Spojené království, Švýcarsko, Irsko, Island, Lucembursko, Nizozemsko, Norsko, Nový Zéland, Švédsko a Spojené státy americké. Do ostatních kategorií spadá zbylých patnáct zemí: Česká republika, Estonsko, Řecko, Maďarsko, Chile, Izrael, Itálie, Japonsko, Jižní Korea, Mexiko, Polsko, Portugalsko, Slovensko, Slovinsko a Turecko.

3.2 Základní empirický model

Odhadovaný dynamický panelový regresní model k testování politicko-rozpočtového cyklu vychází ze studií Shi a Svensson (2002b, 2006) a Persson a Tabellini (2002). Pro potřeby tohoto článku je model do značné míry modifikován. Základní model má následující formu:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^l \alpha_j Y_{it-j} + \beta X'_{it} + \gamma GDPgr_{it} + \delta elec_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

kde závislá proměnná Y_{it} vyjadřuje jeden z fiskálních instrumentů (saldo státního rozpočtu, vládní příjmy, výdaje – vše jako poměr k HDP), X'_{it} je řádkový vektor kontrolních proměnných, $GDPgr_{it}$ je ekonomický růst, $elec_{it}$ je dummy proměnná politicko-rozpočtového cyklu, μ_i jsou nepozorované fixní cross-section efekty a ε_{it} je residuální složka. Vektor kontrolních proměnných lze vyjádřit následovně: $X'_{it} = (nairu_{it}, idr_{it}, trade_{it})$. Všechny tyto proměnné jsou korelovány se zvolenými fiskálními instrumenty a jejich úkolem je odfiltrovat mimovolební příčiny fluktuace fiskálních proměnných¹⁰.

Proměnná $nairu_{it}$ v rovnici reprezentuje rovnováhu na trhu práce. Míru nezaměstnanosti jako důležitý determinant fiskálního výstupu zmiňují např. Roubini, Sachs (1989), avšak NAIRU se z několika důvodů zdá být vhodnější. Především dobře zachycuje dlouhodobé nedostatky a rigidity trhu práce (lze ji do jisté míry ztotožnit se strukturální a frikční nezaměstnaností), které se odrážejí ve fiskální nerovnováze a nevykazuje

Governance Indicators (WGI) byl vybrán především proto, že jde o ukazatele všeobecně známé, prověřené, běžně dostupné a především pokrývající dostatečně dlouhé časové období. Širší definice podindexu Government Effectiveness nemusí být nutně na škodu. Konzistentnost hospodářské politiky a kvalita rozpočtového a finančního řízení vlády úzce souvisí nejen s fiskální transparentností, ale i s obecným vytvářením podmínek pro transparentní fiskální politiku.

- 9 Index v čase kolísá jen velmi málo, a tak pokud se země v tomto hodnocení ocitá jedinkrát v nejvyšší kategorii, nachází se v ní i ve zbývajících letech. Výjimkami jsou v tomto ohledu Francie, Španělsko a Irsko, které se v určitých letech ocitají i mírně pod touto hranicí.

- 10 Na rozdíl od některých předchozích studií není jako další kontrolní proměnná zvolen logaritmus HDP jakožto reprezentant ekonomické úrovně. V diferencované formě regresní rovnice odhadované pomocí GMM se použití této proměnné jeví jako velmi problematické vzhledem k téměř perfektní korelaci s důležitou proměnnou $GDPgr_{it}$, která reprezentuje

ekonomický růst v procentech. Neboť pokud $\frac{\delta(\ln HDP)}{\delta HDP} = \frac{1}{HDP}$ a tedy $\delta(\ln HDP) = \frac{\delta HDP}{HDP}$,

tak pro dostatečně malé změny HDP platí $\Delta \ln HDP \approx \frac{\Delta HDP}{HDP}$, což lze vyjádřit jako

$$(\ln HDP_t - \ln HDP_{t-1}) \approx \frac{(HDP_t - HDP_{t-1})}{HDP_{t-1}}.$$

vysokou korelaci s ekonomickým růstem jako míra nezaměstnanosti. Čím vyšší úroveň NAIRU se ekonomika vyznačuje, tím větší je fiskální nerovnováha.

