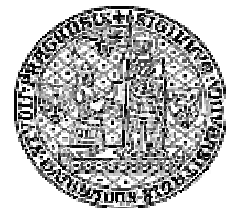


Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences
Charles University in Prague

Modely politického cyklu a jejich testování na podmínkách ČR

Radka Štiková

IES Working Paper: 18/2007



Institute of Economic Studies,
Faculty of Social Sciences,
Charles University in Prague

[UK FSV – IES]

Opletalova 26
CZ-110 00, Prague
E-mail : ies@fsv.cuni.cz
<http://ies.fsv.cuni.cz>

Institut ekonomických studií
Fakulta sociálních věd
Univerzita Karlova v Praze

Opletalova 26
110 00 Praha 1

E-mail : ies@fsv.cuni.cz
<http://ies.fsv.cuni.cz>

Disclaimer: The IES Working Papers is an online paper series for works by the faculty and students of the Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague, Czech Republic. The papers are peer reviewed, but they are *not* edited or formatted by the editors. The views expressed in documents served by this site do not reflect the views of the IES or any other Charles University Department. They are the sole property of the respective authors. Additional info at: ies@fsv.cuni.cz

Copyright Notice: Although all documents published by the IES are provided without charge, they are licensed for personal, academic or educational use. All rights are reserved by the authors.

Citations: All references to documents served by this site must be appropriately cited.

Bibliographic information:

Štiková, R. (2007). “ Modely politického cyklu a jejich testování na podmínkách ČR. ” IES Working Paper 18/2007. IES FSV. Charles University.

This paper can be downloaded at: <http://ies.fsv.cuni.cz>

Modely politického cyklu a jejich testování na podmínkách ČR

Radka Štiková #

IES, Charles University Prague
E-mail: radka.stikova@cnb.cz

May 2007

Abstrakt:

Předkládaná studie zkoumá nakolik a zda je v případě ČR vývoj reálného HDP, nezaměstnanosti a inflace systematicky ovlivněn časováním voleb a změnou politické orientace vlády. Testovány jsou dva základní teoretické koncepty – jednak modely politického hospodářského cyklu a jednak ideologické teorie politického cyklu. Modely politického hospodářského cyklu zdůrazňují oportunistické motivy chování politiků. Oportunističtí politici prosazují taková hospodářsko-politická opatření, která jim zajistí zvolení, a to bez ohledu na příslušnost k politické straně. Ideologické teorie naproti tomu zastávají hypotézu, že politici se při realizaci politiky drží zejména svého názorového přesvědčení (programu politické strany, jejíž jsou členem) a oslovují tak vždy pouze určité spektrum voličů. Z testování existence politického cyklu na vývoji makroekonomických veličin v ČR vyplynula částečná platnost oportunistických motivů v chování českých politiků, zatímco ideologické motivy se nepotvrdily.

Klíčová slova: fiskální politika, politický cyklus, modely politického hospodářského cyklu, ideologické modely politického cyklu

JEL: E32, E61, E62, C22

Poděkování:

Autorka děkuje za cenné připomínky a náměty Štěpánu Radkovskému a anonymnímu oponentovi. Tento výzkum byl podporován Výzkumným záměrem MŠMT ČR, projekt č. MSM0021620841.

Models of Political Cycles: The Czech Experience

Abstract:

This paper studies whether the dynamic behavior of real GDP, unemployment and inflation is systematically affected by the timing of elections and by changes of governments in the Czech Republic. Two basic models of political cycles are tested – the political business cycle models and the partisan theories. The political business cycle models emphasize opportunistic behavior of politics who strive to achieve own reelection regardless of their party membership. On the other hand partisan politicians are faithful to their ideological opinions and therefore they attract only specific number of people. The results of the tests partly confirmed validity of opportunistic motivations in behavior of the Czech politicians. On the contrary suppositions of the partisan theories were not proved.

Keywords: fiscal policy, political cycle, models of political business cycle, partisan theories

JEL: E32, E61, E62, C22

1. Úvod

Rok 2006 byl v České republice rokem volebním, což se projevilo v podobě přijetí řady pro domácnosti atraktivních opatření a v dalším odkládání tolik potřebných reforem důchodového a zdravotního systému. V rámci předvolebního boje došlo ke schválení tzv. pastelkovného pro prvňáčky, zvýšení porodného, zdvojnásobení rodičovského příspěvku, úpravě řady sociálních dávek, k dodatečnému navýšení důchodů apod. Zvýšené nároky na výdajovou stranu veřejných financí v podobě navýšení mandatorních výdajů při současném snižování daňového zatížení¹ zesílil tlak na prohlubování deficitnosti českých veřejných financí. Fiskální politika je tak v České republice v současnosti spíše procyklická, což je v rozporu s její stabilizační funkcí, kterou by měla primárně plnit.

Motivacemi vlády při realizaci fiskální politiky a jejich příp. selháním se zabývají tzv. teorie politického cyklu, které se začaly rozvíjet v 70. letech 20. století. Jedna skupina teorií vychází z představy, že politici maximalizují především svůj vlastní prospěch, který souvisí s jejich znovuzvolením (tzv. teorie politického hospodářského cyklu, které se často označují také jako oportunistické). Pokud se podílejí na vládnutí či mají možnost spolurozhodovat o přijímaných opatřeních, pokoušejí se ovlivňovat ekonomický vývoj tak, aby dosáhli svého cíle. Nepopulární hospodářsko-politická opatření jsou zpravidla zaváděna velmi brzy po volbách, zatímco populární opatření jsou naopak naplánována až na období těsně před volbami. Primárně politici zasahují do veřejných výdajů, které mají pod přímou kontrolou. Diskreční fiskální zásahy se pak následně promítají do vývoje makroekonomických veličin. Naproti tomu existuje řada ekonomů, která hypotézu o tendenci politiků oportunisticky ovlivňovat

¹ Od roku 2004 dochází k postupnému snižování sazeb DPPO, od roku 2006 byly sníženy nejnižší sazby i u DPFO, došlo k přesunu dalšího zboží do snížené sazby DPH apod. Výjimkou snižování daňového zatížení jsou spotřební daně, které v rámci harmonizace s legislativou EU naopak spíše rostou.

ekonomický vývoj v rámci volebního cyklu zpochybňuje a zdůrazňuje tzv. ideologické či stranické rysy jejich chování (tzv. ideologické² teorie politického cyklu). Ideologický politik se při svém působení v případě zvolení drží svých názorových přesvědčení a oslovuje tak vždy pouze určitou skupinu voličů.

Vedle uvedených základních skupin teorií se postupně začaly formovat i alternativní teorie politického cyklu. Některé novější přístupy např. kombinují vybrané charakteristiky obou hlavních teoretických konceptů, neboť zpravidla nelze plně zamítnout závěry jedné teorie na úkor druhé.

V souvislosti s rozvojem ekonomických teorií zabývajících se motivacemi chování politiků začala řada ekonomů platnost závěrů jednotlivých teorií testovat na empirických datech. První analýzy byly učiněny na poválečných datech v USA. Následovala řada podobných studií zejména pro vybrané vyspělé ekonomiky, později byla aplikována i panelová data apod. Testována přitom byla existence politického cyklu jak na vývoji makroekonomických velič, tak současně na základě vývoje fiskálních ukazatelů (např. deficitu veřejných financí, výdajů veřejného sektoru, daní, příp. i jejich struktury). Ačkoli byly závěry provedených analýz ohledně platnosti teorií často nejednoznačné, jako pravděpodobnější se v řadě studií ukázaly spíše ideologické motivy chování politiků. V případě tzv. nových demokracií byla přitom potvrzena i přítomnost politického hospodářského cyklu na případě deficitu veřejných financí (Brender, Drazen, 2004).³ Tento cyklus se vyznačuje růstem deficitu ve volebním roce, a to ale pouze po několika volebních obdobích následujících po zřízení demokracie.

Hospodářský a politický vývoj České republiky byl dosud testován jen ve velmi omezené míře a zpravidla v rámci panelových studií. Citlivost makroekonomických ukazatelů na volební cyklus v ČR přitom zkoumána dosud nebyla. Příčinu lze spatřovat v problémech s existující datovou základnou, která je charakteristická krátkými časovými řadami, jež často podléhají významné zpětné revizi. Česká ekonomika navíc v 90. letech minulého století procházela obdobím transformace, které bylo spojeno s řadou strukturálních změn a výskytem

² z anglického „partisan“

³ Novými demokraciemi jsou míněny státy, ve kterých se začal formovat demokratický systém v období od konce 70. let do počátku 90. let minulého století. Mezi tyto státy patří i bývalé země sovětského bloku (včetně ČR). Ovlivňování hospodářského cyklu je zde dle Brendera a Drazena možné, protože voliči nejsou dostatečně zkušení v oblasti volební politiky nebo nemají informace nutné k posouzení fiskálních opatření.

některých specifických šoků (např. finanční krize v roce 1997). Aktuální politická situace a přijetí řady populistických opatření v souvislosti s volebním rokem nicméně ukazuje na nutnost opětovného poukázání na možné motivace chování politiků a na případná rizika z toho vyplývající. Nejde přitom pouze o to, upozornit na skutečnost, že většina politiků se v souvislosti se snahou o znovuzvolení pravděpodobně pokusí prosadit některá atraktivní opatření. Jde i o to, nakolik se takové jednání zásadněji promítá do vývoje české ekonomiky a nakolik lze vysledovat v chování českých politiků ideologické rysy.

Cílem této studie je v souladu s výše uvedeným sledovat zejména, nakolik a zda je v případě ČR vývoj makroekonomických veličin (HDP, nezaměstnanosti a inflace) systematicky ovlivněn časováním voleb a změnou politické orientace vlády. Vedlejší pozornost je přitom zaměřena na pravděpodobný dopad volebního cyklu na fiskální ukazatele.⁴ Ambicí přitom není vysvětlit procykličnost fiskální politiky v ČR, neboť ta zdaleka nesouvisí pouze s politickým cyklem. Před samotným testováním platnosti teorií politického cyklu na hospodářských podmínkách ČR jsou v následující kapitole stručně popsány významné teoretické přístupy k této problematice.

2. Modely politických cyklů

V ekonomické teorii existují dvě základní skupiny modelů, které odlišným způsobem popisují motivace chování politiků a to, jak se toto chování promítá do hospodářského vývoje příslušné země. Jedná se o modely politického hospodářského cyklu (např. Nordhaus, 1975) a ideologické modely politického cyklu (např. Hibbs, 1977). První generace obou druhů modelů byla rozvíjena v 70. letech 20. století; tzv. druhá generace modelů se pak datuje na přelom 80. a 90. let 20. století. Základním nástrojem pro vyjádření preferencí politických stran se v případě obou generací stala Phillipsova křivka, která vyjadřuje negativní závislost mezi inflací a mírou nezaměstnanosti.

