



Ekonomická  
fakulta  
Faculty  
of Economics

Jihočeská univerzita  
v Českých Budějovicích  
University of South Bohemia  
in České Budějovice

Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích  
Ekonomická fakulta  
Katedra účetnictví a financí

Diplomová práce

# Rozpočtové chování obcí v průběhu hospodářského cyklu

Vypracovala: Bc. Lucie Brožová  
Vedoucí práce: **doc. Ing. Milan Jílek, Ph.D.**

České Budějovice 2016



## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

(PROJEKTU, UMĚLECKÉHO DÍLA, UMĚLECKÉHO VÝKONU)

Jméno a příjmení: **Bc. Lucie BROŽOVÁ**  
Osobní číslo: **E14696**  
Studijní program: **N6208 Ekonomika a management**  
Studijní obor: **Účetnictví a finanční řízení podniku**  
Název tématu: **Rozpočtové chování obcí v průběhu hospodářského cyklu**  
Zadávající katedra: **Katedra účetnictví a financí**

### Z á s a d y p r o v y p r a c o v á n í :

#### Cíl práce:

Rozpočty obcí jsou relativně významnou součástí vládního sektoru. Vzhledem k odpovědnosti ústřední vlády za makroekonomickou stabilizaci je potřebné prohloubit poznání o chování rozpočtů obcí v průběhu hospodářského cyklu. Cílem práce je identifikovat rozpočtové chování obcí v ČR ve vztahu k hospodářskému cyklu.

#### Rámcový postup zpracování:

1. Rozpočty obcí v ČR, jejich příjmy a výdaje.
2. Faktory ovlivňující příjmy a výdaje obcí.
3. Hospodářský cyklus, jeho fáze, příčiny, metody analýzy.
4. Rozpočtové dopady hospodářského cyklu, obecné principy.
5. Rozpočtové dopady hospodářského cyklu na rozpočty obcí v ČR. Ekonomická analýza.
6. Diskreční opatření obcí v různých fázích hospodářského cyklu.
7. Diskreční opatření ústřední úrovně vlády ve vztahu k rozpočtům obcí v různých fázích hospodářského cyklu.

Zdrojem dat bude zejména Vládní finanční statistika (GFS) Ministerstva financí ČR, databáze ARAD ČNB, databáze ARIS, ÚFIS, Monitor Ministerstva financí ČR.

Rozsah grafických prací: **dle potřeby**  
Rozsah pracovní zprávy: **50-60 stran**  
Forma zpracování diplomové práce: **tištěná/elektronická**  
Seznam odborné literatury:

1. **BLOCHLIGER, H., CHARBIT, C., CAMPOS, J. M. P., & VAMMALLE, C. (2010). *Sub-central Governments and the Economic Crisis: Impact and Policy Responses*. OECD, Economics Department, OECD Economics Department Working Papers.**
2. **DAVEY, K. (2010). *The Impact of the Economic Downturn on Local Government in Europe. What Is Happening and What Can Be Done?*, OSF/LGI.**
3. **JÍLEK, J. (2007). *Ekonomické a sociální indikátory: od statistik k poznatkům*. Praha: Futura.**
5. **PEKOVÁ, J. (2011). *Finance územní samosprávy. Teorie a praxe v ČR*. Praha: Wolters Kluwer.**
6. **RODDEN, J. & WIBBELS, E. (2010). *Fiscal Decentralization And The Business Cycle: An Empirical Study Of Seven Federations*. *Economics & Politics*, 22(1), 37-67. doi: 0.1111/j.1468-0343.2009.00350.x**
7. **SPĚVÁČEK, V., ROJÍČEK, M., VINTROVÁ, R., ZAMRAZILOVÁ, E., ŽDÁREK, V. (2012). *Makroekonomická analýza*. Praha: Linde.**

Aktualizace zadání práce dne: **7. ledna 2016**

Vedoucí diplomové práce: **doc. Ing. Milan Jílek, Ph.D.**  
Katedra účetnictví a financí

Datum zadání diplomové práce: **3. března 2015**  
Termín odevzdání diplomové práce: **15. dubna 2016**

  
doc. Ing. Ladislav Rolínek, Ph.D.  
děkan

JIHOČESKÁ UNIVERZITA  
V ČESKÝCH BUDĚJOVICÍCH  
EKONOMICKÁ FAKULTA  
Studentská 13 (1)  
370 05 České Budějovice

  
doc. Ing. Milan Jílek, Ph.D.  
vedoucí katedry

V Českých Budějovicích dne 3. března 2015

## **Prohlášení**

Prohlašuji, že svoji bakalářskou práci jsem vypracovala samostatně pouze s použitím pramenů a literatury uvedených v seznamu citované literatury.

Prohlašuji, že v souladu s § 47 zákona č. 111/1998 Sb. v platném znění souhlasím se zveřejněním své bakalářské/diplomové práce, a to - v nezkrácené podobě/v úpravě vzniklé vypuštěním vyznačených částí archivovaných Ekonomickou fakultou - elektronickou cestou ve veřejně přístupné části databáze STAG provozované Jihočeskou univerzitou v Českých Budějovicích na jejích internetových stránkách, a to se zachováním mého autorského práva k odevzdanému textu této kvalifikační práce. Souhlasím dále s tím, aby toutéž elektronickou cestou byly v souladu s uvedeným ustanovením zákona č. 111/1998 Sb. zveřejněny posudky školitele a oponentů práce i záznam o průběhu a výsledku obhajoby kvalifikační práce. Rovněž souhlasím s porovnáním textu mé kvalifikační práce s databází kvalifikačních prací Theses.cz provozovanou Národním registrem vysokoškolských kvalifikačních prací a systémem na odhalování plagiátů.

V Českých Budějovicích dne 15. 4. 2016

.....

Bc. Lucie Brožová

## **Poděkování**

Velice děkuji vedoucímu mé diplomové práce doc. Ing. Milanu Jílkovi, Ph.D. za cenné rady, odborné připomínky a za vstřícné jednání, které mi poskytl při psaní této diplomové práce. Dále děkuji rodině za podporu při studiu.

# Obsah

1 Úvod.....	3
2 Přehled literatury.....	4
2.1 Územní samospráva .....	4
2.1.1 Fiskální decentralizace .....	5
2.2 Rozpočet obce .....	6
2.2.1 Rozpočtový proces .....	7
2.3 Příjmy rozpočtu.....	7
2.4 Výdaje rozpočtu .....	10
2.4.1 Rozpočtová odpovědnost obcí.....	11
2.5 Faktory ovlivňující příjmy a výdaje rozpočtu.....	13
2.5.1 Faktory ovlivňující příjmy rozpočtu.....	13
2.5.2 Faktory ovlivňující výdaje rozpočtu.....	15
2.6 Hospodářský cyklus .....	16
2.6.1 Přehled teorií a příčiny vzniku hospodářského cyklu .....	16
2.6.2 Fáze hospodářského cyklu.....	18
2.6.3 Analýza hospodářského cyklu.....	19
2.7 Fiskální politika a hospodářský cyklus .....	23
2.7.1 Fiskální cyklické politiky .....	23
2.7.2 Rozpočtové dopady hospodářského cyklu .....	24
2.7.3 Primární saldo versus cyklicky očištěné strukturální saldo.....	27
3 Metodika .....	31
3.1 Cíl.....	31
3.2 Výběrový soubor.....	31
3.3 Vybrané rozpočtové ukazatele rozpočtové skladby.....	31
3.4 Zdroje dat .....	32

3.5	Specifikace modelu panelové regresní analýzy .....	32
3.5.1	Definice proměnných zahrnutých do modelů .....	34
3.6	Výzkumné hypotézy.....	35
4	Výsledky .....	39
4.1	Vývoj hospodářského cyklu v České republice .....	39
4.2	Základní popisná statistika výběrového souboru a grafické řešení.....	40
4.3	Panelová regresní analýza .....	43
4.3.1	Stacionarita časových řad .....	43
4.3.2	Odhad regresních modelů a ekonometrické předpoklady .....	44
4.3.3	Výsledky regresních modelů pro proměnné $P_{1112}$ , $P_{134}$ a $P_{1511}$ .....	45
4.3.4	Výsledky regresních modelů pro proměnné $P_1$ , $P_2$ a $P_3$ .....	47
4.3.5	Výsledky regresních modelů pro proměnné $P_{41}$ a $P_{42}$ .....	48
4.3.6	Výsledky regresních modelů pro proměnné $P_{BV}$ a $V_6$ .....	50
4.3.7	Výsledky regresního modelu proměnné $Psaldo$ .....	52
4.4	Celkové vyhodnocení výsledků panelové regresní analýzy.....	53
4.5	Diskuse.....	58
5	Závěr .....	61
	Summary .....	63
	Seznam literatury .....	64
	Seznam tabulek a grafů	
	Seznam příloh	
	Přílohy	



# 1 Úvod

Obec, rozpočet, hospodářský cyklus. Každý z těchto pojmů v sobě ukrývá vlastní definici. Obec je základní jednotkou územní samosprávy. Každá obec spravuje ohraničené vlastní území, stará se o potřeby svých obyvatel, zabezpečuje pro ně veřejné statky a služby. V České republice eviduje Český statistický úřad k datu 1. 1. 2015 6253 obcí. Každá z těchto obcí má právo vlastnit majetek, hospodařit s majetkem a to prostřednictvím vlastního rozpočtu. Obecní rozpočet si lze představit ve dvou rovinách. Za prvé jako peněžní fond, do kterého jsou soustředěny peněžní prostředky získané z rozpočtové soustavy. Za druhé jako důležitý nástroj k prosazení cílů rozpočtové politiky. Z toho vyplývá, že každá obec může mít nastavený rozpočet jinak, podle toho, jaké rozpočtové cíle jsou pro ni prioritní. Rozpočet schvaluje zastupitelstvo obce, které je voleno každé čtyři roky ve volbách do obecních zastupitelstev. Na průběh rozpočtů mohou působit cyklické výkyvy ekonomiky neboli hospodářské cykly. Hospodářský cyklus se vyznačuje střídáním fází recese a expanze. Recese je stav, kdy se skutečný produkt nachází pod produktem potenciálním a ekonomika je v útlumu. V expanzi naopak je skutečný produkt vyšší než produkt potenciální. Ke stabilizaci cyklických výkyvů ekonomiky je vhodná proticyklická fiskální politika. Ta zavádí v expanzi vyšší daňové sazby a nižší výdaje a v recesi naopak. Spolu dohromady zmíněné úvodní pojmy naplňují téma této diplomové práce, které je zaměřené na prohloubení poznání chování rozpočtů obcí v průběhu hospodářského cyklu s cílem identifikovat rozpočtové chování obcí v České republice ve vztahu k hospodářskému cyklu.

Přehled literatury zmapuje problematiku tématu. První část se zaměří na obce. Bude popsán rozpočet a rozpočtový proces obce a identifikují se příjmy a výdaje obcí, včetně faktorů, které je ovlivňují. Druhá část bude definovat hospodářský cyklus. V této části budou popsány příčiny vzniku hospodářského cyklu, jeho fáze a metody analýzy hospodářského cyklu. Na závěr budou uvedené studie, které popisují rozpočtové dopady hospodářského cyklu. V praktické části dojde ke stanovení hlavní výzkumné hypotézy této diplomové práce. K ověření výzkumné hypotézy se využije ekonometrická analýza. Analýze budou podrobeny rozpočtové ukazatele zvolených obcí v České republice v časové řadě od roku 2001 do roku 2014. Analýza vybraných rozpočtových ukazatelů pomůže identifikovat rozpočtové chování obcí v průběhu hospodářského cyklu a vyhodnotit cíl práce a výzkumnou hypotézu.

## 2 Přehled literatury

V této diplomové práci lze přehled literatury rozdělit na dva celky. První celek je zaměřen na obce, je zde popsáno fungování územní samosprávy. Tato první část popisuje rozpočet a rozpočtový proces a identifikuje příjmy a výdaje obcí, včetně faktorů, které je ovlivňují. Druhý celek je zaměřen na hospodářský cyklus. V této části jsou popsány příčiny vzniku hospodářského cyklu, jeho fáze a metody analýzy hospodářského cyklu. Oba tyto celky vyústí v kapitole 2.7.2, kde jsou uvedené studie, které popisují rozpočtové dopady hospodářského cyklu. Teoretické poznatky získané z přehledu literatury budou následně využity pro praktickou část práce.

### 2.1 Územní samospráva

Peková (2011) označuje obec jako základní tradiční označení územních samosprávných celků. Zákon č.128/2000 Sb. o obcích označuje obec jako veřejnoprávní korporaci, jejíž hlavním znakem je vlastní majetek a hospodaření podle vlastního rozpočtu. Jílek (2008, s. 14) označuje územní samosprávu za decentralizované jednotky veřejné vlády. Provazníková (2009) zdůrazňuje, že úlohou územní samosprávy je zabezpečit pro své občany veřejné statky a služby.

Český statistický úřad eviduje k datu 1. 1. 2015 v České republice 6253 obcí. Mezi obce patří, obce (které nejsou městy), městyse, města, statutární města. Působnost hlavního města Prahy upravuje samostatný zákon č.131/2000 Sb. o hlavním městě Praze.

Působnost obcí se dělí na samostatnou a přenesenou. Přenesenou působnost vykonává obec vždy ve svém správním obvodu prostřednictvím obecního úřadu, kdy obec vydává nařízení obce. Provazníková (2009, s. 29) uvádí, že rozsah výkonu státní správy v přenesené působnosti má pro obce největší význam pro jejich rozlišení. Základní rozsah přenesené působnosti nalezneme u všech obcí. Poté máme obce s pověřeným obecním úřadem (388 obcí) a obce s rozšířenou působností (205 obcí). V rozsahu samostatné působnosti obec plní samosprávné funkce, vydává obecně závazné vyhlášky. Rozsah výkonu samostatné a přenesené působnosti je vymezen zákonem o obcích<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Zákon č. 128/2000 Sb. o obcích, ve znění pozdějších předpisů.

### 2.1.1 Fiskální decentralizace

Oddělení výkonu samostatné a přenesené působnosti znamená, že obce uplatňují model smíšené územní veřejné správy. Přesun pravomocí a odpovědností za veřejné funkce z ústřední úrovně vlády na územní samosprávy se označuje termínem decentralizace<sup>2</sup> (Jílek, 2008, s. 15). Fiskální decentralizace má stranu jednak příjmovou (daňovou zejména), ale také výdajovou. Daňové příjmy tvoří příjmy ze sdílených, svěřených a místních daní. Jestliže municipální rozpočty České republiky tvoří především sdílené daně, nese fiskální decentralizace hlavní podíl na podobě, struktuře a výsledku místních rozpočtů. Klíčem k úspěšné fiskální decentralizaci municipálních rozpočtů je zvýšení počtu svěřených daní, zvýšení podílu místních rozpočtů na sdílených daních, posílení daňové výtěžnosti místních daní, snižování velikosti poměru dotací, zvýšení odpovědnosti místní vlády za alokované prostředky (Hamerníková & Maatyová, 2010, s. 215). Peková (2011) uvádí, že postavení obcí je stále významnější především kvůli probíhající decentralizaci kompetencí a odpovědnosti za zabezpečování různých druhů veřejných statků pro obyvatele ze státu na územní samosprávu. Přesun finančních prostředků ze státní úrovně na místní probíhá uvnitř rozpočtové soustavy nejčastěji prostřednictvím účelových dotací, transferových plateb nenávratného charakteru, ale ani návratné platby nejsou výjimkou (Peková, 2011, s. 401).

Literatura zmiňuje tři fiskální funkce, funkce stabilizační, redistribuční a alokační, které lze rozlišit mírou centralizace, respektive decentralizace, na různých úrovních vlády. Za nejvíce centralizovanou ekonomové označují funkci stabilizační, jejímž prostřednictvím centrální vláda udržuje makroekonomickou stabilitu v zemi. Proti decentralizaci této funkce na nižší úrovně vlády mluví fakt, že územní samosprávy mají velice malé možnosti ovlivnit například monetární, kurzovou nebo daňovou politiku. Redistribuční funkce je zaměřena na spravedlivé rozdělení transferů obyvatelům a maximalizaci společenského blahobytu. Úplná decentralizace této funkce na nižší úrovni vlády může podnítit obyvatele k sociální migraci, podle složení redistribučních programů, z jedné územní samosprávy do druhé. Řešení naskýtá kombinace redistribučních programů na národní úrovni a sociálních programů na lokální úrovni. Zabezpečování veřejných statků má za úkol alokační funkce. Zde má decentralizace této funkce z centrální úrovně vlády na územní samosprávy pozitivní vliv na zlepšení blahobytu společnosti, protože nižší vládní úrovně mají znalosti o potřebách svých

---

<sup>2</sup> Problematice fiskální decentralizace v České republice se podrobně věnuje autor Jílek (2008) v publikaci „*Fiskální decentralizace, teorie a empirie*.“

občanů, o jejich preferencích a také přímé vazby mezi užitekem a daněmi zvýší ochotu občanů platit daně. Jako příklady statků veřejné potřeby, které zabezpečují města a obce, lze uvést školství, místní policie, požární ochrana, sociální služby, svoz komunálního odpadu, veřejné komunikace, veřejné osvětlení. (Jílek, 2008, s. 49 – 67)

## 2.2 Rozpočet obce

Územní rozpočty (rozpočty územních samosprávných celků) patří spolu se státním rozpočtem do soustavy veřejných rozpočtů v České republice. Územní rozpočty představují rozpočty krajů a obcí, dále rozpočty dobrovolných svazků obcí a rozpočty regionálních rad regionů soudržnosti. Kraje představují vyšší územní samosprávné celky a obce základní územní samosprávné celky (Peková, 2011, s. 403).

Tvorbu, postavení, obsah a funkce rozpočtů ÚSC upravuje zákon č. 250/2000 Sb. o rozpočtových pravidlech územních rozpočtů, ve znění pozdějších předpisů. Dle tohoto zákona je rozpočet finančním plánem, jímž se řídí financování činnosti územního samosprávného celku a svazku obcí. Odborná literatura charakterizuje rozpočet jako decentralizovaný peněžní fond, do kterého jsou soustředěny veřejné prostředky, které obec získá na základě přerozdělení v rozpočtové soustavě a které jsou určeny k financování veřejných a smíšených statků. Peková (2011) doplňuje, že rozpočet je důležitým nástrojem komunální politiky.

Obce sestavují rozpočet na příslušný kalendářní rok a jeho zpracování by mělo vycházet z rozpočtového výhledu. Na rozpočet je pohlíženo ze třech hledisek. První hledisko vnímá rozpočet jako bilanci příjmů a výdajů. Zde se porovnávají příjmy s výdaji. Při dosaženém přebytku je potřeba vytvořit rezervu na hospodaření v příštích letech. Naopak dosažený schodek je potřeba krýt z rezerv utvořených v minulých letech, nebo jiných zdrojů, a tak zaručit vyrovnanost bilance. Druhé hledisko vnímá rozpočet jako finanční plán. Je potřeba tvořit takový finanční plán, který respektuje hospodaření v minulých letech a vychází z reálných odhadů příjmů a výdajů. Při plánování příjmů a výdajů se obce také musí vyrovnávat s rozpočtovým omezením. Poslední hledisko vnímá rozpočet jako nástroj prosazování cílů municipální a regionální politiky. (Provazníková, 2009, s. 57 – 59)

Obce mohou sestavit rozpočet ve dvou částech. Běžná část rozpočtu je bilancí běžných příjmů a běžných výdajů. Tyto příjmy a výdaje mají opakující se charakter a je možné jejich výši naplánovat. Tato část rozpočtu by měla skončit jako přebytková.

Kapitálová část rozpočtu zahrnuje ty příjmy a výdaje, které mají jednorázový charakter. Jsou určeny na konkrétní investice. Tato část rozpočtu může skončit v mírném schodku. Případný schodek kapitálové části rozpočtu může vyrovnat přebytek běžné části rozpočtu. Oddělení běžné a kapitálové části umožní obcím provádět rozpočtové analýzy, včetně analýzy jednotlivých druhů daňových a nedaňových příjmů a uskutečněných výdajů. (Peková, 2011, s. 217)

### **2.2.1 Rozpočtový proces**

Autorka Provazníková (2009) rozpočtový proces definuje jako souhrn činností, které jsou nezbytné k hospodaření územního samosprávného celku v daném rozpočtovém období. Jak již bylo zmíněno, rozpočet obce je vypracován na jeden kalendářní rok. Rozpočtový proces obvykle trvá 1,5 roku. Rozpočtový proces začíná sestavením návrhu územního rozpočtu finančním odborem zpravidla v září. Poté rada obce, případně finanční výbor, návrh projedná. Obec je ze zákona povinna návrh rozpočtu vyvěsit na své úřední desce a to nejméně 15 dnů přede dnem projednávání a schválení na zasedání zastupitelstva obce. Sedmihradská (2008) uvádí, že schválený rozpočet je výsledkem politického rozhodnutí za přímé účasti veřejnosti. V průběhu roku následuje realizace rozpočtu a kontrola plnění. Kontrola rozpočtu podléhá finančnímu odboru, případně finanční komisi a výboru. Obec má možnost i v průběhu roku rozpočet změnit rozpočtovými opatřeními. Konec kalendářního roku pro obce znamená sestavení závěrečného účtu obce. Závěrečný účet, který sestavuje finanční odbor, obsahuje údaje o plnění příjmů a výdajů a další údaje o hospodaření s majetkem. Obec je povinna si nechat své hospodaření přezkoumat. Poslední částí je schválení závěrečného účtu na zasedání zastupitelstva obce. Autorka Peková (2011, s. 408) připomíná, že je potřeba v průběhu rozpočtového procesu dodržovat rozpočtové zásady, mezi které patří například úplnost a jednotnost rozpočtu, dlouhodobá vyrovnanost, hospodárnost a efektivita rozpočtu a zásada publicity.

## **2.3 Příjmy rozpočtu**

Závazné třídění příjmů i výdajů upravuje rozpočtová skladba<sup>3</sup>. Nejčastěji zmiňované třídění příjmů a výdajů je z těchto čtyř hledisek odpovědnostního, druhového, odvětvového a konsolidačního. Odpovědnostní třídění je povinné pro státní rozpočet.

---

<sup>3</sup> Vyhláška ministerstva financí č. 323/2002 Sb. ze dne 2. července 2002 o rozpočtové skladbě, ve znění pozdějších předpisů.

Druhové třídění je povinné pro územní samosprávu a rozlišuje tyto třídy příjmů: Třída 1 – Daňové příjmy – daně z příjmů, zisku a kapitálových výnosů, daně ze zboží a služeb, poplatky z vybraných činností, daně a cla za zboží služby ze zahraničí, majetkové daně, povinné pojistné, ostatní daňové příjmy.

Třída 2 – Nedaňové příjmy – příjmy z vlastní činnosti, odvody přebytků organizací, příjmy z pronájmu, příjmy z úroků, z podílu na zisku a dividend, přijaté sankční platby a vratky transferů, příjmy z prodeje nekapitálového majetku, ostatní nedaňové příjmy, přijaté splátky půjčených prostředků, příjmy sdílené s nadnárodním orgánem.

Třída 3 – Kapitálové příjmy – příjmy z prodeje dlouhodobého majetku a ostatní kapitálové příjmy, příjmy z prodeje akcií, majetkových podílů a dluhopisů.

Třída 4 – Přijaté transfery – neinvestiční a investiční přijaté transfery od veřejných rozpočtů ústřední úrovně, územní úrovně, převody z vlastních fondů a z vlastní pokladny, neinvestiční a investiční přijaté transfery ze zahraničí.

Autorka Peková (2011, s. 445) příjmy rozděluje na vlastní příjmy a přijaté dotace. Vlastní příjmy dále dělí na kapitálové a běžné. Běžné příjmy tvoří 1. a 2. třída a kapitálové příjmy tvoří 3. třída. Přijaté dotace rozděluje na běžné (neinvestiční) a kapitálové (investiční).

V roce 2014 dosáhly celkové příjmy obcí a DSO 279,1 mld. Kč. Nejvýznamněji se na této částce podílely daňové příjmy, které dosáhly částky 170,1 mld. Kč a tvoří tak více než 60 % celkových příjmů obcí. Daňové příjmy upravuje zákon o rozpočtovém určení daní<sup>4</sup>. Podle novely tohoto zákona od 1. 1. 2013 připadá obci 100% výnos daně z nemovitých věcí<sup>5</sup>. Výnos dosáhl v roce 2014 částky 10,0 mld. Kč. Obce mohou výnos daně z nemovitých věcí navýšit zavedením tzv. místního koeficientu<sup>6</sup> ve výši 2, 3, 4 nebo 5, kterým se vynásobí daňová povinnost poplatníka za jednotlivé nemovitosti. Další daní, která plyne do rozpočtu obcí, je daň z přidané hodnoty. Obce obdrží 20,83 % podílu z celostátního výnosu DPH. V roce 2014 příjem dosáhl částky 67,6 mld. Kč. V roce 2014 celkový výnos daně z příjmů fyzických osob činil 37,2 mld. Kč. Z toho do rozpočtu obcí plyne z celostátního výnosu 22,87 % DPFO ze závislé činnosti, 23,58 %

<sup>4</sup> Zákon č. 243/2000 Sb., o rozpočtovém určení výnosů některých daní územním samosprávným celkům a některým státním fondům (zákon o rozpočtovém určení daní), ve znění pozdějších předpisů.

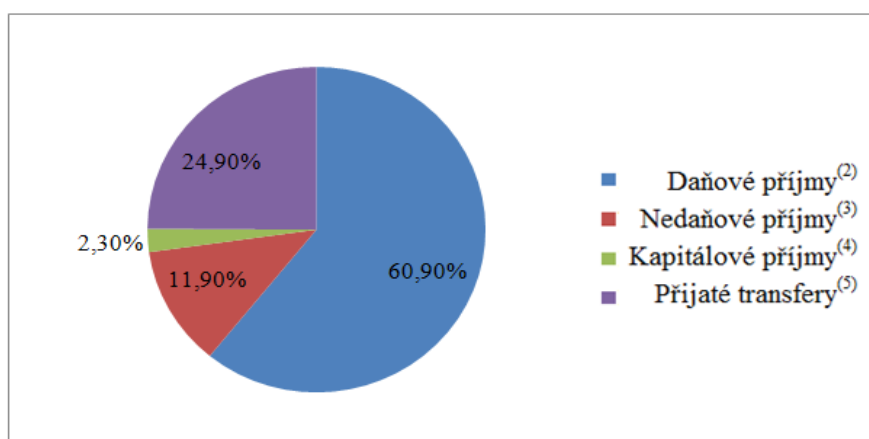
<sup>5</sup> Příjemcem je ta obec, na jejímž území se nemovitost nachází.

