

The political business cycle in the Czech Republic

Jan JANKU^{o*}

Department of National Economy, Faculty of Economics, VŠB-Technical University of Ostrava, Sokolská 33, Ostrava, Czech Republic.

Abstract

One of the failures of the political market is the existence of the politically motivated cycle, which is driven by the tendency of politicians to maximise their profit in elections by influencing macroeconomic indicators. The purpose of this article is to prove or contradict the existence of the political business cycle and to define its type in the Czech Republic. Specific political business cycle models are tested by using estimates from linear regression models. With the addition of the tested political variable, the linear regression model has an autoregressive form. This article analyses data from the first quarter of 1993 to the fourth quarter of 2012. We conclude, based on our empiric analysis, that in the Czech Republic it is possible to influence macroeconomic indexes during the pre-election period. Indexes are influenced in the sense of the Nordhaus model of the political business cycle, which assumes the adaptive expectations of electors and opportunistic behaviour by the political authorities.

Keywords

Election, fiscal policy, political business cycle, public choice theory.

JEL Classification: D72, E62, E32, C22

*jan.janku@vsb.cz

This paper has been supported by the SGS research project SP2013/179 of VSB-TU Ostrava.

Politicko-ekonomický cyklus v ČR

Jan JANKŮ

1. Úvod

Existence politicky podmíněného cyklu vychází z uvědomění politiků, jak dalece aktuální makroekonomické podmínky ovlivňují výsledky voleb. Politici předpokládají, že příznivé ekonomické podmínky budou mít pozitivní dopad na jejich znovuzvolení ve volbách, a podle toho se také snaží načasovat různá makroekonomická opatření. Volbám tak obvykle předchází expanzivní politika stimulující výstup a zaměstnanost (Musgrave, 1994).

Politicko-ekonomický cyklus však nemusí mít jedinou a pevně danou podobu. V ekonomické teorii je nejčastěji zobrazován na čtyřech modelech, jejichž podstatou je trade-off vztah mezi inflací a nezaměstnaností, tedy Phillipsova křivka. Modely se odlišují v náhledech na voliče i politické strany. Rozlišují ideologické a oportunistické strany, přičemž oportunistické strany usilují o zisk jakéhokoli voliče, bez ohledu na jeho politickou orientaci, a ideologické strany naopak usilují o voliče, který inklinuje k ideologii, již samy prosazují (zde postačí základní dělení na levice a pravici). Rozlišení racionálních a neracionálních voličů spočívá ve schopnosti voličů zvažovat a hodnotit dostupné informace a předvídat tak chování politických stran. Racionální volič dokáže při svém rozhodování racionálně hodnotit informace, a jeho očekávání lze proto označit za racionální (Kliková a Kotlán, 2006).

I v České republice, v době úsporných opatření, při nekončící evropské dluhové krizi a s nadcházejícími parlamentními volbami se téma politicko-ekonomického cyklu (ale i vládních selhání obecně) dostává do popředí zájmu, neboť je úzce spojeno s důvěrou občanů, již chovají ke své vládě. Je zřejmé, že pokud vláda nebude dostatečně důvěryhodná, jen velmi obtížně přesvědčí občany o nutnosti reformu, o snižování vládních výdajů či zvyšování daní s cílem konsolidace veřejných rozpočtů. Předvolební stimulace ekonomiky však může snadno vyvolat zdání, že dosavadní úsporná (ekonomická) opatření mohou kdykoliv ustoupit jiným (politickým) motivům a zpětně znedůvěryhodnit veškeré snahy o zmíněnou stabilizaci veřejných financí.

Cílem článku je potvrzení či vyvrácení existence politicko-ekonomického cyklu (PEC) a určení jeho typu v prostředí České republiky. Po úvodu práce následuje popis jednotlivých teoretických modelů politicko-ekonomického cyklu, přičemž je zmíněn

i širší kontext analyzované problematiky. Poté následuje odvození lineárního regresního modelu, na který jsou teoretické modely PEC implementovány. Osm definovaných modelů PEC je odhadnuto pomocí metody nejmenších čtverců a statisticky, ekonometricky a ekonomicky verifikováno.

2. Politicko-ekonomický cyklus

Model politicko-ekonomického cyklu poprvé představil Nordhaus (1975). Původní Nordhausův model předpokládá oportunistické strany a neracionální voliče. Model popisuje předvolební expanzi – tedy snižování nezaměstnanosti (či růst produkce) a zvyšování inflace bezprostředně před volbami.¹ Vzhledem k oportunistickým stranám a neracionálním voličům je s příchodem dalších voleb fiskální expanze provedena se stejným úspěchem. Podobné předpoklady potom zachovává i McRae (1977) či Lindbeck (1976).

Hibbs (1977) opouští předpoklad oportunistických stran a jeho model zvažuje systematické a trvalé rozdíly ve výši nezaměstnanosti a inflace v závislosti na politické orientaci vlády. Hibbsův model se od Nordhausova modelu odlišuje v předpokladu ideologických politiků – strany zastávající různé ideologie upřednostňují různé cíle. Voliči mají adaptivní očekávání a hospodářská politika by tedy měla být účinná ve smyslu ovlivňování reálných veličin. Pravicová vláda vybírá na Phillipsově křivce kombinaci nízké inflace a vyšší nezaměstnanosti (či nižšího výstupu). Levicová vláda naopak zvolí na Phillipsově křivce poněkud vyšší míru inflace a nižší míru nezaměstnanosti. Střídání vlád levice a pravice potom způsobuje posuny po Phillipsově křivce.