Hlavní odlišností mezi oběma generacemi modelů byl naproti tomu uvažovaný charakter očekávání ekonomických agentů. Zatímco první generace modelů předpokládala adaptivní tvorbu očekávání (tj. voliči hodnotí politika na základě vývoje produktu a inflace během období jeho působnosti s tím, že postupně snižují váhu minulých pozorování), druhá generace

⁴ Předpokládá se jejich testování v navazujících studiích.

již zohledňovala očekávání racionální (tj. voliči hodnotí politika i na základě jeho příslušnosti k politické straně, na základě jeho očekávané preference mezi inflací a nezaměstnaností, a to nejenom v období kolem voleb apod.). Zmíněné dvě skupiny modelů byly v případě zahrnutí racionálních očekávání přejmenovány na modely racionálního politického hospodářského cyklu (např. Persson, Tabellini, 2000) a racionální ideologické modely (např. Alesina, 1990). Vedle toho aktuální teoretická literatura zabývající se politickým cyklem připouští, že politici jsou ve svém chování vedeni určitou kombinací oportunistických a ideologických motivů současně, tj. kombinují ideologické motivy se zájmem o svou kariéru.

Modely politického hospodářského cyklu (PBC) zdůrazňují tzv. oportunistické motivy chování politiků. Ty poukazují na skutečnost, že v rozhodování politiků je určující snaha o maximalizaci vlastní popularity a pravděpodobnost znovuzvolení. Bez ohledu na příslušnost k politické straně se proto každý politik snaží ovlivnit vývoj ekonomiky v závislosti na termínu voleb. Podle těchto modelů lze předpokládat, že k urychlování růstu ekonomického výkonu spojeného s nižší nezaměstnaností bude docházet v předvolebním období, zatímco v období voleb a v několika obdobích bezprostředně po volbách ekonomika zaznamená zvýšení inflace (inflace se zpožděním reaguje na předvolební ekonomickou expanzi) a povolební recesi bez ohledu na politickou orientaci vládnoucí strany. Každá vláda tak sleduje stejnou politiku – stimuluje hospodářskou výkonnost v předvolebním období a po volbách vyvolá recesi v důsledku zpřísnění hospodářské politiky, jejímž cílem má být snížení inflace a připravení si příznivých podmínek pro další předvolební období.

Zahrnutí racionálního očekávání do modelů politického hospodářského cyklu (RPBC) modifikuje rozhodování voliče ve volbách v tom smyslu, že zohledňuje očekávání o předpokládaném budoucím výkonu představitelů jednotlivých politických stran. Ve svém očekávání přitom volič bere v úvahu dosavadní působení politiků, příslušnost k politické straně, tj. jejich předpokládanou preferenci mezi výší inflace a nezaměstnaností apod. Do jisté míry tak mohou být v RPBC modelech zohledněny i ideologické rysy chování politiků. Politik se jednak zajímá o svou kariéru, ale současně zpravidla reprezentuje určitou politickou stranu a voliči ho podle této příslušnosti hodnotí. Z důvodu existence informační asymetrie lze i při uvažování racionálního očekávání předpokládat, že do určité míry budou voliči ovlivněni záměrnou stimulací ekonomiky v předvolebním období. Cykly by však měly být kratší a méně pravidelné než v případě PBC. Přitom dle RPBC není zcela zřejmá vazba mezi

vývojem produktu a termínem voleb, protože snaha politiků působit na vývoj inflace i nezaměstnanost může implikovat jak stimulaci produktu tak jeho útlum.

Aktuálnější studie zabývající se RPBC teoriemi zdůrazňují úlohu signalizace (Rogoff, Sibert, 1988; Rogoff 1990) s tím, že politický cyklus lze sledovat spíše na vývoji fiskální politiky, zatímco dopad na výstup a inflaci je omezený. Politický cyklus ve veřejných financích nastává podobně jako v tradičních RPBC modelech z důvodu dočasné informační asymetrie mezi politiky a voliči. Základním předpokladem je, že údaje o účinnosti vládní politiky (např. v oblasti veřejného hospodaření apod.) má vláda k dispozici v určitém předstihu před voliči a může se proto zejména před volbami snažit „signalizovat“ svoji úspěšnost. Vše závisí na schopnosti politika využít informační asymetrie k záměrnému ovlivnění racionálního voliče, který má současně jistá očekávání a preference ohledně fiskální politiky a posuzuje schopnosti politiků.

Ideologické modely (PT) narozdíl od modelů politického hospodářského cyklu předpokládají, že každý politik sleduje při svém rozhodování programové cíle politické strany (vyjádřené např. určitou kombinací výše inflace a úrovně míry nezaměstnanosti), jejíž je členem a reflektuje tak zájmy pouze určité skupiny voličů. Tradičně se předpokládá, že levicové strany se více zaměřují na řešení problému nezaměstnanosti, zatímco pravicové strany zpravidla kladou větší váhu spíše na snížení inflace i za cenu zvýšení nezaměstnanosti. První generace ideologických modelů politického cyklu předpokládala, že dopady na výstup a zaměstnanost v závislosti na politické orientaci příslušné vlády jsou po dobu její působnosti trvalé.

V případě racionálních ideologických teorií (RPT) si každý volič uvědomuje, že jednotlivé politické strany sledují odlišné cíle. Volí přitom stranu, která nejvíce reflektuje jeho vlastní preference. Při uvažování pomalého mzdového přizpůsobení vyvolávají změny v růstu inflace v důsledku změny orientace vlády dočasné odchylky v reálné ekonomické aktivitě od přirozené úrovně. Po přechodném období přizpůsobení by pak měl být vývoj ekonomické aktivity na politické orientaci vlády nezávislý. Pouze v případě působnosti levicové vlády by se měla míra inflace udržet na vyšší úrovni i po návratu ekonomické aktivity na svou přirozenou úroveň než v případě vlády pravicové. Racionalita voličů se tedy projevuje tím způsobem, že jednotlivé výkyvy reálných veličin mají tendenci se vracet na svou přirozenou míru (což ovšem není případ inflace). Výkyvů reálných veličin může vláda dosáhnout jen krátkodobě na začátku svého volebního období, v delším období racionalita voličů těmto

výkyvům zabrání. Změna politické orientace vlády směrem doprava proto vede pouze k přechodnému poklesu růstu výstupu. Naopak je to v případě vlády levicové, která se více zaměřuje na podporu ekonomické aktivity a snižování nezaměstnanosti na úkor rostoucí inflace. V důsledku snahy vyvolat expanzi ekonomické aktivity, která má však pouze dočasný charakter, tak skončí ekonomika v důsledku působnosti levicové vlády v určité sub-optimální rovnováze s vyšší inflací zatímco výstup a nezaměstnanost se vrátí na svou přirozenou úroveň.

Většina modelů politického cyklu vycházejících z výše uvedených teoretických přístupů předpokládá, že termín voleb je exogenně daný. Někteří autoři se však na základě empirických pozorování snažili při formulování vlastních představ o podobě politického cyklu zohlednit i možnost endogenního stanovení konání voleb (Ito, Terrones, 1990). Tento předpoklad znamená, že může dojít k vyhlášení voleb prakticky kdykoli a vládoucí politická strana se pak přirozeně snaží o vyhlášení voleb v situaci, kdy se ekonomika nachází na vzestupu. Tj. čím lepší je stav ekonomiky, tím je vyšší pravděpodobnost, že budou brzy volby vyhlášeny. Hlavní myšlenkou stojící za rozvinutím těchto teorií je, že vláda nemá žádnou kontrolou nad ekonomickou aktivitou, ale snaží se těžit ze samovolného příznivého vývoje ekonomiky (pokud to právní řád daného státu umožňuje).

3. Metoda testování teorií politického cyklu

Při testování teorií politického cyklu lze vycházet z několika přístupů. Zde je aplikován relativně tradiční postup Alesiny a Roubiniho (1990), který sleduje dopady volebního cyklu na vývoji reálného produktu, nezaměstnanosti a inflace. Výchozím předpokladem je, že vývoj uvedených veličin lze popsat autoregresním procesem určitého řádu. Do autoregresního modelu je pak možné vložit umělou politickou proměnou, která má reprezentovat teoretický koncept, který je testován. Formálně lze obecný model zapsat následovně:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_n y_{t-n} + \beta PDUM_t + \varepsilon_t,$$

kde y_t označuje časovou řadu jedné z testovaných proměnných a $PDUM_t$ reprezentuje umělou politickou proměnnou. Použitý model je modelem typu ARMA, který vyžaduje stacionární časové řady. V případě, že jsou k dispozici pouze nestacionární časové řady, lze je určitými

úpravami stacionarizovat (např. lze aplikovat difference). V případě malých otevřených ekonomik se doporučuje zahrnout do modelu proměnnou, která by reprezentovala zahraniční vývoj (vyjádřený např. formou růstu reálného výstupu v zahraničí, inflace v zahraničí apod.) z důvodu zohlednění vlivu, který má zahraniční ekonomika na ekonomiku domácí.⁵ Jiným navrhovaným způsobem začlenění zahraničního vývoje do modelu je vyjádření každé testované proměnné jako rozdíl mezi domácími hodnotami a hodnotami nějaké proxy pro zahraničí. Toto řešení může přispět i k odstranění případného problému s nestacionaritou používaných časových řad.

Specifikace řádu autoregresního modelu závisí na výsledcích standardních diagnostických testů. V odhadnutém modelu je pak testována statistická významnost zahrnutí politické proměnné. Současně je nutné ověřit, zda je výsledný model specifikován v souladu s testovanou teorií (tj. zda mají koeficienty politických proměnných správné znaménko).

V případě testování platnosti hypotézy politického hospodářského cyklu (PBC) je do AR modelů HDP či nezaměstnanosti vložena umělá politická proměnná, která nabývá hodnoty +1 v N obdobích před volbami včetně čtvrtletí voleb a ve všech ostatních obdobích je nulová. Uvažovanou délku N lze nastavit libovolně v závislosti na předpokládané rychlosti přizpůsobování ekonomiky. Standardně je doporučováno volit N z intervalu 4 – 8, protože mzdové smlouvy jsou v řadě zemí uzavírány zpravidla na 1 – 2 roky (tj. 4 – 8 čtvrtletí). Při testování platnosti PBC teorie na vývoji inflace je politická proměnná nastavena na hodnotu +1 ve 4 čtvrtletích po volbách včetně čtvrtletí voleb a na 0 v ostatních obdobích.