<sup>6</sup> V roce 2014 zavedlo místní koeficient na svém území 514 obcí. Přehled platných koeficientů pro podání přiznání k dani z nemovitých věcí je možné nalézt na stránkách finanční správy dostupné z: [http://adisreg.mfcr.cz/adistc/adis/idpr\\_reg/dne/koef/vyhledani.faces](http://adisreg.mfcr.cz/adistc/adis/idpr_reg/dne/koef/vyhledani.faces)

DPFO vybíraná srážkou. V případě DPFO ze samostatně výdělečné činnosti plyne obcím podíl 23,58 % z 60% celostátního výnosu. Pro obce je objemově nejvýznamnější DPFO ze závislé činnosti a funkčních požitků, kdy v roce 2014 obdržely z této daně 31,4 mld. Kč. U daně z příjmů právnických osob došlo v roce 2014 k výnosu 39,3 mld. Kč. Pro doplnění obcím plyne podíl z celostátního výnosu daně z příjmů právnických osob (bez daně placené obcemi a kraji) ve výši 23,58 %. Do třídy daňové příjmy patří také místní poplatky z vybraných činností a služeb, jejichž výše v roce 2014 dosáhla 5,1 mld. Kč. (zákon č.243/2000 Sb.; Státní závěrečný účet územních rozpočtů, 2014, MFČR)

Nedaňové příjmy tvoří na celkových příjmech 11,9 %, to je 33,3 mld. Kč. Kapitálové příjmy zaujímají se 2,3 % na celkových příjmech nejmenší podíl. Do kapitálových příjmů patří příjmy z prodeje dlouhodobého majetku, které dosáhly v roce 2014 částky 5,4 mld. Kč. Poslední částí příjmů obcí, avšak svým objemem druhá nejvýznamnější, jsou přijaté transfery ze státního rozpočtu, ze státních fondů, z rozpočtů krajů a regionálních rad. Celkový objem přijatých transferů činil v roce 2014 69,5 mld. Kč, to je 24,9 % na celkových příjmech. Nejobjemnější jsou transfery ze státního rozpočtu, jejichž výše činila 46,3 mld. Kč. (Státní závěrečný účet územních rozpočtů, 2014, MFČR)

Graf 1: Příjmy obcí dle druhového členění rozpočtové skladby (v %).<sup>(1)</sup>



<sup>(1)</sup> Municipality revenues according of species classification of budget structure (in %); <sup>(2)</sup> Tax revenues; <sup>(3)</sup> Non-tax revenues; <sup>(4)</sup> Capital revenues; <sup>(5)</sup> Received transfers. Zdroj: Státní závěrečný účet, 2014, MFČR, vlastní zpracování

V této kapitole byly definovány příjmy, které tvoří rozpočty obcí. Pilný (2014) ve svém článku „Hospodaření s majetkem obcí“ uvádí tyto tři hlavní zdroje příjmů - výnosy z rozpočtového určení daní, výnosy z obecního majetku a výnosy z dotací poskytovaných z národních i evropských zdrojů. To jakým způsobem mohou obce

ovlivnit a navýšit vlastní zdroje příjmů je efektivní hospodaření s municipálním především dlouhodobým majetkem. Majetek je tvořen nejčastěji nemovitostmi, movitými věcmi, majetkovými právy, peněžními prostředky a cennými papíry. Majetek mohou obce využívat k veřejně prospěšným účelům, k výkonu vlastní samosprávy, k podnikání či k nákupu cenných papírů. Obce jako vlastníky majetku mají právo na držbu majetku, jeho užívání, pronájem majetku, ručit majetkem, nebo ho prodat. Autor zdůrazňuje, že dostatečné množství majetku municipalit posiluje ekonomickou i politickou nezávislost příslušné obce. Z dlouhodobého hlediska lze za stabilní příjmy považovat příjmy z pronájmu majetku. Z bezprostředního prodeje majetku může obec hradit nové investiční záměry. Díky tomu, že obce budou svůj majetek vlastnit, si také otevírají cestu k získání úvěru. Mezi možnostmi, jak využít majetek, autor uvádí pronájem zemědělské a lesní půdy, ale u této možnosti jsou velmi nízké výnosy. Další možností je kapitalizace majetku hmotného do majetku kapitálových společností, nehmotného do forem cenných papírů a majetkových účastí, kapitalizace pozemků pro nákup státních dluhopisů. Další možností je směna pozemků s privátními zájemci a poslední je úprava územního plánu obce, kdy po převodu zemědělských pozemků na pozemky stavební mohou obce za jejich prodej inkasovat cenu více než 10 krát větší.

## **2.4 Výdaje rozpočtu**

Rozpočtová skladba podle druhového třídění obsahuje tyto druhy výdajů:

Třída 5 – Běžné výdaje – platy a podobné a související výdaje, neinvestiční nákupy a související výdaje, neinvestiční transfery soukromoprávním subjektům, neinvestiční transfery veřejnoprávním subjektům a mezi peněžními fondy téhož subjektu, neinvestiční transfery obyvatelstvu, neinvestiční transfery do zahraničí, neinvestiční půjčené prostředky, neinvestiční převody Národnímu fondu, ostatní neinvestiční výdaje.

Třída 6 – Kapitálové výdaje – investiční nákupy a související výdaje, nákup akcií a majetkových podílů, investiční transfery, investiční půjčené prostředky, investiční převody Národnímu fondu, ostatní kapitálové výdaje.

Druhové třídění příjmů a výdajů obsahuje třídu 8 nazvanou financování, která se váže k příjmům i výdajům. Obsahem této třídy podle rozpočtové skladby je:

Třída 8 – Financování – financování z tuzemska, financování ze zahraničí, pohyby na účtech pro financování nepatřící na jiné financující položky, aktivní financování z jaderného a důchodového účtu, opravné položky k peněžním operacím.



Cílem této třídy 8 je poskytnout pohled na to, jakým způsobem jsou příjmy a výdaje financovány. Stavové údaje o finančních prostředcích na bankovních účtech umožní sestavit účetní výkaz<sup>7</sup> o plnění příjmů a výdajů. Poté má tato třída návaznost na zjištěné saldo rozpočtu. V případě schodku má financování kladné znaménko (dochází ke snížení peněžních prostředků a zvýšení závazků) a u přebytku naopak. Veškeré operace v této třídě se provádějí netto způsobem (Provazníková, 2009, s. 118).

Celkové výdaje obcí dosáhly v roce 2014 270,6 mld. Kč. Běžné výdaje zajišťující provoz obcí celkově dosáhly 180,3 mld. Kč. Běžné výdaje tvoří 66,6 % celkových výdajů. Nejvýznamnější položky běžných výdajů jsou platy za provedenou práci, nákup služeb, neinvestiční transfery vlastním příspěvkovým organizacím. Kapitálové výdaje dosáhly v roce 2014 částky 90,3 mld. Kč a tvoří tak 33,4 % celkových výdajů. V tomto roce vykázaly kapitálové výdaje vysoký nárůst o 21,2 mld. Kč oproti předchozímu roku. Došlo tak ke změně, protože v posledních letech kapitálové výdaje vždy vykazovaly meziroční pokles, a tak v roce 2014 předčil růst kapitálových výdajů růst běžných výdajů. Nejvýznamnější položkou kapitálových výdajů jsou investiční nákupy a související výdaje, které dosáhly částky 78,3 mld. Kč. (Státní závěrečný účet územních rozpočtů, 2014, MFČR)

Peková (2011, s. 507 – 523) uvádí, že na objem a strukturu výdajů má vliv rozsah přenesené a samostatné působnosti, dále velikost obcí a počet obyvatel. Většinu běžných výdajů autorka charakterizuje jako mandatorní, tedy ty, které jsou ze zákona obce povinny vydávat na zabezpečení veřejných statků a jejichž výši obce nemohou ovlivnit. Peková (2011, s. 523) uvádí, že mandatorní výdaje představují v letech 2005 až 2007 v průměru za Českou republiku 76 % běžných výdajů.

#### **2.4.1 Rozpočtová odpovědnost obcí**

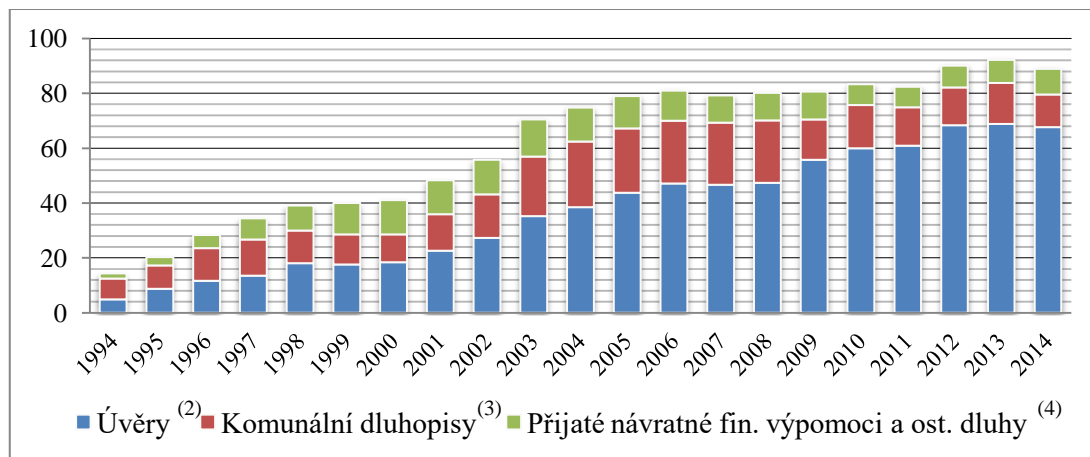
Fiskální decentralizace a s ní spojená decentralizace kompetencí na obce v rámci jejich přenesené působnosti měla za následek růst běžných výdajů obcí. Tyto běžné výdaje jsou určeny k zabezpečování veřejných statků a tvoří v roce 2014 66,6 % celkových výdajů. Jílek (2008, s. 386) uvádí, že vysoká dynamika běžných výdajů vede k deficitním rozpočtům obcí a k růstu jejich zadlužení, avšak výše tohoto zadlužení není

---

<sup>7</sup> Výkaz pro hodnocení plnění rozpočtů územních samosprávných celků a dobrovolných svazků obcí jsou obce povinny předkládat Ministerstvu financí pravidelně měsíčně.

na celkové výši veřejného dluhu<sup>8</sup> problematická, nýbrž problematické je samotné zadlužení jednotlivých obcí. Následující graf popisuje výši celkového zadlužení obcí v jednotlivých letech a ukazuje jejich složení.

Graf 2: Souhrnné údaje o zadluženosti obcí ČR v letech 1994 – 2014 (v mld. Kč)<sup>(1)</sup>



<sup>(1)</sup> Aggregate data municipal debt in the Czech Republic in the years 1994 – 2014 (in billion CZK); <sup>(2)</sup> Loans; <sup>(3)</sup> Municipal bonds; <sup>(4)</sup> Received repayable borrowings and other debts. Zdroj: Státní závěrečné účty, MFČR, vlastní zpracování

Problém se zadlužeností všech veřejných institucí tudíž i územně samosprávných celků by měl řešit připravovaný zákon o pravidlech rozpočtové odpovědnosti, jehož návrh vláda schválila v únoru roku 2015. Cílem této „finanční ústavy“ (jak se zákonu přezdívá) je dosáhnout zdravých a dlouhodobě udržitelných veřejných financí, zajistit rozpočtovou kázeň, zvýšení transparentnosti rozpočtového procesu. Pro územně samosprávné celky to znamená, že zadlužení by nemělo přesáhnout 60 % průměru jejich celkových příjmů za poslední čtyři roky. V případě přesáhnutí této hranice musí ÚSC dluh v příštím kalendářním roce snížit o nejméně 5 % z rozdílu mezi výší svého dluhu a 60 % průměru svých příjmů za poslední 4 rozpočtové roky. Zákon myslí také na obce, které nebudou svůj dluh řešit a to tak, že jim stát pozastaví převod podílu z výnosu daní, na které mají obce nárok podle rozpočtového určení daní. Zákon dále stanovuje, že ÚSC svůj rozpočet na následující rok mohou schválit pouze jako přebytkový nebo vyrovnaný. Schodkový rozpočet je přijatelný pouze v případě, když bude uhrazen finančními prostředky z minulých let nebo návratnou finanční výpomocí. Ke zvýšení transparentnosti a informovanosti veřejnosti má přispět povinnost, podle které budou muset obce zveřejnit na své webové stránce a úřední desce minimálně 15 dnů před projednáváním návrh rozpočtu, návrh střednědobého výhledu rozpočtu

<sup>8</sup> Podíl dluhu obcí na veřejném dluhu nyní dosahuje okolo 10 %. Vývoj veřejného dluhu mapují internetové stránky <http://www.verejnydluh.cz/>.

a návrh závěrečného účtu obce. Na své webové stránce do 30 dnů ode dne schválení obec zveřejní rozpočet, střednědobý výhled rozpočtu a závěrečný účet. Takováto podoba zákona je v souladu s požadavky Evropské unie. (Matej, 2015)

## 2.5 Faktory ovlivňující příjmy a výdaje rozpočtu

Předchozí dvě kapitoly se podrobně věnovaly popisu příjmů a výdajů rozpočtu. Tato kapitola se pokusí zmapovat faktory, které ovlivňují velikost příjmů a výdajů.

### 2.5.1 Faktory ovlivňující příjmy rozpočtu

Příjmy lze rozdělit na daňové, nedaňové, kapitálové a přijaté transfery. Největší část příjmů tvoří daňové příjmy. Daňové příjmy zahrnují sdílené daně, které v České republice tvoří daň z příjmů fyzických osob, daň z příjmů právnických osob a daň z přidané hodnoty. Národní úroveň legislativně prostřednictvím rozpočtového určení daní upravuje, jak bude rozdělen výnos z těchto vybraných daní mezi rozpočty krajů, obcí a státní rozpočet. V případě finanční krize se doporučuje zvýšení podílu daní přidělených územně samosprávným celkům (Blöchliger a kolektiv, 2010). Faktor, který upravuje podíl obce na objemu sdílených daní, je počet obyvatel. Zákon o rozpočtovém určení daní uvádí koeficienty a násobky postupných přechodů, které jsou rozdílné právě podle počtu obyvatel v obci. Provazníková (2009, s. 146) uvádí, že obce mají minimální možnost ovlivnit daňový výnos ze sdílených daní.

Obcím plyne podle rozpočtového určení daní podíl 23,58 % z 60% celostátního výnosu a v případě, že má v obci trvalé bydliště podnikatel, tak má obec nárok na 30 % výnosu z této daně. Košťátková Stránská (2012) uvádí jednoznačný příklad, jak významně může pomoci malé obci trvalé bydliště podnikatele. V obci Modrava (velikostní kategorie do 300 obyvatel) se výnos z DPFO ze samostatně výdělečné činnosti v roce 2007 oproti roku 2006 zvýšil o 1791,45 % poté, co se zde přihlásil k trvalému pobytu významný podnikatel. Obec se může snažit navýšit své daňové příjmy právě vytvářením vhodných podmínek pro podnikatele.

Dále daňové příjmy tvoří místní daně. V České republice je zastupuje položka místní poplatky z vybraných činností a služeb. Pro obce zde platí fiskální autonomie ve výběru druhu poplatků a ve stanovení výši zdanění. Tato fiskální autonomie (resp. daňová pravomoc) je omezena zákonem o místních poplatcích<sup>9</sup> a zákonem o odpadech<sup>10</sup>. Jako

<sup>9</sup> Zákon č. 565/1990 Sb., o místních poplatcích, ve znění pozdějších předpisů.

<sup>10</sup> Zákon č. 185/2001 Sb., o odpadech a o změně některých dalších zákonů.

příklady lze uvést poplatků za provoz systému shromažďování, sběru, přepravy, třídění komunálních odpadů, poplatků ze psů, lázeňský či rekreační poplatek, poplatek ze vstupného (Jílek, 2008, s. 138).

Daňové příjmy zahrnují daň z nemovitých věcí, jejíž 100% výnos náleží obci, na jejímž území se nemovitost nachází. Zde hraje roli faktor místní koeficient<sup>11</sup>. Při jeho zavedení ve výši 2, 3, 4 nebo 5 může obec od roku 2009 výnos z této daně na základě vlastní vůle zvýšit. K doplnění dále u této daně existuje korekční koeficient podle počtu obyvatel, kterým lze upravit sazbu daně ze staveb a stavebních pozemků, koeficient 1,5 pro jednotlivé druhy staveb v celé obci a možnost osvobození zemědělských pozemků od daně z pozemků.

Faktor, který může pomoci zvýšit příjmy rozpočtu obcí je kapitálová a majetková vybavenost obce. Dostatečná majetková vybavenost může obcím poskytnout možnost získat finanční zdroje zhodnocením nebo pronájmem majetku. Tyto příjmy tvoří třída 2 nedaňové příjmy, kam patří příjmy z pronájmu majetku, z vlastního podnikání. K Majetkové vybavenosti se řadí také třída 3 kapitálové příjmy, ve které se projeví příjmy z prodeje obecního majetku. Tímto prodejem může obec získat dodatečné finanční prostředky pro nové investiční akce, nebo se zajistit při špatné hospodářské situaci (Peková, 2011, s. 447 – 474).

Nyní budou rozlišeny vlivy, které působí na příjmovou i výdajovou stránku rozpočtu obce, diskreční a cyklické. Nejprve budou zmíněny v krátkosti diskreční vlivy a vlivy působení vestavěných stabilizátorů. Pavelka (2007, s. 228) označuje diskreční neboli záměrnou politiku takovou, kdy vláda přijímá opatření na základě svého volného rozhodování. Diskreční opatření se promítají nejčastěji ve změně struktury a výši daní, ve změně investičních výdajů a politice zaměstnanosti. K podpoře ekonomiky se doporučuje expanzivní diskreční politika ve formě snížení daní a zvýšení investičních výdajů. V ekonomice působí automaticky vestavěné stabilizátory. Podpora v nezaměstnanosti zmírňuje propad národněhospodářského produktu ve fázi recese a progresivní míra zdanění tlumí růst národněhospodářského produktu ve fázi expanze (Pavelka, 2007, s. 226).

V rámci cyklických vlivů lze zmínit tyto faktory. Pokles příjmů, který lze očekávat v návaznosti na hospodářskou recesi, může být vyrovnán zvýšením poskytnutých

---

<sup>11</sup> Zákon č. 338/1992 Sb. o dani z nemovitých věcí, ve znění pozdějších předpisů.

transferů z ústřední úrovně rozpočtů. Ty lze najít v třídě 4 přijaté transfery a lze je rozdělit na neinvestiční a investiční. Pro připomenutí tyto transfery tvoří čtvrtinu celkových příjmů obcí. Avšak jak uvádí Blöchliger a kolektiv (2010) v případě nastalé ekonomické krize reaguje dotační systém se zpožděním za ekonomickým cyklem.

V příjmové stránce obcí může být zaznamenán faktor politického cyklu. Právě zastupitelé určují způsob získávání příjmů. V případech, kdy to legislativa umožňuje, obec může přistoupit k zavedení místních poplatků, dani z nemovitých věcí nebo může nedostatek příjmů hradit pomocí úvěrů. Nebo naopak zruší před volbami některé místní daně a poplatky. A v neposlední řadě faktor, který dopadá na všechny druhy příjmů je, hospodářský cyklus. Jak se chovají jednotlivé příjmy obcí v jeho průběhu, bude analyzováno v praktické části této diplomové práce.

### **2.5.2 Faktory ovlivňující výdaje rozpočtu**

Provazníková (2009, s. 211) mezi faktory ovlivňující výdajovou stránku rozpočtu obcí uvádí:

- nemožnost stanovení odlišných mzdových tarifů, než jsou na národní úrovni,
- povinnost ze zákona poskytovat řadu statků a služeb, a zároveň dodržovat určitou kvalitu poskytovaných statků a služeb,
- omezená autonomnost ve výdajích na údržbu a provoz,
- celková ekonomická situace ve vztahu ústřední a místní vlády.

Peková (2011, s. 270) doplňuje, že věková a sociální struktura obyvatel má vliv na složení lokálních a regionálních veřejných statků. Jiné potřeby a investiční záměry bude prosazovat mladší obyvatelstvo oproti generačně staršímu.

Kanovová (2015) ve své diplomové práci na obcích České republiky pomocí panelové regresní analýzy zjistila, že výdaje obcí ovlivňují faktory, jako jsou příslušnost obce k určitému kraji, rozsah přenesené působnosti obce, roky voleb do zastupitelstev obcí, existence zřizované příspěvkové organizace či právnické osoby, hustota osídlení obce, zastavěná plocha obce a počet žáků ve školách zřizovaných obcí.

Dle druhového třídění rozpočtové skladby lze výdaje rozdělit na běžné a kapitálové. Běžné výdaje tvořily v průměru za Českou republiku v letech 2005 až 2007 76 % mandatorní výdaje (Peková, 2011, s. 523). Mandatorní výdaje jsou obligatorní povahy, to znamená, že jejich výše a struktura je dána zákonnými normami. Jako příklady mandatorních výdajů lze uvést výdaje na zastupitele a správu, výdaje na přenesenou

působnost obcí, doprava a komunikace, školní zařízení, kultura, veřejné plochy, sociální péče, veřejné osvětlení, nakládání s odpady a další (Peková, 2011, s. 514 – 534). V případě, že se obec bude snažit výdajovou stranu rozpočtu omezit, bude muset omezit kapitálové výdaje, především výdaje investiční povahy, které obec může ovlivnit.

V minulosti provedené studie<sup>12</sup> politického cyklu na municipální úrovni prokázaly vliv faktoru politického cyklu na investiční výdaje. V předvolebním roce bývají tyto výdaje vyšší než v roce po volbách.

Faktor, který ovlivňuje příjmy i výdaje, je faktor hospodářského cyklu. Jednotlivé fáze cyklu budou mít odlišný dopad jak na příjmovou, tak na výdajovou stránku rozpočtu. Tato problematika je uvedena v kapitole 2.7.2.

## 2.6 Hospodářský cyklus

Nordhaus a Samuelson (2007, s. 468) definují hospodářský cyklus jako výkyvy ve výstupu, příjmech a zaměstnanosti, které postihují celou ekonomiku a jejichž délka je mezi dvěma až deseti lety. Dále zmiňují, že pro tyto výkyvy je charakteristická ekonomická expanze nebo naopak útlum ve většině sektorů ekonomiky najednou. Holman (2001, s. 508) ekonomické výkyvy rozděluje na strukturální a cyklické, avšak cyklické výkyvy nazývá hospodářské cykly. Czesaný (2006, s. 20) pod pojmem „cyklus“ vyjadřuje opakovatelnost vzestupné a sestupné fáze, ovšem bez periodické povahy.

### 2.6.1 Přehled teorií a příčiny vzniku hospodářského cyklu

Tato podkapitola nabídne krátký exkurz do historie vývoje teorií, které se zabývaly hospodářskými cykly, společně s představiteli těchto teorií.

Předkeynesiánské teorie z první třetiny 20. století zmiňují psychologické teorie, základy měnové teorie a inovační teorie. Představiteli psychologické teorie jsou ekonomové Pigou, Bagehot a Mills. Tato teorie zjednodušeně vysvětluje hospodářské cykly tím, že lidé svá pesimistická či optimistická očekávání předávají na další jedince, přičemž optimismus se pojí s expanzí, která stimuluje investice a pesimismus naopak. Základy měnové teorie položili představitelé K. Wicksell, F. von Hayek

---

<sup>12</sup> Sedmíhradská, L., Kubík, R., & Haas, J. (2011). Political business cycle in Czech municipalities. *Prague Economic Paper*, 20(1), 59–70.

Veiga, L. G., & Veiga, F. J. (2007). Political business cycles at the municipal level. *Public Choice*, 131(1-2), 45-64.

Sakurai, S. N., & Menezes-Filho, N. A. (2008). Fiscal policy and reelection in Brazilian municipalities. *Public Choice*, 137(1-2), 301-314.

a R. G. Hawtrey. Podle Wicksella vznikl hospodářský cyklus změnou peněžní zásoby, kterou způsobila odchylka mezi přirozenou a tržní úrokovou mírou. Řešit cyklus by měla centrální banka, a to tak, že při růstu cenové hladiny je potřeba provést restriktivní politiku, aby peněžní úroková míra vzrostla a naopak. Hayek tuto teorii doplnil o peněžní výklad hospodářského cyklu, kdy k cyklickým poruchám dochází z nerovnoměrnosti pohybu jednotlivých cen. Hayek zavedl pojem „neutrální peníze“, které měly cyklické poruchy vyřešit. Inovační teorii z 30. let 20. století představil Joseph Schumpeter. Významné objevy a inovace mají za následek nabídkový šok, který vede k růstu (expanzi), ale po skončení inovační vlny dojde k prudkému zpomalení (recesi). Otázku, proč expanze neprobíhá hladce, vysvětlil tím, že inovace jsou neočekávanou záležitostí v čase. V této teorii Schumpeter rozlišoval tři typy inovačních vln podle jejich doby trvání, a to na Kondratěvovy dlouhé vlny, Juglarovy střední vlny a Kitchinovy krátké vlny (Czesaný, 2006, s. 7 – 14).

Keynesiánská teorie vysvětlovala hospodářské cykly jako střídavé vlny investičního pesimismu a optimismu, které mají za následek změny v agregátní poptávce a následné změny ve výkonnosti ekonomiky. Keynes byl zastáncem fiskální politiky prostřednictvím vládních výdajů a daní. Do Keynesiánské teorie patří teorie akcelérátoru a multiplikátoru. Akcelérátor při expanzi vyvolá zrychlený růst investic a na tento růst investic multiplikátor reaguje zrychleným růstem reálného produktu. Společné působení těchto dvou mechanismů vede ke konjunktúře ekonomiky. Někteří ekonomové se domnívají, že působení obou procesů při vychýlení ekonomiky z rovnováhy podpoří cyklické kolísání. Nová konzervativní ekonomie v 60. a 70. letech 20. století představuje dvě teorie. Monetaristická teorie v čele s M. Friedmanem má základ v kvantitativní teorii peněz, kdy nestabilita peněžní zásoby má za následek cyklický vývoj ekonomiky. Friedman označuje jako důsledek hospodářského cyklu nedokonalé informace a zmiňuje model „peněžní iluze“. Na rozdíl od Keynesa je zastáncem měnové politiky a minimálních státních zásahů do ekonomiky. Nová klasická makroekonomie uvedla teorii rovnovážného hospodářského cyklu ekonomů R. Lucase, T. Sargenta a R. Barro. Zdrojem hospodářského cyklu podle teorie je nesprávné posouzení pohybu cen a mezd, které mají za následek, že v době recese chybné vysoké mzdové nároky zaměstnanců vedou k vyšší nezaměstnanosti a k nižšímu produktu (Czesaný, 2006, s. 14 – 17).

Teorie reálných hospodářských cyklů z 80 let. 20. století říká, že technologické inovace a šoky v jednom sektoru hospodářství se přenesou na celé hospodářství a vytvoří tak expanzi ekonomiky. Příčina hospodářského cyklu je ve změně agregátní nabídky a ne poptávky. Představiteli této školy jsou E. Prescott, P. Long a C. Plosser. V teorii politického cyklu politici před volbami svoje šance na znovuzvolení podporují expanzivní politikou, zvyšují vládní výdaje a snižují daně, provádějí libivá opatření a naopak po volbách přichází restriktivní opatření. Zde se cyklus pravidelně opakuje. Představiteli jsou ekonomové W. Nordhaus a E. Tufte (Samuelson & Nordhaus, 2007, s. 471).

Literatura příčiny vzniku cyklických výkyvů dělí na vnitřní a vnější nebo na monetární a reálné. Vnější příčiny přicházejí z vně systému pomocí faktorů, jako jsou války, revoluce, vývoj cen ropy, přírodní zdroje, technologické objevy, inovace, klimatické podmínky. Vnitřní příčiny vychází uvnitř ekonomiky. Příkladem je již zmíněný model multiplikátoru-akceleratoru, kdy růst investic vyvolá růst výstupu až do doby kapacitního omezení, poté se výstup zpomalí. (Samuelson & Nordhaus, 2007, s. 470).