Později jsou uvedeny modely založené na racionálních očekáváním. Racionální oportunistický model prezentovali např. Rogoff a Sibert (1988) či Rogoff (1990). Pokud jsou voliči racionální, vláda nemůže pozitivně ovlivnit reálné veličiny a v případě expanzivní hospodářské politiky před volbami dochází pouze k růstu inflace. Oportunistické strany tedy, nedbajíce na ideologické přesvědčení voličů, usilují

¹ Nordhausův (1975) model předpokládal zvýšení inflace před volbami. Vzhledem k časové prodlevě účinků stimulace agregátní poptávky je však možné předpokládat zvýšení inflace spíše bezprostředně po volbách, tak jak to uvádí Lindbeck (1976).

o voličské hlasy expanzivní hospodářskou politikou, která se však, díky racionalitě voličů, nepromítá do reálných veličin.²

Racionálně ideologické modely empiricky potvrdili Alesina (1987) nebo Alesina a Sachs (1988). Racionální ideologický model, jak již plyne z uvedeného slovního spojení, předpokládá racionální voliče a ideologické strany. Hospodářská politika levice před volbami, v prvním období, spočívá v expanzivní hospodářské politice za účelem snížení nezaměstnanosti (či zvýšení výstupu), jejímž důsledkem je také zvýšení inflace. Vzhledem k tomu, že jsou očekávání voličů racionální, dochází k výkyvům zaměstnanosti jen krátkodobě a pouze na počátku prvního volebního období a vzápětí dochází k přirozenému přizpůsobení. Hospodářská politika levice tak dlouhodobě vede pouze k akceleraci inflace – lze si představit jako posun Phillipsovy křivky na vyšší úroveň. Právce se naopak snaží inflaci snižovat – před volbami, v prvním období, dochází ke krátkodobému zvýšení nezaměstnanosti a k poklesu inflace, avšak díky racionálním očekáváním se vzápětí nezaměstnanost vrací na původní úroveň a výsledkem je pouze nižší míra inflace.

Výše zmíněné modely s racionálním očekáváním tak, jak již bylo naznačeno, spíše než opravdové víceleté cyklické výkyvy výstupu a zaměstnanosti postulují krátkodobé volební cykly a ovlivňování fiskálních a měnových nástrojů hospodářské politiky, které však nemusí mít nutně vliv na výsledky makroekonomické aktivity. Od modelů s racionálním očekáváním tak zbývá pouze krok k modelům alternativním, k modelům politicko-rozpočtového cyklu.

Podstata politicko-rozpočtových cyklů zpravidla spočívá ve snaze politiků ovlivnit volební výsledek prostřednictvím manipulace s daným nástrojem hospodářské politiky (v případě fiskální politiky tedy nejčastěji se státním rozpočtem). Kromě uvedených modelů, jež empiricky ověřovali Rogoff a Sibert (1988), Rogoff (1990), tyto modely empiricky potvrzuje např. Alesina a kol., (1992), Drazen (2001), Shi a Svensson (2002), Persson a Tabellini (2003) či Shi a Svensson (2006), kteří na rozsáhlých panelových datech dokazují, že politicko-rozpočtové cykly existu-

jí. Dle jejich studie se vládní deficit ve volebních letech zvyšuje téměř o 1% HDP.

Brender a Drazen (2005) na základě empirických výsledků tvrdí, že silný politicko-rozpočtový cyklus existuje v zemích označovaných jako *nové demokracie*, které mají nedostatečnou úroveň demokracie či krátkou demokratickou tradici.³ Zdůvodnění vězí v nezkušenosti voličů a z toho plynoucích tendencí politiků před volbami ovlivňovat rozpočet. Naopak Alt a Lassen (2005) zkoumají pouze 19 vyspělých zemí OECD s dlouholetou demokratickou tradicí a zjišťují, že politicko-rozpočtové cykly existují i v některých z nich. Podle této studie jde vždy o země s nízkou transparentností veřejných politik.⁴

V empirické literatuře jsou však prezentovány i závěry poněkud odlišné. Např. Drazen a Eslava (2010) k výše uvedenému zmiňují, že podle nich sice politicko-rozpočtový cyklus existuje, ale ne vždy musí být na první pohled patrný (neprojeví se v celkové výši příjmů a výdajů rozpočtu). Politici totiž mohou přesouvat vládní výdaje do specifických oblastí, které mohou ovlivnit cílovou skupinu voličů, a to vše na úkor jiných výdajů.

Podstata předloženého článku však spočívá v testování původních modelů politicko-ekonomického cyklu (PEC), které předpokládají skutečné dopady fiskální manipulace na makroekonomické veličiny. Modely politicko-rozpočtového cyklu jsou zde uvedeny za účelem jasného vymezení analyzované problematiky a rovněž z důvodu některých zajímavých závěrů, jež z jejich empirického ověřování plynou a které mohou být v závěru částečně implementovány i na modely politicko-ekonomického cyklu. Pojmy politicko-ekonomický a politicko-rozpočtový cyklus by zde ale neměly být zaměňovány.

Na konec lze položit ještě jednu podstatnou otázku. Vede snaha vládnoucích politiků vytvářet politicko-ekonomický či politicko-rozpočtový cyklus skutečně k ovlivnění voleb, tj. k jejich lepšímu volebnímu výsledku?⁵ Článek Klompa a Haana (2012), již testo-

² Rogoff a Sibbert (1988) a Rogoff (1990) předpokládají spíše dopad předvolební expanze na nástroje hospodářské politiky než na reálné makroekonomické proměnné zaměstnanost a výstup. V případě nominálních makroekonomických proměnných (v případě inflace) jsou důsledky podobné jako v Nordhausově modelu. Kliková a Kotlán (2006) doplňují, že v případě existence informační asymetrie mezi voliči a politiky či v případě předpokladu nepružnosti mezd a cen však může hospodářská politika reálné veličiny ovlivňovat – potom by tento model přecházel v Nordhausův.

³ Mimo jiné i Česká republika.

⁴ Transparentnost vyjadřuje Index institucionální fiskální transparentnosti, který byl uveden již ve starších studiích. Spočívá v hodnocení několika oblastí: jakým způsobem a zda jsou uvolňovány zprávy o fiskálním výhledu; zda jsou hospodářské předpoklady, s nimiž kalkuluje rozpočet, předmětem nezávislého přezkumu; zda jsou do výhledových zpráv zapracovávány i nefinanční údaje, apod.