Vzhledem k tomu, že ideologické teorie obecně zdůrazňují především změnu zaměření vlády, je pro testování jejich platnosti aplikována umělá politická proměnná, která nabývá odlišnou hodnotu v závislosti na změně politické orientace vlády. Změna umělé proměnné související se změnou politické orientace vlády je přitom zpožděna o 1 čtvrtletí od jmenování nové vlády, neboť bezprostředně po změně orientace vlády je nutné uvažovat s určitým obdobím přizpůsobení, kdy dochází k implementaci nové hospodářské politiky. V případě nezaměstnanosti je přitom vhodné zvolit zpoždění 2 čtvrtletí, neboť nezaměstnanost reaguje na změnu politiky vlády poněkud pomaleji.

⁵ Alesina uvádí dva základní argumenty pro zahrnutí zahraniční proměnné do modelu. Jednak lze očekávat, že v malých otevřených ekonomikách jsou ideologické i oportunistické cíle politiků definovány v závislosti na zbytku světa. A jednak bez ohledu na cíle politiků jsou jednotlivé země silně propojeny mezinárodním obchodem a finančními vazbami, a proto s nimi nelze nakládat jako s nezávislými ekonomikami.

Vzhledem k tomu, že racionální ideologické teorie (RPT) předpokládají pouze dočasný dopad politické orientace vlády na vývoj HDP a nezaměstnanost, nabývá v AR modelech postavených na těchto časových řadách politická proměnná hodnoty +1 v N čtvrtletích následujících po změně vlády na pravicovou, -1 v N čtvrtletích následujících po změně vlády na levicovou a hodnoty 0 pokud po volbách zůstává u moci stejná politická strana. Délka N je podobně jako v předchozím případě standardně volena z intervalu 4 – 8. V případě inflace se však předpokládá permanentní reakce na změnu vlády, a proto je hodnota politické proměnné +1 ve všech obdobích, kdy vládne pravicová strana (včetně období, kdy došlo ke změně vlády) a -1 ve všech obdobích, kdy vládne strana levicová.

V případě testování ideologických teorií politického cyklu (PT), které nezohledňují racionalitu, nabývá umělá politická proměnná i v případě uvažování HDP a nezaměstnanosti +1 ve všech obdobích, kdy vládne pravicová strana (včetně čtvrtletí, kdy došlo ke změně vlády) a -1 ve všech obdobích, kdy vládne levicová strana, neboť se předpokládá permanentní dopad změny orientace vlády i na výstup a nezaměstnanost (podobně jako v případě inflace u RPT).

4. Politický cyklus ve vývoji reálného HDP, nezaměstnanosti a inflace v ČR

Testování existence politického cyklu na podmínkách České republiky v širším rozsahu dosud provedeno nebylo. Cílem této kapitoly je proto aplikovat výše popsanou metodiku a testovat platnost hypotéz prezentovaných teorií za využití čtvrtletních časových řad reálného HDP, inflace a nezaměstnanosti v ČR.

4.1. Data

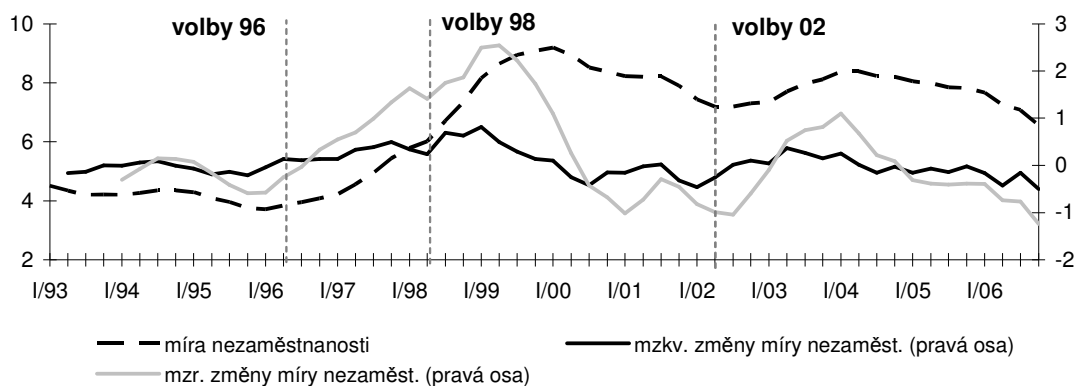
Naplnění stanoveného cíle poněkud komplikuje několik skutečností. Jednak ČR zatím zaznamenala pouze relativně krátkou historii fungování demokratického politického systému. V období 1993 – 2006 došlo prakticky pouze jednou ke změně majoritní vládnoucí strany, a to po volbách v roce 1998, nově pak po volbách v roce 2006⁶. Přitom obě hlavní vládnoucí

⁶ V ČR se parlamentní volby tradičně konají ve čtyřleté frekvenci, v průběhu měsíce června s tím, že nová vláda nastupuje do úřadu s přibližně měsíčním zpožděním (výjimkou byly zatím poslední parlamentní volby v roce 2006, kdy bylo toto zpoždění mnohem větší). Od vzniku samostatné České Republiky se parlamentní volby

politické strany prováděly nejen vlastní programovou politiku, ale současně musely realizovat i řadu reformních opatření v souvislosti s procesem transformace české ekonomiky. Tato opatření přitom nemusela být nutně zcela v souladu s politickou orientací vládnoucí strany. Aktuální výsledky voleb v roce 2006 neznamenaají zásadnější posun. Z uvedeného vyplývá, že definování umělých politických proměnných, a to zejména pro testování ideologických teorií, může být v českých podmínkách značně komplikované.

Druhým problémem, který znesnadňuje možnost testovat teorie politického cyklu na českých podmínkách, je, že v současnosti existují pouze krátké časové řady požadovaných ekonomických veličin. V případě inflace a nezaměstnanosti jsou k dispozici data za období počínaje rokem 1993, v případě HDP až od roku 1996. Vývoj všech uvedených veličin je navíc ovlivněn významnými strukturálními změnami, kterými česká ekonomika v 90. letech minulého století procházela. Typickým příkladem je výrazný nárůst hodnot české míry nezaměstnanosti mezi roky 1996 a 1999 či postupný pokles inflace z hodnot nad 20 % v roce 1993 k současným nízkým hodnotám. Vývoj obecné míry nezaměstnanosti, reálného HDP a inflace jsou zobrazeny na následujících grafech.

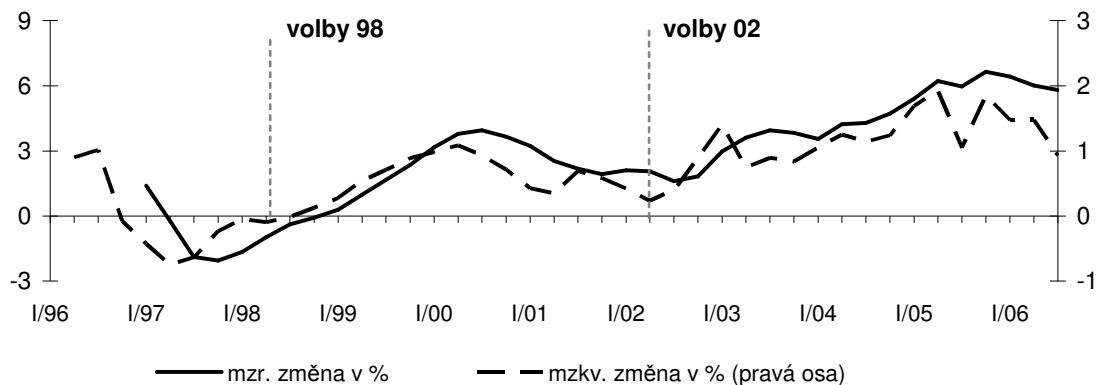
Graf 1: Obecná míra nezaměstnanosti v %, meziroční a mezikvartální změna obecné míry nezaměstnanosti v p.b. (s výjimkou mizr. změn sezónně očištěné údaje metodou X11 Arima)



Zdroj: ČSÚ a vlastní výpočet

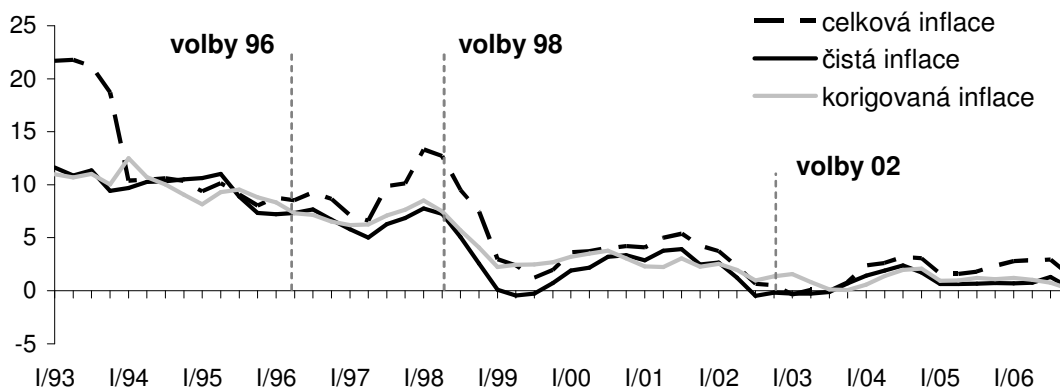
konaly v letech 1996, 1998 (mimořádné volby z důvodu demise vlády; půl roku fungovala dočasná vláda J. Tošovského), 2002 a 2006. Do roku 1998 se hovoří o vládě spíše pravicové, protože hlavní vládnoucí stranou byla strana, jež se prezentuje jako pravicová, zatímco v letech 1998 - 2006 byla u moci vláda spíše levicového zaměření (hlavní vládnoucí stranou byla ČSSD). Přitom je vhodné poznamenat, že ačkoli v období 2002 - 2006 byla majoritní vládnoucí stranou ČSSD, došlo v tomto období dvakrát ke změně premiéra a částečně i ke změně složení vlády (v roce 2004 a 2005). Po parlamentních volbách v roce 2006 bylo z důvodu volebního patu jednání o nové vládě několik měsíců neúspěšné. Teprve v lednu roku 2007 získala důvěru nová vláda složená z představitelů politických stran středo-pravicově orientovaných.