Monetární a reálné příčiny cyklických výkyvů popisuje Holman (2001, s. 511 – 513). Monetární příčiny souvisí se změnami peněžní zásoby, které způsobí poptávkové šoky. Monetární příčiny vycházejí ze základu měnové teorie. Reálné příčiny vycházejí z investiční optimistické a pesimistické vlny J. M. Keynesa a Schumpeterovi inovační vlny. Holman (2001) dodává, že cyklus nevylučuje možnost obou příčin najednou.

Czesaný (2006) zmiňuje mezi příčinami kontrakce nabídkové a poptávkové šoky, cykličnost cen zboží ve 20. století, deflaci, díky které dlužníci vrací hodnotnější peníze, nestálost cen aktiv, cykličnost vývoje trhu dluhopisů (v době recese se doporučuje dluhopisy nakupovat) a vývoj cen nemovitostí (v době recese ceny nemovitostí klesají).

### **2.6.2 Fáze hospodářského cyklu**

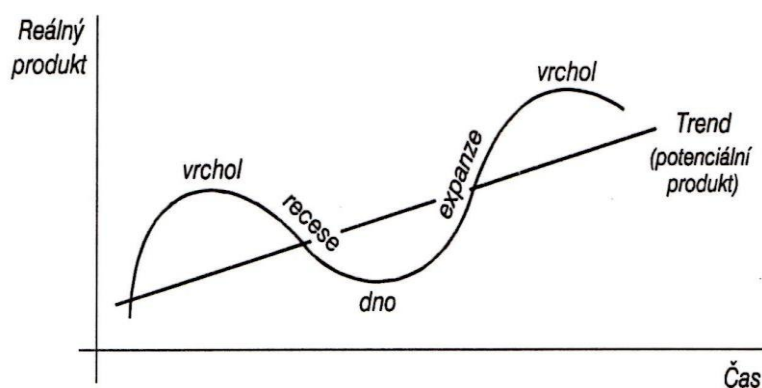
Ekonomové definují dvě hlavní fáze hospodářského cyklu expanzi (konjunktura) a recesi (kontrakce). Body oddělující tyto dvě fáze od sebe se nazývají vrchol a sedlo. Recese nastává při útlumu ekonomiky, kdy dochází k poklesu reálného produktu, důchodů a zaměstnanosti v časovém období 6 až 12 měsíci. V případě dlouho trvající recese se může ekonomika dostat až do deprese. Mezi faktory, které značí nástup recese, patří pokles spotřebitelských nákupů a s ním spojený růst firemních zásob, pokles



investic, pokles poptávky po práci, zisky firem se díky nižším cenám snižují, inflace zpomaluje. Při expanzi tyto faktory mají opačné působení (Samuelson & Nordhaus, 2007, s. 468 – 469).

Při otázce, jak dlouho trvají hospodářské cykly, odborná literatura nejčastěji zmiňuje tyto typy cyklů. Krátkodobé cykly Kitchinovy o délce 3 až 5 let, střednědobé Juglarovy o délce 7 až 11 let, dlouhodobé Kuznetsovy s dobou trvání 15 až 25 let a poslední Kondratěvovy cykly dlouhé 55 až 60 let (Czesaný, 2006, s. 23). Avšak ekonomové Romer (2012), Nordhaus a Samuelson (2007) jasně hovoří o tom, že se hospodářské cykly objevují nepravidelně, každý hospodářský cyklus má jiný nejen průběh, ale i úroveň vrcholů a sedel, není zde cyklický vzor. Následující graf zobrazuje schéma hospodářského cyklu, tak jak je možné ho nejčastěji najít v odborné literatuře.

Graf 3: Schéma hospodářského cyklu<sup>(1)</sup>



<sup>(1)</sup> *Scheme of the economic cycle*, Zdroj: Pavelka, 2007, s. 100

### 2.6.3 Analýza hospodářského cyklu

K analýze cyklických výkyvů lze přistoupit ze dvou pojetí. Klasické pojetí a měření cyklů je založeno na střídání absolutních poklesů či vzestupů produktu. Z praktického hlediska je využitelnější růstové pojetí, které vnímá fáze jako odchylky reálného produktu od svého trendu neboli potenciálního produktu<sup>13</sup>. V době expanze je tempo růstu reálného produktu vyšší než tempo růstu potenciálního produktu. V době recese je to naopak. Tuto situaci zobrazuje schéma hospodářského cyklu na obrázku č. 1. Růstové pojetí je vhodné pro ekonomiky s vysokým tempem růstu a pro tranzitivní ekonomiky. Nevýhodou je závislost použité metody při rozlišení trendu a cyklu (Czesaný, 2006, s. 22).

<sup>13</sup> Literatura potenciální produkt definuje jako produkt, kterého ekonomika dosáhne při použití veškerých výrobních zdrojů. Potenciální produkt je produkt očištěný o vliv hospodářského cyklu (Spěváček a kolektiv, 2012).

Pro analýzu hospodářského cyklu lze využít indikátor hrubého domácího produktu, index průmyslové produkce a kompozitní indikátor.

Nejvíce používaný indikátor je hrubý domácí produkt. K analýze hospodářského cyklu se používají skutečné hodnoty HDP ve stálých cenách. Cílem je z hodnot této časové řady pomocí statistické metody určit potenciální produkt (trend) a mezeru produktu<sup>14</sup>. Spěváček a kolektiv (2012) uvádí, že k odhadu potenciálního produktu (anebo produkční mezery) lze použít jednoduchých filtrů - Hodrick-Prescottova filtru (HP) nebo Christiana-Fitzgeraldova filtru (CF), vícenásobných filtrů – př. Kalmanův filtr (KF), časového trendu – lineárního, popřípadě odhad tzv.  $\beta$ -konvergence, anebo často v literaturách zmiňovanou produkční funkci<sup>15</sup>. Nejpoužívanější je HP filtr pro jeho jednoduchost a nenáročnost na vstupní data. „*Základem je algoritmus spočívající v minimalizaci hodnot dané proměnné  $y_t$  od proměnné  $y_t^*$  definující trend (extrakce trendu) při zvoleném koeficientu  $\lambda$  (vyhlazovací konstantě, tzv. Lagrangeův multiplikátor)*“ (Spěváček a kolektiv 2012, s. 247). Hodrick-Prescott filtr zobrazuje následující funkční předpis.

$$\sum_{t=1}^T (\ln y_t - \ln y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\ln y_{t+1}^* - \ln y_t^*) - (\ln y_t^* - \ln y_{t-1}^*)]^2 \rightarrow \min \quad (1)$$

Hájek a Bezděk (2001) vidí dvě hlavní nevýhody v použití HP filtru. První nevýhoda je, že neexistuje předepsaná správná hodnota vyhlazovací konstanty  $\lambda$ . Druhá nevýhoda je tzv. koncový problém, který nastane, pokud začátek a konec časové řady nezachycuje ekonomiku ve stejné fázi cyklu. Tento problém se dá vyřešit, pokud se časová řada posune dopředu o predikční hodnoty. Při použití Coob-Douglasovy produkční funkce<sup>16</sup> Spěváček a kolektiv (2012, s. 248) zmiňují problémy s vymezením vstupních hodnot jako je zásoba kapitálu, množství použité práce, odhad podílu připadajícího na faktor z mezního produktu. Czesaný (2006, s. 22) uvádí, že výhodou produkční funkce je disponibilita dat.

K odhadu potenciálního produktu a produkční mezery existuje tedy celá řada metod. Ovšem výsledky odhadu potenciálního produktu a produkční mezery se v závislosti na

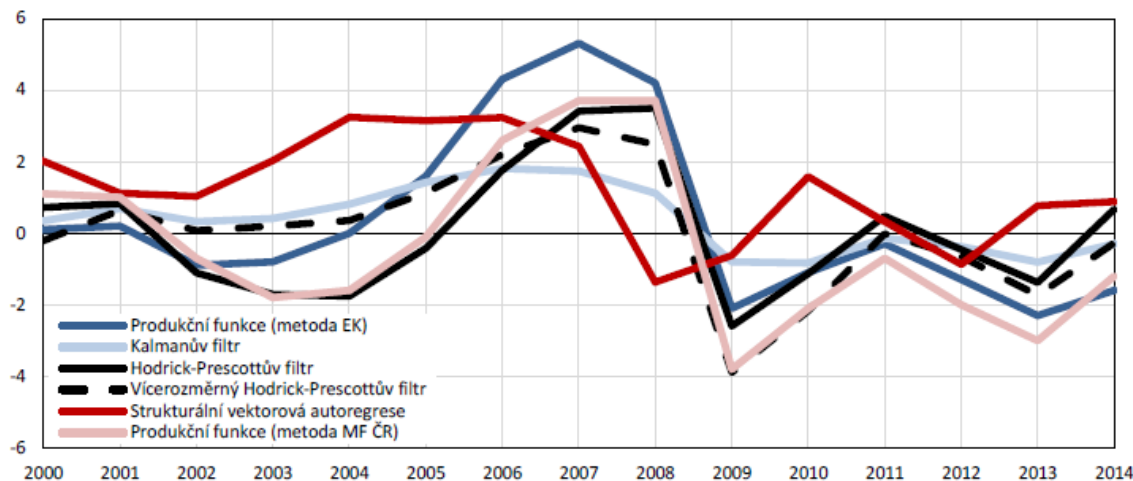
<sup>14</sup>Mezera produktu identifikuje pozici ekonomiky v cyklu a je definována jako odchylka skutečného produktu od produktu potenciálního. Mezera produktu může nabývat kladných i záporných hodnot (Kloudová, 2013).

<sup>15</sup> Odhad potenciálního produktu pomocí HP filtru a produkční funkce popisují autoři Hájek, M a Bezděk, V. (2001) ve studii „Odhad potenciálního produktu a produkční mezery v České republice.“

<sup>16</sup> Coob- Douglas produkční funkce je ve tvaru:  $Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$ , kde  $A_t$  je souhrnné produktivita faktorů,  $K_t$  je zásoba kapitálu,  $N_t$  je množství práce,  $\alpha$  je podíl zisků na vytvořeném produktu,  $(1-\alpha)$  je podíl mezd.

použité metodě liší. Následující graf prezentuje výsledky odhadu produkční mezery aplikací vybraných metod na data ČR.

Graf 4: Výsledky výpočtů mezery produktu na datech ČR (v % potenciálního produktu)<sup>(1)</sup>



<sup>(1)</sup> *The results of calculations output gap data for the Czech Republic (in% of GDP). Zdroj: Lang & Mareš, 2015, s. 9*

Tkáčová (2014) pro sledování cyklického vývoje uvádí ve světě často používaný index průmyslové produkce (IPP). Jeho nespornou výhodou jsou měsíční údaje oproti HDP, který poskytuje čtvrtletní údaje. IPP je tak lepší pro podrobnější analýzu a přesnější predikci. Autorka uvádí, že pro českou ekonomiku tento index není vhodný, protože dostatečně nesleduje trend české ekonomiky a v minulosti došlo k metodickým změnám jeho výpočtu.

Při analýze a monitorování hospodářského cyklu je již dlouhodobě využíváno kompozitních indikátorů. Ty jsou složeny z cyklických indikátorů a dokážou určit aktuální fázi a budoucí vývoj hospodářského cyklu. Tyto cyklické indikátory jsou rozděleny do tří skupin. První skupina jsou předstihové indikátory (leading indicators). Tyto indikátory dokážou zaznamenat obrat v jejich vývojové křivce v předstihu před hospodářským cyklem. Mají predikční charakter. Mezi tyto indikátory patří indexy akciových trhů, nové zakázky a objednávky průmyslu, průměrný počet odpracovaných hodin, cenový index citlivých komodit a další. Druhou skupinu tvoří souběžné indikátory (coincident indicators). Jejich časový vývoj je souběžný s vývojem ekonomiky. Potvrzují nebo vyvracejí danou pozici ekonomiky, a patří mezi ně například tržby průmyslu a obchodu, průmyslová produkce, zaměstnanost, důchody, mzdy a platy obyvatelstva. Do třetí skupiny patří opožděné indikátory (lagging indicators), jejichž vývoj zaostává za realitou ekonomického vývoje ekonomiky. Používají se spíše

k potvrzení průběhu hospodářského cyklu. Výběr cyklických indikátorů do kompozitního indikátoru je určen na základě jejich ekonomické významnosti, vypovídací hodnoty, předpovědní schopností (Tkáčová, 2014; Czesaný, 2006).

Následující tabulka č. 1 přehledně zobrazuje vhodnost jednotlivých indikátorů pro monitorování hospodářského cyklu v České republice.

Tabulka 1: Srovnání indikátorů pro monitorování hospodářského cyklu v ČR<sup>(1)</sup>

Sledované oblasti <sup>(2)</sup>	HDP <sup>(3)</sup>	Index průmyslové produkce <sup>(4)</sup>	Kompozitní indikátor <sup>(5)</sup>
<b>Organizace, které ho používají pro ČR<sup>(6)</sup></b>	Eurostat, ČSÚ (modifikovaná podoba) <sup>(12)</sup>	OECD	Pro českou ekonomiku dosud nebyl vypočítaný <sup>(13)</sup>
<b>Periodicita<sup>(7)</sup></b>	Čtvrtletní (měsíční pro vybrané země OECD, ne pro ČR) <sup>(14)</sup>	Měsíční <sup>(15)</sup>	Může být měsíční i čtvrtletní v závislosti na volbě časové řady <sup>(16)</sup>
<b>Časová dostupnost daného indikátoru<sup>(8)</sup></b>	Zpoždění jednoho až dvou čtvrtletní kvůli náročnosti výpočtu <sup>(17)</sup>	Zpoždění jednoho měsíce <sup>(18)</sup>	Zpoždění podle dostupnosti komponentů <sup>(19)</sup>
<b>Ekonomickou oblast, kterou reprezentuje<sup>(9)</sup></b>	Celá ekonomika <sup>(20)</sup>	Průmysl <sup>(21)</sup>	Celá ekonomika
<b>Vhodnost pro sledování českého hospodářského cyklu<sup>(10)</sup></b>	Ano <sup>(22)</sup>	Ne <sup>(23)</sup>	Ano <sup>(22)</sup>
<b>Složitost výpočtu<sup>(11)</sup></b>	Ano <sup>(22)</sup>	Ne <sup>(23)</sup>	Ano (ale jen při tvorbě, ne při následném používání) <sup>(24)</sup>

<sup>(1)</sup> Comparison of indicators for monitoring the business cycle in the Czech Republic; <sup>(2)</sup> Monitored area; <sup>(3)</sup> GDP; <sup>(4)</sup> Index of industrial production; <sup>(5)</sup> Composite indicator; <sup>(6)</sup> Organizations that use it for Czech Republic; <sup>(7)</sup> Periodicity; <sup>(8)</sup> Time availability of the indicator; <sup>(9)</sup> Economic area it represents; <sup>(10)</sup> Suitability for monitoring the Czech business cycle; <sup>(11)</sup> Complexity of the calculation; <sup>(12)</sup> Eurostat, the Czech Statistical Office (modified form); <sup>(13)</sup> Unavailable for the Czech economy; <sup>(14)</sup> Quarterly (monthly for selected OECD countries, not for ČR); <sup>(15)</sup> Monthly; <sup>(16)</sup> It may be monthly or quarterly depending on the choice of the time series; <sup>(17)</sup> Lag one to two quarterly for complexity calculating; <sup>(18)</sup> Lag of one month; <sup>(19)</sup> Lag by the availability of components; <sup>(20)</sup> The whole economy; <sup>(21)</sup> Industry; <sup>(22)</sup> Yes; <sup>(23)</sup> NO; <sup>(24)</sup> Yes (but only in the creation, not during subsequent using).

Zdroj: Tkáčová, 2014.

## 2.7 Fiskální politika a hospodářský cyklus

V této kapitole budou definovány typy fiskálních politik ve vztahu k hospodářskému cyklu, dále budou zmíněny studie, které se zaměřují na rozpočtové dopady hospodářského cyklu na jednotlivé fiskální proměnné a ke konci kapitoly budou rozlišeny pojmy primární saldo a cyklicky očištěné strukturální saldo.

### 2.7.1 Fiskální cyklické politiky

V případě, že je ekonomika postižena cyklickými výkyvy, existují dva typy cyklických fiskálních politik. Fiskální politika může být ve vztahu k hospodářskému cyklu proticyklická a procyklická. Kaminsky a kolektiv (2004) definují fiskální politiky cykličnosti takto:

- Proticyklická (countercyclical) fiskální politika zavádí nižší vládní výdaje a vyšší daňové sazby v konjunktúře. Fiskální politika funguje proticyklicky, protože bude mít tendenci stabilizovat hospodářský cyklus. V případě recese by proticyklická politika fungovala tak, že by vláda zvýšila výdaje a snížila by daňové sazby. Výsledkem je fiskální politika kontrakční v konjunktúře a expanzivní v době hospodářského poklesu.
- Procyklická (procyclical) fiskální politika zahrnuje vyšší vládní výdaje a nižší daňové sazby v expanzi. V recesi by situace byla opačná - nižší vládní výdaje a vyšší sazby daně. Tato fiskální politika bude mít tendenci posílit hospodářský cyklus. Výsledkem je fiskální politika expanzivní v hospodářském růstu a kontrakční v recesi.

Již v minulosti provedené studie<sup>17</sup> potvrdily, že procyklická fiskální politika se uskutečňuje v Latinské Americe. Další studie<sup>18</sup> prokázaly procyklickou politiku především v rozvojových zemích. V zemích OECD je obvykle pozorována proticyklická politika. Autoři Alesina a Tabellini (2005) se ve své studii pokusili vysvětlit procyklickou politiku rozvojových zemí, při které se v období expanze výdaje zvyšují, daně snižují a v recesi naopak. První vysvětlení využívá nabídku úvěrů. V době recese si rozvojové země půjčit peněžní prostředky nemohou nebo pouze za vysoké úrokové sazby. To znamená, že nemohou utrácet více peněz a musí omezit své výdaje. Na to se dá reagovat otázkou, proč země nevytváří rezervy v dobrých časech, aby

<sup>17</sup> Gavin M., Perotti, R. (1997): „Fiscal Policy in Latin America“.

<sup>18</sup> Talvi, E., Végh, A. (2005): „Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries.“

mohly čelit výpůjčním omezením? Vstupuje zde politický problém. Voliči vidí vládu jako zkorumpovanou, která může část svých příjmů vyhradit jako politické nájemné. Nájemné se týká vládních úředníků, prospěšné zájmové skupiny, přátel z vlády. A tak v době expanze voliči požadují vyšší užitek pro sebe formou lepších veřejných statků a nižší daně, protože se obávají, že dostupné zdroje by se staly předmětem nájemného. Tento argument se dá použít i pro vysvětlení, proč vlády nehromadí aktiva. Závěry autorů potvrzují, že zkorumpované země mají více procyklickou politiku.

Kaminsky a kolektiv (2004) studovali cyklické vlastnosti kapitálových toků a fiskální a monetární politiky pro 104 zemí od roku 1960 až 2003. Jejich práce přinesla tyto výsledky. Čisté kapitálové příjmy jsou procyklické, protože vnější půjčky se zvyšují v dobách prosperity. Fiskální politika je procyklická výrazně v zemích se středně vysokými příjmy, protože se v době expanze vládní výdaje zvyšují. Měnová politika pro rozvíjející se trhy je procyklická, protože sazby jsou nižší v době prosperity a poslední výsledek značí, že v rozvojových zemích je příliv kapitálu spojen s expanzivní makroekonomickou politikou. Zatímco makroekonomické politiky v zemích OECD se zdají být zaměřeny především na stabilizaci hospodářského cyklu, tak makroekonomické politiky v rozvojových zemích posilují hospodářský cyklus.

### **2.7.2 Rozpočtové dopady hospodářského cyklu**

Předchozí podkapitola byla zaměřena na definování fiskálních cyklických politik ve vztahu k hospodářskému cyklu. Tato kapitola zmiňuje studie, které se zabývají tématem rozpočtových dopadů hospodářského cyklu na jednotlivé fiskální proměnné.

Dopad hospodářského cyklu na centrální a místní úrovně vlády a jejich fiskální proměnné mapuje studie autorů Blöchliger, Charbit, Campos a Vammalle (2010). Jejich výzkum se zaměřil na země OECD v letech 1980 až 2005. Data pro výzkum získali z národních účtů OECD a OECD Economic Outlook databáze. K identifikaci cyklu autoři použili mezeru produktu (output gap). Poté studie detailněji zkoumala vztah pomocí korelačního koeficientu mezi mezerou produktu a fiskálními proměnnými. Jmenovitě čisté půjčky (net lending), příjmy (revenues), výdaje (expenditure), investice (investment) a dotace (grant). Kladné znaménko korelačního koeficientu znamená proticykličnost, negativní znaménko značí procykličnost. Dle závěrů studie jsou rozpočtové dopady hospodářského cyklu následující:

- Korelace mezi čistými půjčkami a velikostí mezery produktu potvrzuje, že sub-centrální rozpočtová reakce byla obecně slabší a méně proticyklická než na centrální úrovni, ačkoli se obraz značně liší v jednotlivých zemích. Zatímco rozpočty centrální vlády ve většině zemí reagovaly poměrně rychle a proticyklicky při hospodářském poklesu, reakce příslušných místních rozpočtů byla mnohem pomalejší. Výjimky z tohoto pravidla jsou Kanada a Německo, kde centrální úroveň vlády mají velkou výdajovou odpovědnost a to vede k provádění proticyklické fiskální politiky ve značném rozsahu. Nízké korelační koeficienty značí, že místní rozpočty reagovaly procyklicky než státní nebo krajské rozpočty. Obecně platí, že sub-centrální úroveň mají tendenci se rychle posunout směrem k vyrovnanému rozpočtu po cyklickém šoku. Čím delší je doba zpoždění, tím jsou korelační koeficienty více negativní, což naznačuje však procykličnost sub-centrální fiskální politiky v některých zemích.

- Příjmy ukazují velice podobné cyklické vzory chování na všech centrálních úrovních. Příjmy rostou rychleji během konjunktury a naopak pomaleji při hospodářském poklesu. Ovšem reakce daňových příjmů na cykly se může v jednotlivých zemích lišit jejich daňovým systémem. Obecně platí, že příjmy na sub-centrální úrovni reagují na hospodářský cyklus se zpožděním jednoho nebo dvou let na rozdíl od centrální úrovně vlády. Zpožděné reakce příjmů na místní úrovni poukazují na rozdíly v příjmech mezi centrální a sub-centrální vládou a zejména na úlohu mezivládních dotací v průběhu cyklu.

- Výdaje se chovají proticyklicky na obou úrovních vlády, s tím, že nárůst výdajů je nižší při ekonomickém poklesu. Nicméně výdaje na místní úrovni kolísají v průměru u zhruba dvou třetin zemí OECD méně než ústřední vládní výdaje. Vstupují zde faktory například institucionální nastavení, výskyt fiskálních pravidel, role mezivládních dotací, různé povinnosti výdajů či oblastí politiky napříč úrovněmi státní správy. Sub-centrální úrovně jsou často zodpovědné za méně cyklicky náchylné oblasti.

- Zatímco běžné výdaje se u sub-centrální úrovně vlády zdály být stabilnější, tak investice jsou značně nestálé. Je to z toho důvodu, že investice lze lehce omezit, zatímco například mandatorní výdaje nikoli. V případě investic nelze moc dobře rozeznat cyklický vzor chování. Ovšem zkušenosti zemí ukazují, že investice následují volební cyklus. Investiční výdaje jsou nejvyšší v roce před volbami a nižší v povolebním roce.

- Vlastní daňové příjmy a mezivládní dotace jsou dva hlavní zdroje příjmů sub-centrální úrovně vlády. Mezivládní dotace jsou více nestálé a také více procyklické než vlastní daňové příjmy. To platí na centrální i sub-centrální úrovni ve dvou třetinách zemí. Mezivládní dotace nezmírnily výkyvy vlastních daňových příjmů sub-centrální úrovně, ale často je zhoršily. V mnoha zemích dotační systém reagoval se zpožděním jednoho či dvou let za cyklem. To poukazuje na opožděné rozhodování o výdajích na vyšších úrovních státní správy.

Autoři tvrdí, že nelze ignorovat sub-centrální úrovně vlády v zemích OECD a jejich úlohu ve fiskální politice, jelikož tvoří 31 % celkových vládních výdajů, 22 % daňových příjmů a 66 % veřejných investic. Ne všechny vlády reagují na cyklické výkyvy stejně. Zatímco fiskální politika většiny ústředních vlád je expanzivní, aby zmírnila krizi, tak jinak se chovají sub-centrální úrovně. Pouze polovina zemí na sub-centrální úrovni provedla proticyklickou politiku. Druhá polovina spíše omezila výdaje a zvýšila daně, což potenciálně ohrožuje fiskální politiku centrálních vlád. Proto ústřední úrovně vlády vytvořily řadu stimulačních opatření, které mají zmírnit následky krize na sub-centrální úrovni. Opatření obsahují zvýšení dotací poskytovaných centrální úrovni místní úrovni, uvolnění centrálně zavedených fiskálních pravidel, dodatečné transfery na podporu investičních programů, které by se jinak neuskutečnily, dále zvedání výpůjčních omezení, poskytování účelových půjček, a dále dočasně navýšily podíl jejich příjmů ze sdílených daní. Krize ukázala, že vlády musí koordinovat svou fiskální politiku napříč úrovněmi státní správy kvůli makroekonomické soudržnosti a účinnosti v poskytování veřejných služeb.

Jílek (2008, s. 353) uvádí, že velké územní samosprávy při plánování své investiční politiky zohledňují vývoj hospodářského cyklu a snaží se tak ke stabilizaci využít proticyklickou politiku. Také může nastat situace, kdy územní samospráva může po centrální vládě požadovat určité fiskální výhody za uskutečněnou proticyklickou politiku, protože centrální vláda je zodpovědná za makroekonomickou stabilitu.

Fiskální decentralizační reformy vyvolávají obavy centrálních vlád ze ztráty kontroly nad rozpočtem a riziku nemožnosti provádět stabilizační makroekonomickou politiku v dobách finanční krize. Toto tvrzení vyvrací studie autorů Bartolini, Sacchi, Salotti a Santolini (2015). Jejich studie na 19 zemí OECD v letech 1980 až 2010, za použití metody nejmenších čtverců - OLS odhadů a dvoustupňové metody nejmenších čtverců - 2SLS odhadů, ukázala, že naopak decentralizované výdaje zlepšují centrální salda bez



dotčení místních rozpočtů, čímž dojde ke zlepšení fiskální pozice země, navíc je účinek zesílen s kombinací s daňovou autonomií. Dle výsledků analýzy 1% nárůst decentralizačních výdajů zlepšuje celkové vládní rozpočtové saldo o 3,7 %.

Při analýze dopadu hospodářského cyklu na fiskální proměnné, jako například vládní výdaje, anebo daně, většina studií opomíjí zahrnutí důležité proměnné saldo rozpočtu. To může mít za následek zkreslení odhadovaných koeficientů jednotlivých fiskálních proměnných. Proto je potřeba zkoumat fiskální proměnné společně se saldem rozpočtu. (Drobiszová & Machová, 2015).

### **2.7.3 Primární saldo versus cyklicky očištěné strukturální saldo**

Ke stanovení závislosti rozpočtových ukazatelů na ekonomických, demografických, institucionálních a politických proměnných se využívá odhadu parametrů fiskálních reakčních funkcí. Jako vysvětlovaná proměnná nejčastěji vystupuje cyklicky očištěné primární saldo (v případech, kdy se vysvětluje diskreční chování vlády), popřípadě primární saldo (v případech, kdy předmětem zájmu je celkové chování rozpočtu včetně automatických stabilizátorů). Tato podkapitola je zaměřena na odlišení primárního a cyklicky očištěného strukturálního salda rozpočtu.