⁵ Tedy k samotné podstatě a ke smyslu, proč politici hospodářský cyklus ovlivňují. Bez lepšího volebního výsledku zapříčiněného předvolební stimulací ekonomiky by totiž chování politiků postrádalo ekonomickou racionalitu, jež je dle teorie veřejné volby podstatou chování politiků na politickém trhu.

vali data 65 demokratických zemí v období let 1975–2005 pomocí semi-panelového regresního modelu, tuto hypotézu potvrzuje. Autoři zmiňují, že nejenže ve většině zemí je fiskální politika před volbami ovlivňována⁶, ale vlastní ovlivňování má také statisticky významný pozitivní (byť poměrně malý) vliv na volební podporu vládnoucích stran.

I uvedení této poslední poznámky není samoúčelné. Lze zde opět dobře vymezit analyzovanou problematiku a oblast, již se článek již nezabývá. Článek je věnován pouze zjištění, zda předvolební období bývají cílem fiskální manipulace, neklade si však za cíl zjistit, zda předvolební manipulace vede k lepším výsledkům vládnoucích politiků (stran).⁷

3. Specifikace základního modelu a popis dat

Testování teoretických modelů politicko-ekonomického cyklu uvedených v předchozí části lze provést několika způsoby. Pro účely tohoto příspěvku byl zvolen postup Alesiny a Roubiniho (1992), neboť pomocí svého regresního modelu poměrně jednoduchým způsobem testují zároveň existenci i druh politicko-ekonomického cyklu, a neomezují se tedy pouze na určitý typ politicky vyvolaného cyklu. Tento přístup sleduje dopady politických cyklů na zaměstnanost, inflaci a hodnotu reálného výstupu.

Základ ekonometrického modelu spočívá v autoregresním vyjádření závislé proměnné – model AR. Model je poté definován autoregresí určitého řádu a dosazením politické proměnné, která vždy reprezentuje jeden z teoretických konceptů (jeden z typů politicko-ekonomického cyklu). Formální tvar modelu je následující, viz rovnici (1):

$$y_t = a_0 + a_1 \cdot y_{t-1} + a_2 \cdot y_{t-2} \dots a_n \cdot y_{t-n} + a_{n+1} \cdot PDUM_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

⁶ Přičemž vzorek zemí, ve kterých dochází k fiskální manipulaci, je poměrně různorodý. Spadají do něj jak tzv. nové demokracie, tak některé stabilní a zavedené demokracie západu.

⁷ Ke zmatení pojmů zde přitom může snadno dojít. Obě oblasti totiž operují s podobnými výrazy. Například pojem *racionální volič* je v případě testování modelů PEC důležitý z hlediska schopnosti vlády ovlivnit reálné makroekonomické veličiny – racionální očekávání vede k nemožnosti dlouhodobě ovlivňovat reálné makroekonomické veličiny, což je teoretickým východiskem nové klasické makroekonomie. Pojem *racionální volič* však může být (jiným způsobem) použit právě i v souvislosti s testováním vlivu fiskální manipulace na volební výsledek vládnoucích stran. V tomto případě ve formě tzv. racionální neznalosti (viz Downs, 1957) či třeba přímo iracionality voliče (Caplan, 2010), což jsou spíše teoretická východiska teorie veřejné volby.

kde vysvětlovaná proměnná y_t je testovanou makroekonomickou proměnnou (zaměstnanost, inflace či reálný výstup), $PDUM$ je politickou, tzv. dummy (logickou) proměnnou a ε_t představuje reziduální složku.⁸

Konečný odhad regresního modelu je proveden metodou nejmenších čtverců, přičemž je zvolen vhodný řád autoregresního modelu. Ve výsledném modelu je posléze testována statistická významnost politické dummy proměnné a rovněž její správná specifikace (tj. zda znaménko regresního koeficientu odpovídá stanovené hypotéze). Na základě výsledků různě definované (viz dále) politické dummy proměnné lze v závěru usuzovat o existenci politicko-ekonomického cyklu a také o jeho typu.

3.1 Makroekonomická data

Na úvod jakéhokoliv popisu makroekonomických dat vztahujících se k České republice je třeba uvést, že časové řady pokrývají relativně krátké období a také že ne všechna data jsou dostupná od nejzazšího období (od r. 1993). Dalším výrazným problémem je transformační charakter české ekonomiky, která v devadesátých letech procházela významnými strukturálními změnami. Makroekonomickými proměnnými užitými v této analýze jsou inflace, nezaměstnanost a reálný výstup, přičemž model prezentovaný Alesinou a Roubinim (1992) předpokládá čtvrtletní časové řady těchto proměnných.

Politické proměnné jsou testovány na čtvrtletních datech od prvního čtvrtletí roku 1993 do třetího čtvrtletí roku 2012 v případě modelů s vysvětlovanou makroekonomickou proměnnou nezaměstnanost, na datech od prvního čtvrtletí roku 1994 po třetí čtvrtletí roku 2012 v případě modelů s mezičtvrtletní inflací a na datech od druhého čtvrtletí roku 1996 po třetí čtvrtletí roku 2012 v případě modelů s meziročním růstem HDP.⁹ Data pro ČR byla získána z ČSÚ. Data

⁸ V případě malých, otevřených ekonomik je Alesinou a Roubinim (1992) navíc doporučováno rozšíření modelu o makroekonomický vývoj v zahraničí, neboť vysvětlované makroekonomické proměnné jsou v malých otevřených ekonomikách značně ovlivněny vývojem v zahraničí. Proměnná reprezentující zahraniční vývoj může být implementována dvěma způsoby. Prvním ze způsobů je dosazení další nezávislé proměnné, která by reprezentovala časové řady vztahující se k zahraničnímu vývoji. Druhým způsobem je předdefinování testované proměnné (ať již jde o inflaci, zaměstnanost či reálný výstup) jako difference mezi testovanou proměnnou a proxy proměnnou reprezentující zahraničí.