Graf 2: Meziroční a mezikvartální změny reálného HDP v % (mzkv. změny ze sezónně očištěných údajů - metoda X11 Arima)



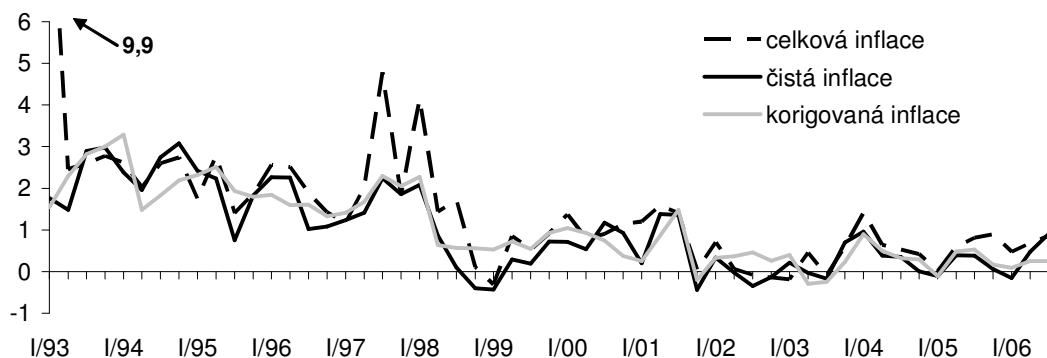
Zdroj: ČSÚ a vlastní výpočet

Graf 3: Meziroční vývoj celkové, čisté a korigované inflace (měřené indexem CPI), v %



Zdroj: ČSÚ a vlastní výpočet

Graf 4: Mezikvartální vývoj celkové, čisté a korigované inflace (měřené indexem CPI), v %



Zdroj: ČSÚ a vlastní výpočet

Jako proměnné reprezentující zahraniční vývoj byly uvažovány ukazatele reálného HDP, míry nezaměstnanosti a HICP za EU-15. V případě HICP pro EU-15 však Eurostat poskytuje srovnatelnou časovou řadu pouze od roku 1996, což znamená výrazné snížení počtu pozorování. Toto zkrácení uvažovaného horizontu vzhledem k již tak relativně krátkým časovým řadám v ČR není příliš žádoucí, a proto nebyla zahraniční proměnná v případě testování inflace do modelu nakonec zahrnuta. Jiný ukazatel, který by reprezentoval inflaci v EU-15 ve čtvrtletní frekvenci v průběhu celého sledovaného horizontu, bohužel není standardně k dispozici.

4.2. Testování stacionarity a Perronův test trendové stacionarity se strukturálním zlomem

Jak bylo výše uvedeno, testování teorií politického cyklu za využití modelů typu ARMA vyžaduje stacionaritu časových řad. Úrovně časové řady reálného HDP, míry nezaměstnanosti a indexu spotřebitelských cen se však na základě ADF (Augmented Dickey Fuller) testu jeví jako nestacionární.⁷ Aplikace mezikvartálních příp. meziročních diferencí za účelem stacionarizace v případě časových řad reálného HDP a míry nezaměstnanosti přitom k odstranění nestacionarity nevedou.⁸ Jedním z důvodů tohoto faktu je jejich relativně problematický profil, který je výsledkem zejména probíhající transformace české ekonomiky.

Vedle toho časová řada mezikvartálních změn CPI (sezónně očištěná metodou X-11 Arima) vykazuje trendovou stacionaritu. Zahrnutí trendu vyplývá ze skutečnosti, že zejména v období do roku 1998 docházelo v rámci transformace české ekonomiky k postupnému přizpůsobování cenové hladiny a odtud i k postupnému snižování míry inflace. Dále byly testovány i časové řady mezikvartálních změn čisté a korigované inflace, které mají v důsledku nezahrnutí některých volatilních položek⁹ méně dramatický průběh, a to zejména v období do roku 1999. ADF test v případě obou zmíněných řad vedl podobně jako v případě celkové inflace k zamítnutí nulové hypotézy nestacionarity na 5 % hladině významnosti (ale pouze pro zkrácené období od roku 1995).

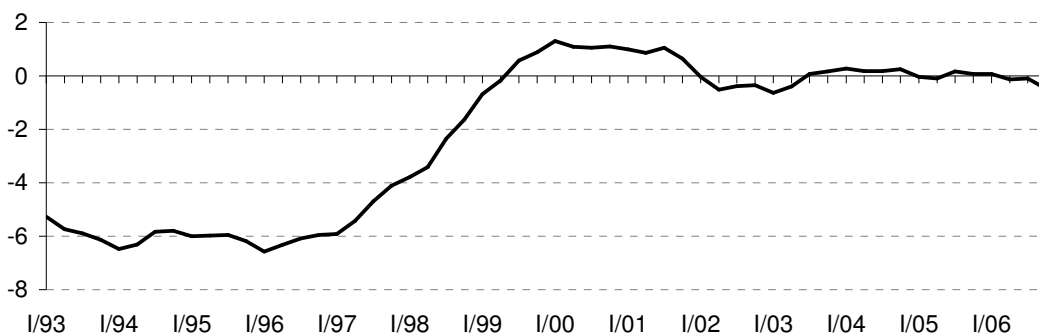
⁷ Nejvhodnější model k testování nulové hypotézy nestacionarity byl vybrán na základě běžných diagnostických testů a kritérií.

⁸ Mezikvartální diference jsou aplikovány na sezónně očištěné řady metodou X-11 Arima.

⁹ Čistá inflace nezahrnuje vliv regulovaných cen a administrativních úprav (např. z titulu změn daní). Korigovaná inflace je čistá inflace očištěná o ceny potravin.

Vzhledem k tomu, že problém nestacionarity časových řad prvních diferencí reálného HDP a míry nezaměstnanosti se vyskytuje i v řadě dalších zemí, existuje k tomuto tématu řada doporučení. Jedním z navrhaných řešení je využít pro testování hypotéz politického cyklu časové řady diferencí příslušného ukazatele sledované země a celosvětového průměru, které by mohly vykazovat již stacionární průběh a které jsou navíc v případě použitého modelu i doporučovány z důvodu zohlednění vlivu zahraničního vývoje na danou veličinu. V ČR byly uvedené difference definovány jako rozdíl mezi českou hodnotou ukazatele a průměrnou hodnotou za EU-15. V případě nezaměstnanosti se ovšem vyskytuje problém s nestacionaritou i u takto definované časové řady, neboť ta v období 1996 – 1999 zaznamenala na rozdíl od zemí EU-15 výrazný nárůst. (viz Graf 5). Tento výsledek implikuje neexistenci silnější provázanosti mezi trhem práce v ČR a v EU-15, která souvisí s nízkou mezinárodní mobilitou pracovníků. Za těchto okolností nemá zahrnutí zahraniční proměnné do modelu žádné významnější opodstatnění.

Graf 5: Diference obecné míry nezaměstnanosti ČR a průměru EU-15, v p. b.

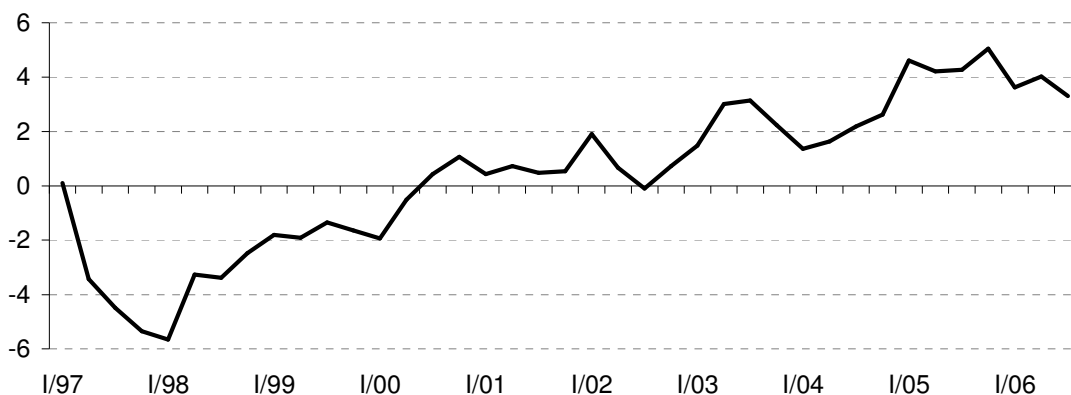


Zdroj: ČSÚ, Eurostat a vlastní výpočet

V případě HDP je naproti tomu časová řada diferencí mezi meziročním růstem reálného HDP v ČR a průměrným reálným růstem v EU-15 trendově stacionární na 5 % hladině významnosti¹⁰. Zahrnutí trendu do testované rovnice je v souladu s hypotézou, že česká ekonomika prochází obdobím hospodářské konvergence k úrovni vyspělých zemí EU, které se ovšem v nedávné době potýkaly se stagnací růstu či příp. útlumem. Od poloviny roku 2000 tak pozorujeme postupný růst diferencí v meziročních růstech reálného HDP ČR a průměru EU-15 (viz Graf 6).

¹⁰ Na základě diagnostických testů byla jako nejvhodnější rovnice pro testování jednotkového kořene pomocí ADF testu určena rovnice bez zpožděných diferencí obsahující trend a konstantu.

Graf 6: Diference v meziročních růstech reálného HDP ČR a průměru EU-15, v p. b.



Zdroj: ČSÚ, Eurostat a vlastní výpočet

Pokud nechceme rezignovat na testování politického cyklu i na vývoji míry nezaměstnanosti, u které aplikace standardních doporučení k odstranění nestacionarity časové řady k zajištění podmínky stacionarity nepřispívá, lze přistoupit k dalším způsobům řešení. Jednou možností je vycházet z časové řady míry nezaměstnanosti zkrácené o období, kdy docházelo k jejímu výraznému strukturálnímu posunu. Např. časová řada mezikvartálních změn míry nezaměstnanosti za období 1999 – 2006 je na hraně zamítnutí existence jednotkového kořene. Obecně však nelze zcela jednoznačně považovat takto definovanou časovou řadu míry nezaměstnanosti za stacionární. Výraznější zkrácení sledované časové řady navíc neumožňuje její využití pro účely testování politického cyklu výše popsáním způsobem.

Metodu k vypořádání se s problémem existence jednotkového kořene u časových řad, které v sobě zahrnují strukturální zlom, poskytl Perron (1989). Ten rozvinul přístup k testování jednotkového kořene časové řady, kdy alternativní hypotézou je trendová stacionarita testované řady s tím, že je připuštěna existence exogenního strukturálního šoku v trendové funkci (buď v podobě posunu trendové funkce či v podobě změny v jejím sklonu). Perron se tak snažil vypořádat se s dopady, které na časové řady makroekonomických a finančních ukazatelů měla velká hospodářská krize v 30. letech 20. století a ropná krize v roce 1973.