Proměnná idr_{it} vyjadřuje podíl obyvatel v produktivním věku na počtu obyvatel v postproduktivním věku. Jde o inverzní hodnotu indexu závislosti. V předchozích studiích, viz např. Persson a Tabellini (2002) či Brender a Drazen (2005), byly namísto tohoto indexu využity procentní podíly obyvatelstva staršího 65 let a obyvatelstva ve věku 15–64 let. Tyto proměnné jsou však navzájem kolineární a ve většině specifikací nevykazovaly dostatečnou statistickou významnost, což zpravidla vedlo k jejich vyloučení z regresních rovnic. Čím vyšší hodnotou idr se ekonomika vyznačuje, tím menší by měla být fiskální nerovnováha.

Proměnná $trade_{it}$ je jako kontrolní proměnná využívána již v předchozích studiích. Vyjadřuje otevřenost ekonomiky (podíl exportu a importu na HDP) a jako důležitý determinant fiskálního výstupu bývá zmiňována v související literatuře, např. Rodrick (1998). Čím větší otevřeností se daná ekonomika vyznačuje, tím méně efektivní jsou fiskální stimuly vlády a tím menší by tedy měly být.

Jak již bylo naznačeno, důležitou kontrolní proměnnou je tempo růstu HDP, proměnná $GDPgr_{it}$. Její úlohou je zachytit a odfiltrovat pohyby fiskální politiky zapříčiněné hospodářskými fluktuacemi. Výsledky ve všech provedených regresích by tak neměly být zkresleny dynamikou ekonomického cyklu.

Politická dummy proměnná $elec_{it}$ determinuje rok, kdy je volen parlament. Tato proměnná nabývá logické 1 v roce voleb do parlamentu a logické 0 ve všech ostatních letech. Právě proměnná $elec_{it}$ je klíčová pro zkoumání politicko-rozpočtového cyklu (PBC).

3.3 Rozšířený empirický model

Rozšířený empirický model má následující podobu regresní rovnice:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^l \alpha_j Y_{it-j} + \beta X'_{it} + \gamma GDPgr_{it} + \gamma^1 [GDPgr_t^1 - GDPgr_t^0] + [IN_{it} \delta^1 + (1 - IN_{it}) \delta^0] elec_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

Protože jedním z cílů je srovnat v rámci OECD země s rozdílnou kvalitou fiskálních institucí, je v rozšířené rovnici provedeno několik úprav oproti původní specifikaci. Především je zde nová dummy proměnná – binární indikátor IN_{it} , pro který platí $IN_{it} \in \{0,1\}$. Indikátor IN_{it} rozděluje vzorek zemí na dva subvzorky. Indikátor nabývá hodnot logické nuly u subvorku zemí s horší kvalitou fiskálního prostředí ($IN_{it} = 0$) a logické jedničky u subvorku zemí s vysokou kvalitou fiskálního prostředí ($IN_{it} = 1$). Tím získáme dva rozdílné koeficienty dummy proměnné $elec_{it}$, každý pro jednu skupinu zemí. Podobný postup volí i Persson, Tabellini (2002).

V této specifikaci je třeba navíc povolit variantnost růstu HDP napříč danými subvorky zemí. Efthymoulou (2012) uvádí, že tato úprava je důležitá k zajištění kontroly, aby odlišná dynamika fiskální politiky zapříčiněná průběhem ekonomického cyklu v porovnávaných subvorkách nebyla falešně přisouzena odlišným volebním cyklům. Proměnná $GDPgr_t^{IN_{it}}$ vyjadřuje průměrné tempo růstu HDP v subvorkách zemí v jednotlivých letech.

3.4 Metodika odhadu

Pokud bychom předpokládali, že nepozorované průřezové specifické efekty jsou stejné napříč zeměmi, že residuální složka ε_{it} není sériově korelovaná a že všechny vysvětlující proměnné jsou striktně exogenní, mohl by být model PBC (rovnice 1 a 2) odhadnut metodou nejmenších čtverců (OLS). V poměrně velkém panelu zemí však tyto předpoklady pravděpodobně dodrženy nejsou. Především je velmi pravděpodobné, že napříč zeměmi budou existovat další, regresí nepostihnuté efekty. Použití fixní efektů (FE) v OLS regresi se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou Y_{it-j} (dynamický model) však do regrese zavádí potenciální zkreslení (porušení podmínky ortogonality), viz Nickell (1981) a Kiviet (1995).