⁹ V případě makroekonomické proměnné inflace byl vynechán rok 1993, kdy byla inflace v důsledku probíhající transformace velmi volatilní a vysoká a ztěžovala ekonometrickou verifikaci. Makroekonomická proměnná HDP je (ve

reprezentující zahraniční vývoj jsou získána z databázi EUROSTAT (nezaměstnanost v EU15) a z databázi OECD (inflace evropských zemí OECD; reálný růst HDP zemí EU15). To vše s ohledem na dostupnost některých dat. Zahraniční proxy proměnná je do modelu zahrnuta v případě, že pomůže zvýšit jeho vysvětlovací schopnost či napomůže překonat některé problémy při ekonometrické verifikaci.

3.2 Politické dummy proměnné

Nordhausův model politicko-ekonomického cyklu může reprezentovat proměnná NRD. Tato proměnná nabývá v případě testování reálného výstupu a nezaměstnanosti hodnoty logické 1 v $(N - 1)$ čtvrtletích před termínem voleb a také ve čtvrtletí voleb. V ostatních obdobích nabývá hodnoty 0. N je voleno s přihlédnutím k délce pravděpodobné předvolební expanze. Alesina a Roubini doporučují N volit v rozsahu 4–8 (tj. expanzivní politika 1–2 roky před volbami).

Racionálně oportunistický model cyklu předpokládá pouze zvýšenou inflaci po volbách a může jej reprezentovat proměnná RO (Rational Opportunistic). Proměnná RO nabývá hodnoty logické 1 ve čtvrtletí voleb a ve 4 čtvrtletích následujících po volbách. Ve zbytku období nabývá hodnoty 0. Proměnná RO vyjadřuje zvýšenou inflaci po volbách, která je vyvolána expanzivní politikou před volbami – s přihlédnutím k racionálním očekáváním.

Ideologické teorie politicko-ekonomického cyklu se soustředí především na změnu politické orientace vlády. Proto se hodnota politické dummy proměnné mění pouze se změnou politického zaměření vlády. Politickou proměnnou je navíc vhodné o jedno období zpozdít, neboť nově konstituovaná vláda musí mít čas na implementaci nově zaměřené hospodářské politiky. V případě testování nezaměstnanosti Alesina a Roubini doporučují zvážení zpoždění politické proměnné o dvě období vzhledem k pomalé reakci ekonomiky na politiku zaměstnanosti.

Hibbsův model ideologického cyklu předpokládá adaptivní očekávání a z toho plynoucí libovolně zvolenou kombinaci inflace a nezaměstnanosti stranami s různým politickým zaměřením. Hibbsův model může reprezentovat dummy proměnná PT (Partisan Theory). Politická proměnná PT v případě testování reálného výstupu a nezaměstnanosti nabývá trvale hodnoty +1 v období vlády pravice (vč. čtvrtletí změny vlády) a –1 v období vlády levice. Při testování inflace politická proměnná nabývá hodnoty –1

v celém období vlády levice (včetně volebního období) a +1 v období vlády pravice – takovou politickou proměnnou lze nazvat PTI (Partisan Theory – Inflation).

Racionální ideologické modely reprezentuje proměnná RPT (Rational Partisan Theory). Protože racionální ideologické teorie předpokládají dočasný dopad změny politické orientace vlády, proměnná RPT nabývá hodnoty +1 v N čtvrtletích po změně vlády na pravicovou a –1 při změně vlády na levicovou (vč. čtvrtletí změny vlády). Ve zbývajících obdobích nabývá hodnoty 0. N je stejně jako v předchozích případech voleno v intervalu 4–8. V případě testování inflace se předpokládají trvalé dopady změny vlády, a proto politická proměnná nabývá hodnoty –1 v celém období vlády levice (včetně volebního období) a +1 v období vlády pravice. Tuto proměnnou lze označit písmeny PTI, neboť její forma je totožná s výše zmíněnou proměnnou Hibbsova modelu posuzující inflaci.

3.3 Politická data

Podstatnými daty z oblasti politiky jsou data o termínu voleb, data změn vlád a politická orientace jednotlivých vlád, neboť na základě těchto údajů se konstruuje politické dummy proměnné. Podobně jako v případě makroekonomických ukazatelů jsou i politická data pro Českou republiku značně problematická. Analýzu komplikuje již transformační charakter prvních demokratických vlád, které byly nuceny provádět potřebné transformační kroky bez ohledu (alespoň částečně) na svou politickou orientaci. Dalšími komplikujícími faktory mohou být například: nestabilita vlád ve sledovaném období (z toho plynoucí existence dvou *úřednických vlád*), menšinový charakter vlády po volbách v roce 1996, 1998 (a opoziční smlouva) či dlouhé sestavování vlády po volbách v roce 2006 (kdy vláda M. Topolánka získává důvěru až na začátku roku 2007). K těmto faktorům v této práci nebude přihlíženo, neboť by to dále komplikovalo analýzu a prakticky neexistuje věrohodný způsob, jak tyto faktory zohlednit. Vše zjednodušeně popisuje následující tabulka 1.

Tabulka 1 Data voleb a politická orientace vlád

rok voleb	1996	1998	2002	2006	2010
čtvrtletí voleb	II.	II.	II.	II.	II.
orientace vlády ^{a)}	P/P	P/L	L/L	L/P	P/P

^{a)} Řádek značí orientaci vlády před volbami / po volbách. P znamená pravicovou vládu, L vládu levicovou.

stálých cenách) na ČSÚ dostupná pouze od prvního čtvrtletí 1996 v absolutním vyjádření, proto její meziroční tempo růstu lze sledovat až od prvního čtvrtletí roku 1997.

4. Empirické testování modelů PEC

K ekonometrickému testování lineárního regresního modelu je třeba stacionárních časových řad. V případě

modelu politicko-ekonomického cyklu je třeba stacionárních časových řad vysvětlovaných makroekonomických proměnných.