Perronův přístup je založen na standardní metodologii k testování jednotkového kořene Dickeyho a Fullera s určitým rozšířením. Nulovou hypotézou je, že testovaná časová řada $\{y_t\}_{0}^T$ obsahuje jednotkový kořen s posunem a že v čase T_B ($1 < T_B < T$) se vyskytuje exogenní strukturální zlom. Protože se v Perronově přístupu předpokládá, že strukturální zlom

je exogenní, je třeba okamžik jeho výskytu předem určit. Alternativní hypotéza předpokládá, že časová řada je stacionární kolem deterministického časového trendu s exogenní změnou v trendové funkci v čase T_B . Perron uvažoval tři parametrizace strukturálního zlomu pro nulovou a tomu odpovídající alternativní hypotézu. Pro nulovou hypotézu formalizoval následující tři modely:

$$\text{Model (A): } y_t = \mu + dD(T_B)_t + y_{t-1} + e_t,$$

$$\text{Model (B): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t,$$

$$\text{Model (C): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t,$$

kde $D(T_B)_t = 1$ pokud $t = T_B + 1$, $DU_t = 1$ pokud je $t > T_B$. V ostatních případech nabývají proměnné $D(T_B)_t$ a DU_t hodnoty 0. Model (A) připouští exogenní změnu v úrovni časové řady, model (B) uvažuje možnost exogenního zlomu v míře růstu a model (C) je kombinací obou uvedených změn. Naproti tomu byly definovány následující trendově stacionární alternativní hypotézy:

$$\text{Model (A): } y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t,$$

$$\text{Model (B): } y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t,$$

$$\text{Model (C): } y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t,$$

kde $DT_t^* = t - T_B$ pokud je $t > T_B$, v ostatních případech je hodnota této proměnné rovna nule. Model (A) připouští jednorázový posun v trendové funkci časové řady v okamžiku exogenního šoku (T_B), model (B) zahrnuje možnost změny sklonu trendové funkce časové řady a konečně model (C) zahrnuje kombinaci obou předchozích podob exogenního šoku v trendové funkci. Samotné testování jednotkového kořene dle Perronova přístupu je pak založeno na následujících modelech, jež jsou průnikem jednotlivých výše uvedených modelů pro nulovou a alternativní hypotézu a jež uplatňují rozšířený Dickey Fullerův (ADF) test jednotkového kořene:

$$\text{Model (A): } y_t = \mu^A + \theta^A DU_t + \beta^A t + d^A D(TB)_t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t,$$

$$\text{Model (B): } y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B DT_t^* + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t ,$$

$$\text{Model (C): } y_t = \mu^C + \theta^C DU_t + \beta^C t + \gamma^C DT_t + d^C D(TB)_t + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t ,$$

Nulová hypotéza jednotkového kořene uvaluje následující restrikce na vybrané parametry jednotlivých modelů:

- pro model (A): $\alpha^A = 1, \beta^A = 0, \theta^A = 0$;
- pro model (B): $\alpha^B = 1, \gamma^B = 0, \beta^B = 0$; a
- pro model (C): $\alpha^C = 1, \gamma^C = 0, \beta^C = 0$.

Pod alternativní hypotézou trendové stacionarity se uvažuje $\alpha^A, \alpha^B, \alpha^C < 1; \beta^A, \beta^B, \beta^C \neq 0$; a $\theta^A, \theta^C, \gamma^B, \gamma^C \neq 0$. Současně hodnoty koeficientů d^A a d^C by měly být blízko nuly, zatímco podle nulové hypotézy se předpokládá jejich statisticky významná nenulová hodnota. Jinak řečeno k akceptování alternativní hypotézy trendové stacionarity časové řady podle některého z výše popsaných modelů je třeba, aby koeficient α byl „významně“ menší než jedna a aby trendové proměnné zahrnuté do modelu a reprezentující exogenní šok v souladu s alternativní hypotézou, byly statisticky významné. K posouzení koeficientu α byly Perronem odhadnuty specifické tabulky kritických hodnot t-statistik (blíže viz Perron, 1989).

Perronův přístup byl následně rozvinut Zivotem a Andrewsem (1992). Ti odmítli předpoklad exogenního zlomu (podobně jako řada dalších autorů viz Zelhorst, Hann, 1995) a vyvinuli test jednotkového kořene se zahrnutím endogenního zlomu v trendové funkci. Jejich hlavní argumentací bylo, že při stanovování okamžiku strukturálního šoku nelze plně spoléhat na vizuální prozkoumání grafického znázornění časové řady a že endogenizace stanovení strukturálního zlomu může mít významný dopad na kritické hodnoty. V analýze vývoje nezaměstnanosti v ČR je však období strukturálního posunu relativně zjevné a předmětem této studie navíc není porovnání různých pojetí testování jednotkového kořene. Proto je zde aplikován původní Perronův přístup k testování trendové stacionarity zohledňující strukturální zlom.

Vývoj obecné míry nezaměstnanosti zaznamenal strukturální posun v letech 1996 – 1999 (příp. 2000), kdy míra nezaměstnanosti postupně rostla z cca 4 % k hodnotám kolem 9 %, po roce 2000 se pak pohybuje v rozmezí 7 – 9 % s nepatrnou tendencí k určitému poklesu

v cyklickém vývoji. Za okamžik exogenního strukturálního zlomu byl proto stanoven rok 1999, konkrétně 1. čtvrtletí 1999. Současně bylo testováno, zda nelze za okamžik, kdy došlo ke strukturálnímu šoku, považovat až 1. čtvrtletí roku 2000.

Výsledky testů trendové stacionarity dle Perronova přístupu v případě časové řady obecné míry nezaměstnanosti potvrdily pravděpodobnost existence strukturálního zlomu ve sklonu trendové funkce této časové řady, zatímco hypotéza jednorázového posunu v trendové funkci potvrzena nebyla. Jako relevantní pro testování trendové stacionarity se ukázal model B, kdy všechny testované koeficienty u trendových proměnných definovaných dle alternativní hypotézy byly statisticky významné. Test současně zamítnul existenci jednotkového kořene, tj. potvrdil alternativní hypotézu trendové stacionarity, na 5 % hladině významnosti (viz Tabulka 1). Sílu tohoto závěru ovšem poněkud snižuje skutečnost, že stejné výsledky nebyly potvrzeny při využití sezónně očištěné časové řady. Změna okamžiku strukturálního zlomu z 1. čtvrtletí 1999 na 1. čtvrtletí roku 2000 vedlo k velmi podobným výsledkům.

Tabulka 1: Test jednotkového kořene časové řady obecné míry nezaměstnanosti v % (UNEM) – model B

Y: D_UNEM	koeficient	sm. odchylka	t-value	t-prob.	Part. R ²
Konstanta	0,336	0,163	2,07	0,045	0,092
UNEM(-1)	-0,178	0,043	-4,17	0,000	0,292
D_UNEM(-1)	0,202	0,115	1,76	0,086	0,069
D_UNEM(-2)	0,189	0,118	1,60	0,117	0,058
D_UNEM(-3)	-0,213	0,119	-1,79	0,081	0,071
D_UNEM(-4)	0,617	0,126	4,89	0,000	0,363
t	0,043	0,013	3,36	0,002	0,212
DT*	-0,044	0,015	-2,91	0,006	0,168
Období: 2q1994 – 3q2006		Sigma = 0,252			
Počet pozorování: 50		R ² = 0,661		F- stat. = 11,71[0.00]**	

Pozn.: Všechny uvažované modely dle Perrona (A-C) byly pro účely testu převedeny na modely v diferencí (tj. $H_0: \delta=0$, $H_A: \delta \neq 0$, kde $\delta=\alpha-1$). Odpovídající kritické hodnoty pro t-statistiku koeficientu δ v případě modelu B byly odhadnuty na -4,55 pro 1 % hladinu významnosti, na -3,94 pro 5 % hladinu významnosti a -3,66 pro 10 % hladinu významnosti.

4.3. Testování politického cyklu v ČR

Teorie politického cyklu v ČR byly na základě závěrů učiněných v předchozí kapitole testovány na vývoji mezikvartálních změn sezónně očištěného CPI, časové řady diferencí mezi meziročním růstem reálného HDP v ČR a průměrným reálným růstem v EU-15 a na vývoji obecné míry nezaměstnanosti. Vzhledem k tomu, že všechny uvedené časové řady vykazují trendovou stacionaritu byl autoregresní model pro testování politického cyklu dle Alesiny a Roubiniho rozšířen o trend (v případě nezaměstnanosti navíc o zlom v trendu).

Politické proměnné byly definovány v souladu s teoretickými koncepty popsány v kapitole 2, konkrétně specifikovanými v kapitole 3. V případě politických proměnných u modelů RPT a PT bylo za čtvrtletí parlamentních voleb považováno čtvrtletí, kdy došlo ke změně politické orientace vlády. Vzhledem k tomu, že v ČR se parlamentní volby konají zpravidla v červnu a následné jmenování nové vlády je zatíženo jistým zpožděním, je v případě těchto proměnných za čtvrtletí voleb považováno 3. čtvrtletí. Jakkoli byla společným úsilím dosud vládnoucích českých vlád zejména transformace české ekonomiky, která snižovala možnost provádět vlastní programovou politiku, bylo naplnění politických proměnných pro modely testující RPT a PT učiněno v souladu s tím, jak se jednotlivé politické strany, které byly dominantně zastoupeny v minulých vládách, prezentují.¹¹ Tj. vlády ODS jsou pro účely analýzy považovány za pravicové, vlády ČSSD pak za levicové.

Při definování politických proměnných pro testování oportunistických teorií (PBC) podobný problém nevzniká, neboť tyto teorie předpokládají společný cíl znovuzvolení u všech vládnoucích stran bez ohledu na jejich politickou příslušnost. Za období voleb je v případě těchto politických proměnných považováno každé čtvrtletí, v rámci něhož se volby skutečně konaly. V případě ČR se tradičně jedná o II. čtvrtletí roku voleb.

Řád autoregresního modelu pro každou testovanou proměnnou byl určen na základě běžných diagnostických testů a hodnotících kritérií.¹² V případě modelů pro nezaměstnanost bylo uvažováno i s možným delším přizpůsobením trhu práce nově nastalým podmínkám, a proto byly aplikovány různé délky zpoždění u politických proměnných. Zpožděné politické proměnné však ve většině testovaných modelů nebyly signifikantní, s výjimkou zpoždění o délce 1 čtvrtletí, jehož aplikace ovšem vedla k velmi podobným odhadům, jako v případě modelů, které uvažovaly politické proměnné bez zpoždění.