K odhadu regresních rovnic je proto použita zobecněná metoda momentů (GMM), která zmíněné nedostatky FE estimátorů do značné míry eliminuje (kontroluje nepozorované individuální efekty, stejně jako potenciální endogenitu vysvětlujících proměnných). Jde o diferencovanou (FD) podobu GMM odhadu s využitím instrumentálních proměnných (IV), viz Arellano a Bond (1991)¹¹.

Do instrumentů jsou zahrnuty zpožděné hodnoty závislé proměnné Y_{it} zpožděné o více než dvě období, neboť existuje předpoklad, že budou validními instrumenty pro novou zpožděnou závislou proměnnou ΔY_{it-1} , při podmínce $E(y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0$ pro každé $t \geq 3$, $s \geq 2$. Rovněž jsou zahrnuty všechny původní vysvětlující proměnné, které jsou nekorelované s residuální složkou (podmínka ortogonality). Je tedy předpokládáno, že vysvětlující proměnné obsažené vektorem X'_{it} jsou exogenní (predeterminované).

Validita instrumentálních proměnných modelu je kontrolována pomocí testu sériové korelace (druhého řádu) diferencovaných residuů, jenž je navržen ve studii Arellano a Bond (1991).

Pro testování platnosti všech podmínek ortogonality pro předidentifikovaný model je využíván Sargan (1958) test, respektive z něj vycházející Hansen (1982) test.

4. Podmíněný politicko-rozpočtový cyklus v zemích OECD, empirické výsledky

Vzhledem k primárnímu cíli tohoto článku budou nyní prezentovány závěry zkoumání institucionálně podmíněného politicko-rozpočtového cyklu v zemích OECD. Tabulka 1 uvádí výsledky regresní (FD GMM) analýzy rozšířeného modelu (2), který byl odhadnut v programu Eviews 8. Jak bývá zvykem, v tabulce jsou uvedeny hodnoty odhadnutých regresních koeficientů jednotlivých nezávislých proměnných, v závorkách potom hodnoty testové statistiky T (to platí i pro všechny ostatní tabulky v textu). Závislou proměnnou je zde rozpočtový schodek (*bb*), výdaje (*exp*) a příjmy (*rev*). Kontrolní proměnné mají

11 Zde je důležité upozornit na fakt, že Arellano-Bondův (1991) estimátor (jako i některé jiné estimátory využívající GMM) předpokládá velmi velký počet jednotek v průřezu (N) a malý počet period (T), viz např. Hayakawa (2015). Roodman (2006) doplňuje, že tato skupina estimátorů je obecně navržena pro situace, kdy: 1) je malý počet T a větší počet N ; 2) regresní funkce je lineární; 3) vysvětlovaná proměnná je dynamická, tedy závislá na svých zpožděných hodnotách; 4) nezávislé proměnné nejsou striktně exogenní; 5) jsou zde fixní individuální efekty; 6) existuje heteroskedasticita a autokorelace v rámci individuálních jednotek, avšak nikoliv napříč nimi.

očekávaná znaménka a jejich vliv je vesměs robustní. Oba provedené testy mají očekávanou [*p*-value] (nezamítá se nulová hypotéza, že instrumenty modelu jsou nekorelované s residui; není zde sériová korelace druhého řádu mezi prvními diferencemi residuí). Model je také dynamicky stabilní (viz první dva řádky tabulky). Existence politicky podmíněného fiskálního cyklu (PBC) je potvrzena pokud regresní koeficient politické dummy proměnné má předpokládanou vazbu a je statisticky signifikantní.

Tabulka 1 | Podmíněný PBC v zemích OECD, Metoda: Zobecněná metoda momentů (GMM)

	bb	exp	rev
Y(−1)	0,706*** (23,809)	0,557*** (17,923)	0,564*** (19,869)
Y(−2)	−0,183*** (−9,824)	0,015 (0,915)	−0,039 (−1,392)
nairu	−0,162 (−1,111)	0,388** (2,210)	0,045 (0,249)
idr	0,345 (0,605)	−1,727*** (−2,808)	−0,316 (−0,755)
trade	0,020** (2,120)	−0,035*** (−3,521)	0,008 (1,432)
GDPgr	0,312*** (7,218)	−0,344*** (−40,477)	0,030* (1,792)
var_GDPgr	0,090* (1,771)	0,058** (2,111)	−0,001 (−0,056)
elecLOW	−0,704** (−2,255)	0,434*** (4,709)	−0,270* (−1,664)
elecHIGH	0,114 (0,797)	−0,181 (1,533)	0,227*** (2,818)
Hansen test	22,652 [0,598]	25,813 [0,473]	20,297 [0,853]
AB corr. test	0,002 [0,999]	−0,001 [0,999]	−0,000 [1,000]
počet zemí	34	34	34
počet pozorování	407	407	407

Poznámka: Y (−*j*) označuje autoregresní koeficient zpoždění *j*, kde *j* = 1,2. *Statisticky významné na 10% hladině významnosti, ** Statisticky významné na 5% hladině významnosti, *** Statisticky významné na 1% hladině významnosti. Platí i pro tabulky 2–5.