Časová řada představující meziroční růst reálného HDP je stacionární. Stacionaritu časové řady potvrzuje autokorelační (ACF) a parciální autokorelační funkce (PACF).¹⁰ Stacionarita této časové řady je také potvrzena výsledkem ADF (Argumented Dickey-Fuller) testu – vykazuje stacionaritu na 5% hladině významnosti.¹¹

Časová řada obecné míry nezaměstnanosti vykazovala silnou sezónnost (zejména šlo o nárůst nezaměstnanosti v prvních čtvrtletích jednotlivých let v důsledku úbytku sezónních prací v zemědělství, stavebnictví apod.), a byla proto sezónně očištěna.¹² Autokorelační funkce (ACF) poté detekovala typický průběh pro nestacionární časovou řadu a výsledek ADF testu znamenal nezamítnutí nulové hypotézy o existenci jednotkového kořene (o nestacionaritě) časové řady. Protože pokus stacionarizovat časovou řadu pomocí diference mezi časovou řadou pro ČR a časovou řadou pro zahraničí nebyl úspěšný, byly na údaje o obecné míře nezaměstnanosti aplikovány její první diference, které vedly ke stacionaritě časové řady.

Časová řada mezičtvrtletní inflace vykazovala nestacionaritu – průběhem ACF a PACF i výsledkem ADF testu – a proto byla stacionarizována. Stacionaritu bylo dosaženo diferencemi mezi časovou řadou reprezentující ČR a časovou řadou reprezentující zahraničí, tj. tak jak to doporučují Alesina a Roubini (1992).

Řád autoregresního modelu byl, na základě příslušné parciální autoregresní funkce, pro závislou proměnnou difference meziročního růstu HDP zvolen se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou o 1 čtvrtletí,

pro první diferenci obecné míry nezaměstnanosti se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou o 1 čtvrtletí a v případě inflace byla zahrnuta zpoždění o 1 a 2 čtvrtletí.

4.1 Výsledky oportunistických modelů PEC

Výsledky politické proměnné NRD¹³ Nordhausova modelu pro difference meziročního růstu HDP naznačují předpokládanou závislost, tedy že v období před volbami se budou přírůstky HDP zvyšovat.¹⁴ Proměnná je signifikantní na 5% hladině významnosti. Zmíněné reprezentuje rovnice (2).¹⁵

$$\text{difHDP} = -0,137 + 0,580^{***} \cdot \text{difHDP}_{t-1} + 0,541^{**} \cdot \text{NRD4}, \quad (2)$$

kde *difHDP* jsou první difference meziročního růstu HDP.

Podobně se jeví i výsledek politické proměnné NRD pro difference nezaměstnanosti, jejíž koeficient má rovněž předpokládané znaménko a vyjadřuje předpokládaný vztah (tedy že před volbami se snižovaly přírůstky nezaměstnanosti). Proměnná NRD je však těsně statisticky nevýznamná na 10% hladině významnosti. Zmíněné reprezentuje rovnice (3).

$$\text{difU} = 0,031 + 0,721^{***} \cdot \text{difU}_{t-1} + 0,433^{***} \cdot \text{difU}_W - 0,087 \cdot \text{NRD4}, \quad (3)$$

kde *difU* je difference nezaměstnanosti a *difU_W* je difference zahraniční nezaměstnanosti.

Naopak politická proměnná RO racionálně oportunistického modelu je na zvolené hladině významnosti signifikantní. Znaménko jejího koeficientu však vyjadřuje opačnou než předpokládanou závislost. V období po volbách tedy docházelo ke snižování přírůstků míry inflace. Viz rovnici (4).

$$\text{GAP}\pi = 0,102 - 0,205^{**} \cdot \text{GAP}\pi_{t-1} + 0,417^{***} \cdot \text{GAP}\pi_{t-2} - 0,435^{**} \cdot \text{RO}, \quad (4)$$

¹⁰ Průběh autokorelační a parciální autokorelační funkce byl však sledován i z jiného důvodu. V případě autoregresního modelu lze totiž pomocí průběhu ACF a PACF stanovit parametry modelu. V případě, že by časová řada nebyla stacionární, průběh ACF by vykazoval pozvolný pokles. V tomto případě je průběh ACF a PACF typický pro autoregresní proces, kdy graf ACF zpočátku rychle klesá a představuje tlumenou sinusoidu a PACF vykazuje *bod useknutí*, který naznačuje parametr *p* – jde o řád autoregresního procesu AR (p).

¹¹ I přesto, že časová řada reprezentující meziroční růst HDP je stacionární, byly v modelech s vysvětlovanou proměnnou HDP nakonec použity první diference HDP. Difference makroekonomické proměnné HDP byly zvoleny z důvodů pozdější problematické ekonometrické verifikace, kdy právě modely se závislou proměnnou HDP vykazovaly především problémy s výpočtem h-statistiky.

¹² Sezónní očištění bylo provedeno multiplikativní metodou CENSUS X12 v programu Eviews.

¹³ Číslo 4 u proměnné NRD značí počet čtvrtletí, kdy politická proměnná nabývá hodnot logické 1. Bližší vysvětlení je uvedeno v předchozím textu. Stejně jako u ostatních proměnných, u kterých je podstatná volba počtu čtvrtletí, kdy politická proměnná nabývá odlišných hodnot od běžného období, byla testována i možnost zpoždění o 6 a 8 čtvrtletí, které se však ukázaly jako méně signifikantní. Zmíněné lze považovat za jistou formu analýzy citlivosti.

¹⁴ Zvýšení hodnoty politické proměnné z 0 na 1 ve zvoleném počtu čtvrtletí před volbami je přímo úměrné předpokládanému zvýšenému růstu závislé makroekonomické proměnné – proto je koeficient DUMMY proměnné kladný (pozitivní korelace), a tedy v souladu s předpoklady. Analogicky jsou hodnocena i znaménka koeficientů u dalších modelů. Viz tabulku 2.