Výsledky modelů testujících různé teorie politického cyklu na podmínkách ČR částečně potvrdily platnost hypotéz politického hospodářského cyklu, které zdůrazňují oportunistické motivy politiků, a to na vývoji HDP a nezaměstnanosti. Zahrnutí PBC politické proměnné do modelů pro HDP a nezaměstnanost bylo statisticky významné na 5 % hladině významnosti a

¹¹ Důsledky opoziční smlouvy zde zohledněny nejsou.

¹² V případě HDP byl zvolen model se zpožděnou vysvětlovanou proměnou o 1 a 4 čtvrtletí; v případě inflace byla zahrnuta zpoždění o délce 1 a 2 čtvrtletí, v případě nezaměstnanosti pak o délce 1 až 4 čtvrtletí (případně 1 až 3 čtvrtletí).

odhadnutý koeficient měl v souladu s testovaným teoretickým konceptem v případě HDP kladné znaménko, v případě nezaměstnanosti znaménko záporné. To implikuje závěr, že v období před parlamentními volbami docházelo v ČR ke stimulaci ekonomiky, která se projevila ve vyšším růstu HDP a tendencí k určitému dočasnému poklesu nezaměstnanosti.

V případě HDP však není tento závěr dostatečně silný, neboť v důsledku existence krátkých časových řad HDP a zahrnutí vysvětlující proměnné se čtyřmi zpožděními do modelu je testováno pouze období od 1. čtvrtletí 1998 do 3. čtvrtletí 2006. Vzhledem k tomu, že je posuzován vývoj HDP v předvolebním období, týká se výše uvedené hodnocení pouze období před volbami v roce 2002 a 2006. Naproti tomu v případě nezaměstnanosti je uvedený závěr podpořen i vývojem v období před volbami v roce 1996 (příp. 1998).¹³ Odhadnuté rovnice mají následující podobu:

$$(1) \text{DIF_HDP} = -8,12 + 0,23*t + 0,36*\text{DIF_HDP}(-1) - 0,39*\text{DIF_HDP}(-4) + 0,66*\text{PBC_8},$$

(-4,45)
(4,56)
(2,72)
(-3,53)
(2,63)

$$(R^2 = 0,94, \text{sigma} = 0,67, F(4,30) = 117,8[0,000]***),$$

$$(2) \text{UNEM} = 0,35 + 0,05*t - 0,06*DT^* + 0,89*\text{UNEM}(-1) + 0,38*\text{UNEM}(-2) -$$

(1,91)
(3,67)
(-3,72)
(6,60)
(2,38)

$$- 0,72*\text{UNEM}(-3) + 0,29*\text{UNEM}(-4) - 0,25*\text{PBC_6},$$

(-4,33)
(2,14)
(-2,94)

$$(R^2 = 0,98, \text{sigma} = 0,28, F(7,44) = 292,7[0,000]***),$$

případně:

$$(3) \text{UNEM} = 0,42 + 0,04*t - 0,06*DT^* + 0,82*\text{UNEM}(-1) + 0,44*\text{UNEM}(-2) -$$

(2,14)
(3,35)
(-3,50)
(5,93)
(2,70)

$$- 0,65*\text{UNEM}(-3) + 0,24*\text{UNEM}(-4) - 0,25*\text{PBC_8},$$

(-3,88)
(1,79)
(-2,78)

$$(R^2 = 0,98, \text{sigma} = 0,29, F(7,44) = 287,3[0,000]***),$$

kde *DIF_HDP* označuje rozdíl mezi reálným růstem HDP v ČR a průměrným růstem v zemích EU-15, *UNEM* označuje míru nezaměstnanosti v %, *t* reprezentuje lineární trend,

¹³ Jako nejvhodnější se v případě definování politické dummy proměnné jeví uvažování N=8, příp. N=6.

DT^* vyjadřuje strukturální zlom v trendové funkci a PBC_6 , resp. PBC_8 reprezentuje politickou proměnnou pro $N = 6$, resp. $N = 8$.

V případě inflace se však platnost teorie politického hospodářského cyklu nepotvrdila, neboť výsledky odhadnutého modelu implikují, že v obdobích po parlamentních volbách v letech 1996, 1998 a 2002 docházelo ke snižování tempa růstu cenové hladiny, zatímco teorie předpokládá akceleraci inflace v důsledku předvolební stimulace ekonomiky. Tato skutečnost je zřejmě významně ovlivněna celkovým profilem časové řady inflace, která od roku 1993 zaznamenává postupný nepřetržitý pokles až k současným relativně nízkým hodnotám.

Testování ideologické teorie a racionální ideologické teorie politického cyklu je, jak již bylo uvedeno, v českých podmínkách silně problematické. Jednak z důvodu snížené možnosti vládnoucích stran realizovat svou programovou politiku v období transformace české ekonomiky a jednak z toho důvodu, že ve sledovaném období došlo prakticky pouze jednou ke změně majoritní vládnoucí strany, a to po parlamentních volbách v roce 1998.¹⁴ Především před rokem 1998 přitom procházela česká ekonomika transformačním procesem spojeným s rozsáhlými strukturálními posuny v řadě makroekonomických ukazatelů, v roce 1997 ji zasáhla finanční krize, zatímco zejména v nedávných letech již ČR zaznamenávala velmi slušné růstové tendence, a to při relativně nízké inflaci. V důsledku těchto skutečností vyznívají výsledky testů ideologických teorií přesně naopak než by vyplývalo z teoretických konceptů.

Zahrnutí politické proměnné reprezentující RPT se v případě všech zkoumaných ukazatelů ukázalo jako statisticky významné. Ze znamének odhadnutých koeficientů ovšem vyplývá, že výměna vládnoucí strany v roce 1998, kdy se vlády ujala ČSSD (jež je považována za levicově orientovanou politickou stranu), vedla k dočasně nižším tempům růstu HDP relativně vůči zahraničí, dočasně nižší nezaměstnanosti a současně za jejího vládnutí jsme zaznamenávaly trvale nižší cenovou hladinu.¹⁵ Vzhledem k dříve uvedeným argumentům však zmíněné závěry, které odporují racionální ideologické teorii, nelze považovat za směrodatné. Platnost RPT příp. PT na českém hospodářském cyklu bude vhodnější testovat až

¹⁴ Vliv změny politické orientace vlády po posledních volbách v roce 2006 zatím nelze na datech, která jsou aktuálně k dispozici, dostatečně testovat.

¹⁵ Trvalý dopad změny politické orientace vládnoucí strany na HDP dle ideologické teorie se přitom nepotvrdil.

za několik dalších období, kdy se projeví politická opatření aktuálně nově jmenované vlády, případně dalších vlád, které se budou jasněji profilovat.

5. Volební cyklus a vývoj veřejných financí v ČR

V souvislosti s testováním politického cyklu je klíčová otázka, nakolik má česká vláda vůbec možnost výrazněji ovlivňovat výkonnost ekonomiky a nakolik se její snaha nakonec projeví ve vývoji makroekonomických ukazatelů. Řada ekonomů, kteří zkoumají politický cyklus, argumentují, že politici mají jen velmi omezenou schopnost úspěšně ovlivňovat ekonomický vývoj za účelem zvýšení své šance znovuzvolení (Brender, Drazen, 2004). Tato skutečnost přesto neznamená, že by politici v předvolebním období nepoužívali fiskální politiku se záměrem ovlivnit voliče, např. změnou skladby výdajů, úpravou transferů apod. Politický cyklus ve veřejných výdajích, resp. v příjmech, příp. v deficitu veřejných výdajů identifikoval na příkladě šedesáti demokratických zemí např. Persson a Tabellini (2002). Bez ohledu na politický systém vyzorovali obecnou tendenci ke snižování daní v předvolebním období, zatímco nepříjemná fiskální opatření bývají zpravidla odložena až na období po volbách a nejsou zdaleka tak patrná ve všech testovaných ekonomikách.

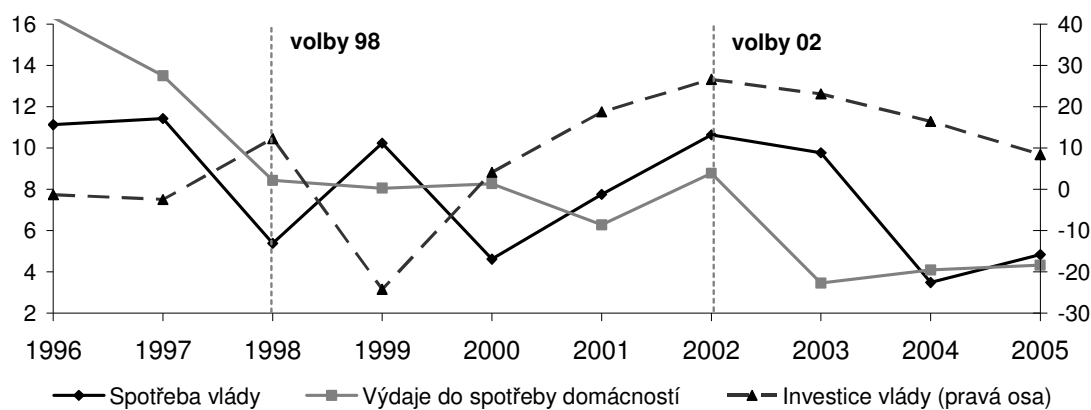
Někteří ekonomové vedle toho argumentují, že záměrné ovlivňování voličů prostřednictvím fiskální politiky se nemusí na výši deficitu, resp. na výši příjmů a výdajů veřejného sektoru vůbec projevit. S tím souvisí i závěry analýzy Brendera a Drazena (2005), že generování deficitů veřejných financí nezvyšuje pravděpodobnost znovuzvolení, a to bez ohledu na vyspělost dané země, délku demokracie a vládní, resp. volební systém.¹⁶ V rozvinutých demokratických zemích přítomnost deficitu ve volebním roce dokonce snižuje šance vládní strany na znovuzvolení. Racionální politik se proto snaží směřovat dodatečné vládní výdaje, případně snížení daňového zatížení na určitou skupinu voličů, ale na úkor jiné skupiny voličů (Drazen, Eslava, 2006). Důležitým aspektem zkoumání politického cyklu pak nutně musí být studium skladby výdajů a příjmů veřejného sektoru v rámci volebního cyklu. Existence politického cyklu v tomto případě souvisí zejména s asymetrickou informací mezi voliči a politiky. Racionální volič může podporovat politika, který před volbami prosazuje určité výdaje, ačkoli prezentované záměry v předvolebním období mohou být pouze důsledkem politického oportunismu, tj. snahy politika o zvýšení šancí na zvolení. Volič ovšem současně

¹⁶ Analýza zahrnuje evidenci ze 74 různě vyspělých a odlišně politicky orientovaných zemí.

předpokládá, že částečně se může jednat také o projevení skutečných preferencí politika pro dané výdaje (Drazen, Eslava, 2005). Díky existenci asymetrické informace může být tedy záměrné fiskální působení na voliče účinné.