Zdroj: Eviews 8, vlastní výpočty

Z tabulky 1 je zřejmé, že země s vysokou účinností vládnutí (*elecHIGH*) nevykazují politicko-rozpočtový cyklus. Znaménka proměnné *elecHIGH* jsou ve všech třech specifikacích přesně opačná a navíc vesměs statisticky nevýznamná. Naopak výsledky zemí s nižší

účinností vládnutí (proměnná *elecLOW*) poukazují na možnost existence PBC v rozpočtových deficitech, příjmech i výdajích veřejných rozpočtů. Navíc se tyto volební cykly jeví jako velmi silné. Dle prvního modelu narůstají rozpočtové deficity v zemích s horšími vládními institucemi pravidelně v průměru o 0,7 % HDP v období voleb (statisticky významné na 5 % hladině významnosti). Tato tendence se statisticky významně (na 1 %, resp. na 10 % hladině významnosti) projevuje ve vládních výdajích (průměrný nárůst o 0,43 % HDP ve volebním roce) a vládních příjmech (průměrný pokles o 0,27 % HDP v období voleb). Na základě těchto výsledků lze tedy tvrdit, že i ve vyspělých zemích se patrně projevuje tendence k vytváření PBC a to za podmínky, že tyto země nedisponují příliš vysokou kredibilitou a transparentností fiskálních institucí. Politicko-rozpočtový cyklus je v těchto zemích prokazatelný jak ve vládních příjmech, tak ve vládních výdajích.

Aby však byla analýza úplná, lze testovat i období, které následuje bezprostředně po volbách. Testování „tvaru politicko-rozpočtového“ cyklu je užitečné nejen jako doplnění dosavadních empirických tvrzení, ale také jako jejich nepřímá podpora. Vše shrnuje tabulka 2.

Tabulka 2 | Tvar podmíněného PBC v zemích OECD, Metoda: Zobecněná metoda momentů (GMM)¹²

	bb	exp	rev
<i>elecLOW</i> (–1)	0,501*** (3,006)	–0,613*** (–4,296)	0,348** (2,323)
<i>elecHIGH</i> (–1)	–0,202** (–2,447)	0,168 (1,156)	–0,179*** (–2,450)
Hansen test	28,113 [0,303]	25,981 [0,464]	27,863 [0,365]
AB corr. test	0,004 [0,997]	0,108 [0,914]	–0,164 [0,870]
počet zemí	34	34	34
počet pozorování	407	407	407

Zdroj: Eviews 8, vlastní výpočty

Výsledky prezentované v tabulce 2 ukazují, že v zemích OECD s nižší účinností vládních institucí se projevuje statisticky významný povolební „proticyklus“. PBC tak má tvar periody s přibližně stejnou kladnou i zápornou amplitudou¹³. Lze konstatovat, že v průměru je u těchto zemí rozpočtový schodek pravidelně redukován o 0,5 % HDP

12 Z důvodu úspory prostoru jsou uvedeny pouze výsledky volebních dummy proměnných.

13 Lze uvažovat v zásadě dvojí tvar politicko-rozpočtového cyklu (viz přílohy, graf 1). Obrázek nahoře reprezentuje zmíněnou situaci, kdy v období po předvolební fiskální expanzi držitel ihned realizuje restriktivní opatření (tzv. využívání politického kapitálu). Z pohledu ekonomické teorie však lze zvažovat i druhou možnost, obrázek dole, tj. dlouhá amplituda PBC v období t i povolebním období $t + 1$ (příčinou mohou být všechna myslitelná zpoždění při přijímání a realizaci fiskální politiky).

v prvním roce po volbách a totéž s různou účinností platí pro fiskální výdaje i fiskální příjmy. Nejpodstatnější je zde však neexistence povolebního opačného cyklu u zemí s vysokou úrovní vládních institucí. Pokud ve volebním roce nevzniká PBC, neexistuje rovněž důvod jej po volbách redukovat. Tento výsledek tak podporuje výsledky analýzy volebního roku a výše uváděná tvrzení.