¹⁵ Kde *** značí statistickou významnost na 1% hladině významnosti; ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti; * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti.

kde $GAP\pi$ je difference mezi inflací v ČR a proxy proměnnou reprezentující zahraniční inflaci.

4.2 Výsledky ideologických modelů PEC

Výsledek regresního odhadu politické proměnné RPT4 zpožděné o jedno čtvrtletí (jde o racionálně ideologický model) pro difference meziročního růstu HDP vyjadřuje předpokládanou závislost. Po vítězství levice se dočasně zvyšovala tempa růstu HDP, po vítězství pravice snižovala. Statistická závislost se však jeví jako nevýznamná. Zmíněné reprezentuje rovnice (5).

$$\begin{aligned} difHDP = & 0,046 + 0,344^{***} \cdot difHDP_{t-1} + \\ & + 0,872^{***} \cdot difHDP_W - 0,360 \cdot \\ & \cdot RPT4_{t-1}, \end{aligned} \quad (5)$$

kde proměnná $difHDP_W$ reprezentuje zahraniční vývoj HDP.

Jiný výsledek platí pro difference nezaměstnanosti, kdy nezaměstnanost zaznamenávala přírůstky v počátcích vlády levice a klesala v počátcích vlády pravice. Politická proměnná RPT4 je na hladině významnosti 5 % statisticky signifikantní a je v souladu s teorií zpožděna o dvě období, viz rovnici (6).

$$\begin{aligned} difU = & 0,011 + 0,610^{***} \cdot difU_{t-1} + 0,468^{***} \cdot \\ & \cdot difU_W - 0,183^{**} \cdot RPT4_{t-2}. \end{aligned} \quad (6)$$

Politické proměnné Hibbsova ideologického modelu (PT) nabývají požadovaných závislostí – v období vlády levice se zvyšovala tempa růstu HDP a snižovaly přírůstky nezaměstnanosti, v období vlády pravice tempa růstu HDP klesala a přírůstky nezaměstnanosti se zvyšovaly. V případě nezaměstnanosti i HDP je však výsledek statisticky nevýznamný. Zmíněné reprezentují rovnice (7) a (8).

$$\begin{aligned} difHDP = & 0,037 + 0,330^{***} \cdot difHDP_{t-1} + \\ & + 0,867^{***} \cdot difHDP_W - 0,110 \cdot \\ & \cdot PT_{t-1}, \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} difU = & 0,007 + 0,707^{***} \cdot difU_{t-1} + 0,433^{***} \cdot \\ & \cdot difU_W + 0,010 \cdot PT_{t-2}. \end{aligned} \quad (8)$$

Inflace se (podobně jako v oportunistickém modelu) chovala v rozporu s předpoklady politické proměnné PTI, jež reprezentuje ideologické modely. V období vlády pravice byly přírůstky inflace vyšší než v období vlády levice. Tento výsledek je statisticky významný na 5% hladině významnosti a reprezentuje jej rovnice (9).

$$\begin{aligned} GAP\pi = & -0,090 - 0,285^{***} \cdot GAP\pi_{t-1} + 0,363^{***} \cdot \\ & \cdot GAP\pi_{t-2} + 0,265^{**} \cdot PTI_{t-1}. \end{aligned} \quad (9)$$

O významnosti všech modelů (oportunistických i ideologických) jako celků napovídá výsledek F-statistiky. Všechny testované modely jsou na zvolené hladině významnosti statisticky významné. Koeficient determinace R^2 (resp. adjustovaný koeficient determinace) u žádného z osmi analyzovaných modelů nepře-

kračuje hodnotu 0,7 (tj. schopnost vysvětlujících proměnných determinovat vysvětlovanou ze 70 %). Koeficient R^2 však v této situaci není příliš podstatný, neboť v této analýze nejde o nalezení nejtěsnější závislosti, ale především o výsledky politických dummy proměnných. O neexistenci autokorelace reziduí prvního řádu (ve všech modelech) vypovídá Durbinův-Watsonův koeficient a především výsledky h-statistiky. Autokorelace reziduí nebyla potvrzena ani Breusch-Godfrey LM testem sériové korelace až do druhého řádu.¹⁶ U žádného z modelů nebyla diagnostikována heteroskedasticita reziduí, avšak u některých lze pozorovat nepředpokládané rozdělení reziduí, které neodpovídá normálnímu rozdělení.¹⁷ Zmíněné výsledky (včetně regresních koeficientů a t-statistiky výše komentovaných politických proměnných) souhrnně popisuje tabulka 2.

5. Interpretace výsledků modelů PEC

Na základě výše zmíněných výsledků lze říci (napsat), že v České republice se projevuje existence politicko-ekonomického cyklu. Vládnoucí politici tedy, ve snaze ovlivnit výsledek voleb, patrně prosazují účelovou hospodářskou politiku mající ovlivnit makroekonomické agregáty.

Zdá se, že v prostředí České republiky se částečně potvrzuje platnost Nordhausova modelu PEC, chronologicky nejstaršího modelu s adaptivními očekáváními voličů a oportunistickými stranami. Na 5% hladině významnosti se potvrzuje, že před volbami dochází ke zvýšení přírůstků tempa růstu HDP, což může ukazovat na účelové ovlivnění tohoto makroekonomického agregátu (jde o Nordhausův model se závislou makroekonomickou proměnnou HDP).

Nordhausův model se na první pohled vyznačuje jakousi primitivností a neotesaností účastníků politického trhu. Předpokladem modelu jsou voliči, již si dostatečně neuvědomují předvolební manipulaci vládnoucích politiků, a strany, které ve snaze stimulo-

¹⁶ Na zvolené hladině významnosti (5 %) byl u všech modelů proveden Breusch-Godfrey LM test sériové korelace, který autokorelaci reziduí nepotvrzuje v případě, že je testována autokorelace až do druhého řádu. V případě čtvrtletních časových řad je však Hillem a kol. (2008) doporučováno testování autokorelace až do čtvrtého řádu. Při tomto testu vykazují racionálně oportunistický model (model s pol. proměnnou RO), jeden Hibbsův model (s makroekonomickou proměnnou HDP) a jeden z racionálně-ideologických modelů (se závislou makroekonomickou proměnnou HDP) autokorelaci reziduí.