V ČR je ovšem významná část hospodaření veřejných rozpočtů predeterminována zákonnými normami. Podíl mandatorních výdajů na celkových výdajích státního rozpočtu se v ČR v minulosti pohyboval kolem 52 %, pro rok 2007 se očekává jejich nárůst na téměř 56 %.¹⁷ Při zohlednění tzv. quasi-mandatorních výdajů¹⁸ dosahoval tento podíl na celkových výdajích státního rozpočtu v ČR hodnot kolem 75 %, pro rok 2007 se předpokládá podíl ve výši 76,2 % (viz Návrh zákona o státním rozpočtu na rok 2007). Diskreční politika vlády je tedy značně limitovaná, v krátkém časovém horizontu se může zaměřit téměř výhradně na stimulaci investiční aktivity. Úprava většiny ostatních položek veřejných výdajů vyžaduje přijetí nových právních norem, a proto je zatížena jistým zpožděním. Snahou politiků by tak mělo být schválení příslušných zákonů, které obyvatelstvo ocení (tj. například nárůst sociálních dávek) v dostatečném časovém předstihu před parlamentními volbami, tak aby nabyly účinnosti nejpozději v době konání voleb. Vývoj základních výdajových položek veřejného sektoru v metodice ESA 95 v ČR však na tuto tendenci jednoznačně neukazují (viz Graf 7).

Graf 7: Meziroční změny spotřeby vlády (včetně mezd a platů), vládních výdajů do spotřeby domácností (zejména sociální transfery) a vládních investic v metodice ESA 95, v %



Zdroj: ČSÚ a vlastní výpočet.

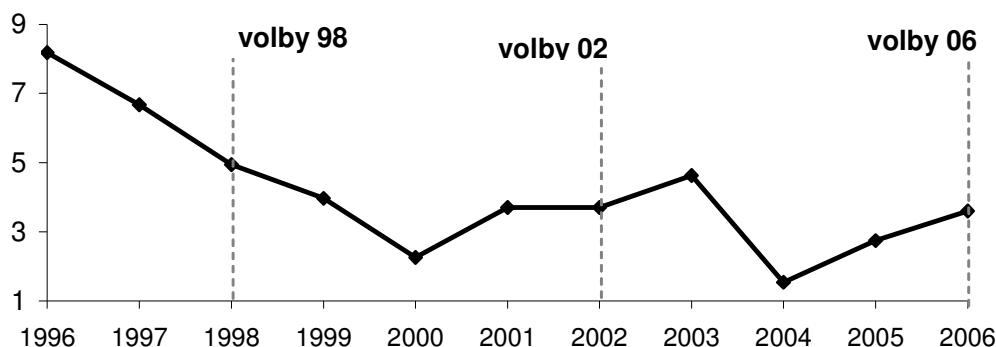
¹⁷ Jedná se o výdaje, jejichž vyplácení vyplývá ze zákona či jiných právních norem a smluvních závazků. Tyto výdaje zahrnují např. sociální transfery, výdaje na dluhovou službu, platbu státu do zdravotního pojištění, příspěvek státu na podporu stavebního spoření, novomanželské půjčky, transfery mezinárodním institucím apod.

¹⁸ Jedná se o výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti, výdaje kapitoly ministerstva obrany, zahraniční a humanitární pomoc, mzdy organizačních složek státu, investiční pobídky apod.

Z výše uvedeného grafu vyplývá, že v případě investiční aktivity veřejného sektoru lze jistou souvislost s volebním cyklem vypořádat, neboť růst vládních investic zaznamenal své lokální extrémy v letech, kdy se konaly parlamentní volby. Výdaje do spotřeby domácností, které zahrnují zejména sociální transfery sice v roce 2002 zaznamenaly urychlení meziročního růstu a následný pokles, v roce 1998 však tento vývoj pozorovat nelze. Podobně je tomu i v případě ukazatele spotřeba vlády, který v roce 1998 významně meziročně zpomalil a v roce následujícím dosáhl opět vyšší dynamiky růstu. Tato skutečnost může být do jisté míry způsobena nestandardní situací, kdy před volbami v roce 1998 byla u moci dočasná vláda J. Tošovského. S teoriemi politického cyklu, které poukazují na oportunistickou změnu struktury vládních výdajů v předvolebním období bez dopadu na deficit veřejných financí, není ovšem zmíněný vývoj výdajových komponent veřejného sektoru v ČR příliš v souladu. Podle nich by totiž mělo před volbami docházet spíše ke zvýšení výdajů do spotřeby vlády a do spotřeby domácností na úkor poklesu vládních investic.

Výše uvedený komentář však nemusí být zcela korektní, neboť v sobě nezohledňuje vliv, který má na veřejné finance fáze hospodářského cyklu. Ve výdajových položkách jsou zpravidla za jediné výdaje, které jsou citlivé na hospodářský cyklus, považovány dávky v nezaměstnanosti. Naproti tomu daňové příjmy včetně příjmů na sociálním pojištění, které tvoří základní zdroje veřejného sektoru, jsou na vývoj ekonomiky citlivé relativně významně. Vyšší očekávané příjmy v souvislosti s předpokládanou hospodářskou konjunkturou pak mohou podněcovat politiky k většímu utrácení, a proto se vliv hospodářského cyklu může nepřímo projevit i ve vývoji výdajů veřejného sektoru. K posouzení dodatečného vlivu, který má na veřejné výdaje časování voleb, tak může lépe sloužit vývoj tzv. strukturálního schodku, tj. schodku očištěného o cyklický vývoj ekonomiky (viz Graf 8).

Graf 8: Cyklicky očištěný schodek veřejných financí v metodice ESA 95 v % HDP, upravený o mimořádné operace (metoda ESCB)



Poznámka: Metoda ESCB k odhadu cyklicky očištěného schodku veřejných financí je blíže popsána např. viz Bouthevillain a kol. (2001), aktuálněji viz Kremer a kol. (2006). Pro rok 2006 se jedná o předběžný odhad.
Zdroj: ČNB

Z grafu 8 vyplývá, že nejnižší strukturální schodek byl v ČR dosahován zpravidla uprostřed volebního cyklu (s výjimkou specifického období před rokem 1998), tj. dva roky po volbách a následně měl tendenci spíše růst. K testování hypotézy, že na tomto vývoji strukturálního salda veřejných financí má svůj podíl načasování parlamentních voleb¹⁹, které může do jisté míry ve svém důsledku i ovlivňovat některé makroekonomické ukazatele, však není zatím dostatečný počet pozorování.

5. Závěr

Aplikace přístupu Alesiny a Roubiniho k testování teorií politického cyklu na vývoji vybraných makroekonomických veličin v ČR částečně potvrdila platnost oportunistických motivů v chování českých vládnoucích politiků, tj. platnost teorií politického hospodářského cyklu. Výsledky testů dokládají, že v období před parlamentními volbami zde docházelo k dočasnému ekonomickému oživení, které bylo charakteristické tendencí k vyššímu růstu HDP v porovnání s vývojem v EU-15 a k poklesu míry nezaměstnanosti. Naproti tomu inflace se vyvíjela v rozporu s teoretickým konceptem modelů politického hospodářského cyklu, což je pravděpodobně způsobeno celkovým profilem časové řady inflace v rámci transformace ekonomiky, která od roku 1993 zaznamenává postupný nepřetržitý pokles až k současným relativně nízkým hodnotám.

¹⁹ Testování existence politického cyklu na cyklicky očištěných schodcích veřejných financí blíže viz např. Annett (2005).

Pravděpodobnou existenci oportunistického chování politiků dokládá i vývoj vybraných výdajových položek veřejných rozpočtů v rámci volebního cyklu a vývoj cyklicky očištěného schodku po roce 2000. Tento závěr je v souladu s výsledky Brendera a Drazena (2004), kteří ve své studii dokládají existenci politického hospodářského cyklu na příkladě vývoje deficitu veřejných financí v tzv. nových demokraciích. Nedostatečně dlouhé časové řady fiskálních ukazatelů však zatím neumožňují důvěryhodné testování vlivu konání parlamentních voleb v ČR na jejich profil.

Ideologické rysy v chování českých politiků se nepotvrdily. Tato skutečnost je však spíše důsledkem omezené možnosti testovat ideologické teorie v českých podmínkách, kdy po dobu fungování demokratického politického systému zde došlo prakticky pouze k jediné změně majoritní vládnoucí politické strany. Dosavadní makroekonomický vývoj byl navíc významně poznamenán restrukturalizací české ekonomiky, ke které docházelo zejména v 90. letech minulého století. Přijímaná hospodářsko-politická opatření tak byla významně ovlivněna nutností provádět řadu reformních kroků.

K dalšímu testování politického cyklu na makroekonomických podmínkách v ČR bude zajisté zajímavé přistoupit za několik dalších let, kdy již bude k dispozici dostatečné množství pozorování všech zkoumaných veličin. Současně se otevírá možnost aplikace některého alternativního postupu k testování politického cyklu, např. na základě využití fiskálních proměnných. To souvisí i s všeobecným posunem aktuální ekonomické literatury z této oblasti ke studiu politického cyklu zejména na základě vývoje fiskálních proměnných s tím, že dopad na výstup, inflaci a nezaměstnanost je často zpochybňován. Jedním z argumentů pro zpochybnění vlivu volebního cyklu na makroekonomické veličiny jsou nejednoznačné závěry řady studií, které byly k tomuto tématu sepsány (Rogoff, 1990). Na druhou stranu v případě reálného HDP byla u tzv. nových demokracií potvrzena hypotéza, že vyšší růst zvyšuje pravděpodobnost znovuzvolení, ačkoli volič bývá zpravidla ovlivněn vývojem v průběhu celého období mezi parlamentními volbami a nikoli jen volebním rokem (Brender, Drazen, 2005).