Další podporou pro uvedená tvrzení je zkoumání PBC v zemích OECD jako celku (viz přílohy, tabulka 3), které vychází ze základního modelu (1). Identifikovaný PBC je zde velmi slabý, avšak statisticky prokazatelný (v deficitech a vládních výdajích, nikoliv však ve vládních příjmech). Příčinou je právě určitá heterogenita zemí OECD, kdy země s vysokou kredibilitou a transparentností fiskální politiky nezaznamenávají PBC a celkový výsledek zkreslují. I zde lze nalézt povolební „proticklus“ (viz přílohy, tabulka 4), avšak ne ve vládních příjmech.

Shrnutí výsledků, závěry

Předchozí empirická analýza naznačuje, že v zemích s nižší úrovní transparentnosti a kredibility fiskální politiky existuje velmi výrazný politicko-rozpočtový cyklus (potvrzený v deficitech veřejných financí, vládních výdajích i příjmech). Kromě signifikantních a pravidelných indikací PBC ve volebním období na existenci fiskálních manipulací nepřímo ukazují rovněž pohyby fiskální politiky v období po volbách. Vedle toho analýza potvrzuje, že v zemích s vysokou kredibilitou a transparentností veřejných politik k tomuto jevu nedochází, a to ani v jednom z testovaných instrumentů fiskální politiky. V případě těchto zemí se naopak zdá, že chování držitele by mohlo sledovat cíle přesně opačné, tj. demonstrovat odpovědnou hospodářskou politiku. Empirická doložitelnost takového tvrzení však není dostatečně robustní a statisticky signifikantní je pouze v případě rozpočtových příjmů. Tento výsledek nabízí prostor pro budoucí diskusi, která ovšem přesahuje rámec tohoto článku.

Důvody, proč k PBC dochází v zemích s nižší úrovní fiskálních institucí, byly již uvedeny v předchozích částech. Zopakujme pouze, že pokud jsou voliči racionální a informovaní, nebudou podporovat expanzivní fiskální politiku před volbami a budou ji tedy spíše trestat než odměňovat. Naopak, pokud budou mít nedostatek nezbytných a relevantních informací nebo budou neschopni tyto informace rozpoznat, vzrůstají incentivy politiků fiskální výstup před volbami ovlivňovat. Důraz na kredibilitu a transparentnost fiskálních institucí společně s důrazem na zkoumání povolebních fluktuací fiskální politiky by tedy měly být hlavní přínosy tohoto článku.

Zde je vhodné uvést, že do zkoumaného vzorku méně fiskálně kredibilních zemí spadají jak země označované (především v minulosti) jako „nově demokratické“ a země s nižší úrovní HDP na obyvatele (přesto však s relativně vysokou, vzhledem k tomu, že jsou zkoumány země OECD), tak země s dlouholetou demokratickou tradicí a země vysoce vyspělé (Japonsko či Itálie). Zdá se tedy, že podmíněnost politicko-rozpočtového cyklu nemusí dobře vysvětlovat ekonomická úroveň zkoumaných zemí (Shi a Svensson, 2006, 2002b) ani nezkušenost „nových demokracií“ (Brender a Drazen, 2005). Empirické výsledky se nejvíce blíží výsledkům studie Alta a Lassena (2006), kteří zkoumali 19 vyspělých zemí v devadesátých letech 20. století a za hlavní faktor podmíněnosti PBC označili politickou polarizaci a nízkou transparentnost státní správy.

Pro zemi, jakou je Česká republika, z výše uvedeného plynou dvě skutečnosti. Jednoznačně pozitivní zprávou je pravděpodobná možnost neutralizovat politicko-rozpočtový

cyklus zvyšující se kredibilitou a transparentností hospodářské politiky. Poměrně negativní zprávou je potom fakt, že kredibilita hospodářské politiky a úroveň fiskálních institucí se po dosažení demokracie nezvyšuje automaticky, neboť přístup elektorátu k nezkráceným informacím, institucím a neformálním pravidlům, které zabráňují vládám zneužívat veřejné zdroje a politiky pro vlastní prospěch, ne zcela závisí na délce trvání demokratického režimu. PBC přetrvává v zemích, které svůj přechod k demokracii završily již před čtvrt stoletím a rovněž v zemích, které jsou demokratické již desítky let¹⁴.

