

Mendelova univerzita v Brně  
Provozně ekonomická fakulta

---

# Hlavní inflační faktory v zemích Visegrádské čtyřky

Diplomová práce

Vedoucí práce:  
doc. Mgr. David Hampel, Ph.D.

Bc. Lenka Roubalová

Brno 2016

Na tomto místě bych ráda poděkovala vedoucímu mé diplomové práce, panu doc. Mgr. Davidu Hampelovi, Ph.D., za poskytnuté rady a připomínky, vstřícný přístup, trpělivost, ochotu a podporu při psaní této závěrečné práce. Také děkuji za čas, který mi věnoval během odborných konzultací, i za možnost spolupráce v průběhu mého studia.

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Hlavní inflační faktory v zemích Visegrádské čtyřky**

vypracovala samostatně a veškeré použité prameny a informace uvádím v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědoma, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 23. 5. 2016

.....

**Abstract**

Roubalová, L. The Main Inflationary Factors in the Visegrád Four. Diploma thesis. Brno: Mendel University in Brno, 2016.

This thesis deals with the analysis of the main inflationary factors and their changes caused by the onset of the economic crisis in the Visegrád Four. To determine main inflation drivers in each country, multiple regression models are estimated. To describe the common factors causing inflation among all member countries the panel data models are used. The results prove the influence of the domestic factors in the pre-crisis period. The impact of the external factors is significant in the period during crisis. In conclusion, supply side factors have major influence on inflation and the inflationary factors have been changed over time.

**Keywords:** demand and supply side inflationary factors, domestic and external inflationary factors, inflation, multiple regression models, panel data models, Visegrád Four.

**Abstrakt**

Roubalová, L. Hlavní inflační faktory v zemích Visegrádské čtyřky. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2016.

Práce se zabývá hlavními inflačními faktory v zemích Visegrádské čtyřky a jejich změnou způsobenou vlivem příchodu světové hospodářské a finanční krize. Hlavní inflační faktory jednotlivých zemí jsou identifikovány pomocí vícerozměrných regresních modelů. K odhadu inflačních faktorů působících společně v zemích V4 je využita analýza panelových dat. Výsledky prokazují hlavní vliv domácích faktorů v období před krizí a značný vliv vnějších faktorů v období během krize. Výsledky prokazují převažující vliv nákladových faktorů a vedou k závěru, že se hlavní inflační faktory v čase mění.

**Klíčová slova:** nabídkové a poptávkové inflační faktory, domácí a vnější inflační faktory, inflace, modely panelových dat, vícerozměrné regresní modely, Visegrádská čtyřka.

## Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod a cíl práce</b>	<b>8</b>
1.1	Úvod . . . . .	8
1.2	Cíl . . . . .	9
<b>2</b>	<b>Teoretická východiska práce</b>	<b>10</b>
2.1	Inflace jako peněžní jev . . . . .	10
	Inflace . . . . .	10
	Příčiny inflace, základní rozdíly monetaristického a keynesiánského pohledu . . . . .	10
	Pozitivní a negativní důsledky inflace . . . . .	11
	Deflace . . . . .	12
	Nulová inflace . . . . .	13
	Hyperinflace . . . . .	14
2.2	Inflace z pohledu škol ekonomického myšlení a jejich přístupy ke kvan- titativní teorii peněz . . . . .	14
	Formativní období klasické politické ekonomie . . . . .	14
	Klasická politická ekonomie a neoklasická ekonomie . . . . .	14
	Cambridgeská škola . . . . .	15
	Keynesovská ekonomie . . . . .	16
	Neoknesovská makroekonomie . . . . .	16
	Monetarismus . . . . .	17
	Strukturalistický přístup . . . . .	17
	Nová klasická makroekonomie . . . . .	18
2.3	Vztah inflace, nezaměstnanosti, úrokové míry a měnového kurzu . . . . .	18
	Inflace a nezaměstnanost – Phillipsova křivka v krátkém a dlouhém období . . . . .	18
	Inflace a úroková míra . . . . .	21
	Inflace a měnový kurz . . . . .	22
2.4	Cílování inflace . . . . .	23
	Monetární režim cílování inflace . . . . .	23
<b>3</b>	<b>Nastavení inflačních cílů a inflační vývoj v zemích V4</b>	<b>25</b>
3.1	Česká republika . . . . .	25
	Cílování inflace . . . . .	25
	Inflační vývoj v ČR v letech 2003–2015 z pohledu ČNB . . . . .	26
3.2	Maďarsko . . . . .	28
	Cílování inflace v Maďarsku . . . . .	28
	Inflační vývoj v Maďarsku v letech 2003–2015 z pohledu MNB . . . . .	28
3.3	Polsko . . . . .	30
	Inflační vývoj v Polsku v letech 2003–2015 z pohledu NBP . . . . .	30
3.4	Slovensko . . . . .	32