Vedle toho je možné se více zaměřit na testování restriktce v období po volbách, které by mělo být ve větší míře patrné na vývoji fiskálních ukazatelů – jedná se o tzv. povolební cyklus, který je standardně uvažován v rámci ideologických teorií politického cyklu. Současně lze podrobněji analyzovat strukturu veřejných výdajů, podobně lze přistoupit k testování

politického cyklu na panelu tranzitivních zemí či je možný posun na zkoumání politického cyklu na regionální úrovni (Veiga, Veiga, 2004).

Literatura:

Alesina, A., Tabellini, G.: Voting on the Budget Deficit. *The American Economic Review*, 1990, March.

Alesina, A., Roubini, N.: Political Cycles in OECD Economies. NBER WP No. 3478, Cambridge, October 1990.

Andrikopoulos, A., Loizides, I., Prodromidis, K.: Fiscal policy and political business cycle in the EU. *European Journal of Political Economy*, 2004, vol. 20, s. 125 – 152.

Annett, A.: Enforcement and the Stability and Growth Pact: How Fiscal Policy Did and Didn't Change under Europe's Fiscal Framework. Paper prepared for Conference on „New Perspectives on Fiscal Sustainability“, Frankfurt, October, 2005.

Boutevillain, C., Cour-Thimann, P., Van den Dool, G., De Cos, P., H., Langenus, G., Mohr, M., Momigliano, S., Tujula, M.: Cyclically Adjusted Budget Balance: An Alternative Approach. ECB WP No. 77, September 2001.

Brender, A., Drazen, A.: How Do Budget Deficits and Economic Growth Affect Reelection Prospects? Evidence from a Large Cross-Section of Countries. NBER WP No. 11862. Cambridge, December 2005.

Brender, A., Drazen, A.: Political Budget Cycles in New versus Established Democracies. NBER WP No. 10539, Cambridge, June 2004.

Brender, A., Drazen, A.: Where Does the Political Budget Cycle Really Come From? CEPR Discussion Papers, No. 4049, 2003.

Buti, M., van den Noord, P.: Discretionary Fiscal Policy and Elections: The Experience of the Early Years of EMU. ECO/WKP No. 351, OECD, 2003.

Český statistický úřad, www.czso.cz.

Drazen, A., Eslava, M.: Electoral Manipulation via Expenditure Composition: Theory and Evidence. NBER WP No. 11085, Cambridge, January 2005.

Drazen, A., Eslava, M.: Pork Barrel Cycles. NBER WP No. 12190, Cambridge, April 2006. Eurostat.

Gärtner, M.: The quest for political cycles in OECD economies, *European Journal of Political Economy*, Vol. 10 (1994), pp 427-440.

Hibbs, D. A. Jr.: The Partisan Model of Macroeconomic Cycles. *Economics and Politics*, 1994, March.

Hibbs, D. A. Jr.: Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review*, 1977, vol. 71.

Ito, T.: The Timing of Elections and Political Business Cycles in Japan. *Journal of Asian Economics*, 1990, Vol. 1, No. 1, pp. 135 – 156.

Kremer, J., Braz, C., R., Brosens, T., Langenus, G., Momigliano, S., Spolander, M.: A Disaggregated framework for the Analysis of Structural Developments in Public Finances. ECB WP No. 579, January 2006.

Návrh zákona o státním rozpočtu ČR na rok 2007.

Nordhaus, W., D.: The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*, 1975, č. 2.

Paldam, M.: Political Business cycles. *Handbook of Public Choice*. Oxford, Blackwell 1995.

Perron, P.: The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 1989, Vol. 57, No. 6, pp. 1361-1401.

Persson, T., Tabellini, G.: Do Electoral Cycles Differ across Political Systems? July 2002.

- Persson, T., Tabellini, G.:** The Economic Effects of Constitutions. What do the data say. MIT Press 2003.
- Persson, T., Tabellini, G.:** Political Economics – Explaining Economic Policy. Massachusetts Institute of Technology 2000.
- Rogoff, K.:** Equilibrium Political Budget Cycles. *The American Economic Review*. 1990, Vol. 80, No. 1., pp. 21-36.
- Rogoff, K., Sibert, A.:** Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *Review of Economic Studies*. 1988. Vol. 55, No. 1, pp. 1-16.
- Veiga, L. G., Veiga, F. J.:** Political Business Cycles at the Municipal Level. NIPE WP 4/2004.
- Zelhorst, D., de Hann, J.:** Testing for a Break in Output: new International Evidence. *Oxford Economic Papers*. 1995, New Series, Vol. 47, No. 2, pp. 357 – 362.
- Zivot, E, Andrews, D. W. K.:** Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*. 1992, 10, pp. 251-270.
- Žák, M.:** Politicko – ekonomický cyklus. *Politická ekonomie*, 1998, č. 4, s. 471 – 480.

IES Working Paper Series

2006

1. Martin Gregor: *Globální, americké, panevropské a národní rankiny ekonomických pracovišť*
2. Ondřej Schneider: *Pension Reform in the Czech Republic: Not a Lost Case?*
3. Ondřej Knot and Ondřej Vychodil: *Czech Bankruptcy Procedures: Ex-Post Efficiency View*
4. Adam Geršl: *Development of formal and informal institutions in the Czech Republic and other new EU Member States before the EU entry: did the EU pressure have impact?*
5. Jan Zápal: *Relation between Cyclically Adjusted Budget Balance and Growth Accounting Method of Deriving 'Net fiscal Effort'*
6. Roman Horváth: *Mezinárodní migrace obyvatelstva v České republice: Role likviditních omezení*
7. Michal Skořepa: *Zpochybnění deskriptivnosti teorie očekávaného užítku*
8. Adam Geršl: *Political Pressure on Central Banks: The Case of the Czech National Bank*
9. Luděk Rychetník: *Čtyři mechanismy příjmové diferenciacce*
10. Jan Kodera, Karel Sladký, Miloslav Vošvrda: *Neo-Keynesian and Neo-Classical Macroeconomic Models: Stability and Lyapunov Exponents*
11. Petr Jakubík: *Does Credit Risk Vary with Economic Cycles? The Case of Finland*
12. Julie Chytilová, Natálie Reichlová: *Systémy s mnoha rozhodujícími se jedinci v teoriích F. A. Hayeka a H. A. Simona*
13. Jan Zápal, Ondřej Schneider: *What Are Their Words Worth? Political Plans And Economic Pains Of Fiscal Consolidations In New Eu Member States*
14. Jiří Hlaváček, Michal Hlaváček: *Poptávková funkce na trhu s pojištěním: porovnání maximalizace paretoovské pravděpodobnosti přežití s teorií EUT von-Neumanna a Morgensterna a s prospektovou teorií Kahnemana a Tverského*
15. Karel Janda, Martin Čajka: *Státní podpora českého zemědělského úvěru v období před vstupem do Evropské unie*
16. Nauro F. Campos, Roman Horváth: *Reform Redux: Measurement, Determinants and Reversals*
17. Michal Skořepa: *Three heuristics of search for a low price when initial information about the market is obsolete*
18. Michal Bauer, Julie Chytilová: *Opomíjená heterogenita lidí aneb Proč afrika dlouhodobě neroste*
19. Vít Bubák, Filip Žikeš: *The Price of Stock Trades: Evidence from the Prague Stock Exchange*
20. Vladimír Benáček, Jiří Podpiera a Ladislav Prokop: *Command Economy after the Shocks of Opening up: The Factors of Adjustment and Specialisation in the Czech Trade*
21. Lukáš Vácha, Miloslav Vošvrda: *Wavelet Applications to Heterogeneous Agents Model*
22. Lukáš Vácha, Miloslav Vošvrda: *"Morální hazard" a „nepříznivý výběr“ při maximalizaci pravděpodobnosti ekonomického přežití*
23. Michal Bauer, Julie Chytilová, Pavel Streblov: *Effects of Education on Determinants of High Desired Fertility Evidence from Ugandan Villages*
24. Karel Janda: *Lender and Borrower as Principal and Agent*
25. Karel Janda: *Optimal Deterministic Debt Contracts*
26. Jiří Hlaváček: *Pojištění vkladů: současný stav, srovnání a perspektiva v kontextu EU*
27. Pavel Körner: *The determinants of corporate debt maturity structure: evidence from Czech firms*

28. Jarko Fidrmuc, Roman Horváth: *Credibility of Exchange Rate Policies in Selected EU New Members: Evidence from High Frequency Data*
29. Natálie Reichlová, Petr Švarc: *Strategic Referring in Labor Market Social Networks*
30. František Turnovec: *Publication Portfolio of the Czech Economists and Problems of Rankings*
31. Petr Kadeřábek : *Correcting Predictive Models of Chaotic Reality*
32. Wadim Strielkowski : *People of the road: the role of ethnic origin in migration decisions. A study of Slovak Roma asylum-seekers in the Czech Republic in 1998-2006*

2007

1. Roman Horváth : *Estimating Time-Varying Policy Neutral Rate in Real Time*
2. Filip Žikeš : *Dependence Structure and Portfolio Diversification on Central European Stock Markets*
3. Martin Gregor : *The Pros and Cons of Banking Socialism*
4. František Turnovec : *Dochází k reálné diferenciaci ekonomických vysokoškolských vzdělávacích institucí na výzkumně zaměřené a výukově zaměřené?*
5. Jan Ámos Víšek : *The Instrumental Weighted Variables. Part I. Consistency*
6. Jan Ámos Víšek : *The Instrumental Weighted Variables. Part II. \sqrt{n} - consistency*
7. Jan Ámos Víšek : *The Instrumental Weighted Variables. Part III. Asymptotic Representation*
8. Adam Geršl : *Foreign Banks, Foreign Lending and Cross-Border Contagion: Evidence from the BIS Data*
9. Miloslav Vošvrda, Jan Kodera : *Goodwin's Predator-Prey Model with Endogenous Technological Progress*
10. Michal Bauer, Julie Chytilová : *Does Education Matter in Patience Formation? Evidence from Ugandan Villages*
11. Petr Jakubík : *Credit Risk in the Czech Economy*
12. Kamila Fialová : *Minimální mzda: vývoj a ekonomické souvislosti v České republice*
13. Martina Mysíková : *Trh práce žen: Gender pay gap a jeho determinanty*
14. Ondřej Schneider : *The EU Budget Dispute – A Blessing in Disguise?*
15. Jan Zápál : *Cyclical Bias in Government Spending: Evidence from New EU Member Countries*
16. Alexis Derviz : *Modeling Electronic FX Brokerage as a Fast Order-Driven Market under Heterogeneous Private Values and Information*
17. Martin Gregor : *Rozpočtová pravidla a rozpočtový proces: teorie, empirie a realita České republiky*

All papers can be downloaded at: <http://ies.fsv.cuni.cz>