Skutečné saldo rozpočtu obsahuje cyklickou a strukturální složku. Strukturální složka je ovlivněna diskreční vládní politikou. Cyklická složka vyjadřuje vliv vývoje ekonomiky prostřednictvím působení automatických stabilizátorů.

K odhadu cyklicky očištěného salda je potřeba znát elasticity rozpočtových položek vládního sektoru citlivých na cyklické změny HDP. Na příjmové straně patří mezi položky citlivé na hospodářský cyklus daň z přidané hodnoty, spotřební daně, daň z příjmů fyzických osob a právnických osob, příspěvky na sociální zabezpečení a dovozní cla. Na výdajové straně je jediná citlivá položka a to dávky podpory v nezaměstnanosti. Česká republika využívá pro výpočet cyklické složky hodnoty elasticit stanovené Evropskou komisí. Přehled hodnot elasticit příjmů a výdajů vládního sektoru obsahuje následující tabulka.

Tabulka 2: Elasticita příjmů a výdajů vládního sektoru k produkční mezeře<sup>(1)</sup>

Rozpočtové položky <sup>(2)</sup>	do 2008 <sup>(3)</sup>	2008 - 2014	od 2014 <sup>(4)</sup>
Daň z přidané hodnoty <sup>(5)</sup>	1,00	1,00	1,00
Spotřební daně <sup>(6)</sup>	1,00	1,00	1,00
Daň z příjmů právnických osob <sup>(7)</sup>	1,39	1,39	1,78
Daň z příjmů fyzických osob <sup>(8)</sup>	1,19	1,00	1,65
Příspěvky na soc. zabezpečení <sup>(9)</sup>	0,80	0,80	0,86
Clo <sup>(10)</sup>	1,00	1,00	1,00
Dávky v nezaměstnanosti <sup>(11)</sup>	-3,30	-3,30	-2,45

<sup>(1)</sup> Elasticity of revenue and expenditure of the government sector to the output gap; <sup>(2)</sup> Budget items; <sup>(3)</sup> Until 2008; <sup>(4)</sup> From 2014; <sup>(5)</sup> Value added tax; <sup>(6)</sup> Consumption tax; <sup>(7)</sup> Corporate income tax; <sup>(8)</sup> Personal income tax; <sup>(9)</sup> Contributions to social security; <sup>(10)</sup> Duty; <sup>(11)</sup> Unemployment benefit. Zdroj: Fiskální výhled, MFČR, 2014

Z údajů je vidět, že nejvíce citlivou položkou na hospodářský cyklus jsou dávky v nezaměstnanosti a lze je považovat na výdajové straně za nejúčinnější vestavěný stabilizátor. Na straně příjmů lze za nejvhodnější stabilizátor označit daň z příjmů právnických osob, která vykazuje nejvyšší elasticitu. Nepřímé daně mají dlouhodobě elasticitu jednotkovou. Příspěvky na sociální zabezpečení vykazují elasticitu menší než jednotkovou, a tudíž se jeví jako nejméně účinný stabilizátor (Machová, 2011; MFČR, 2014).

Když se skutečné saldo očistí o cyklické saldo a odečtou se jednorázové či přechodné operace, tak se získá strukturální saldo rozpočtu (Structural Balance)<sup>19</sup>. K odhadu strukturální a cyklické složky celkového deficitu je zapotřebí získat potenciální produkt a mezeru produktu. Ovšem již v kapitole 2.6.3 bylo naznačeno, že výpočet obou složek není jednoduchou záležitostí. I strukturální saldo lze oddělit na dvě složky, přičemž první složka se nazývá systematické saldo, které vychází z rozhodnutí vlády o změnách příjmů a výdajů v reakci na ekonomickou situaci a druhá složka je nesystematické saldo, které vychází z mimoekonomických skutečností. Strukturální saldo je nezávislé na hospodářském cyklu, protože strukturální problémy vychází z nastavení veřejných financí v ekonomice. Dále podává informace o uskutečněné fiskální politice vlády a pomocí tohoto salda lze určit, zda fiskální politika působí pro nebo proticyklicky v ekonomice. (Spěváček a kolektiv 2012, s. 242 - 246)

<sup>19</sup> Ukázkou výpočtu cyklicky očištěného salda v České republice lze nalézt ve studii autora Pikhart, Z. (2013). „Možnosti hodnocení fiskální pozice a stabilizační fiskální politika“. Aktuální hodnoty strukturálního salda a jeho vývoj lze nalézt v periodicky vydávaném fiskálním výhledu Ministerstva Financí. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/makroekonomika/fiskalni-vyhled>

Ovšem i když strukturální saldo vychází z vlivu diskreční vládní politiky, tak obsahuje složku nediskreční povahy, a to úroky z veřejného dluhu. Tento problém řeší primární saldo, respektive cyklicky očištěné (strukturální) primární saldo (Jílek, 2008, s. 367).

Primární rozpočtové saldo (Primary Balance) lze definovat jako „*deficit vymezený saldem příjmů a výdajů po vyloučení úrokových plateb*“ (Spěvák a kolektiv 2012, s. 242). Jílek (2008, s. 367) doplňuje, že „*primární saldo se snaží měřit saldo veřejného rozpočtu vyplývající z diskrečních opatření vlády*“. Statistika OECD definuje primární saldo jako vládní čisté výpůjčky (net borrowing) nebo čisté půjčky (net lending) bez úroků z konsolidovaných vládních závazků. Význam primárního salda je k vyjádření dlouhodobé udržitelnosti veřejných financí. Na základě číselných kritérií lze určit, zda je tento deficit vůči ekonomické situaci nadměrný či nikoli (Jílek, 2008, s. 367).

Z uvedeného rozlišení rozpočtových sald vyplývá, že pro cíl této diplomové práce se lépe hodí primární rozpočtové saldo, které vypovídá o celkovém chování rozpočtu včetně automatických stabilizátorů.

Autoři Pikhart, Pfeifer a Chmelová (2015) ve své studii „*Reakční funkce a udržitelnost fiskální politiky*“<sup>20</sup> použili k odhadu reakční funkce v zemích Evropské unie regresní model panelových dat se zohledněním individuálních vlivů jednotlivých zemí. Data jsou použita od roku 1996 do roku 2013. Jako vysvětlovanou závisle proměnnou zvolili primární saldo vlády. Mezi vysvětlující proměnné zařadili mezeru produktu, podíl výdajů na HDP, kvalitu institucionálního prostředí, výnos desetiletých vládních dluhopisů, cenu ropy Brent a CPI. Autoři postupovali tak, že rozdělili země do čtyř skupin, pro každou skupinu sestavili šest modelů, v každém modelu vystupuje jako vysvětlující proměnná zpožděná dluhová kvóta, mezera výstupu a zpožděná hodnota primárního salda. Poté je postupně přidáváno po jedné vysvětlující proměnné do každého modelu. Závěry jejich studie jsou následující. Úroveň zadlužení negativně ovlivňuje úroková sazba, od roku 2008 finanční krize a další vlivy. Země nejvíce zasažené krizí v letech 2009 až 2013 dosahují nejvyšší úrovně primárního deficitu a dluhu. Od roku 2008 je zaznamenán ve všech zemích růst vládních výdajů. U primárního deficitu se neprokázal jasný trend, ale lze na základě strukturální nevyrovnanosti konstatovat, že v době silné expanze je uplatněna expanzivní politika a

---

<sup>20</sup> Fiskální udržitelnost lze definovat jako úroveň vládního dluhu, již je možné obsluhovat bez nerealisticky rozsáhlých budoucích korekcí bilance vládních příjmů a výdajů (Pikhart a kolektiv, 2015).

při poklesu hospodářské výkonnosti nastupuje restriktivní politika. Při posouzení jednotlivých proměnných se ukázalo, že fiskální politika ve všech zemích má spíše procyklický charakter, protože se strukturální primární deficit v době expanze zvyšuje.

Ambriško a kolektiv (2012) zkoumali stabilizační roli fiskální politiky v České republice v období 2001 až 2011. K měření diskrece použili metodu bottom-up a top-down. Jejich výsledek ukazuje, že časté přijímání diskrečních opatření v letech 2001 až 2011 vědomě měnilo parametry vládních příjmů a výdajů. To mělo významný dopad na reálnou ekonomiku. Požadovaný proticyklický efekt trval krátce, zatímco procyklický dopad byl déle trvajícím. Je to z toho důvodu, že se diskreční opatření zaváděla bez přímé vazby na hospodářský cyklus. Z toho vyplývá, že makroekonomická stabilita není hlavním cílem fiskální diskrece. V následku globální hospodářské krize, a v době utlumené ekonomické aktivity, česká fiskální politika musela reagovat na vysoké schodky veřejných financí a musela konsolidovat veřejné finance procyklickým způsobem. Podobně jako mnoho jiných členských zemí Evropské unie, česká fiskální politika nehromadila dostatečné rozpočtové rezervy v předkrizových letech, což omezilo používání automatických stabilizátorů.

## **3 Metodika**

### **3.1 Cíl**

Cílem této diplomové práce je identifikovat rozpočtové chování obcí v České republice ve vztahu k hospodářskému cyklu.

### **3.2 Výběrový soubor**

K identifikaci rozpočtového chování obcí budou vybrány obce, rozdělené do třech velikostních kategorií podle počtu obyvatel. První výběr zahrnuje obce od 10 tis. do 100 tis. obyvatel, jejichž počet je k datu 1. 1. 2015 126. Poté je náhodně vybráno 100 obcí od 2 tis. do 10 tis. obyvatel a 100 obcí do 2 tis. obyvatel. Celkově výběrový soubor obsahuje 326 obcí, ale k analýze bude využito 325 obcí. Obec Ladná (IČO 75082128) je z výběru odebrána, jelikož má dostupné údaje až od roku 2006.

Náhodný výběr obcí proběhl následujícím způsobem. Nejprve byla získána data všech obcí z Českého statistického úřadu. Následně došlo v Excelu k seřazení obcí podle počtu obyvatel od největší po nejmenší. Každé obci bylo vygenerováno náhodné číslo a za pomoci funkcí RANK a KDYŽ se určilo pořadí tohoto čísla a zároveň se zadalo počet obcí k zařazení do výběru. Takto zvolený postup určil, které obce mají být náhodně zařazeny do výběru a které ne. Seznam obcí výběrového souboru a jejich počet obyvatel obsahuje příloha č. 1.

Analýza vybraných obcí bude provedena v časové řadě od roku 2001 do roku 2014.

### **3.3 Vybrané rozpočtové ukazatele rozpočtové skladby**

K identifikaci rozpočtového chování obcí ve vztahu k hospodářskému cyklu je potřeba zvolit rozpočtové ukazatele, které budou analyzovány. Výběr ukazatelů respektuje popis rozpočtových ukazatelů ve vyhlášce Ministerstva financí č. 323/2002 Sb. o rozpočtové skladbě.

Příjmy rozpočtu podle druhového třídění rozpočtové skladby:

- Daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti – Třída 1 – položka 1112

- Místní poplatky z vybraných činností a služeb – Třída 1 – podseskupení položek 134

- Daň z nemovitých věcí – Třída 1 – položka 1511

- Daňové příjmy – Třída 1
- Nedaňové příjmy – Třída 2
- Kapitálové příjmy – Třída 3
- Neinvestiční přijaté transfery – Třída 4 – seskupení položek 41
- Investiční přijaté transfery – Třída 4 – seskupení položek 42

Výdaje rozpočtu podle druhového třídění rozpočtové skladby:

- Primární běžné výdaje po konsolidaci – očištěné běžné výdaje po konsolidaci (Třída 5) o úroky a ostatní finanční výdaje (Podseskupení položek 514).
- Kapitálové výdaje – Třída 6

Rozpočtový ukazatel vycházející z příjmů a výdajů rozpočtu:

- Primární saldo příjmů a výdajů po konsolidaci – saldo celkových příjmů po konsolidaci a celkových výdajů po konsolidaci očištěné o úroky a ostatní finanční výdaje (Podseskupení položek 514).

### **3.4 Zdroje dat**

Rozpočtová data z finančních výkazů jednotlivých obcí budou získána z veřejně přístupných informačních systémů Ministerstva financí ARISweb a MONITOR.

Srovnatelnost dat zajistí přepočet rozpočtových proměnných na obyvatele a následně přepočet cen běžného roku na reálné ceny roku 2010 pomocí deflátoru HDP. Údaje o obcích České republiky a jejich počtu obyvatel jsou dostupné na stránkách Českého statistického úřadu. Aktuální hodnoty deflátoru HDP lze nalézt ve veřejné databázi ARAD České národní banky.

K identifikaci pozice české ekonomiky v hospodářském cyklu bude použita mezera produktu. Ta je definována jako odchylka skutečného produktu od produktu potenciálního. Aktuální hodnoty produkční mezery za Českou republiku budou převzaty z veřejně dostupné makroekonomické databáze národních účtů AMECO, kterou provozuje Evropská komise. Od rozdílů v hospodářském cyklu mezi obcemi je abstrahováno.

### **3.5 Specifikace modelu panelové regresní analýzy**

Data výběrového souboru této diplomové práce mají charakter panelových dat. Ta se vyznačují tím, že existuje časový řád pro každou jednotku použitou v rámci

průřezového výběru. K analýze panelových dat lze využít jeden ze třech následujících regresních modelů. Spojený regresní model (Pooled Regression) předpokládá, že absolutní člen a všechny parametry vysvětlujících proměnných jsou pro všechny průřezové jednotky stejné. Model fixních efektů (Fixed Effects Model – FEM) předpokládá různorodost průřezových jednotek v absolutních členech. Model s náhodnými efekty (Random Effects Model – REM) předpokládá specifickou náhodnou složku pro každou průřezovou jednotku (Lukáčik & Lukáčiková, 2008, s. 291-295).

Zda je vhodné použít model s fixními nebo náhodnými efekty lze určit pomocí Hausmanova<sup>21</sup> testu. Provedený Hausmanův test u jednotlivých modelů vyšel ve prospěch náhodných efektů. Ke zvolení náhodných efektů napomáhá i fakt, že obce do 10 tisíc obyvatel byly do výběrového souboru vybrány náhodně. Obecný model náhodných efektů popisují například Lukáčik & Lukáčiková (2008, s. 294).

Odhadovaný regresní model navazuje na modely fiskální reakční funkce využívané pro analýzu panelových dat na konsolidované hodnoty primárních sald veřejných rozpočtů, viz např. Afonso & Alegre (2008), Plödt & Reicher (2014), Pikhart, Pfeifer & Chmelová (2015). Zde je vyjádřen model náhodných efektů s využitím vlastních proměnných, vstupujících do regresních modelů.

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 D\_OUTPUT\_GAP_{it} + \beta_2 PVR_{it} + \beta_3 VR_{it} + \beta_4 STAV\_DLUHU_{it} + \beta_5 y(-1)_{it} + v_{it}, \quad (2)$$

$y_{it}$  vyjadřuje vysvětlovanou proměnnou,  $\alpha$  vyjadřuje constantu,  $\beta_{1,..,5}$  vyjadřuje koeficient a k nim přiřazené vysvětlující proměnné použité v modelech,  $y(-1)_{it}$  vyjadřuje jednorodně zpožděnou vysvětlovanou proměnnou. Vysvětlované a vysvětlující proměnné použité v modelech pro regresní analýzu jsou popsány v následující podkapitole.

Před samotným začátkem regresní analýzy na panelových datech budou ověřeny základní ekonometrické předpoklady, které jsou důležité pro kvalitu ekonometrické analýzy. Nejprve bude ověřena stacionarita časových řad. Dále bude ověřena multikolinearita, k určení, zda vysvětlující proměnné nejsou mezi sebou perfektně lineárně zkorelovány (Hušek, 2007). Aby se předešlo důsledkům heteroskedasticity a

<sup>21</sup> Podrobně Hausmanův test popisují autoři Lukáčik & Lukáčiková (2008, s. 295), avšak v krátkosti lze nastínit jeho výsledek následovně. Když vyjde hodnota testovací statistiky  $H > \chi^2$  rozdělení, tak se zamítá nulová hypotéza o konzistentnosti a vhodnější je model fixních efektů. V opačném případě je vhodnější model náhodných efektů.

autokorelace, bude použita metoda regresního odhadu White cross-section method. Také bude nejdříve provedena statistická a následně ekonomická verifikace výsledků. Statistická verifikace se skládá z vyhodnocení F-testu, t-testů a koeficientu determinace. Bude také kontrolována normalita reziduí.

### 3.5.1 Definice proměnných zahrnutých do modelů

V této podkapitole budou definovány závislé a nezávislé proměnné použité do modelů panelové regresní analýzy.

Závislé proměnné (vysvětlované proměnné):

- $P_1$  značí daňové příjmy v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_{1112}$  značí daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_{134}$  značí místní poplatky z vybraných činností a služeb v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_{1511}$  značí daň z nemovitých věcí v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_2$  značí nedaňové příjmy v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_3$  značí kapitálové příjmy v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_{41}$  značí neinvestiční přijaté transfery v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_{42}$  značí investiční přijaté transfery v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $P_{BV}$  značí primární běžné výdaje v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $V_6$  značí kapitálové výdaje v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.
- $PSaldo$  značí primární saldo rozpočtu v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.

Nezávislé proměnné (vysvětlující proměnné):

- $c$  značí konstantu.
- $OUTPUT\_GAP$  značí mezeru produktu.
- $Stav\_dluhu$  značí stav zadlužení obce, které je určeno jako podíl závazků (dlouhodobé, krátkodobé, bankovní půjčky a výpomoci) a daňových příjmů.
- $DVOJ\_SAZ$  značí uměle vytvořenou (dummy) proměnnou, která nabývá od roku 2001 do roku 2008 hodnot 0 a od roku 2009 do roku 2014 hodnot 1. Tato proměnná vyjadřuje zavedení místního koeficientu u daně z nemovitých věcí od roku 2009 a dvojnásobné zvýšení sazeb u této daně od roku 2010.



- *P\_134\_1340* značí uměle vytvořenou (dummy) proměnnou, která nabývá od roku 2001 do roku 2011 hodnot 0 a od roku 2012 do roku 2014 hodnot 1. Tato proměnná vyjadřuje vznik nové položky 1340 – „Poplatek za provoz systému shromažďování, sběru, přepravy, třídění, využívání a odstraňování komunálních odpadů, v rozpočtové skladbě u místních poplatků.
- *VR* značí volební rok. Tato uměle vytvořená (dummy) proměnná v letech konání voleb do obecních zastupitelstev 2002, 2006, 2010 a 2014 nabývá hodnot 1 a v ostatních letech hodnot 0.
- *PVR* značí předvolební rok. Tato uměle vytvořená (dummy) proměnná nabývá v letech 2001, 2005, 2009 a 2013 hodnot 1 a v ostatních letech hodnot 0.
- *VOLBY\_PS* značí volby do poslanecké sněmovny. Tato uměle vytvořená (dummy) proměnná v letech konání voleb do poslanecké sněmovny 2002, 2006, 2010 a 2013 nabývá hodnot 1 a v ostatních letech hodnot 0.

### 3.6 Výzkumné hypotézy

Přehled literatury této diplomové práce v první části zmapoval jednotlivé příjmy a výdaje rozpočtu obcí a faktory, které na ně působí. Druhá část se věnovala pojmu hospodářský cyklus. Již bylo řečeno, že hospodářský cyklus má dvě hlavní fáze a to recese a expanze. Recese se vyznačuje poklesem makroekonomických veličin jako je reálný produkt, důchod a zaměstnanost. Expanze má na ekonomiku opačné působení. Proticyklická fiskální politika ke stabilizaci cyklu využívá v době expanze vyšší daňové sazby a nižší výdaje a v době recese naopak nižší daňové sazby a vyšší výdaje.

Tyto poznatky lze nyní využít k definování výzkumné hypotézy a stanovení předpokladů, které budou ověřovány ve výsledkové části této diplomové práce (kap. 4). Hlavní hypotéza této diplomové práce zní: Rozpočtové chování obcí v České republice je ovlivněno vývojem hospodářského cyklu.

Rozpočtové chování obcí v průběhu hospodářského cyklu, bude identifikováno pomocí analýzy vývoje vybraných příjmů a výdajů rozpočtu obcí. Ovšem je potřeba si uvědomit, že předmětem analýzy je rozpočtové chování obcí a ne ústřední úroveň vlády, která má odpovědnost za makroekonomickou stabilitu. Proto není možné automaticky počítat s tím, že i obce se budou chovat proticyklicky.

Z níže uvedených předpokladů bude na závěr stanoveno, jaké znaménko regresního koeficientu u proměnné mezera produktu lze ve vztahu k jednotlivým rozpočtovým

ukazatelům v průběhu hospodářského cyklu očekávat. Zda se hlavní hypotéza práce potvrdí či zamítne, bude záležet na výsledku panelové regresní analýzy zvolených rozpočtových proměnných.

Daňové příjmy (třída 1) tvoří 60,9 % celkových příjmů obcí. Jestliže tvoří největší objem daňových příjmů sdílené daně, obec celkovou výší daňových příjmů příliš neovlivní. Není zde předpoklad proto, že by obec svým chováním mohla reagovat proticyklicky v oblasti daňových příjmů na cyklické výkyvy ekonomiky. Většina daní však na cyklus reaguje. To dokládá fakt, že elasticita daňových příjmů je vyšší než 1. Z údajů z tabulky č. 2, elasticita daně z příjmů fyzických osob dosahuje hodnoty 1,65 a u daně z příjmů právnických osob dokonce 1,78. Vyšší hodnota elasticity značí vyšší citlivost na ekonomický cyklus.

Daň z příjmů fyzických osob ze samostatně výdělečné činnosti (položka 1112) patří mezi sdílené daně. Obcím plyne podle rozpočtového určení daní podíl 23,58 % z 60% celostátního výnosu a v případě, že má v obci trvalé bydliště podnikatel, tak má obec nárok na 30 % výnosu z této daně. Obec se může snažit navýšit své daňové příjmy přetahováním trvalého bydliště podnikatelů z jedné obce do druhé.

Daň z nemovitých věcí (položka 1511) se řadí do majetkových daní. Ovšem již bylo zmíněno, že celkový výnos z této daně náleží obci, na jejímž území se nemovitost nachází a také, že si obec může výnos posílit zavedením místního či korekčního koeficientu. Proto obec může výpadek příjmů například ve sdílených daních kompenzovat navýšením příjmů z této daně. Pikhart (2013) popisuje majetkové daně jako daně, jejichž výnos nezávisí na schopnosti poplatníka platit daň, a tudíž nejsou na cyklickém vývoji ekonomiky závislé.

Místní poplatky z vybraných činností a služeb (podseskupení položek 134) upravuje zákon o místních poplatcích<sup>22</sup>, který konkretizuje jednotlivé druhy a sazby poplatků. Avšak pouze sama obec rozhoduje, zda poplatky a v jaké výši na svém území zavede. Tyto dodatečné příjmy mohou pro obce znamenat vylepšení jejich finanční situace, popřípadě kompenzovat výpadek v jiných příjmech. V rámci obcí se dá očekávat, že tuto formu příjmů budou obce hojně využívat. Avšak jestliže obec bude mít dostatek příjmů z jiných zdrojů, tak si může dovolit tyto poplatky snížit nebo zrušit. To by ale v případě hospodářského růstu bylo procyklické.

---

<sup>22</sup> Zákon č. 565/1990 Sb., o místních poplatcích, ve znění pozdějších předpisů.

V případě, že bude v době recese ekonomiky celostátně vybráno na daních méně, tak i obce dostanou do svých rozpočtů vlivem sdílení daní méně daňových příjmů. Na tuto situaci obce mohou reagovat získáním dalších příjmů do svých rozpočtů. Jsou to příjmy nedaňové (třída 2) a kapitálové (třída 3). Problémem u těchto příjmů je možná nízká flexibilita těchto příjmů. Příjmy z pronájmu jsou smluvně fixovány, prodej majetku má časová zpoždění. A zejména v nepříznivé hospodářské situaci, při poklesu poptávky po nemovitostech, se dá předpokládat, že tyto doplňkové příjmy obcí budou v období hospodářské krize nižší, než by mohly být v době expanze. Je zde předpoklad pro jejich cyklický vývoj.

Celou čtvrtinu příjmů obcí tvoří přijaté transfery neinvestiční (seskupení položek 41) a investiční (seskupení položek 42). Tyto dotace plynou obcím v rámci dotačních vztahů nejčastěji ze státního rozpočtu. Jejich výše vyplývá z chování centrální úrovně vlády. V případě, že bude chtít ústřední úroveň vlády provádět diskreční opatření ve vztahu k rozpočtům obcí, může tak učinit prostřednictvím těchto transferů. Ale neinvestiční transfery, které jsou mandatorní povahy, bude vláda těžko měnit, a tudíž reakce na cyklus se dá předpokládat acyklická s hodnotou koeficientu blízká se nule. Naopak investiční transfery může centrální úroveň vlády ovlivňovat, a tak je u nich předpoklad cyklického vývoje. Centrální vláda může nižší daňové příjmy obcím kompenzovat vyššími investičními transfery.

Běžné výdaje obcí tvoří v průměru za Českou republiku 76 % mandatorní výdaje (Peková, 2011, s. 523). Jsou to výdaje, které obec ze zákona musí vynaložit. Tudíž z podstaty mandatorních výdajů vyplývá, že musí být vynaloženy neohledně na fázi hospodářského cyklu. U běžných výdajů se předpokládá acyklické chování s hodnotou koeficientu blízká se nule.

Kapitálové výdaje obce využívají k realizaci investičních projektů. Jsou to tedy výdaje, o kterých obec může sama rozhodovat, zda tyto výdaje vynaloží. Jestliže obec bude chtít reagovat na cyklické výkyvy ekonomiky, může k tomu využít právě tyto výdaje. Reagovat na pokles ekonomiky může obec snížením kapitálových výdajů se snahou zlepšit tak saldo rozpočtu, přičemž právě toto chování se jeví jako pravděpodobnější. Takže se dá předpokládat, že se obec bude chovat procyklicky. Na celkovou ekonomiku by tento krok měl negativní dopad.

Ze stabilizační funkce veřejných financí vyplývá, že centrální vláda nese odpovědnost za makroekonomickou stabilitu. Pro centralizaci stabilizační funkce hovoří fakt, že v případě municipalit se multiplikační efekt dodatečných místních výdajů se stabilizačním motivem projeví i u sousedních municipalit. Dále municipality nemají nástroje k provádění makroekonomické politiky (Jílek, 2008, s. 49). Makroekonomickou stabilitu narušují cyklické výkyvy ekonomiky. Poté je potřeba přijmout opatření omezující cyklické výkyvy. V této souvislosti popisuje Machová (2011) vznik cyklicky vyrovnaného rozpočtu. V případě recese, zavedením expanzivní politiky, může být rozpočet deficitní a v případě expanze, zavedením restriktivní politiky, může být rozpočet přebytkový. Takto nastavená politika je na úrovni centrální vlády, která má odpovědnost za makroekonomickou stabilitu, proticyklická. Ale obec preferuje spíše udržitelnost svého rozpočtu před makroekonomickou stabilizací. Takže vzhledem k absenci motivace pro proticyklickou fiskální politiku na úrovni obcí, dále k velmi nízké daňové pravomoci obcí a vysokému podílu mandatorních výdajů je zde předpoklad spíše pro procyklické chování obcí.