Existence politicko-rozpočtového cyklu přitom může přinášet značné národohospodářské i společenské ztráty. Vedle ztrát, jež jsou způsobeny zcela nadbytečným nárůstem veřejného zadlužení vlivem vyšších rozpočtových schodků v době voleb, jde také o neefektivní a neúčelné vynakládání veřejných prostředků na krátkodobé, viditelné a nikoliv nutné státní programy a naopak jejich odčerpání z dlouhodobých investic státu. Implicitně jde potom o ztráty, které jsou způsobeny potřebou „nadměrného rozpočtu“, tj. společenské ztráty vyplývající z nadbytečného přenesení rozhodování o peněžních prostředcích z jednotlivce na kolektivní orgán (stát), který přirozeně nemůže respektovat všechny individuální preference o užití a rozdělování získaných prostředků a rovněž (i kdyby toho schopen byl) tyto prostředky nedokáže rozdělovat efektivně (což potvrzuje právě existence PBC). Nelze se však omezit pouze na ztráty vyplývající z nemožnosti efektivně projevit preference jednotlivce na trhu výrobků a služeb. Neméně významnou společenskou ztrátou je také zkrácení volebního rozhodování podstatné části elektorátu¹⁵ tedy zkrácení výsledku kolektivní volby (tj. projevení preferencí na politickém trhu).

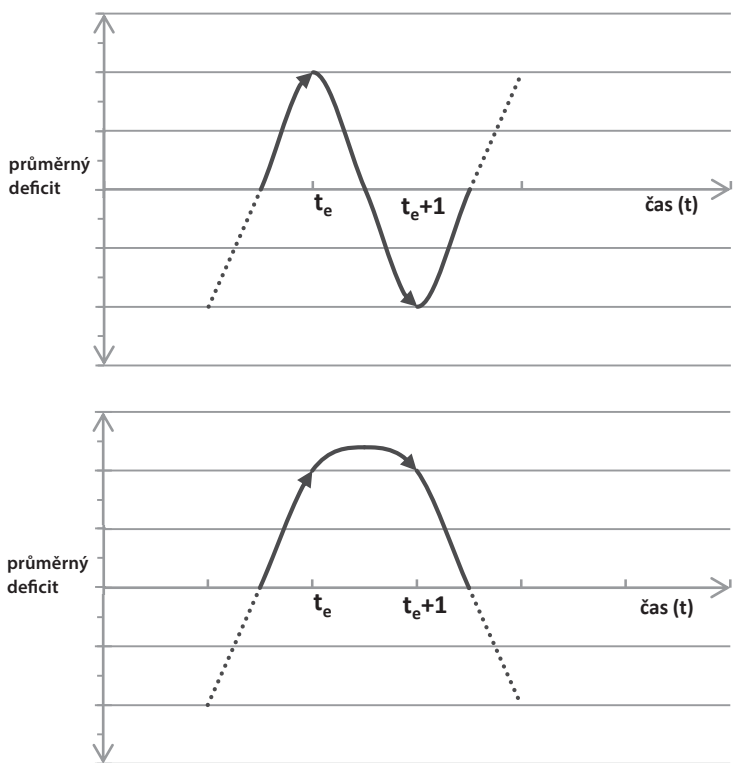
Ze závěrů plyne, že případná doporučení pro hospodářskou politiku by měla být orientována na posílení transparentnosti a kredibility fiskálních institucí spíše než na přijímání různých rozpočtových omezení (finanční ústava, fiskální smlouva apod.). Rozpočtová omezení z velké části řeší pouze následky, nikoliv však samotné příčiny vzniku nadměrných deficitů státních či veřejných rozpočtů v době voleb.

14 Tabulka 5 v přílohách ukazuje PBC na zkrácené časové řadě (2002–2012). I zde je patrný výrazný PBC v zemích s nižší úrovní kredibility a transparentnosti fiskálních institucí. Brender a Drazen (2005) přitom podotýkají, že „efekt nových demokracií“ by měl vymizet již po třech volebních obdobích. Mnohé z analyzovaných zemí, které lze označit za „nové demokracie“ však v roce 2002 již nastupovaly do svého čtvrtého volebního období.