	Režim cílování inflace na Slovensku . . . . .	32
	Inflační vývoj na Slovensku v letech 2003–2015 z pohledu NBS . . . . .	33
<b>4</b>	<b>Metody empirické analýzy</b>	<b>35</b>
4.1	Použitá data vybraných makroekonomických proměnných . . . . .	35
	Domácí faktory . . . . .	36
	Vnější faktory . . . . .	36
4.2	Vícerozměrná regresní analýza . . . . .	37
	Stacionarita . . . . .	37
	Metoda obyčejných nejmenších čtverců (OLS) . . . . .	38
	Vícerozměrný lineární regresní model . . . . .	38
	Testování klasických předpokladů regresního modelu a výběr nejvhodnějších modelů . . . . .	39
4.3	Panelová analýza . . . . .	40
	Hromadný regresní model (Pooled Regression) . . . . .	40
	Model s pevnými efekty (Fixed Effect model, FE) . . . . .	41
	Model s náhodnými efekty (Random Effect model, RE) . . . . .	42
	Hausmanův test . . . . .	42
	Kao test . . . . .	42
<b>5</b>	<b>Empirická analýza – vícerozměrná regresní analýza</b>	<b>43</b>
5.1	Česká republika . . . . .	43
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008) . . . . .	43
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015) . . . . .	45
5.2	Maďarsko . . . . .	46
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008) . . . . .	46
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015) . . . . .	48
5.3	Polsko . . . . .	50
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008) . . . . .	50
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015) . . . . .	52
5.4	Slovensko . . . . .	54
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008) . . . . .	54
	Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015) . . . . .	56
5.5	Dílčí shrnutí . . . . .	57

---

<b>6</b>	<b>Empirická analýza – analýza panelových dat</b>	<b>59</b>
6.1	Odhad modelu pro období před krizí v zemích V4 . . . . .	59
6.2	Odhad modelu pro období během krize v zemích V4 . . . . .	62
6.3	Dílčí shrnutí . . . . .	65
<b>7</b>	<b>Diskuse</b>	<b>66</b>
7.1	Hlavní inflační faktory v období před krizí . . . . .	66
7.2	Hlavní inflační faktory v období během krize . . . . .	68
7.3	Další zjištění plynoucí z empirické analýzy . . . . .	71
7.4	Shrnutí kapitoly a možná doporučení . . . . .	72
<b>8</b>	<b>Závěr</b>	<b>75</b>
<b>9</b>	<b>Reference</b>	<b>76</b>
	<b>Přílohy</b>	<b>88</b>
<b>A</b>	<b>Doplňující informace k vysvětlujícím proměnným</b>	<b>89</b>
	3M mezibankovní sazba . . . . .	89
	Peněžní agregát . . . . .	89
	Inflační očekávání . . . . .	89

# 1 Úvod a cíl práce

## 1.1 Úvod

Tato práce se věnuje hlavním inflačním faktorům v zemích Visegrádské čtyřky a jejich změně způsobené vlivem světové hospodářské a finanční krize. Práce se zaměřuje na identifikaci faktorů, které se nejvýznamněji podílely na vývoji inflace v jednotlivých zemích v období před krizí a během krize, zkoumá vliv faktorů vnějších i domácích a umožňuje postihnout podobnosti a odlišné rysy inflačního vývoje ve sledovaných zemích.

Inflace je dlouhodobě častým tématem a předmětem odborných analýz. Konkrétní souvislosti, ve kterých je inflace zkoumána, však značně závisí na celkovém ekonomickém vývoji. Jak uvádí autoři Stock a Watson (2010), za posledních pět desetiletí došlo k výrazným změnám v dynamice inflace, ke kterým přispěly změny ve struktuře ekonomiky. Například lze uvést skutečnost, že energie už netvoří tak podstatnou složku výdajů, jako tomu bylo v období ropných šoků, výrazně se zmenšila odborová základna a došlo k přesunu produkce od zboží směrem ke službám. Stejně tak i monetární politika prošla určitými změnami, došlo ke změně postoje ke inflaci a také k uznání významu inflačních očekávání (Stock a Watson, 2010).