Následující tabulka obsahuje předpokládaná znaménka regresního koeficientu produkční mezery pro jednotlivé proměnné rozpočtových ukazatelů.

Tabulka 3: Předpokládaná znaménka koeficientu proměnné mezera produktu pro jednotlivé rozpočtové ukazatele<sup>(1)</sup>

<b>Rozpočtové ukazatele<sup>(2)</sup></b>	<b>Znaménko koeficientu produkční mezery<sup>(3)</sup></b>
Daňové příjmy – $P_I$ <sup>(4)</sup>	+
DPFO ze samostatné výdělečné činnosti – $P_{1112}$ <sup>(5)</sup>	+
Daň z nemovitých věcí – $P_{1511}$ <sup>(6)</sup>	+ / -
Místní poplatky z vybraných činností a služeb – $P_{134}$ <sup>(7)</sup>	-
Nedaňové příjmy – $P_2$ <sup>(8)</sup>	+
Kapitálové příjmy – $P_3$ <sup>(9)</sup>	+
Neinvestiční přijaté transfery – $P_{41}$ <sup>(10)</sup>	+ / -
Investiční přijaté transfery – $P_{42}$ <sup>(11)</sup>	-
Primární běžné výdaje – $P_{BV}$ <sup>(12)</sup>	+ / -
Kapitálové výdaje – $V_6$ <sup>(13)</sup>	+
Primární saldo rozpočtu – $PSaldo$ <sup>(14)</sup>	-

<sup>(1)</sup> The expected sign of the coefficient of the output gap for budget indicators; <sup>(2)</sup> Budget indicators; <sup>(3)</sup> The sign of the coefficient of the output gap; <sup>(4)</sup> Tax revenues; <sup>(5)</sup> Personal income tax; <sup>(6)</sup> Property tax; <sup>(7)</sup> Local tax; <sup>(8)</sup> Non-tax revenues; <sup>(9)</sup> Capital revenues; <sup>(10)</sup> Non-investment transfers received; <sup>(11)</sup> Investment transfers received; <sup>(12)</sup> Primary current expenditures; <sup>(13)</sup> Capital expenditures; <sup>(14)</sup> The primary budget balance. Zdroj: vlastní zpracování

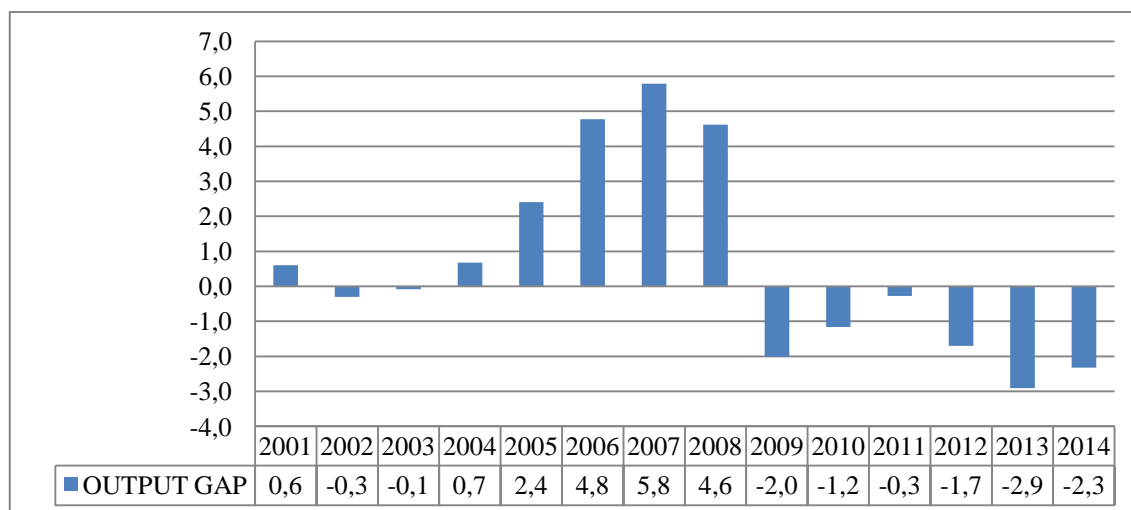
## 4 Výsledky

V úvodu praktické části bude jako první vyhodnocen hospodářský cyklus v České republice pomocí mezery produktu. V druhé části budou uvedeny výsledky základní popisné statistiky výběrového souboru a grafické řešení rozpočtových proměnných. Třetí část bude obsahovat řešení provedené panelové regresní analýzy. Výsledky této analýzy identifikují rozpočtové chování obcí v České republice v průběhu hospodářského cyklu. Podklady pro regresní analýzu jsou vytvořeny v Microsoft Office Excel 2007 a budou zpracovány ekonometrickým programem Eviews verze 9.5.

### 4.1 Vývoj hospodářského cyklu v České republice

K určení jednotlivých fází hospodářského cyklu a k určení vývoje ekonomiky České republiky byla zvolena mezera produktu. Hodnoty produkční mezery, zobrazené v následujícím grafu, odpovídají hodnotám, které uvádí databáze Ameco Evropské komise<sup>23</sup>. Již v kapitole 2.6.3 bylo zmíněno, že existuje více způsobů odhadu produkční mezery a také, že se výsledky liší podle použité metody odhadu. Evropská komise používá k odhadu produkční mezery produkční funkci.

Graf 5: Mezera produktu v ČR v letech 2001 - 2014 (v % potenciálního produktu)<sup>(1)</sup>



<sup>(1)</sup> The output gap in the Czech Republic between 2001 - 2014 (in% of GDP). Zdroj: AMECO (2016), vlastní zpracování

V roce 2001 dosáhla česká ekonomika kladné produkční mezery 0,6 % potenciálního produktu. Následující dva roky ekonomika vykazovala recesní produkční mezeru, která

<sup>23</sup> Databáze Ameco v metodice výpočtu produkční mezery uvádí: Rozdíl mezi skutečným a potenciálním HDP ve stálých tržních cenách = [ (skutečný HDP ve stálých cenách – potenciální HDP ve stálých tržních cenách) : potenciální HDP ve stálých tržních cenách] x 100.

v roce 2002 dosáhla 0,3 % PP a v roce 2003 0,1 % PP. S rokem 2003 končí dvouleté recesní období a ekonomika přechází do fáze expanze. Tuto fázi ekonomika startuje v roce 2004 s hodnotou produkční mezery 0,7 % PP a v dalších letech se tato hodnota zvyšuje. Ekonomika dosáhla svého vrcholu v roce 2007 o produkční mezeře 5,8 % PP. V roce 2008 je patrné zhoršení ekonomiky, kdy se produkční mezera snížila na 4,6 % PP. Rok 2009 přinesl propad ekonomiky do recesní produkční mezery o hodnotě -2 % PP. Takto vysoký propad ekonomiky lze připsat působení celosvětové hospodářské krize. V letech 2010 a 2011 je patrná snaha o oživení ekonomiky. V roce 2011 dosáhla recesní mezera hodnoty již jen -0,3 % PP. Avšak v letech 2012 až 2014 se propad ekonomiky opět zvýšil. Z údajů je vidět, že v roce 2013 dosáhla produkční mezera záporné hodnoty -2,9 % PP, a tedy ještě horší hodnoty než v roce 2009. Fiskální výhled z listopadu 2015, publikovaný Ministerstvem financí ČR, počítá s kladnou produkční mezerou v letech 2015 až 2018 v rozmezí 1 až 2 % PP.

## 4.2 Základní popisná statistika výběrového souboru a grafické řešení

Následující tabulka obsahuje výsledky základní popisné statistiky výběrového souboru. Hodnoty proměnných jsou vyjádřeny v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.

Tabulka 4: Souhrnné statistiky proměnných<sup>(1)</sup>

Proměnná <sup>(2)</sup>	Střední hodnota <sup>(3)</sup>	Medián <sup>(4)</sup>	Maximum <sup>(5)</sup>	Minimum <sup>(6)</sup>	Směrodatná odchylka <sup>(7)</sup>	Počet pozorování <sup>(8)</sup>
<i>P_1</i>	9,8648	9,6649	44,967	1,723	2,5539	4550
<i>P_1112</i>	0,52897	0,38099	21,676	-0,29477	0,69517	4550
<i>P_134</i>	0,23874	0,17504	5,3744	0	0,31253	4550
<i>P_1511</i>	0,77597	0,57455	11,16	0	0,7201	4550
<i>P_2</i>	2,533	2,0245	47,223	0,0228	2,0928	4550
<i>P_3</i>	1,384	0,60277	140,65	-1,8483	3,79	4550
<i>P_41</i>	4,4943	2,8184	46,459	0,00945	4,5341	4550
<i>P_42</i>	2,234	0,81946	164,33	0	5,3731	4550
<i>P_BV</i>	13,97	13,221	65,766	-0,25601	6,0584	4550
<i>V_6</i>	6,2232	4,4989	187,51	0	8,0747	4550
<i>PSaldo</i>	0,31064	0,55866	77,696	-64,529	4,7844	4550

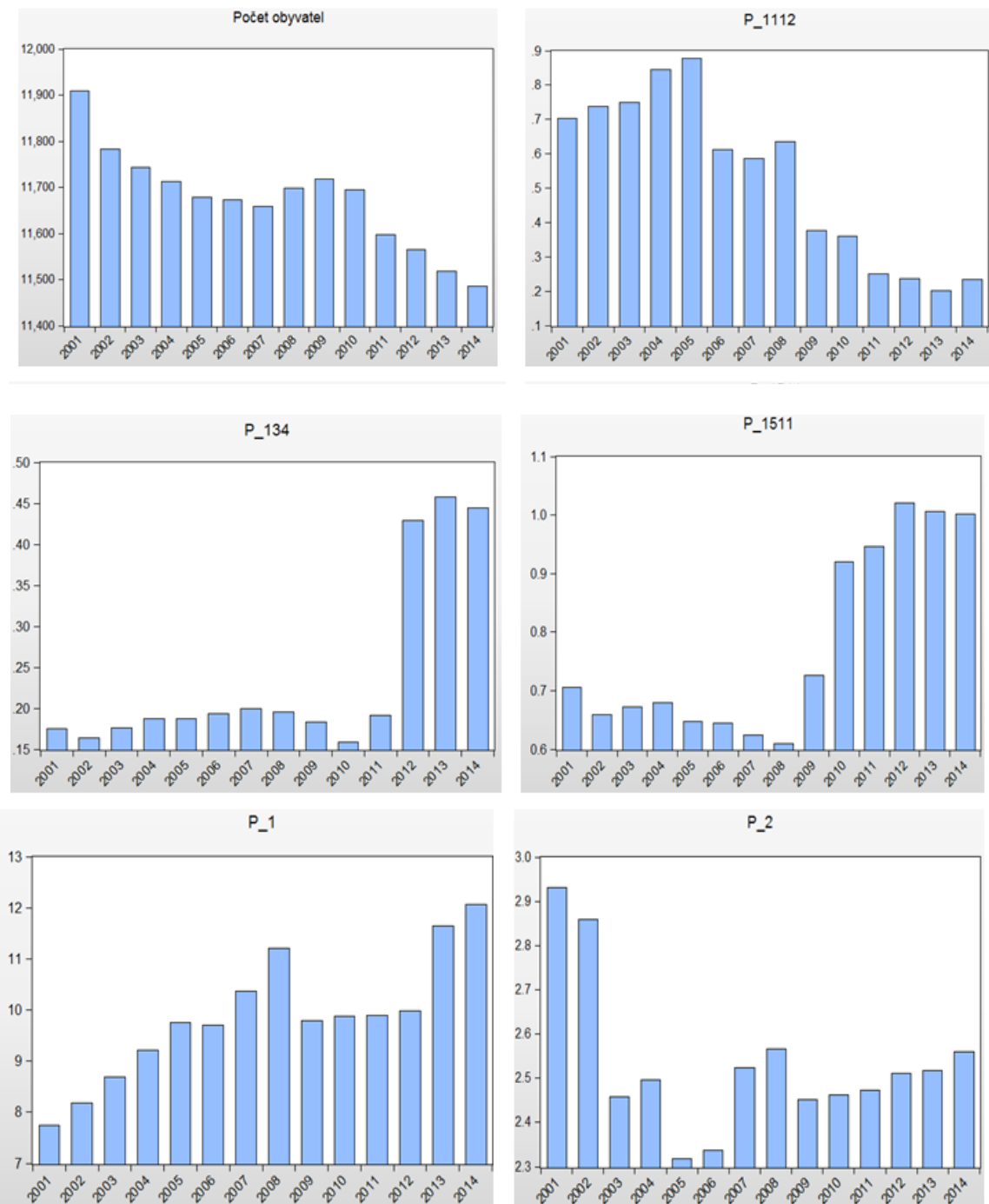
<sup>(1)</sup> Summary statistics of variables; <sup>(2)</sup> Variables; <sup>(3)</sup> Mean; <sup>(4)</sup> Median; <sup>(5)</sup> Maximum; <sup>(6)</sup> Minimum; <sup>(7)</sup> Standard deviation; <sup>(8)</sup> Number of observations.

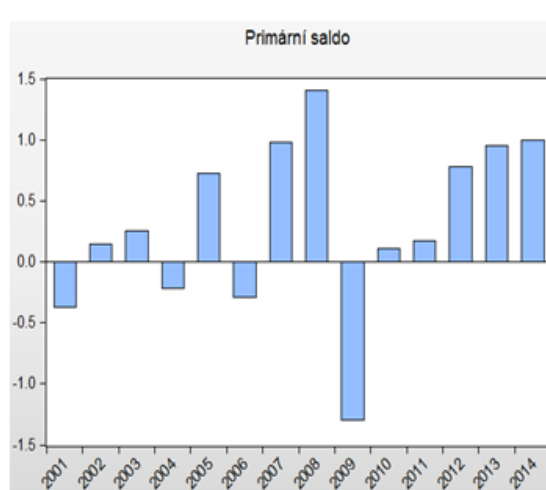
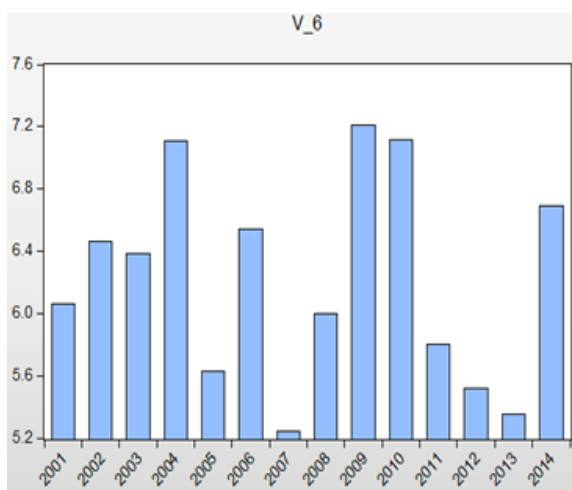
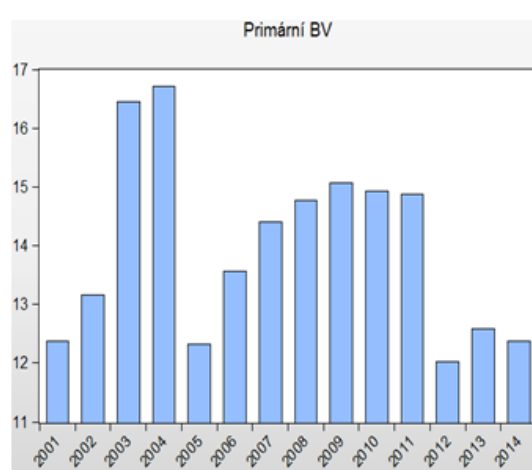
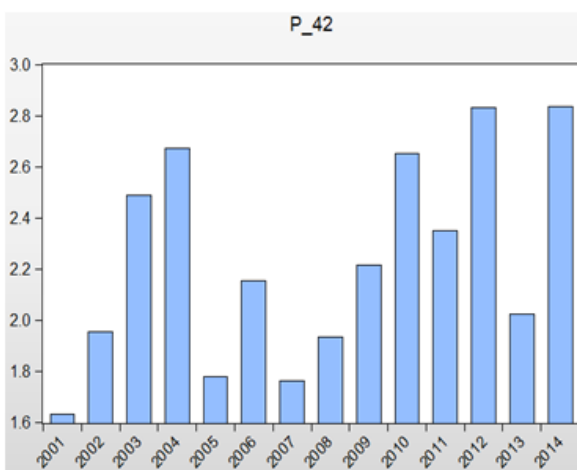
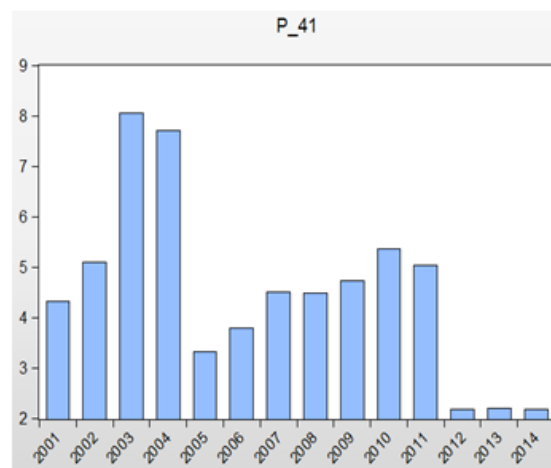
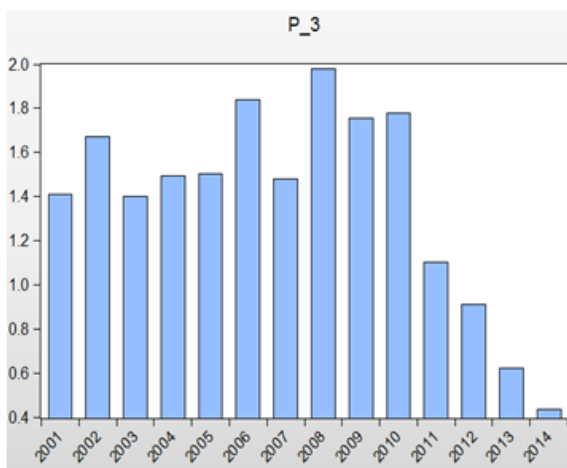
Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Výběrový soubor obsahuje 4 550 platných pozorování a soubor neobsahuje žádná chybějící pozorování. Podrobné výsledky z programu Eviews s dalšími popisnými charakteristikami výběrového souboru obsahuje příloha č. 2.

K výsledkům základní popisné statistiky je přiloženo grafické zobrazení střední hodnoty jednotlivých rozpočtových proměnných a vývoj počtu obyvatel. Hodnoty rozpočtových proměnných jsou vyjádřeny v tis. Kč na obyvatele v cenách roku 2010.

Graf 6: Střední hodnoty proměnných<sup>(1)</sup>





<sup>(1)</sup> Mean values of variables. Zdroj: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Při pohledu na grafické znázornění vybraných rozpočtových ukazatelů již lze odhalit u některých proměnných faktory, které se podepsaly na jejich vývoji. Příjmy z místních poplatků z vybraných činností a služeb zaznamenaly v roce 2012 prudký nárůst. Ten lze přiřadit vzniku nové položky 1340 – „Poplatek za provoz systému shromažďování, sběru, přepravy, třídění, využívání a odstraňování komunálních odpadů, která převzala



náplň položky 1337. Tato metodická změna je „ošetřena“ zahrnutím dummy proměnné *P\_134\_1340* do regresního modelu. U hodnot daně z nemovitých věcí lze od roku 2009 vidět vliv zavedení místního koeficientu a od roku 2010 vliv dvojnásobného zvýšení sazeb u této daně, které přispěly k tomu, že jsou příjmy od roku 2009 z této daně vyšší. Tato legislativní změna je „ošetřena“ zahrnutím dummy proměnné *DVOJ\_SAZ* do regresního modelu. U celkových daňových příjmů lze pozorovat jejich pozvolný růst od roku 2001 do roku 2008. S rokem 2009 nastal pokles, který mohl být následkem ekonomické krize. U nedaňových příjmů došlo v letech 2005 a 2006 ke zdatelnému poklesu jejich výnosu a také výnos z kapitálových příjmů má od roku 2011 klesající tendenci. Vývoj neinvestičních přijatých transferů a primárních běžných výdajů zaznamenává vyšší hodnoty v letech hospodářského poklesu. Kapitálové výdaje vykazují vyšší hodnoty v letech 2002, 2006, 2010 a 2014. Právě v těchto letech se konaly volby do obecních zastupitelstev. Je zde patrný vliv politického cyklu.

### **4.3 Panelová regresní analýza**

Tato kapitola je zaměřena na výsledky ekonometrické analýzy. Nejprve v úvodu před samotným začátkem panelové regresní analýzy byla otestována stacionarita všech proměnných (kap. 4.3.1) a následně byly odhadnuty regresní modely a diskutováno splnění ekonometrických předpokladů.

#### **4.3.1 Stacionarita časových řad**

Předpoklad stacionarity časových řad je důležitý pro kvalitu ekonometrické analýzy. S nestacionaritou se lze většinou setkat u makroekonomických časových řad, protože tyto řady vykazují zřetelný trend. K zjištění zda je časová řada stacionární lze určit pomocí testování jednotkových kořenů (Panel unit root test). Ekonometrický program Eviews 9.5 nabízí testy jednotkových kořenů podle Levina, Lina a Chua (LLC test), podle Ima, Pesarana a Shina (IPS test), dále ADF test a Fisherův PP test. Nestacionární časovou řadu lze na stacionární převést zavedením první diference. Výsledek provedení ADF testu jednotkových kořenů pro časové řady použité v této diplomové práci zobrazuje následující tabulka.

Tabulka 5: Výsledek testování jednotkových kořenů podle ADF testu<sup>(1)</sup>

Proměnná <sup>(2)</sup>	Stacionarita <sup>(3)</sup>	Proměnná <sup>(2)</sup>	Stacionarita <sup>(3)</sup>
<i>P_1</i>	stacionární	<i>P_42</i>	stacionární
<i>P_1112</i>	stacionární	<i>P_BV</i>	stacionární
<i>P_134</i>	stacionární	<i>V_6</i>	stacionární
<i>P_1511</i>	stacionární	<i>PSaldo</i>	stacionární
<i>P_2</i>	stacionární	<i>Output_gap</i>	<b>nestacionární<sup>(4)</sup></b>
<i>P_3</i>	stacionární	<i>Stav_dluhu</i>	stacionární
<i>P_41</i>	stacionární		

<sup>(1)</sup> Results of unit root test; <sup>(2)</sup> Variables; <sup>(3)</sup> Stationarity; <sup>(4)</sup> Not stationary.

Zdroj: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Výsledky prokázaly, že nestacionární je časová řada mezera produktu – *Output\_gap*. Použitím první diference se tato nestacionární časová řada transformovala na řadu stacionární.

#### 4.3.2 Odhad regresních modelů a ekonometrické předpoklady

Před samotnou interpretací výsledků panelové regresní analýzy je potřeba otestovat splnění všech ekonometrických předpokladů. Předmětem zkoumání je únosnost kolinearit, heteroskedasticita, autokorelace a normalita reziduí.

Kolinearita byla ověřena pro každý model zobrazením kovarianční matice a také příkazem varinf (Variance Inflation Factors). Výsledky prokázaly, že je kolinearita únosná. Normalitu reziduí se nepodařilo potvrdit a je třeba zobecňovat výsledky pouze na daný výběrový soubor.

Po ověření ekonometrických předpokladů již byla provedena panelová regresní analýza s náhodnými efekty za pomoci odhadu s robustními standardními chybami ve verzi White cross-section method. Tato metoda odhadu zahrnuje předpoklad výskytu heteroskedasticity a autokorelace. Výběr náhodných efektů pro každý regresní model potvrdil výsledek Hausmanova testu.

Výsledky jednotlivých regresních modelů jsou rozepsány v následujících podkapitolách. Tyto výsledky jsou přehledně shrnuty do tabulek. Náplní tabulek jsou hodnoty koeficientů vysvětlujících proměnných a jejich p-hodnota t-testu, která určuje, jak je statisticky významná vysvětlující proměnná. Dále jsou uvedeny hodnoty koeficientu determinace, p-hodnota F-testu určující statistickou významnost modelu, Durbin Watsonova statistika a hodnota Hausmanova testu.

### 4.3.3 Výsledky regresních modelů pro proměnné $P_{1112}$ , $P_{134}$ a $P_{1511}$

Tato podkapitola je zaměřená na ekonometrické modely pro rozpočtové ukazatele daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti, místní poplatky z vybraných činností a služeb a daň z nemovitých věcí. Výsledky modelů shrnuje následující tabulka. Podrobné výstupy z programu Eviews obsahuje příloha č. 3.

Tabulka 6: Výsledky panelové regrese pro proměnné  $P_{1112}$ ,  $P_{134}$  a  $P_{1511}$ <sup>(1)</sup>

Vysvětlující proměnná <sup>(2)</sup>	Vysvětlovaná proměnná <sup>(3)</sup>					
	$P_{1112}$		$P_{134}$		$P_{1511}$	
	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>
<i>const</i>	0,187	0,0039***	0,0426	0,0055***	0,0305	0,0294**
<i>D(OUTPUT_GAP)</i>	0,0229	0,0365**	-0,0024	0,5583	-0,0052	0,3816
<i>Stav_Dlhu(-1)</i>	0,0007	0,9285	0,0035	0,1364	-0,0023	0,4495
<i>PVR</i>			-0,059	0,0931*	-0,0302	0,1582
<i>VR</i>			-0,0622	0,0196**	0,0113	0,738
<i>P_134_1340</i>			0,1032	0,0244**		
<i>DVOJ_SAZ</i>					0,0878	0,0116**
<i>P_1112(-1)</i>	0,604	0,000***				
<i>P_134(-1)</i>			0,9299	0,000***		
<i>P_1511(-1)</i>					0,9414	0,000***
<b>Koef. Determinace<sup>(6)</sup></b>	0,31		0,85		0,92	
<b>F-statistika<sup>(7)</sup></b>	635,24		3849,61		7771,26	
<b>P-hodnota (F)<sup>(8)</sup></b>	0,00E+00		0,00E+00		0,00E+00	
<b>D-W statistika<sup>(9)</sup></b>	2,18		2,25		2,43	
<b>Hausmanův test<sup>(10)</sup></b>	0,000		0,000		0,000	

Pozn.: Náhodné efekty za použití 4224 pozorování, 325 průřezových jednotek, délka časové řady = 13. Metoda odhadu: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%  
 Note: Random Effects using 4224 observations, 325 cross-sectional units, time-series length 13. Method of estimation: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* Indicates significance at 10%, 5%, 1% level.