15 Viz článek Klompa a Haana (2013), jež testovali data 65 demokratických zemí v období let 1975–2005 pomocí semipanelového regresního modelu. Autoři zmiňují, že nejenže ve většině zemí je fiskální politika před volbami ovlivňována, ale vlastní ovlivňování má také statisticky významný pozitivní (byť poměrně malý) vliv na volební podporu vládnoucích stran.

Přílohy

Graf 1 | Možný průběh politicko-rozpočtového cyklu



Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 3 | PBC v zemích OECD, metoda: zobecněná metoda momentů (GMM)

	bb	exp	rev
Y(-1)	0,668*** (22,853)	0,583*** (14,978)	0,553*** (27,921)
Y(-2)	-0,162*** (-9,463)	—	-0,030*** (-3,398)
nairu	-0,128 (-0,814)	0,345* (1,610)	0,124*** (3,298)
idr	0,623 (1,066)	-1,086*** (-2,762)	-0,312 (-1,446)
trade	0,042*** (8,396)	-0,022*** (-4,895)	0,006*** (2,845)
GDPgr	0,321*** (7,343)	-0,353*** (-24,997)	0,030*** (4,795)
elec	-0,172** (-2,008)	0,116*** (3,352)	-0,002 (-0,131)
Hansen test	25,202 [0,563]	30,140 [0,357]	36,040 [0,207]
AB corr. test	0,226 [0,825]	0,0889 [0,929]	-0,007 [0,994]
počet zemí	34	34	34
počet pozorování	407	439	407

Zdroj: Eviews 8, vlastní výpočty

Tabulka 4 | Tvar PBC v zemích OECD, Metoda: zobecněná metoda momentů (GMM)

	bb	exp	rev
elec (-1)	0,105*** (4,878)	-0,097*** (-4,296)	0,039 (0,923)
Hansen test	30,160 [0,356]	31,446 [0,345]	30,219 [0,403]
AB corr. test	0,700 [0,503]	0,001 [0,999]	-0,389 [0,697]
počet zemí	34	34	34
počet pozorování	407	439	407

Zdroj: Eviews 8, vlastní výpočty

Tabulka 5 | Podmíněný PBC v zemích OECD (2002–2012), metoda: zobecněná metoda momentů (GMM)

	bb	exp	rev
Y(–1)	0,674*** (19,702)	0,656*** (11,793)	0,498*** (10,331)
Y(–2)	–0,197*** (–7,886)	–0,146*** (–4,493)	–0,082*** (–4,451)
nairu	–0,075 (–0,816)	0,312* (1,840)	0,256** (2,447)
idr	0,943* (1,784)	–1,205*** (–3,288)	–0,483 (–1,135)
trade	0,030*** (3,132)	–0,023** (–2,095)	0,011** (1,995)
GDPgr	0,287*** (8,821)	–0,323*** (–13,334)	–0,051*** (–4,139)
var_GDPgr	0,313*** (3,705)	–0,115** (–2,053)	0,260*** (7,570)
elecLOW	–0,785*** (–3,113)	0,316** (1,931)	–0,644** (–2,448)
elecHIGH	0,266 (1,599)	–0,063 (–0,257)	0,201*** (5,843)
Hansen test	24,863 [0,413]	22,975 [0,579]	27,286 [0,342]
AB corr. test	–0,273 [0,785]	–0,000 [0,999]	–0,000 [0,999]
počet zemí	34	34	34
počet pozorování	328	328	328

Zdroj: EvIEWS 8, vlastní výpočty

Literatura

- Akhmedov, K., Zhuravskaya, E. (2004). Opportunistic Political Cycles: Test in a Young Democracy Setting. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1301–1338. DOI: 10.1162/0033553042476206.
- Alesina, A. (1987). Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 651–678. DOI: 10.2307/1884222.
- Alesina, A., Roubini, N., Cohen, G. (1997). *Political Cycles and the Macroeconomy*. Cambridge, MA: MIT Press. ISBN: 9780262510943.
- Alt, J. E., Lassen, D. (2006). Transparency, Political Polarization, and Political Budget Cycles in OECD Countries. *American Journal of Political Science*, 50(3), 530–550. DOI: 10.1111/j.1540-5907.2006.00200.x.
- Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. DOI: 10.2307/2297968.