¹⁷ V modelech, kde je makroekonomickou proměnnou autoregresního lineárního modelu difference inflace, a v Hibbsově a racionálně-ideologickém modelu, kdy je vysvětlovanou makroekonomickou proměnnou HDP.

vat před volbami ekonomiku zcela rezignovaly na ideje a zájmy svých *ideových voličů* a minimálně před volbami dávají přednost oportunistickým motivům.

Výsledky zbylých modelů politicko-ekonomického cyklu jsou spíše rozporuplné, ale lze na nich částečně rozvinout předchozí tvrzení o možné existenci Nordhausova cyklu v ČR. V práci popsané problémy při testování ideologických modelů ukazují, že volební proces v ČR patrně negeneruje ideologicky podmíněné politicko-ekonomické cykly. Zde je však vhodné zmínit, že v případě adaptivních očekávání jsou výše uvedené specifikace ideologických modelů alespoň v souladu s teorií, i když tyto výsledky nejsou statisticky významné či v jednom případě nesplňují všechny podmínky nutné ekonometrické verifikace.

Modely PEC s racionálními očekáváním, ať již ideologické, či oportunistické, se specifikačně nepotvrzují (s výjimkou racionálně-ideologického modelu se závislou makroekonomickou proměnnou HDP, jehož politická proměnná však není statisticky významná a model jako celek trpí některými problémy při ekonometrické verifikaci). Český volič tak patrně nedisponuje schopností odhalovat (uvědomovat si) politicko-ekonomický cyklus. Typický český volič se pravděpodobně bude odlišovat od voliče, jenž má s demokracií ve své zemi dlouholetou zkušenost. Zkušený voliči v zavedených demokraciích již pravděpodobně alespoň tuší, že volební roky bývají cílem fiskální manipulace. Ve vyspělých demokraciích navíc existují věrohodné statistiky, nezávislé hodnocení kroků vlády či predikce makroekonomického vývoje. Pokud takové informace voliči nemají nebo je neumí zpracovávat a analyzovat, politici mají tendenci cyklus (či rozpočet) před volbami ovlivňovat. Výše zmíněné

také jistě souvisí s celkovou transparentností fiskálních (či obecně vládních) institucí.

Ostatní analyzované modely PEC tedy neumožňují a nedovolují činit podobné závěry jako v případě modelu Williama Nordhause. Jejich výsledky jsou však (mimo jiné) pravděpodobně částečně ovlivněny poměrně atypickým průběhem časových řad makroekonomických proměnných. Typickým příkladem mohou být politické proměnné RO a PTI, které mají v oportunistickém modelu a ideologickém modelu (s racionálními očekáváním) vysvětlovat změny inflace. Obě proměnné vychází v přesném rozporu s předpoklady. Když se ale pozornost zaměří na průběh inflace v poměrně krátkém období existence České republiky, nejsou zmíněné výsledky překvapující. Pravicové vlády nejprve vládly v období, kdy byla inflace vysoká zejména díky transformaci hospodářství a liberalizaci cen. V období, kdy se (vyjma transformačního poklesu) poprvé dostává hospodářství na sestupnou fázi hospodářského cyklu – s čímž je přirozeně spojena nízká inflace – nastupují vlády levicové. Když poté v roce 2006 volby vyhrává pravice, začíná inflace opět růst, a to zejména díky předkrizovému hospodářskému boomu. Krátké časové řady ovlivněné vnějšími příčinami tak znemožňují spolehlivě zaznamenat hospodářskou politiku jednotlivých vlád.

Podobná situace nastává při hodnocení proměnné RPT, která představuje politickou dummy proměnnou racionálně ideologického modelu a má vysvětlovat dočasné změny v nezaměstnanosti a ekonomickém růstu. V případě nezaměstnanosti se nepotvrzují předpoklady racionálně ideologického modelu.

Tabulka 2 Souhrnné výsledky modelů PEC

	oček. ^{a)}	pol. proměnná ^{b)}	regr. koef.	mod./teor.	t-stat.	F-stat. prob.	adj.R ²	DW	h-stat.	poč. poz.
Oportunistické modely	A	NRD4 _{HDP}	0,541**	+/+	1,998	0,000	0,401	1,945	0,347	61
		NRD4 _{nezam}	-0,087	-/-	-1,586	0,000	0,613	2,150	-0,850	77
	R	RO	-0,435**	-/+	-2,029	0,000	0,336	1,861	1,240	73
Ideologické modely	A	PT(-1) _{HDP}	-0,110	-/-	-1,247	0,000	0,681	2,302	-1,522	61
		PT(-2) _{nezam}	0,010	+/+	0,387	0,000	0,600	2,119	-0,681	77
	R	RPT4(-1) _{HDP}	-0,360	-/-	-1,537	0,000	0,685	2,371	-1,829	61
		RPT4(-2) _{nezam}	-0,183**	-/+	-2,112	0,000	0,623	2,032	-0,207	77
	A,R	PTI(-1)	0,265**	+/-	2,436	0,000	0,352	1,842	1,730	73

^{a)} Očekávání: A značí adaptivní očekávání, R značí racionální očekávání.

^{b)} NRDx(y)_{prom} například znamená: NRD je zkratka pro Nordhausův model. Číslo namísto x značí počet čtvrtletí, kdy dummy proměnná nabývá odlišných hodnot než v běžném období. Číslo namísto (y) značí zpoždění dummy proměnné. Dolní index _{prom} značí makroekonomickou proměnnou, která je základem modelu.