<sup>(1)</sup> Results of panel regression for variables  $P_{1112}$ ,  $P_{134}$  and  $P_{1511}$ ; <sup>(2)</sup> Independent variables; <sup>(3)</sup> Dependent variables; <sup>(4)</sup> coefficient; <sup>(5)</sup> P-value; <sup>(6)</sup> R-squared; <sup>(7)</sup> F-statistic; <sup>(8)</sup> Probability (F-statistic); <sup>(9)</sup> Durbin-Watson statistic; <sup>(10)</sup> Hausman Test. Zdroj: ARISweb, Monitor, výpočty Eviews, vlastní zpracování

První model otestoval vývoj vysvětlované proměnné daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti. Koeficient determinace říká, že se podařilo zvoleným regresním modelem vysvětlit 31 % variability vysvětlované proměnné. P-hodnota celého modelu ukazuje, že je model jako celek statisticky významný. Vysvětlující proměnná  $OUTPUT\_GAP$  zde vyšla statisticky významná na 5% hladině významnosti

s kladnou hodnotou koeficientu. Mezera produktu působí pozitivně na daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti. Vzroste-li meziročně mezera produktu o 1 %, skutečný produkt je vyšší než potenciální produkt, pak za jinak nezměněných okolností lze očekávat nárůst příjmů z této daně v průměru o 0,023 tis. Kč na obyvatele. Jako statisticky významná na 1% hladině významnosti je jednoróčně zpožděná vysvětlovaná proměnná  $P_{1112}(-1)$ . Tuto skutečnost lze interpretovat následovně. Došlo-li k nárůstu příjmů z DPFO ze samostatné výdělečné činnosti v minulém roce o 1 tis. Kč na obyvatele, tak za jinak nezměněných okolností v aktuálním roce byly zvýšeny příjmy z této daně v průměru o 0,604 tis. Kč na obyvatele.

Druhý model otestoval vývoj vysvětlované proměnné místní daně a poplatky z vybraných činností a služeb. V tomto modelu se z 85 % podařilo vysvětlit variabilitu vysvětlované proměnné. Vysoká F-statistika potvrzuje statistickou významnost celého modelu. Jako statisticky významné zde vyšly vysvětlující proměnné  $PVR$ ,  $VR$  a  $P_{134\_1340}$ . Je zde patrný vliv politického cyklu na místní poplatky. V předvolebním roce jsou místní poplatky nižší v průměru v porovnání s ostatními roky o 0,059 tis. Kč na obyvatele a ve volebním roce v průměru v porovnání s ostatními roky o 0,062 tis. Kč na obyvatele. Zavedení nové rozpočtové položky 1340 v rozpočtové skladbě v roce 2012 přispělo k tomu, že se na místních poplatcích vybralo v průměru v porovnání s předchozími roky o 103 Kč na obyvatele více. Statisticky významná je také jednoróčně zpožděná vysvětlovaná proměnná  $P_{134}(-1)$ . Došlo-li k nárůstu příjmů z místních poplatků v minulém roce o 1 tis. Kč na obyvatele, tak za jinak nezměněných okolností jsou v aktuálním roce zvýšeny příjmy z místních poplatků o 0,930 tis. Kč na obyvatele.

Třetí model se věnuje dani z nemovitých věcí. V tomto modelu nezávislé proměnné z 92 % vysvětlily variabilitu závislé proměnné. Díky nízké p-hodnotě celého modelu lze považovat model za statisticky významný. Vysvětlující proměnná  $DVOJ\_SAZ$  je statisticky významná na 5% hladině významnosti a lze ji interpretovat tak, že zavedení místního koeficientu a dvojnásobné zvýšení sazeb se projevilo ve zvýšení vybrané částky z této daně v průměru o 0,088 tis. Kč na obyvatele. Dále je statisticky významná na 1% hladině významnosti jednoróčně zpožděná vysvětlovaná proměnná  $P_{1511}(-1)$ . Došlo-li k nárůstu příjmů z daně z nemovitých věcí v minulém roce o 1 tis. Kč na

obyvatele, tak za jinak nezměněných okolností byly v aktuálním roce zvýšeny příjmy z této daně o 0,941 tis. Kč na obyvatele.

#### 4.3.4 Výsledky regresních modelů pro proměnné $P_1$ , $P_2$ a $P_3$

Tato podkapitola je zaměřená na ekonometrické modely pro rozpočtové ukazatele daňové příjmy, nedaňové příjmy a kapitálové příjmy. Výsledky modelů shrnuje následující tabulka. Podrobné výstupy z programu Eviews obsahuje příloha č. 4.

Tabulka 7: Výsledky panelové regrese pro proměnné  $P_1$ ,  $P_2$  a  $P_3$ <sup>(1)</sup>

Vysvětlující proměnná <sup>(2)</sup>	Vysvětlovaná proměnná <sup>(3)</sup>					
	$P_1$		$P_2$		$P_3$	
	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>
<i>const</i>	1,595	0,000***	0,6338	0,0015***	0,523	0,0071***
<i>D(OUTPUT_GAP)</i>	0,1716	0,0557*	-0,0087	0,3105	-0,0179	0,6009
<i>Stav_Dluhu(-1)</i>	0,0587	0,0241**	0,093	0,646	0,0524	0,4119
<i>PVR</i>	0,2649	0,6347	-0,0947	0,1364	-0,0907	0,7166
<i>VR</i>	-0,296	0,2103	0,0306	0,6294	0,1689	0,456
<i>P_1(-1)</i>	0,8728	0,000***				
<i>P_2(-1)</i>			0,7185	0,000***		
<i>P_3(-1)</i>					0,542	0,000***
<b>Koef. Determinace<sup>(6)</sup></b>	0,73		0,54		0,30	
<b>F-statistika<sup>(7)</sup></b>	2225,93		978,24		359,04	
<b>P-hodnota (F)<sup>(8)</sup></b>	0,00E+00		0,00E+00		0,00E+00	
<b>D-W statistika<sup>(9)</sup></b>	2,49		2,19		2,05	
<b>Hausmanův test<sup>(10)</sup></b>	0		0		0	

Pozn.: Náhodné efekty za použití 4224 pozorování, 325 průřezových jednotek, délka časové řady = 13. Metoda odhadu: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%  
 Note: Random Effects using 4224 observations, 325 cross-sectional units, time-series length 13.  
 Method of estimation: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* Indicates significance at 10%, 5%, 1% level.

<sup>(1)</sup> Results of panel regression for variables  $P_1$ ,  $P_2$  and  $P_3$ ; <sup>(2)</sup> Independent variables; <sup>(3)</sup> Dependent variables; <sup>(4)</sup> coefficient; <sup>(5)</sup> P-value; <sup>(6)</sup> R-squared; <sup>(7)</sup> F-statistic; <sup>(8)</sup> Probability (F-statistic); <sup>(9)</sup> Durbin-Watson statistic; <sup>(10)</sup> Hausman Test. Zdroj: ARISweb, Monitor, výpočty Eviews, vlastní zpracování

První model se věnuje daňovým příjmům. Koeficient determinace říká, že se podařilo zvoleným regresním modelem vysvětlit 73 % variability vysvětlované proměnné. Tuto vysokou hodnotu koeficientu determinace doplňuje vysoká hodnota F-statistiky. Díky tomu lze model označit jako statisticky významný a kvalitní. Jako statisticky významné vysvětlující proměnné jsou zde *OUTPUT\_GAP* a *Stav\_Dluhu(-1)*. Zvýšení dluhu obce v předchozím roce o tisíc korun na obyvatele vedlo k nárůstu daňových příjmů v průměru o 0,059 tis. Kč na obyvatele v roce aktuálním, za jinak

nezměněných okolností. Mezera produktu působí pozitivně na daňové příjmy. Vzrosteli meziročně mezera produktu o 1 %, skutečný produkt je vyšší než potenciální produkt, pak za jinak nezměněných okolností lze předpokládat nárůst daňových příjmů v průměru o 172 Kč na obyvatele. Na 1% hladině významnosti je statisticky významná jednoróčně zpožděná závislá proměnná. Tuto skutečnost lze interpretovat tak, že došlo-li k nárůstu daňových příjmů o 1 tis. Kč na obyvatele v minulém roce, tak za jinak nezměněných okolností jsou v aktuálním roce zvýšeny daňové příjmy v průměru o 873 Kč na obyvatele.

Další dva modely se věnují nedaňovým příjmům a kapitálovým příjmům. Vysoká p-hodnota obou modelů jako celku potvrzují statistickou významnost modelů. U modelu pro nedaňové příjmy se podařilo zvoleným regresním modelem vysvětlit variabilitu této závisle proměnné z 54 %. U modelu pro kapitálové příjmy dosahuje koeficient determinace hodnoty 30 %. U obou modelů se nepodařilo prokázat statisticky významný vliv vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné. V obou modelech statisticky významné na 1% hladině významnosti vychází jednoróčně zpožděné vysvětlované proměnné  $P_{2(-1)}$  i  $P_{3(-1)}$ . To představuje skutečnost, že došlo-li k nárůstu nedaňových příjmů a kapitálových příjmů o 1 tis. Kč na obyvatele v minulém roce, tak za jinak nezměněných okolností v aktuálním roce jsou zvýšeny nedaňové příjmy v průměru o 719 Kč na obyvatele a kapitálové příjmy v průměru o 542 Kč na obyvatele. Tyto vysvětlované proměnné, nedaňové příjmy a kapitálové příjmy budou ještě později využity v regresním modelu pro kapitálové výdaje.

#### **4.3.5 Výsledky regresních modelů pro proměnné $P_{41}$ a $P_{42}$**

Tato podkapitola je zaměřená na ekonometrické modely pro rozpočtové ukazatele neinvestiční přijaté transfery a investiční přijaté transfery. Výsledky regresních modelů shrnuje následující tabulka. Podrobné výstupy z programu Eviews obsahuje příloha č. 5.

Tabulka 8: Výsledky panelové regrese pro proměnné  $P_{41}$  a  $P_{42}$ <sup>(1)</sup>

Vysvětlující proměnná <sup>(2)</sup>	Vysvětlovaná proměnná <sup>(3)</sup>			
	$P_{41}$		$P_{42}$	
	koeficient <sup>(4)</sup>	p-hodnota <sup>(5)</sup>	koeficient <sup>(4)</sup>	p-hodnota <sup>(5)</sup>
<i>const</i>	0,6097	0,1548	1,473	0,000***
<i>D(OUTPUT_GAP)</i>	-0,059	0,6602	-0,0098	0,778
<i>Stav_dluhu(-1)</i>	0,0204	0,8511	0,2485	0,156
<i>Volby_PS</i>	0,6388	0,3185	-0,0909	0,6773
<i>P_41(-1)</i>	0,7862	0,000***		
<i>P_42(-1)</i>			0,3069	0,000***
<b>Koef. Determinace<sup>(6)</sup></b>	0,61		0,11	
<b>F-statistika<sup>(7)</sup></b>	1639,52		124,43	
<b>P-hodnota (F)<sup>(8)</sup></b>	0,00E+00		0,00E+00	
<b>D-W statistika<sup>(9)</sup></b>	2,05		2,01	
<b>Hausmanův test<sup>(10)</sup></b>	0		0	

Pozn.: Náhodné efekty za použití 4224 pozorování, 325 průřezových jednotek, délka časové řady = 13. Metoda odhadu: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%  
 Note: Random Effects using 4224 observations, 325 cross-sectional units, time-series length 13. Method of estimation: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* Indicates significance at 10%, 5%, 1% level.

<sup>(1)</sup> Results of panel regression for variables  $P_{41}$  and  $P_{42}$ ; <sup>(2)</sup> Independent variables; <sup>(3)</sup> Dependent variables; <sup>(4)</sup> coefficient; <sup>(5)</sup> P-value; <sup>(6)</sup> R-squared; <sup>(7)</sup> F-statistic; <sup>(8)</sup> Probability (F-statistic); <sup>(9)</sup> Durbin-Watson statistic; <sup>(10)</sup> Hausman Test. Zdroj: ARISweb, Monitor, výpočty Eviews, vlastní zpracování

První model v tabulce představuje výsledky regresního modelu pro neinvestiční přijaté transfery  $P_{41}$ . V tomto model nezávislé proměnné z 61 % vysvětlily variabilitu závislé proměnné a vysoká F-statistika potvrzuje vysokou statistickou významnost modelu. Zde je jako staticky významná na 1% hladině významnosti jednorodně zpožděná vysvětlovaná proměnná  $P_{41}(-1)$ . Nárůstem neinvestičních přijatých transferů o 1 tis. Kč na obyvatele v minulém roce, došlo v aktuálním roce k nárůstu příjmů z neinvestičních transferů v průměru o 0,786 tis. Kč na obyvatele, za jinak nezměněných okolností.

Druhý model je zaměřen na investiční přijaté transfery  $P_{42}$ . Koeficient determinace v tomto modelu je poměrně nízký s hodnotou 11 %, ale p-hodnota celého modelu je statisticky významná, a tak lze model označit jako statisticky významný. Také tady je statisticky významná jednorodně zpožděná vysvětlovaná proměnná  $P_{42}(-1)$ . Došlo-li k nárůstu investičních přijatých transferů o 1 tis. Kč na obyvatele v minulém roce, tak za jinak nezměněných okolností byly v aktuálním roce zvýšeny příjmy z těchto transferů v průměru o 0,307 tis. Kč na obyvatele.

V obou modelech vystupuje vysvětlující proměnná *Volby\_PS*. Tato proměnná měla prokázat, zda působí na přijaté neinvestiční a investiční transfery od ústřední úrovně vlády volební cyklus do poslanecké sněmovny. V obou modelech se prokázalo, že je tato vysvětlující proměnná statisticky nevýznamná a na přijaté transfery od ústřední úrovně vlády nemá vliv.

#### 4.3.6 Výsledky regresních modelů pro proměnné *P\_BV* a *V\_6*

Tato podkapitola je zaměřená na ekonometrické modely pro rozpočtové ukazatele primární běžné výdaje a kapitálové výdaje. Pro kapitálové výdaje jsou uvedeny dva modely. První model obsahuje základní vysvětlující proměnné. Druhý model je obohacen o vysvětlující proměnné *P\_2* a *P\_3*, díky kterým model dosahuje lepších hodnot. Výsledky modelů shrnuje následující tabulka. Podrobné výstupy z programu Eviews obsahuje příloha č. 6.

Tabulka 9: Výsledky panelové regrese pro proměnné *P\_BV* a *V\_6*<sup>(1)</sup>

Vysvětlující proměnná <sup>(2)</sup>	Vysvětlovaná proměnná <sup>(3)</sup>					
	<i>P_BV</i>		<i>V_6</i>		<i>V_6</i>	
	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>	Koef. <sup>(4)</sup>	P-hodnota <sup>(5)</sup>
<i>const</i>	3,1796	0,000***	3,500	0,000***	2,264	0,000***
<i>D(OUTPUT_GAP)</i>	-0,219	0,282	-0,196	0,000***	-1,1598	0,0004***
<i>Stav_Dluhu(-1)</i>	-0,0336	0,813	-0,4305	0,0267**	-0,3792	0,0434**
<i>PVR</i>	-1,9534	0,1762	-0,3424	0,1708	-0,1929	0,4226
<i>VR</i>	-0,0268	0,9702	0,9131	0,0056***	0,837	0,0245**
<i>P_2</i>					0,4206	0,0133**
<i>P_3</i>					0,4413	0,000***
<i>P_BV(-1)</i>	0,805	0,000***				
<i>V_6(-1)</i>			0,4475	0,000***	0,373	0,000***
<b>Koef. Determinace<sup>(6)</sup></b>	0,67		0,17		0,23	
<b>F-statistika<sup>(7)</sup></b>	1744,43		177,5		178,1	
<b>P-hodnota (F)<sup>(8)</sup></b>	0,00E+00		0,00E+00		0,00E+000	
<b>D-W statistika<sup>(9)</sup></b>	2,39		2,03		1,98	
<b>Hausmanův test<sup>(10)</sup></b>	0		0		0	

Pozn.: Náhodné efekty za použití 4224 pozorování, 325 průřezových jednotek, délka časové řady = 13. Metoda odhadu: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%  
 Note: Random Effects using 4224 observations, 325 cross-sectional units, time-series length 13. Method of estimation: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* Indicates significance at 10%, 5%, 1% level.

<sup>(1)</sup> Results of panel regression for variables *P\_BV* and *V\_6*; <sup>(2)</sup> Independent variables; <sup>(3)</sup> Dependent variables; <sup>(4)</sup> coefficient; <sup>(5)</sup> P-value; <sup>(6)</sup> R-squared; <sup>(7)</sup> F-statistic; <sup>(8)</sup> Probability (F-statistic); <sup>(9)</sup> Durbin-Watson statistic; <sup>(10)</sup> Hausman Test. Zdroj: ARISweb, Monitor, výpočty Eviews, vlastní zpracování



První model představuje výsledky vysvětlované proměnné primární běžné výdaje. Koeficient determinace značí, že vysvětlující proměnné z 67 % vysvětlily variabilitu vysvětlované proměnné. Vysoká hodnota F-statistiky a nízká p-hodnota celého modelu označuje model za statisticky významný. V modelu je statisticky významná na 1% hladině významnosti jednorokně zpožděná vysvětlovaná proměnná primární běžné výdaje  $P_{BV}(-1)$ . Došlo-li k nárůstu běžných výdajů o 1 tis. Kč na obyvatele v minulém roce, tak za jinak nezměněných okolností v aktuálním roce byly zvýšeny běžné výdaje v průměru o 0,805 tis. Kč na obyvatele. Ostatní vysvětlující proměnné neprokazují statisticky významný vliv na vysvětlovanou proměnnou.

Další dva modely se věnují kapitálovým výdajům. První model tvoří základní vysvětlující proměnné. Koeficient determinace nevykazuje příliš vysokou hodnotu (17 %), ale p-hodnota celého modelu je statisticky významná, takže lze model považovat za statisticky významný. V tomto modelu vycházejí statisticky významné vysvětlující proměnné  $OUTPUT\_GAP$  a  $VR$  na 1% hladině významnosti a jednorokně zpožděná vysvětlující proměnná  $Stav\_Dluhu(-1)$  vychází statisticky významná na 5% hladině významnosti. Výsledky lze okomentovat následovně. Mezera produktu působí na kapitálové výdaje negativně. Vzroste-li meziročně mezera produktu o 1 %, skutečný produkt je vyšší než potenciální produkt, pak za jinak nezměněných okolností lze očekávat pokles kapitálových výdajů v průměru o 0,196 tis. Kč na obyvatele. Zvýšení dluhu obce v předchozím roce o tisíc korun na obyvatele vedlo k poklesu kapitálových výdajů v průměru o 0,431 tis. Kč na obyvatele v roce aktuálním, za jinak nezměněných okolností. Ve volebním roce jsou kapitálové výdaje v průměru v porovnání s ostatními roky vyšší o 0,913 tis. Kč na obyvatele. Statistickou významnost jednorokně zpožděné závislé proměnné  $V_6(-1)$  lze vyhodnotit tak, že došlo-li k nárůstu kapitálových výdajů o 1 tis. Kč na obyvatele v minulém roce, tak za jinak nezměněných okolností byly v aktuálním roce zvýšeny tyto výdaje v průměru o 0,448 tis. Kč na obyvatele.

Ve druhém modelu pro kapitálové výdaje došlo k přidání vysvětlujících proměnných nedaňové příjmy  $P_2$  a kapitálové příjmy  $P_3$ . Tento model vykazuje lepší hodnoty než model předchozí. V tomto modelu se podařilo z 23 % vysvětlit variabilitu vysvětlované proměnné a model jako celek je statisticky významný. Vysvětlující proměnná  $OUTPUT\_GAP$  vyšla statisticky významná na 1% hladině významnosti a vykazuje zápornou hodnotu koeficientu. Vzroste-li meziročně mezera produktu o 1 %, pak za jinak nezměněných okolností lze očekávat pokles kapitálových výdajů v průměru o

1,160 tis. Kč na obyvatele. Vysvětlující jednoróčně zpožděná proměnná *Stav\_Dluhu(-1)* je statisticky významná na 5% hladině významnosti. Zvýšení dluhu obce v předchozím roce o tisíc korun na obyvatele vedlo k poklesu kapitálových výdajů v průměru o 0,379 tis. Kč na obyvatele v roce aktuálním, za jinak nezměněných okolností. Statisticky významná je také vysvětlující proměnná *VR*. Ve volebním roce jsou kapitálové výdaje v průměru v porovnání s ostatními roky vyšší o 0,837 tis. Kč na obyvatele. Obě přidané vysvětlující proměnné nedaňové příjmy (*P\_2*) a kapitálové příjmy (*P\_3*) vyšly statisticky významné s kladnou hodnotou koeficientů. Je zde pozitivní vztah mezi těmito vysvětlujícími proměnnými a kapitálovými výdaji. Růst nedaňových příjmů vede k růstu kapitálových výdajů v průměru o 421 Kč na obyvatele. To samé lze konstatovat i u kapitálových příjmů. Rostou-li kapitálové příjmy, rostou také kapitálové výdaje v průměru o 441 Kč na obyvatele. Z těchto výsledků lze vyvodit závěr, že obce používají tyto příjmy k financování kapitálových výdajů.

#### 4.3.7 Výsledky regresního modelu proměnné *Psaldo*

Tato podkapitola se soustředí pouze na ekonometrický model pro rozpočtový ukazatel primární saldo rozpočtu. Výsledek modelu uvádí následující tabulka. Podrobné výstupy z programu Eviews obsahuje příloha č. 7.

Tabulka 10: Výsledky panelové regrese proměnné *Psaldo*<sup>(1)</sup>

Vysvětlující proměnná <sup>(2)</sup>	Vysvětlovaná proměnná <sup>(3)</sup>	
	<i>Psaldo</i>	
	koeficient <sup>(4)</sup>	p-hodnota <sup>(5)</sup>
<i>const</i>	1,139	0,000***
<i>D(OUTPUT_GAP)</i>	0,113	0,209
<i>Stav_Dluhu</i>	-0,8549	0,0025***
<i>PVR</i>	-0,1348	0,7534
<i>VR</i>	-0,413	0,2772
<i>Psaldo(-1)</i>	-0,143	0,0593*
<b>Koef. Determinace<sup>(6)</sup></b>	0,05	
<b>F-statistika<sup>(7)</sup></b>	46,94	
<b>P-hodnota (F)<sup>(8)</sup></b>	0,00E+00	
<b>D-W statistika<sup>(9)</sup></b>	1,93	
<b>Hausmanův test<sup>(10)</sup></b>	0	

Pozn.: Náhodné efekty za použití 4224 pozorování, 325 průřezových jednotek, délka časové řady = 13. Metoda odhadu: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%  
 Note: Random Effects using 4224 observations, 325 cross-sectional units, time-series length 13. Method of estimation: White cross-section method. \*, \*\*, \*\*\* Indicates significance at 10%, 5%, 1% level.

<sup>(1)</sup> Results of panel regression for variables *Psaldo*; <sup>(2)</sup> Independent variables; <sup>(3)</sup> Dependent variables; <sup>(4)</sup> coefficient; <sup>(5)</sup> P-value; <sup>(6)</sup> R-squared; <sup>(7)</sup> F-statistic; <sup>(8)</sup> Probability (F-statistic); <sup>(9)</sup> Durbin-Watson statistic; <sup>(10)</sup> Hausman Test. Zdroj: ARISweb, Monitor, výpočty Eviews, vlastní zpracování

Zvolený regresní model otestoval vývoj primárního rozpočtového salda. V tomto modelu koeficient determinace nedosahuje uspokojivé hodnoty. Modelem se podařilo z 5 % vysvětlit variabilitu vysvětlované proměnné. Statisticky významná p-hodnota celého modelu přesto potvrzuje, že je model jako celek statisticky významný. V modelu vychází statisticky významná na 1% hladině významnosti vysvětlující proměnná *Stav\_Dluhu*. Hodnota koeficientu u této vysvětlující proměnné je záporná a lze ji interpretovat následovně. S rostoucím zadlužením obcí roste negativně primární saldo rozpočtu obcí v průměru o 0,855 tis. Kč na obyvatele. Na 1% hladině významnosti je statisticky významná jednoróčně zpožděná závislá proměnná *Psaldo(-1)*. Tuto skutečnost lze interpretovat tak, že pokles primárního salda rozpočtu o 1 tis. Kč na obyvatele v minulém roce, vedl za jinak nezměněných okolností v aktuálním roce ke zvýšení primárního rozpočtového salda v průměru o 0,143 tis. Kč na obyvatele.

#### **4.4 Celkové vyhodnocení výsledků panelové regresní analýzy**

V této kapitole dojde k celkovému vyhodnocení a shrnutí výsledků ekonometrické analýzy. Ekonometrická analýza proběhla pomocí panelové regresní analýzy s náhodnými efekty za pomoci odhadu s robustními standardními chybami ve verzi White cross-section method. Hlavním cílem této regresní analýzy bylo vyhledat závislost mezi rozpočtovými ukazateli (vysvětlované proměnné) a mezerou produktu (vysvětlující proměnná). A poté na základě výsledků regresní analýzy identifikovat rozpočtové chování obcí v České republice ve vztahu k hospodářskému cyklu. První část následující tabulky zobrazuje hodnoty odhadnutého koeficientu mezery produktu z regresních modelů pro jednotlivé rozpočtové ukazatele. Druhá část následující tabulky pak zobrazuje předpokládaná znaménka koeficientu produkční mezery, jak byla stanovena v kapitole 3.6 a výsledná odhadnutá znaménka z regresních modelů.

Tabulka 11: Výsledné odhadnuté hodnoty a znaménka koeficientu mezery produktu<sup>(1)</sup>

Vysvětlované proměnné <sup>(2)</sup>	Koeficient vysvětlující proměnné Output_Gap <sup>(3)</sup>	Znaménko koeficientu mezery produktu <sup>(4)</sup>	
		Předpokládané <sup>(5)</sup>	Odhadnuté <sup>(6)</sup>
<i>P_1</i>	0,1716 (0,0557)*	+	+
<i>P_1112</i>	0,0229 (0,0365)**	+	+
<i>P_1511</i>	-0,0052 (0,3816)	+ / -	-
<i>P_134</i>	-0,0024 (0,5583)	-	-
<i>P_2</i>	-0,0087 (0,3105)	+	-
<i>P_3</i>	-0,0179 (0,6009)	+	-
<i>P_41</i>	-0,059 (0,6609)	+ / -	-
<i>P_42</i>	-0,0083 (0,815)	-	-
<i>P_BV</i>	-0,219 (0,282)	+ / -	-
<i>V_6</i>	-1,160 (0,000)***	+	-
<i>Psaldo</i>	0,113 (0,209)	-	+

Pozn.: V závorkách jsou uvedeny p-hodnoty koeficientu vysvětlující proměnné *Output\_gap* pro jednotlivé vysvětlované proměnné. \*, \*\*, \*\*\* označuje hladinu významnosti 10%, 5%, 1%.

Note: In parentheses are the p-values of the coefficient of the independent variable *Output\_gap* for each dependent variables. \*, \*\*, \*\*\* Indicates significance at 10%, 5%, 1% level.

<sup>(1)</sup> Estimated values and signs of the coefficient output gap; <sup>(2)</sup> Dependent variables; <sup>(3)</sup> The coefficient of the independent variable *Output\_Gap*; <sup>(4)</sup> Sign of the coefficient output gap; <sup>(5)</sup> Expected; <sup>(6)</sup> Estimated.

Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty Eviews, vlastní zpracování

Výsledky ekonometrické analýzy prokázaly statisticky významný vliv mezery produktu na rozpočtové ukazatele daňové příjmy, DPFO ze samostatné výdělečné činnosti a kapitálové výdaje.

Pro celkové daňové příjmy je výsledné odhadnuté znaménko koeficientu mezery produktu stejné jako předpokládané, tedy kladné. Mezera produktu působí na daňové příjmy pozitivně. S meziročním růstem mezery produktu o 1 % (skutečný produkt je vyšší než potenciální produkt) rostou daňové příjmy v průměru o 172 Kč na obyvatele. Je zde vidět působení mechanismu sdílení daní. S růstem ekonomiky je na daních vybráno více. Pro obce to znamená, že formou sdílení daní dostanou také více daňových příjmů do svých rozpočtů. Výsledky analýzy prokázaly, že se daňové příjmy na obecní úrovni chovají procyklicky, protože s růstem produkční mezery daňové příjmy rostou.