- Block, S. A. (2002). *Elections, Electoral Competitiveness, and Political Budget Cycles in Developing Countries*. CID. Working Paper No. 78.
- Brender, A., Drazen, A. (2005). Political Budget Cycles in New Versus Established Democracies. *Journal of Monetary Economics*, 52(7), 1271–1295. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2005.04.004.
- Drazen, A. (2000). The Political Business Cycle After 25 Years, in Bernanke, B., Rogoff, K., eds., *NBER Macroeconomics Annual 2000*. Cambridge, MA: MIT Press, pp. 75–138. DOI: 10.2307/3585387.
- Efthymiou, G. (2012). Political budget cycles in the European Union and the impact of political pressures. *Public Choice*, 153(3–4), 295–327. DOI: 10.1007/s11127-011-9795-x.
- Franzese, R. J. (2002). Electoral and partisan cycles in economic policies and outcomes. *Annual Review of Political Science*, 5, 369–421.
- Haan, J., Klomp, J. (2013). Conditional political budget cycles: a review of recent evidence. *Public Choice*, 157(3–4), 387–410. DOI: 10.1007/s11127-013-0106-6.
- Hamsem, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. DOI: 10.2307/1912775.
- Hayakawa, K. (2015). The Asymptotic Properties of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models When Both N and T are Large. *Econometric Theory*, 31(3), 647–667. DOI: 10.1017/S0266466614000449.
- Hibbs, D. (1997). Political Parties and Macroeconomic Policy. *The American Political Science Review*, 71(4), 1467–1487. DOI: 10.2307/1961490.
- Janků, J. (2013). Politicko-ekonomický cyklus v ČR. *Central European Review of Economic Issues Ekonomická revue*, 16(3), 121–130.
- Kaufmann, D., Kraay, A., Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues*. Policy Research Working Paper 5430.
- Keefer, P., Beck, T., Clarke, G., Groff, A., Walsh, P. (2001). New tools in comparative political economy: The Database of Political Institutions. *World Bank Economic Review*, 15(1), 165–176.
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 53–78. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01643-E.
- Klomp, J., Haan, J. (2013). Political budget cycles and election outcomes. *Public Choice*, 157(1–2), 245–267. DOI: 10.1007/s11127-012-9943-y.
- Macrae, D. (1977). A Political Model of the Business Cycle. *Journal of Political Economy*, 85(2), 239–263. DOI: 10.1086/260561.
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–1426. DOI: 10.2307/1911408.
- Nordhaus, W. (1975). The Political Business Cycle. *The Review of Economic Studies*, 42(2), 169–190. DOI: 10.2307/2296528.
- Persson, T., Tabellini, G. (2002). *Do electoral cycles differ Gross political systems?* IGIER, Bocconi University. Working Paper No. 232.
- Persson, T., Tabellini, G. (2000). *Political economics: explaining economic policy*. Cambridge, MA: Cambridge MIT Press. ISBN: 9780262161954.
- Rodrick, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? *Journal of Political Economy*, 106(5), 997–1032. DOI: 10.1086/250038.
- Rogoff, K. (1990). Equilibrium Political Budget Cycles. *The American Economic Review*, 80(1), 21–36.

- Rogoff, K., Sibert, A. (1988). Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *The Review of Economic Studies*, 55(1), 1–16. DOI: 10.2307/2297526.
- Roodman, D. (2006). *How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata*. Working Paper Number 103/2006. DOI: 10.2139/ssrn.982943.
- Roubini, N., Sachs, J. (1989). Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*, 33(5), 903–938. DOI: 10.1016/0014-2921(89)90002-0.
- Sargan, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, 26(3), 393–415. DOI: 10.2307/1907619.
- Shi, M., Svensson, J. (2006). Political budget cycles: Do They differ across countries and why? *Journal of Public Economics*, 90(8–9), 1367–1389. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2005.09.009.
- Shi, M., Svensson, J. (2002a). *Conditional Political Budget Cycles*. CEPR Discussion Papers 3352.
- Shi, M., Svensson, J. (2002b). *Political business cycles in developed and developing countries*. IIES, Stockholm University. Working paper.
- Shi, M., Svensson, J. (2003). Political Budget Cycles: A Review of Recent Developments. *Nordic Journal of Political Economy*, 29, 67–76.
- Tujula, M., Wolswijk, G. (2007). Budget balances in OECD countries: what makes them change? *Empirica*, 34(1), 1–14. DOI: 10.1007/s10663-006-9015-y.
- Žák, M. (1998). Politicko-ekonomický cyklus. *Politická ekonomie*, 46(4), 471–480. DOI: 10.18267/j.polek.237.