V počátečním období vlády pravice jsou přírůstky nezaměstnanosti nižší než v počátečním období vlády levice (výsledek je statisticky významný na 5% hladině významnosti). Pokud se ale pozornost opět zaměří na krátkou hospodářskou historii ČR a na konstrukci proměnné RPT, nejde o nic překvapivého

Ke změně politické orientace vlády v ČR dochází fakticky pouze dvakrát (viz tabulku 1) – v roce 1998 (změna z pravicové orientace na levicovou) a v roce 2006 (z levicové na pravicovou). Shodou okolností však právě v těchto obdobích dochází k významným hospodářským posunům, které výrazně ovlivňují nepříznivý výsledek testu. V roce 1998 je ekonomika po krizovém roce 1997 nadále v útlumu a v roce 2006 je naopak na vrcholu (či před vrcholem) svého politopadového vývoje. Jinými slovy, v počátcích vlády levice ekonomická aktivita klesá (rostoucí nezaměstnanost), v počátcích vlády pravice je hospodářství na vrcholu konjunktury (klesající nezaměstnanost).

6. Závěr

Cílem článku bylo potvrzení či vyvrácení existence politicko-ekonomického cyklu (PEC) a určení jeho typu v prostředí České republiky.

Po úvodu práce byly popsány jednotlivé modely politicko-ekonomického cyklu a rovněž byla uvedena některá teoretická východiska této problematiky, která vymezila oblast následné empirické analýzy. Poté byl popsán základ lineárního (auto)regresního modelu, na který byly teoretické modely implementovány. Osm definovaných modelů PEC bylo odhadnuto pomocí metody nejmenších čtverců a statisticky, ekonometricky a ekonomicky verifikováno. Na základě této verifikace byly formulovány některé závěry, jež jsou uvedeny v části práce zabývající se interpretací výsledků.

Za nejdůležitější závěr práce lze považovat fakt, že v České republice se patrně projevuje existence politicko-ekonomického cyklu. Zdá se, že v prostředí České republiky se částečně potvrzuje platnost Nordhausova modelu PEC, chronologicky nejstaršího modelu s adaptivními očekáváním voličů a oportunistickými stranami. Na 5% hladině významnosti se potvrzuje, že před volbami dochází ke zvýšení přírůstků tempa růstu HDP, což může ukazovat na účelové ovlivnění tohoto makroekonomického agregátu vládou (vládnoucími politiky).

Literatura

ALESINA, A. (1987). Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. *The Quarterly Journal of Economics* 102(3): 651–678. <http://dx.doi.org/10.2307/1884222>

ALESINA, A., SACHS, J. (1988). Political parties and the business cycle in the United States, 1948–1984. *Journal of Money, Credit and Banking* 20(1): 63–82. <http://dx.doi.org/10.2307/1992667>

ALESINA, A., ROUBINI, N. (1992). Political cycles in OECD economies. *Review of Economic Studies* 59(4): 663–688. <http://dx.doi.org/10.2307/2297992>

ALESINA, A., COHEN, G., ROUBINI, N. (1992). Macroeconomic policy and elections in OECD democracies. *Economics and Politics* 4(1): 1–30. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0343.1992.tb00052.x>

ALT, J., LASSEN, D. (2005). The political budget cycle is where you can't see it: Transparency and fiscal manipulation. *EPRU Working Paper Series*, No. 2005-03. Copenhagen: University of Copenhagen.

BRENDER, A., DRAZEN, A. (2005). Political budget cycles in new versus established democracies. *Journal of Monetary Economics* 52(7): 1271–1295. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.04.004>

CAPLAN, B. (2010). *Mýtus racionálního voliče: proč v demokracii vítězí špatná politika*. Praha: Lidové noviny.

DOWNS, A. (1957). *An Economic Theory of Democracy*. Boston: Addison-Wesley.

DRAZEN, A. (2001). The Political Business Cycle After 25 Years. In: Bernanke, B. S., Rogoff, K.: *NBER Macroeconomics Annual 2000*. Boston: MIT Press, 75–198.

DRAZEN, A., ESLAVA, M. (2010). Electoral manipulation via voter-friendly spending: Theory and evidence. *Journal of Development Economics* 92(1): 39–52.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.jdevco.2009.01.001>

HIBBS, D. (1977). Political parties and macroeconomic policy. *The American Political Science Review* 71(4): 1467–1487. <http://dx.doi.org/10.2307/1961490>

HILL, C., GRIFFITHS, W., LIM, G. (2008). *Principles of econometrics*. Hoboken, NJ: Wiley.

KLIKOVÁ, CH., KOTLÁN, I. (2006). *Hospodářská politika*. Ostrava: Sokrates.

KLOMP, J., HAAN, J. (2012). Political budget cycles and election outcomes. *Public Choice* (forthcoming). <http://dx.doi.org/10.1007/s11127-012-9943-y>

LINDBECK, A. (1976). Stabilization policy in open economies with endogenous politicians. *The American Economic Review* 66(2): 1–19.

MACRAE, D. (1977). A political model of the business cycle. *Journal of Political Economy* 85(2): 239–263.

MUSGRAVE, R. (1994). *Veřejné finance v teorii a praxi*. Praha: Management Press.

NORDHAUS, W. (1975). The political business cycle. *The Review of Economic Studies* 42(2): 169–190. <http://dx.doi.org/10.2307/2296528>

PERSSON, T., TABELLINI, G. (2003). Do electoral cycles differ across political systems? *Working Paper*, No. 232. Milano: IGIER – Università Bocconi.

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* 5(1): 1–16.

<http://dx.doi.org/10.2307/2297526>

SHI, M., SVENSSON, J. (2002). Conditional political budget cycles. *CEPR Discussion Paper*, No. 3352. London: CEPR.

SHI, M., SVENSSON, J. (2006). Political budget cycles: Do they differ across countries and why? *Journal of Public Economics* 90(8–9): 1367–1389. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.09.009>