Shodný vývoj popsany u daňových příjmů lze konstatovat podle výsledků regresní analýzy pro rozpočtový ukazatel daní z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti. I zde koeficient mezery produktu má výsledné odhadnuté znaménko kladné.

S meziročním růstem mezery produktu o 1 % rostou příjmy z této daně v průměru o 23 Kč na obyvatele. Takže i u tohoto rozpočtového ukazatele lze na základě prokázané statistické významnosti konstatovat, že se DPFO ze samostatné výdělečné činnosti na obecné úrovni vyvíjí proticyklicky.

To, že se podařilo potvrdit cyklický vývoj rozpočtových ukazatelů daňové příjmy a daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti na obecní úrovni odpovídá tomu, že právě tyto příjmové položky vládního sektoru jsou podle odhadů elasticit cyklicky citlivými položkami ve vztahu k produkční mezeře na centrální úrovni.

Na výdajové straně rozpočtu obce se podařilo prokázat statisticky významný vliv mezery produktu na kapitálové výdaje. Výsledné odhadnuté záporné znaménko koeficientu mezery produktu udává, že mezeře produktu působí na kapitálové výdaje negativně. Vzroste-li meziročně mezeře produktu o 1 %, pak kapitálové výdaje klesnou v průměru o 1,160 tis. Kč na obyvatele. Z teorie proticyklického chování vyplývá, že výdaje by měly v průběhu expanze klesat a v recesi růst. Takže se prokázalo statisticky významně, že chování kapitálových výdajů na obecní úrovni je proticyklické. Již bylo řečeno, že o výši kapitálových výdajů rozhoduje přímo obec. Z toho vyplývá, že diskreční opatření, které obce provádějí prostřednictvím kapitálových výdajů, jsou proticyklická. Takže původní předpoklad spíše procyklického chování kapitálových výdajů se nepotvrdil.

Pro ostatní rozpočtové ukazatele se nepodařilo prokázat statisticky významný vliv mezery produktu ve vztahu ke zbylým rozpočtovým ukazatelům. Avšak i přesto budou v následující části okomentovány hodnoty koeficientu mezery produktu pro tyto rozpočtové ukazatele.

Pro rozpočtový ukazatel místní poplatky z vybraných činností a služeb je výsledná hodnota koeficientu mezery produktu záporná. Vzroste-li meziročně mezeře produktu o 1 %, lze poté očekávat pokles příjmů z místních poplatků v průměru o 0,0024 tis. Kč na obyvatele. Závěr by zde byl takový, že se místní poplatky z vybraných činností a služeb chovají na obecní úrovni procyklicky. To se dá zdůvodnit tak, že místní poplatky jsou celkově součástí daňových příjmů a tyto příjmy, z logiky teorie proticyklického chování, by s růstem mezery produktu měly růst.

Pro rozpočtový ukazatel daň z nemovitých věcí je výsledek koeficientu mezery produktu záporný jako v případě místních poplatků. Mezera produktu působí na tuto daň negativně. S meziročním růstem mezery produktu o 1 % klesají příjmy z této daně v průměru o 0,0052 tis. Kč na obyvatele. Pro připomenutí majetkové daně nezávisí na schopnosti poplatníka platit daň. Proto by tato daň neměla být na cyklickém vývoji ekonomiky závislá. Zde je výsledná hodnota koeficientu mezery produktu velmi nízká kolem 0, takže by tento předpoklad acyklického vývoje potvrzovala.

Výsledné odhadnuté koeficienty mezery produktu pro rozpočtové ukazatele nedaňové příjmy a kapitálové příjmy oproti předpokládaným kladným znaménkům jsou záporná. Mezera produktu na tyto příjmy působí negativně. Vzroste-li meziročně mezera produktu o 1 %, poté lze očekávat pokles nedaňových příjmů v průměru o 0,009 tis. Kč na obyvatele a pokles kapitálových příjmů v průměru o 0,018 tis. Kč na obyvatele. Takto odhadnuté výsledky značí na procyklické chování těchto příjmů na obecní úrovni, protože se při hospodářském růstu snižují.

Rozpočtové ukazatele neinvestiční a investiční přijaté transfery vyplývají z chování ústřední úrovně vlády. Prostřednictvím těchto rozpočtových ukazatelů lze vidět diskreční opatření centrální vlády ve vztahu k obcím. Odhadnutá znaménka koeficientu mezery produktu pro tyto transfery jsou záporná. Vzroste-li meziročně mezera produktu o 1 %, poté lze očekávat pokles neinvestičních přijatých transferů v průměru o 0,059 tis. Kč na obyvatele a pokles investičních přijatých transferů v průměru o 0,008 tis. Kč na obyvatele. Tyto výsledky lze shrnout následovně. Jestliže by v případě růstu produkční mezery obecně měly výdaje klesat, tak lze konstatovat, že diskreční opatření ústřední úrovně vlády ve vztahu k rozpočtům obcí jsou proticyklická.

Na výdajové straně rozpočtu obcí se kromě kapitálových výdajů testovaly také primární běžné výdaje. Výsledné odhadnuté znaménko koeficientu mezery produktu pro tento rozpočtový ukazatel je záporné. To znamená, že mezera produktu na primární běžné výdaje působí negativně. S meziročním růstem mezery produktu o 1 % se primární běžné výdaje snižují v průměru o 219 Kč na obyvatele. U primárních běžných výdajů byl stanoven předpoklad spíše acyklického chování, protože jsou tvořeny z větší části mandatorními výdaji. Avšak zde by výsledek odpovídal spíše proticyklickému rozpočtovému chování obcí, jelikož na růst produkční mezery odpovídají primární běžné výdaje jejich snížením.

Před závěrečným vyhodnocením výsledků panelové regresní analýzy nyní v krátkosti zmínka o volebním cyklu. Do regresních modelů byly také zařazeny vysvětlující dummy proměnné *PVR* a *VR*, které testovaly přítomnost volebního cyklu na municipální úrovni. Podařilo se statisticky významně potvrdit vliv volebního cyklu na rozpočtové ukazatele místní poplatky z vybraných činností a služeb a kapitálové výdaje. V předvolebním roce jsou místní poplatky nižší v průměru v porovnání s ostatními roky o 0,059 tis. Kč na obyvatele a ve volebním roce v průměru v porovnání s ostatními roky o 0,062 tis. Kč na obyvatele. Kapitálové výdaje jsou ve volebním roce v průměru v porovnání s ostatními roky vyšší o 0,837 tis. Kč na obyvatele. Politici se tak snaží získat hlasy voličů ve volbách snížením místních poplatků a vyššími investičními výdaji v období před konáním voleb do obecních zastupitelstev. S postihnutím čtyř volebních období na širším výběrovém vzorku obcí se tímto podařilo potvrdit závěry bakalářské práce „Politický rozpočtový cyklus měst v České republice“ (Brožová, 2014).

V regresních modelech se také objevuje vysvětlující proměnná *Stav\_dluhu*. Tato vysvětlující proměnná vyšla statisticky významná v modelech pro vysvětlované proměnné daňové příjmy, kapitálové výdaje a primární saldo rozpočtu. V případě daňových příjmů je výsledkem vysvětlující proměnné to, že zvýšení dluhu obce v předchozím roce o tisíc korun na obyvatele, vedlo k nárůstu daňových příjmů v průměru o 0,059 tis. Kč na obyvatele v roce aktuálním. Takže v případě, že je obec zadlužená, tak se snaží případný deficit rozpočtu vyrovnat navýšením daňových příjmů. Na kapitálových výdajích se zadlužení obcí projevuje tak, že zvýšení dluhu obce v předchozím roce o tisíc korun na obyvatele vede k poklesu kapitálových výdajů v průměru o 0,379 tis. Kč na obyvatele v roce aktuálním. Takže se prokázalo, že zadlužené obce škrtají právě kapitálové výdaje. Primární saldo rozpočtu reaguje na zadlužení obcí tak, že s rostoucím zadlužením obcí roste negativně primární saldo rozpočtu obcí v průměru o 0,855 tis. Kč na obyvatele.

Jako poslední zbývá vyhodnotit výsledek rozpočtového ukazatele primární saldo rozpočtu. Primární saldo rozpočtu je tvořeno ze všech výše uvedených rozpočtových ukazatelů. Takže v konečném výsledku by se prostřednictvím tohoto ukazatele mělo určit, jaké rozpočtové chování obce ve vztahu k hospodářskému cyklu prosazují. Výsledek odhadnutého koeficientu produkční mezery značí, že mezera produktu působí na primární saldo rozpočtu pozitivně. Znaménko koeficientu je kladné a interpretace je následující. Vzroste-li meziročně mezera produktu o 1 %, pak lze očekávat nárůst

primárního salda rozpočtu v průměru o 0,113 tis. Kč na obyvatele. Z teorie proticyklické politiky vyplývá, že saldo rozpočtu obce může být v recesi po zavedení expanzivní politiky deficitní a v expanzi po zavedení restriktivní politiky přebytkový. Výsledek modelu pro rozpočtový ukazatel primární saldo rozpočtu lze vyhodnotit následovně. Obce ve vztahu k hospodářskému cyklu prosazují rozpočtové chování proticyklické. Růst produkční mezery vede k pozitivnímu růstu primárního rozpočtového salda. Avšak se zdůrazněním skutečnosti, že p-hodnota koeficientu mezery produktu pro rozpočtový ukazatel primární saldo rozpočtu není statisticky významná.

Ovšem výsledky panelové regresní analýzy prokázaly statisticky významný vliv mezery produktu na rozpočtové ukazatele daňové příjmy, daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti a kapitálové výdaje. A to tak, že obce prostřednictvím těchto rozpočtových ukazatelů uplatňují proticyklické rozpočtové chování ve vztahu k hospodářskému cyklu. Vzhledem k tomu, že tyto rozpočtové ukazatele zastupují příjmovou i výdajovou stránku rozpočtu obce, lze výsledek proticyklického chování primárního salda rozpočtu obcí považovat za relevantní.

Hlavní hypotéza této diplomové práce zní: „Rozpočtové chování obcí v České republice je ovlivněno vývojem hospodářského cyklu“. Provedená ekonometrická analýza potvrdila statisticky významný vliv mezery produktu na rozpočtové ukazatele daňové příjmy, daň z příjmů ze samostatné výdělečné činnosti a kapitálové výdaje. Hlavní hypotéza této diplomové práce se nezamítá.

## 4.5 Diskuse

V této části budou získané dosažené výsledky porovnány s výsledky studií, které mapovaly také téma dopadů ekonomického růstu na rozpočtové proměnné, ale na centrální úrovni jednotlivých států.

Vliv různých typů vládních výdajů a daní na ekonomický růst zmapoval Izák (2011). Autor se zaměřil na země Evropské unie v letech 1995 až 2008. Jako metodu zkoumání použil panelovou regresní analýzu s fixními efekty. Jako vysvětlovanou proměnnou autor používá tempo růstu reálného HDP. Autor zařadil mezi fiskální proměnné rozpočtovou bilanci, která je zahrnuta i v této diplomové práci. Výzkum autora potvrdil záporný vliv distorzních daní a kladný vliv produktivních výdajů na ekonomický růst. Tedy záporná znaménka koeficientů jsou pro daně distorzní, nepřímé a ostatní, kladná



znaménka koeficientů jsou u produktivních a ostatní výdajů. Obdobně jako Izák (2011) postupovali při zkoumání vlivu zdanění na dlouhodobý ekonomický růst autoři Kotlán, Machová & Janíčková (2011). S využitím panelové regresní analýzy s fixními efekty potvrdili statisticky významný negativní vliv zdanění, měřený daňovou kvótou, na dlouhodobý ekonomický růst v zemích OECD v letech 1985 až 2007. Ještě v krátkosti zmínka k závěrům studie autorů Pikhart, Pfeifer & Chmelová (2015). Autoři použitím panelové regrese s fixními efekty došli k závěru, že fiskální politika v zemích Evropské unie má díky zvyšujícímu se primárnímu deficitu v době expanze spíše procyklický charakter.

Výzkum v této diplomové práci proběhl stejně jako předešlé výzkumy metodou panelové regresní analýzy. Předešlé studie používaly panelovou regresní analýzu s fixními efekty. Pro výběr fixních efektů argumentuje například Izák (2011) tím, že země EU nepředstavují náhodný výběr. Zde výběr náhodných efektů potvrdil Hausmanův test a také fakt, že obce byly do výběru vybrány náhodným způsobem. K identifikaci ekonomického cyklu se zde také vychází z indikátoru hrubého domácího produktu, konkrétně zde byla použita mezera produktu. Ovšem v této diplomové práci se výzkum rozpočtových dopadů hospodářského cyklu významně liší od výzkumů ve všech dříve zmíněných studiích, protože neproběhl na centrální úrovni jednotlivých států, ale na úrovni municipální.

Výsledky v této diplomové práci potvrdily statisticky významný vliv hospodářského cyklu na rozpočtové ukazatele daňové příjmy, daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti a kapitálové výdaje. Ale na rozdíl od závěrů studie Izáka (2011) koeficient mezery produktu pro první dva ukazatele vyšel kladný a pro kapitálové výdaje záporný. Výsledný koeficient mezery produktu pro primární saldo rozpočtu v této diplomové práci naznačuje proticyklické chování obcí. Takže v této diplomové práci bylo celkové chování obcí v České republice vyhodnoceno jako proticyklické. Ale je potřeba zdůraznit, že testování v této diplomové práci proběhlo na municipální úrovni České republiky, narozdíl od předchozích studií, které byly zaměřeny na centrální úrovně států.

Již bylo zmíněno, že obce preferují spíše udržitelnost vlastního rozpočtu před makroekonomickou stabilitou, která by měla být, ze stabilizační funkce veřejných financí, dominantou centrální úrovně vlády. Ale předpoklad procyklického chování obcí výzkum nepotvrdil. To, že vyšly daňové příjmy jako proticyklické lze přičíst tomu, že

obce přijímají daňové příjmy ze systému sdílených daní. Takže zde správně funguje systém, že obce dostanou více daňových příjmů do svých rozpočtů ve chvíli, kdy s růstem ekonomiky je na daních vybráno více. Překvapivý závěr se týká kapitálových výdajů, které se podle výsledků s růstem ekonomiky snižují. Ale nízká hodnota koeficientu determinace pro model kapitálových výdajů napovídá, že jsou zde ještě jiné faktory, které tyto kapitálové výdaje ovlivňují. Přidáním dalších vysvětlujících proměnných, jako například proměnná pro zachycení čerpání investic z evropských fondů, by se výsledné hodnoty koeficientů mohly lišit.

## 5 Závěr

Cílem této diplomové práce bylo identifikovat rozpočtové chování obcí v ČR ve vztahu k hospodářskému cyklu. Poznatky získané z přehledu literatury vyústily k definování výzkumné hypotézy, která zní: Rozpočtové chování obcí v České republice je ovlivněno vývojem hospodářského cyklu.

K ověření hlavní hypotézy této diplomové práce bylo vybráno 325 obcí České republiky a jejich rozpočtové ukazatele. Analýza vývoje rozpočtových ukazatelů ve vztahu k hospodářskému cyklu proběhla v období od roku 2001 do roku 2014. K analýze byla zvolena ekonometrická analýza ve formě panelové regresní analýzy s náhodnými efekty. Jednotlivé regresní modely otestovaly závislost mezi rozpočtovým ukazatelem a mezerou produktu.

Výsledky ekonometrické analýzy prokázaly statisticky významný vliv mezery produktu na rozpočtové ukazatele daňové příjmy, daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti a kapitálové výdaje. Tyto rozpočtové ukazatele cyklicky reagují na cyklický vývoj ekonomiky. Daňové příjmy na obecní úrovni se chovají proticyklicky, protože s růstem produkční mezery daňové příjmy rostou. U rozpočtového ukazatele daň z příjmů fyzických osob ze samostatné výdělečné činnosti bylo prokázáno, že se na obecní úrovni vyvíjí proticyklicky. S růstem mezery produktu příjmy z této daně rostou. Kapitálové výdaje s růstem mezery produktu klesají. Chování kapitálových výdajů na obecní úrovni je proticyklické. Statisticky významný vliv mezery produktu na rozpočtové ukazatele daň z nemovitých věcí, místní poplatky, nedaňové příjmy, kapitálové příjmy, neinvestiční a investiční přijaté transfery, primární běžné výdaje a primární saldo rozpočtu se nepodařilo prokázat. Na základě analýzy rozpočtových ukazatelů se identifikovalo rozpočtové chování obcí ve vztahu k hospodářskému cyklu jako proticyklické. Z uvedených výsledků vyplývá, že hlavní hypotéza této diplomové práce se nezamítá.

Za hlavní přínos této diplomové práce je možné považovat to, že se podařilo prokázat vliv hospodářského cyklu na obecní rozpočty prostřednictvím mezery produktu. Výsledky ukazují, že se obce chovají proticyklicky. Již bylo uvedeno, že obce pro toto proticyklické chování postrádají motivaci ze strany centrální úrovně vlády. To dokládá fakt, že se statisticky významný vliv mezery produktu na neinvestiční a investiční přijaté transfery nepotvrdil. Proto jistým doporučením pro centrální úroveň

vlády je více využívat a motivovat obce k proticyklickému chování, například formou dotačních programů, zaváděním jednorázových diskrečních opatření, zákonnými normami a dalšími opatřeními.

Výzkum v této diplomové práci postihl 325 obcí v průběhu 14 let. Tato datová základna by pro další možnost výzkumu mohla být rozšířena na všechny obce České republiky. K identifikaci hospodářského cyklu byla pro účely této diplomové práce využita mezera produktu České republiky. Proto se nabízí výzkum opakovat s využitím jiného způsobu měření hospodářského cyklu. Také se nabízí rozšířit vysvětlující proměnné, jako například zohlednit čerpání evropských fondů, geografické rozdělení obcí v rámci krajů a s tím související sledování hospodářského cyklu na regionální úrovni, stanovení si regionální produkční mezery a další.

Závěrem lze dodat, že celkově téma hospodářský cyklus, případně pojem hospodářská krize je velmi aktuální. Nové poznatky získané z municipální úrovně mohou pomoci ústřední úrovni vlády nastavit účinnou fiskální politiku a lépe se tak vyrovnat s působením hospodářských cyklů.

## Summary

The aim of this thesis is to identify fiscal behaviour of municipalities in the Czech Republic within economic cycle. The starting point of this thesis is that municipalities do not have the responsibility for macroeconomic stability, unlike the central level of government, and their preference is sustainability of its own budget. Absence of a motivation for implementing the countercyclical policy leads to a consideration that the behaviour of municipalities is rather procyclical. For the analysis there were used datas of 325 municipalities during the time from 2001 to 2014. The research was designed to test the dependence of the budgetary indicator on the output gap. As a method of exploration there was used the panel regression analysis with random effects estimate for help with robust standard errors in the version of White cross-section method. The results confirmed a statistically significant effect of the output gap on the budgetary indicators, tax revenues, tax on personal income from self-employment and capital expenditures. With the growth of the output gap also tax revenues and revenues from taxes on a personal income from self-employment are growing. With the growth of the output gap capital expenditures are declining. These budgetary indicators are developed countercyclical. A statistically significant effect of the output gap on the other budgetary indicators failed to prove. The main hypothesis of this thesis is not rejected. Budgetary behaviour municipalities in the Czech Republic is influenced by the economic cycle. Fiscal behaviour of municipalities in the Czech Republic within economic cycle is countercyclical.

**Keywords:** Municipal budget, Economic cycle, Budget indicators, Panel data regression

**JEL Classification:** C23, E32, H72

## Seznam literatury

Afonso, A., & Alegre, J. G. (2008). Economic growth and budgetary components: a panel assessment for the EU. *Empirical Economics*, 41(3), s. 703-723. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp848.pdf?b12315dbe2d30e85927e19a74fc8aea8>

Alesina A., Campante, R., & Tabellini G. (2008). Why Is Fiscal Policy Often Procyclical? *Journal of the European Economic Association*, 6(5), s. 1006-1036.

Dostupné z:

<http://scholar.harvard.edu/files/campante/files/alesinacampantetabellini.pdf?m=1442460588>

Ambriško, R., Augusta, V., Hájková, D., Král, P., Netušilová, P., Říkovský, M., Soukup, P. (2012). Fiscal Discretion in the Czech Republic in 2001-2011: Has It Been Stabilizing? *Research and Policy Notes*, 2012( 1), Česká národní banka.

Bezděk, V. & Hájek, M. (2001). Odhad potenciálního výstupu a mezery výstupu v České republice. *Politická ekonomie*, 49(4), s. 473-492. Dostupné z:

[http://www.cnb.cz/en/research/research\\_publications/mp\\_wp/download/vp26hajekbezd\\_ek.pdf](http://www.cnb.cz/en/research/research_publications/mp_wp/download/vp26hajekbezd_ek.pdf)

Blöchliger, H., Charbit, C., Campos, J. M. P., & Vammalle, C. (2010). *Sub-central governments and the economic crisis: Impact and policy responses*. OECD, Economics Department, OECD Economics Department Working Papers: 752.

Brožová, L. (2014). *Politický rozpočtový cyklus měst v České republice*. (Bakalářská práce). Dostupné z: <http://theses.cz/id/vcctv7?furl=%2Fid%2Fvcctv7;so=nx;lang=en>

Czesaný, S. (2006). *Hospodářský cyklus: teorie, monitorování, analýza, prognóza*. Praha: Linde.

Drobiszová, A. & Machová, Z. (2015). Vliv fiskální politiky na ekonomický růst v zemích OECD. *Politická ekonomie*, 63(3), s. 300-316. Dostupné z: <https://www.vse.cz/polek/1004>

Fiskální výhled ČR – listopad 2014. *Ministerstvo financí ČR* [online]. Praha: Ministerstvo financí ČR, 2014 [cit. 2016-01-12]. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/makroekonomika/fiskalni-vyhled/2014/fiskalni-vyhled-listopad-2014-19775>

- Hamerníková, B. & Maatyová, A. (2010). *Veřejné finance*. Praha: Wolters Kluwer.
- Holman, R. (2001). *Ekonomie* (2., přeprac. a dopl. vyd. ed.). Praha: C.H. Beck.
- Hušek, R. (2007). *Ekonometrická analýza*. Praha: Nakladatelství Oeconomica.
- Izák, V. (2011). Vliv vládních výdajů a daní na ekonomický růst (empirická analýza). *Politická ekonomie*. 59(2), s.147-163. Dostupné z: <http://www.vse.cz/polek/778>
- Jílek, M. (2008). *Fiskální decentralizace, teorie a empirie*. Praha: Wolters Kluwer.
- Kadeřábková, J. & Peková, J. (2012). *Územní samospráva – udržitelný rozvoj a finance*. Praha: Wolters Kluwer.
- Kaminski G., Reinhart C., & Vegh C. (2004). When it Rains it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. *NBER Macroeconomic Annual 2004*, vol 19, s. 11–82. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w10780.pdf>
- Kanovová, L. (2015). *Faktory změn objemu a struktury výdajů obcí*. (Diplomová práce). Dostupné z: [http://theses.cz/id/7zmmku/DP\\_-\\_Kanovov.pdf](http://theses.cz/id/7zmmku/DP_-_Kanovov.pdf)
- Koťátková Stránská, P. (2012) Vliv výnosu daně z příjmů fyzických osob ze samostatně výdělečné činnosti a daně z příjmů právnických osob na příjmovou stránku rozpočtu obce. *Regionální rozvoj mezi teorií a praxí*. 2012, s. 1–14. Dostupné z: [https://dk.upce.cz/bitstream/handle/10195/49161/06\\_Kotatkova-Stranska\\_Vliv%20vynosu%20dane%20z%20prijmu.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://dk.upce.cz/bitstream/handle/10195/49161/06_Kotatkova-Stranska_Vliv%20vynosu%20dane%20z%20prijmu.pdf?sequence=1&isAllowed=y)
- Kotlán, I., Machová, Z., & Janíčková, L. (2011). Vliv zdanění na dlouhodobý ekonomický růst. *Politická ekonomie*. 59(5). Dostupné z: <https://www.vse.cz/polek/812>
- Kloudová, D. (2013). Produkční mezera jako indikátor inflace: Příklad pro českou ekonomiku. *Politická ekonomie*. 61(5), s. 639-652. Dostupné z: <http://www.vse.cz/polek/abstrakt.php?IDcl=921>
- Lang, L. & Mareš, J. (2015). Cyklické očišťování salda vládního sektoru. *Informační studie 2015(1)*. Ministerstvo financí ČR.
- Lukáčik, M. & Lukáčiková, A. (2008). *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. Bratislava: Ekonóm
- Machová, Z. (2011). Vývoj strukturálního salda státního rozpočtu v České republice po vstupu do EU. *Ekonomická revue*. 14(3), s. 227-233. Dostupné z: <https://www.ekf.vsb.cz/export/sites/ekf/cerei/cs/Papers/VOL14NUM03PAP07.pdf>

- Matej, M. (2015). Pravidla rozpočtové odpovědnosti. *Obec a finance: odborné periodikum pro ekonomické otázky obcí, měst a regionů*, 15(2). Dostupné z: <http://www.dvs.cz/clanek.asp?id=6693751&ht=rozpo%20tov%20odpov%20dnost>
- Pavelka, T. (2007). *Makroekonomie: Základní kurz* (Vyd. 3. ed.). Slaný: Melandrium.
- Peková, J. (2011). *Finance územní samosprávy teorie a praxe v ČR*. Praha: Wolters Kluwer Česká republika.
- Pikhart, Z. (2013). Možnosti hodnocení fiskální pozice a stabilizační fiskální politika. *Politická ekonomie*. 61(6), s. 795-813. Dostupné z: <https://www.vse.cz/polek/931>
- Pikhart, Z., Pfeifer, L., & Chmelová, P. (2015). Reakční funkce a udržitelnost fiskální politiky. *Politická ekonomie*, 63(5), s. 545-569. Dostupné z: <https://www.vse.cz/polek/1013>
- Pilný, J. (2014). Hospodaření s majetkem obcí. *Obec a finance: odborné periodikum pro ekonomické otázky obcí, měst a regionů*, 14(1). Dostupné z: <http://denik.obce.cz/clanek.asp?id=6643218>
- Plödt, M., & Reicher, C. (2014). Estimating simple fiscal policy reaction functions for the euro area countries. Kiel Working Paper 1899. Dostupné z: [https://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/estimating-simple-fiscal-policy-reaction-functions-for-the-euro-area-countries/KWP\\_1899.pdf](https://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/estimating-simple-fiscal-policy-reaction-functions-for-the-euro-area-countries/KWP_1899.pdf)
- Provazníková, R. (2009). *Financování měst, obcí a regionů: teorie a praxe v ČR (2nd ed.)*. Praha: Grada Publishing.
- Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics* (4th ed.). New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Samuelson, P., & Nordhaus, W. (2007). *Ekonomie: 18. Vydání*. Praha: NS Svoboda.
- Sedmíhradská, L. (2008). Schválené rozpočty a skutečné hospodaření obcí. *Obec a finance: odborné periodikum pro ekonomické otázky obcí, měst a regionů*, 13(5), 20-21. Dostupné z: <http://www.dvs.cz/clanek.asp?id=6353742>
- Spěváček, V., Rojíček, M., Vintrová, R., Zamrazilová, E., & Žďárek, V. (2012). *Makroekonomická analýza*. Praha: Linde.
- Státní závěrečný účet za rok 2014. *Ministerstvo financí ČR* [online]. Praha: Ministerstvo financí ČR, 2014 [cit. 2015-11-08]. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/verejny->



sektor/statni-rozpocet/plneni-statniho-rozpocetu/2014/statni-zaverecny-ucet-za-rok-2014-21750

Tkáčová, A. (2014). Kompozitný súdežný indikátor hospodárskeho cyklu českej ekonomiky. *Acta oeconomica pragensia*, 22(3), s. 45-60.

## **Použité zákony, vyhlášky a internetové zdroje**

Zákon č. 338/1992 Sb. o dani z nemovitých věcí, ve znění pozdějších předpisů.

Zákon č. 565/1990 Sb., o místních poplatcích, ve znění pozdějších předpisů.

Zákon č. 128/2000 Sb. o obcích, ve znění pozdějších předpisů.

Zákon č. 250/2000 Sb. o rozpočtových pravidlech územních rozpočtů.

Zákon č. 243/2000 Sb., o rozpočtovém určení výnosů některých daní územním samosprávným celkům a některým státním fondům (zákon o rozpočtovém určení daní), ve znění pozdějších předpisů.

Vyhláška č. 323/2002 Sb. o rozpočtové skladbě, ve znění pozdějších předpisů.

Česká národní banka. Databáze ARAD. (2016). Dostupné z:

<https://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>

Český statistický úřad. (2015). Dostupné z: <http://www.czso.cz/>

Evropská komise. (2016). Annual macro-economic database. Dostupné z:

[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm](http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm)

Ministerstvo financí ČR. Informační portál Monitor. (2016). Dostupné z:

<http://monitor.statnipokladna.cz/2016/>

Ministerstvo financí ČR. Informační systém ARISweb. (2016). Dostupné z:

<http://www.info.mfcr.cz/aris/2016/>

# Seznam tabulek a grafů

## Seznam tabulek

- Tabulka 1: Srovnání indikátorů pro monitorování hospodářského cyklu v ČR
- Tabulka 2: Elasticita příjmů a výdajů vládního sektoru k produkční mezeře
- Tabulka 3: Předpokládaná znaménka koeficientu proměnné mezera produktu pro jednotlivé rozpočtové ukazatele
- Tabulka 4: Souhrnné statistiky proměnných
- Tabulka 5: Výsledek testování jednotkových kořenů podle ADF testu
- Tabulka 6: Výsledky panelové regrese pro proměnné  $P_{1112}$ ,  $P_{134}$  a  $P_{1511}$
- Tabulka 7: Výsledky panelové regrese pro proměnné  $P_1$ ,  $P_2$  a  $P_3$
- Tabulka 8: Výsledky panelové regrese pro proměnné  $P_{41}$  a  $P_{42}$
- Tabulka 9: Výsledky panelové regrese pro proměnné  $P_{BV}$  a  $V_6$
- Tabulka 10: Výsledky panelové regrese proměnné  $Psaldo$
- Tabulka 11: Výsledné odhadnuté hodnoty a znaménka koeficientu mezery produktu

## Seznam grafů

- Graf 1: Příjmy obcí dle druhového členění rozpočtové skladby (v %).
- Graf 2: Souhrnné údaje o zadluženosti obcí ČR v letech 1994 – 2014 (v mld. Kč)
- Graf 3: Schéma hospodářského cyklu
- Graf 4: Výsledky výpočtů mezery produktu na datech ČR (v % potenciálního produktu)
- Graf 5: Mezera produktu v ČR v letech 2001 - 2014 (v % potenciálního produktu)
- Graf 6: Střední hodnoty proměnných

## Seznam příloh

Příloha 1: Výběrový soubor obcí

Příloha 2: Základní popisná statistika výběrového souboru

Příloha 3: Výsledky ekonometrických modelů  $P_{1112}$ ,  $P_{134}$  a  $P_{1511}$

Příloha 4: Výsledky ekonometrických modelů  $P_1$ ,  $P_2$  a  $P_3$

Příloha 5: Výsledky ekonometrických modelů  $P_{41}$  a  $P_{42}$

Příloha 6: Výsledky ekonometrických modelů  $P_{BV}$  a  $V_6$

Příloha 7: Výsledky ekonometrického modelu  $Psaldo$

## Přílohy

**Příloha 1: Výběrový soubor  
obcí**

IČO	Název obce	Počet obyvatel	IČO	Název obce	Počet Obyvatel
299308	Olomouc	99 809	270211	Chrudim	23 002
81531	Ústí nad Labem	93 409	304387	Valašské Meziříčí	22 630
244732	České Budějovice	93 285	298077	Kopřivnice	22 417
268810	Hradec Králové	92 808	255661	Klatovy	22 344
274046	Pardubice	89 693	246875	Jindřichův Hradec	21 659
283924	Zlín	75 112	297569	Bohumín	21 482
297488	Havířov	75 049	295841	Žďár nad Sázavou	21 467
234516	Kladno	68 552	292427	Vyškov	21 312
266094	Most	67 089	279943	Blansko	20 800
300535	Opava	57 772	272868	Náchod	20 408
296643	Frýdek-Místek	56 945	236195	Kutná Hora	20 335
297534	Karviná	55 985	261904	Jirkov	19 929
286010	Jihlava	50 521	265781	Žatec	19 341
266621	Teplice	50 079	237051	Mělník	19 201
261238	Děčín	49 833	233129	Beroun	19 145
254657	Karlovy Vary	49 781	301311	Hranice	18 494
261891	Chomutov	48 913	265209	Loupy	18 434
262340	Jablonec nad Nisou	45 594	284301	Otrokovice	18 253
238295	Mladá Boleslav	44 318	240079	Brandýs nad Labem - Stará Boleslav	18 011
301825	Přerov	44 278	236977	Kralupy nad Vltavou	17 959
288659	Prostějov	44 094	261912	Kadaň	17 907
260428	Česká Lípa	36 943	277444	Svitavy	17 112
290629	Třebíč	36 880	254843	Ostrov	17 089
297313	Třinec	35 884	266230	Bílina	16 884
253014	Tábor	34 716	295892	Bruntál	16 784
293881	Znojmo	33 761	291463	Uherský Brod	16 631
243132	Příbram	33 160	304271	Rožnov pod Radhoštěm	16 584
253979	Cheb	32 351	231401	Benešov	16 573
235440	Kolín	30 946	271632	Jičín	16 367
278360	Trutnov	30 893	244309	Rakovník	16 228
297577	Orlová	29 967	237108	Neratovice	16 227
249998	Písek	29 824	248801	Pelhřimov	16 149
287351	Kroměříž	29 035	277819	Dvůr Králové nad Labem	15 946
303461	Šumperk	26 697	278653	Česká Třebová	15 771
304450	Vsetín	26 504	261718	Varnsdorf	15 674
291471	Uherské Hradiště	25 287	234877	Slaný	15 502
284891	Hodonín	24 975	239500	Nymburk	14 907
283061	Břeclav	24 949	261939	Klášterec nad Ohří	14 822
297437	Český Těšín	24 907	240702	Říčany	14 749
266027	Litvínov	24 783	276227	Turnov	14 362
296139	Krnov	24 175	279676	Ústí nad Orlicí	14 322
263958	Litoměřice	24 101	239640	Poděbrady	14 142
259586	Sokolov	23 762	259047	Rokycany	14 031
298212	Nový Jičín	23 639	300063	Hlučín	13 988
267449	Havlíčkův Brod	23 306	259349	Chodov	13 940
251810	Strakonice	23 020	303640	Zábřeh	13 836

299529	Šternberk	13 545	279846	Žamberk	6 059
254061	Mariánské Lázně	13 283	300870	Vítkov	5 825
253901	Aš	13 204	286753	Třešť	5 791
245836	Český Krumlov	13 193	278386	Úpice	5 711
266418	Krupka	13 114	255513	Horázdovice	5 428
264334	Roudnice nad Labem	12 908	297585	Petrovice u Karviné	5 334
260231	Tachov	12 638	261408	Jílové	5 140
278475	Vrchlabí	12 599	244899	Hluboká nad Vltavou	5 130
272728	Jaroměř	12 475	258415	Třemošná	4 950
279773	Vysoké Mýto	12 419	259454	Kynšperk nad Ohří	4 913
240117	Čelákovice	11 892	250023	Protivín	4 884
260771	Nový Bor	11 859	275492	Vamberk	4 576
232947	Vlašim	11 734	285498	Vracov	4 566
295671	Velké Meziříčí	11 641	291480	Uherský Ostroh	4 349
287172	Holešov	11 602	299979	Dolní Benešov	4 081
299634	Umčov	11 581	297062	Paskov	3 949
302724	Jeseník	11 524	271730	Lázně Bělohrad	3 761
285030	Kyjov	11 505	266035	Lom	3 738
279978	Boskovice	11 504	282979	Židlochovice	3 735
285455	Veselí nad Moravou	11 319	283916	Fryšták	3 709
256129	Sušice	11 257	257265	Stod	3 675
261602	Rumburk	11 200	285145	Mutěnice	3 658
275336	Rychnov nad Kněžnou	11 184	247561	Suchdol nad Lužnicí	3 609
250627	Prachatice	11 139	242004	Březnice	3 536
253316	Domažlice	11 127	282456	Rajhrad	3 520
281964	Kuřim	10 971	299511	Štěpánov	3 442
248266	Humpolec	10 860	302899	Libina	3 406
297852	Frenštát pod Radhoštěm	10 852	303089	Nový Malín	3 393
239453	Milovice	10 625	237663	Dobruvice	3 351
277037	Moravská Třebová	10 351	241407	Libčice nad Vltavou	3 310
236021	Čáslav	10 295	241806	Velké Přílepy	3 293
294900	Nové Město na Moravě	10 158	278491	Žacléř	3 284
279102	Lanškroun	10 083	299651	Velká Bystrice	3 238
276944	Litomyšl	10 077	300756	Štěpánkovice	3 200
272876	Nové Město nad Metují	9 623	674010	Trmice	3 175
281859	Ivančice	9 603	271071	Třemošnice	3 152
267538	Chotěboř	9 444	296589	Dobrá	3 151
242098	Dobříš	8 878	283703	Velké Pavlovice	3 098
294136	Bystrice nad Pernštejnem	8 343	273660	Chvaletice	3 055
254801	Nejdek	8 079	284475	Slušovice	2 941
262854	Hrádek nad Nisou	7 613	287504	Morkovice-Slížany	2 908
297755	Bilovec	7 500	269557	Smiřice	2 873
297593	Petřvald	7 138	282618	Střelice	2 815
258199	Nýřany	7 101	276057	Rokytnice nad Jizerou	2 790
245941	Kaplice	7 067	297232	Stará Ves nad Ondřejnicí	2 753
274879	Dobruška	6 873	262595	Velké Hamry	2 746
241121	Černošice	6 795	262722	Český Dub	2 723
240931	Úvaly	6 381	303925	Kelč	2 670
284882	Dubňany	6 362	304131	Nový Hrozenkov	2 666
279129	Letohrad	6 303	298450	Suchdol nad Odrou	2 598
297291	Šenov	6 267	278742	Dolní Dobrouč	2 588
262871	Chrastava	6 198	303313	Ruda nad Moravou	2 571

635511	Hať	2 558	260657	Kravaře	797
285536	Ždánice	2 541	244422	Slabce	735
304417	Velké Karlovice	2 517	238597	Semčice	726
282120	Moravany	2 513	247715	Volfřívov	720
259098	Strašice	2 462	271217	Vysočina	714
283258	Klobouky u Brna	2 416	272973	Rasošky	669
281701	Dolní Kounice	2 395	577081	Vojkovice	618
247146	Nová Včelnice	2 307	266051	Lužice	615
296856	Kunčice pod Ondřejníkem	2 301	47997265	Střeň	608
278149	Mladé Buky	2 276	542261	Sušice	602
237329	Všetaty	2 268	245763	Žimutice	595
273481	Dašice	2 254	556297	Holedeč	591
296848	Krmelín	2 252	304310	Střelná	590
267139	Velké Březno	2 238	288446	Ludmírov	568
258890	Mirošov	2 232	239631	Pňov-Předhradí	532
572756	Velká Hleďsebe	2 229	637424	Lechovice	502
258628	Brasy	2 219	301345	Jindřichov	487
			293318	Pavlice	463
245445	Srubec	2 211	238112	Kostelní Hlavno	457
240788	Strančice	2 202	636631	Tučín	430
303798	Hošťálková	2 197	257681	Dolní Bělá	426
285374	Šardice	2 190	580601	Černá u Bohdanče	425
261581	Mikulášovice	2 182	238333	Nepřevázka	420
278246	Rudník	2 163	246751	Hospřiz	417
285137	Moravský Písek	2 096	639672	Svémyslice	413
275301	Rokytnice v Orlických	2 078	636991	Rybníky	405
284769	Blatnice pod Svatým Antonínkem	2 068	278645	Česká Rybná	397
303852	Jablůnka	2 033	45978638	Blešno	392
299260	Náměšť na Hané	2 030	232220	Mezno	363
237272	Veltrusy	2 018	872083	Vysoká Pec	361
301078	Brodek u Přerova	2 008	576026	Mezina	356
283622	Šitbořice	1 963	672017	Kobyly	353
241245	Hradištko	1 954	268933	Kosice	351
300667	Slavkov	1 940	635944	Horní Studénky	341
235954	Zásmuky	1 874	260738	Mařenice	340
275735	Horní Branná	1 873	544418	Pavlov	330
259535	Oloví	1 778	48222623	Stožice	326
259276	Bukovany	1 568	68731957	Petrůvka	325
576948	Staré Město	1 474	239216	Jíkev	320
253243	Blížejov	1 451	70890587	Šelešovice	319
284718	Zádveřice-Raková	1 443	287326	Komárno	291
237078	Mšeno	1 420	579653	Útěchov	290
263851	Křešice	1 414	257672	Dolany	289
75082128	Ladná	1 242	545210	Krásněves	278
270504	Míretice	1 238	849979	Svatoňovice	278
256901	Merklín	1 201	64782701	Otradov	276
239747	Semice	1 115	479411	Liblín	271
262404	Koberovy	1 041	635341	Měrotín	269
255823	Mochtín	1 016	666564	Zahrádky	250
240681	Radonice	879	545376	Bobrůvka	245
240630	Předboj	860	581402	Chotýčany	226

534919	Nové Lublice	218	250511	Kvilda	147
252093	Borkovice	217	601144	Hraničné Petrovice	132
653438	Zachrašťany	213	580511	Malé Výkleky	126
232831	Tichonice	208	579858	Jilem	121
265993	Korozluky	207	250767	Tvrzice	121
373991	Zbilidy	188	572918	Lochousice	116
579475	Borušov	180	673099	Blatce	107
573124	Tatrovice	178	667633	Lažánky	104
572870	Bučí	176	511358	Dobrá Voda u Pacova	93
662186	Dobřeň	168	46687700	Lažany	58
253138	Vodice	165	580121	Úhořilka	51
378356	Pozďatín	163	473391	Slověnice	42
231614	Český Šternberk	158	573990	Hradiště	32
635928	Hraběšice	152			
301841	Radíkov	152			
640409	Štipoklasy	152			

Zdroj: Český statistický úřad, 2015, vlastní zpracování



## Příloha 2: Základní popisná statistika výběrového souboru

	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum
P_1	9,8648	9,6649	1,7230	44,967
P_1112	0,52897	0,38099	-0,29477	21,676
P_134	0,23874	0,17504	0,0000	5,3744
P_1511	0,77597	0,57455	0,0000	11,160
P_2	2,5330	2,0245	0,022803	47,223
P_3	1,3840	0,60277	-1,8483	140,65
P_41	4,4943	2,8184	0,0094496	46,459
P_42	2,2340	0,81946	0,0000	164,33
P_BV	13,970	13,221	-0,25601	65,766
V_6	6,2232	4,4989	0,0000	187,51
Psaldo	0,31064	0,55866	-64,529	77,696

	Směr. odch.	variační koeficient	Šikmost	Stand. špičatost
P_1	2,5539	0,25889	2,8340	23,733
P_1112	0,69517	1,3142	13,019	333,95
P_134	0,31253	1,3091	7,0419	85,589
P_1511	0,72010	0,92801	4,9400	38,602
P_2	2,0928	0,82620	4,4150	55,816
P_3	3,7900	2,7384	17,475	493,43
P_41	4,5341	1,0089	1,9645	7,1870
P_42	5,3731	2,4052	10,907	223,97
P_BV	6,0584	0,43367	1,2260	4,3022
V_6	8,0747	1,2975	7,0380	93,633
Psaldo	4,7844	15,401	-0,071826	54,165

	5% perc.	95% perc.	IQ range	Missing obs.
P_1	6,6352	13,424	3,1322	0
P_1112	0,045871	1,3038	0,53328	0
P_134	0,014051	0,62994	0,23601	0
P_1511	0,26411	1,8393	0,49753	0
P_2	0,56568	5,9366	2,0541	0
P_3	0,0000	4,5535	1,3908	0
P_41	0,25327	12,697	5,9450	0
P_42	0,0000	8,2177	2,2354	0
P_BV	6,0478	24,094	8,2678	0
V_6	0,27805	16,465	5,2253	0
Psaldo	-5,1051	5,0314	2,9300	0

Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Příloha 3: Výsledky ekonometrických modelů  $P_{1112}$ ,  $P_{134}$  a  $P_{1511}$

Dependent Variable: P\_1112

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

Date: 03/27/16 Time: 10:11

Sample (adjusted): 2002 2014

Periods included: 13

Cross-sections included: 325

Total panel (unbalanced) observations: 4224

Swamy and Arora estimator of component variances

White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.186994	0.064823	2.884687	0.0039
D(OUTPUT_GAP)	0.022971	0.010978	2.092505	0.0365
STAV_DLUHU(-1)	0.000670	0.007462	0.089774	0.9285
P_1112(-1)	0.604219	0.118491	5.099270	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		0.550887	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.311103	Mean dependent var	0.515559
Adjusted R-squared	0.310613	S.D. dependent var	0.696347
S.E. of regression	0.578172	Sum squared resid	1410.676
F-statistic	635.2441	Durbin-Watson stat	2.177863
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	3	1.0000

Dependent Variable: P\_134  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/27/16 Time: 10:56  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.042564	0.015310	2.780137	0.0055
D(OUTPUT_GAP)	-0.002382	0.004069	-0.585438	0.5583
STAV_DLUHU(-1)	0.003549	0.002383	1.489614	0.1364
P_134(-1)	0.929915	0.024747	37.57685	0.0000
P_134_1340	0.103222	0.045852	2.251200	0.0244
VR	-0.062248	0.026657	-2.335093	0.0196
PVR	-0.059450	0.035398	-1.679467	0.0931

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		0.115015	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.845614	Mean dependent var	0.243651
Adjusted R-squared	0.845394	S.D. dependent var	0.316679
S.E. of regression	0.124518	Sum squared resid	65.38359
F-statistic	3849.609	Durbin-Watson stat	2.248802
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: EQ03  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	6	1.0000

Dependent Variable: P\_1511  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/27/16 Time: 11:10  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030474	0.013990	2.178222	0.0294
D(OUTPUT_GAP)	-0.005215	0.005960	-0.875070	0.3816
STAV_DLUHU(-1)	-0.002275	0.003008	-0.756394	0.4495
P_1511(-1)	0.941384	0.021071	44.67709	0.0000
VR	0.011268	0.033683	0.334534	0.7380
PVR	-0.030223	0.021416	-1.411242	0.1582
DVOJ_SAZ	0.087796	0.034785	2.523985	0.0116

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		0.184750	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.917061	Mean dependent var	0.781429
Adjusted R-squared	0.916943	S.D. dependent var	0.711291
S.E. of regression	0.204991	Sum squared resid	177.2047
F-statistic	7771.258	Durbin-Watson stat	2.432687
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: EQ04  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	6	1.0000

Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Příloha 4: Výsledky ekonometrických modelů  $P_1$ ,  $P_2$  a  $P_3$

Dependent Variable: P\_1  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/27/16 Time: 09:54  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.595429	0.374447	4.260764	0.0000
D(OUTPUT_GAP)	0.171589	0.089671	1.913546	0.0557
P_1(-1)	0.872837	0.035463	24.61285	0.0000
STAV_DLUHU(-1)	0.058733	0.026033	2.256123	0.0241
PVR	0.264862	0.557467	0.475118	0.6347
VR	-0.295911	0.236155	-1.253038	0.2103

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		1.271740	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.725169	Mean dependent var	10.02815
Adjusted R-squared	0.724844	S.D. dependent var	2.533431
S.E. of regression	1.328920	Sum squared resid	7449.105
F-statistic	2225.928	Durbin-Watson stat	2.489777
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: Untitled  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	5	1.0000

Dependent Variable: P\_2  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/23/16 Time: 10:10  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OUTPUT_GAP)	-0.008683	0.008560	-1.014373	0.3105
P_2(-1)	0.718480	0.085616	8.391852	0.0000
VR	0.030574	0.063358	0.482565	0.6294
PVR	-0.094704	0.063572	-1.489705	0.1364
STAV_DLUHU(-1)	0.093098	0.202758	0.459157	0.6461
C	0.633773	0.199245	3.180872	0.0015

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		1.232072	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.536952	Mean dependent var	2.502145
Adjusted R-squared	0.536404	S.D. dependent var	2.087174
S.E. of regression	1.421113	Sum squared resid	8518.513
F-statistic	978.2430	Durbin-Watson stat	2.194630
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: EQ05  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	5	1.0000

Dependent Variable: P\_3  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/23/16 Time: 10:16  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OUTPUT_GAP)	-0.017962	0.034332	-0.523194	0.6009
P_3(-1)	0.541978	0.119361	4.540679	0.0000
STAV_DLUHU(-1)	0.052385	0.063839	0.820590	0.4119
PVR	-0.090687	0.249799	-0.363038	0.7166
VR	0.168965	0.226838	0.744871	0.4564
C	0.523052	0.194079	2.695042	0.0071

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		3.200703	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.298541	Mean dependent var	1.381943
Adjusted R-squared	0.297709	S.D. dependent var	3.896530
S.E. of regression	3.265400	Sum squared resid	44975.85
F-statistic	359.0361	Durbin-Watson stat	2.047663
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: EQ06  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	5	1.0000

Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Příloha 5: Výsledky ekonometrických modelů  $P_{41}$  a  $P_{42}$

Dependent Variable: P\_41

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

Date: 03/27/16 Time: 11:50

Sample (adjusted): 2002 2014

Periods included: 13

Cross-sections included: 325

Total panel (unbalanced) observations: 4224

Swamy and Arora estimator of component variances

White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.609715	0.428447	1.423082	0.1548
D(OUTPUT_GAP)	-0.059302	0.134890	-0.439631	0.6602
STAV_DLUHU(-1)	0.020418	0.108751	0.187752	0.8511
VOLBY_PS	0.638751	0.640249	0.997660	0.3185
P_41(-1)	0.786191	0.088159	8.917904	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		2.807725	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.608521	Mean dependent var	4.506654
Adjusted R-squared	0.608150	S.D. dependent var	4.588401
S.E. of regression	2.872244	Sum squared resid	34805.83
F-statistic	1639.522	Durbin-Watson stat	2.048073
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	4	1.0000



Dependent Variable: P\_42  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 04/10/16 Time: 12:51  
 Sample (adjusted): 1/01/2002 1/01/2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.472507	0.251434	5.856428	0.0000
D(OUTPUT_GAP)	-0.009791	0.034769	-0.281600	0.7783
STAV_DLUHU(-1)	0.248521	0.175160	1.418820	0.1560
VOLBY_PS	-0.090859	0.218287	-0.416234	0.6773
P_42(-1)	0.306981	0.063765	4.814266	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		5.181828	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.105522	Mean dependent var	2.280037
Adjusted R-squared	0.104674	S.D. dependent var	5.518771
S.E. of regression	5.221953	Sum squared resid	115047.0
F-statistic	124.4297	Durbin-Watson stat	2.007915
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: Untitled  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	4	1.0000

Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Příloha 6: Výsledky ekonometrických modelů  $P_{BV}$  a  $V_6$

Dependent Variable: P\_BV  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/23/16 Time: 10:30  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OUTPUT_GAP)	-0.219027	0.203554	-1.076012	0.2820
P_BV(-1)	0.804966	0.058539	13.75095	0.0000
STAV_DLUHU(-1)	-0.033556	0.141828	-0.236597	0.8130
PVR	-1.953382	1.443890	-1.352861	0.1762
VR	-0.026776	0.715653	-0.037415	0.9702
C	3.179640	0.620465	5.124610	0.0000

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	3.209621	1.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.674037	Mean dependent var	14.09233
Adjusted R-squared	0.673651	S.D. dependent var	6.097118
S.E. of regression	3.483099	Sum squared resid	51172.68
F-statistic	1744.427	Durbin-Watson stat	2.392645
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	5	1.0000

Dependent Variable: V\_6  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/23/16 Time: 10:34  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OUTPUT_GAP)	-0.196109	0.045268	-4.332137	0.0000
V_6(-1)	0.447497	0.025197	17.75978	0.0000
STAV_DLUHU(-1)	-0.430451	0.194131	-2.217318	0.0267
PVR	-0.342397	0.249960	-1.369810	0.1708
VR	0.913099	0.329471	2.771407	0.0056
C	3.500418	0.351303	9.964114	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		7.371673	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.173829	Mean dependent var	6.235238
Adjusted R-squared	0.172849	S.D. dependent var	8.258812
S.E. of regression	7.511210	Sum squared resid	237972.3
F-statistic	177.4958	Durbin-Watson stat	2.034857
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: EQ10  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	5	1.0000

Dependent Variable: V\_6  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/27/16 Time: 15:09  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.263581	0.530203	4.269272	0.0000
D(OUTPUT_GAP)	-0.159796	0.045309	-3.526829	0.0004
STAV_DLUHU(-1)	-0.379192	0.187652	-2.020716	0.0434
V_6(-1)	0.372873	0.024457	15.24612	0.0000
P_2	0.420610	0.169913	2.475450	0.0133
P_3	0.441325	0.091749	4.810126	0.0000
VR	0.836944	0.372031	2.249664	0.0245
PVR	-0.192981	0.240631	-0.801978	0.4226

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		7.104656	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.228231	Mean dependent var	6.235238
Adjusted R-squared	0.226950	S.D. dependent var	8.258812
S.E. of regression	7.261419	Sum squared resid	222302.1
F-statistic	178.1107	Durbin-Watson stat	1.984972
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: EQ10  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	7	1.0000

Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování

Příloha 7: Výsledky ekonometrického modelu *Psaldo*

Dependent Variable: PSALDO  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 03/30/16 Time: 16:57  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 325  
 Total panel (unbalanced) observations: 4224  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.139276	0.269151	4.232849	0.0000
D(OUTPUT_GAP)	0.112869	0.089878	1.255800	0.2093
STAV_DLUHU	-0.854850	0.282825	-3.022538	0.0025
PVR	-0.134849	0.429161	-0.314216	0.7534
VR	-0.412889	0.379961	-1.086660	0.2772
PSALDO(-1)	-0.143029	0.075819	-1.886466	0.0593

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		4.804507	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.052715	Mean dependent var	0.363535
Adjusted R-squared	0.051592	S.D. dependent var	4.861547
S.E. of regression	4.734479	Sum squared resid	94547.70
F-statistic	46.94465	Durbin-Watson stat	1.929555
Prob(F-statistic)	0.000000		

Correlated Random Effects - Hausman Test  
 Equation: Untitled  
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	5	1.0000

Zdroj dat: ARISweb, Monitor, výpočty v Eviews, vlastní zpracování