Studie zabývající se přímo inflačními faktory v zemích střední Evropy nejsou příliš časté. V této souvislosti můžeme uvést například výsledky, kterých dosáhli Roberto Golinelli a Renzo Orsi (2002), kteří se zabývali modelováním inflace v ČR, Polsku a Maďarsku v letech 1996–2000. Pomocí VEC<sup>1</sup> modelů zkoumali faktory ovlivňující míru inflace v průběhu transformačního procesu a prokázali především vliv produkční mezery a měnového kurzu (Golinelli a Orsi, 2002).

Dále lze uvést práci Martiny Alexové (2012), kde autorka identifikuje dlouhodobé determinanty inflace a její krátkodobou dynamiku mezi lety 1996–2011, tak, že období zachycuje transformaci zemí na tržní ekonomiku, liberalizaci obchodu, vstup do EU i světovou finanční krizi. Z jejích výsledků vyplývá, že pro země V4 a Bulharsko je charakteristická inflace tlačena náklady (Alexová, 2012).

Právě finanční krize může výrazně narušit strukturu hospodářství a značně ovlivnit účinnost měnové politiky (Jansen, 2015). Nositelé monetární politiky mohou být vlivem krize nuceni přizpůsobovat pravidla, kterými se řídí. Finanční krize se často promítá i ve změnách chování ekonomických subjektů, které vlivem krize reagují citlivěji a často jinak, než by reagovaly za běžných podmínek.

Protože dochází neustále k určitému ekonomickému vývoji a tím i k větším či menším změnám v ekonomické struktuře jak na národní, tak i na globální úrovni, je zajímavé blíže se zabývat faktory ovlivňujícími inflaci ve sledovaných zemích a porovnávat výsledky získané pro různé země i pro stejné země za jiné časové období.

Znalost faktorů ovlivňujících inflaci může subjektům pomoci lépe vyhodnotit budoucí ekonomický vývoj a ovlivnit jejich další chování a ekonomická rozhodnutí.

<sup>1</sup>Vector equilibrium correcting models.



## 1.2 Cíl

Cílem práce je zjištění hlavních inflačních faktorů působících v zemích V4 v období před nástupem světové hospodářské a finanční krize a jejich změna vyvolaná přícho- dem krize. Práce povede ke zjištění, zda jsou hlavní inflační faktory zemí V4 stejné a zda v těchto zemích došlo vlivem krize k podobné změně těchto faktorů. Dále je cílem i zjištění, zda ve vlivu na inflaci převládají faktory vnitřní či vnější a do jaké míry se z hlediska působení vnitřních a vnějších faktorů liší situace jednotlivých zemí V4 v obou sledovaných obdobích.

Stručně lze toto zamýšlené zjištění zjednodušit a zformulovat tak hypotézu, kterou má tato práce ověřit. Hypotézu lze vyjádřit jako tvrzení, že *Hlavní inflační faktory jednotlivých sledovaných zemí se příliš neliší a vlivem hospodářské krize dochází k jejich změně*. Uvedeného cíle bude dosaženo splněním dílčích cílů stanove- ných v rámci jednotlivých kapitol. Kapitola Úvod a cíl práce tedy představuje téma, kterým se práce zabývá a cíl, kterého má být dosaženo.

Kapitoly Teoretická východiska práce a Nastavení inflačních cílů a inflační vývoj v zemích V4 reprezentují společně teoretickou část práce. První z nich blíže popisuje pojem inflace, uvádí obecné rozlišení příčin inflace ze dvou hlavních úhlů pohledu, monetaristického a keynesovského. Dále jsou zmíněny pozitivní a negativní dopady inflace, problém nulové inflace, deflace, pro doplnění je zmíněna i hyperinflace, přestože (na rozdíl od nulové inflace a deflace) není hyperinflace aktuálním problémem současných hospodářství. Dále jsou zde uvedeny pohledy některých škol ekonomického myšlení, jejich přínos v souvislosti s teoriemi spjatými s inflací, zejména ke kvantitativní teorii. Další podkapitola se věnuje vztahu inflace a jiných makro- ekonomických veličin. V souvislosti s nezaměstnaností je zde uvedena Phillipsova křivka, dále je vymezen vliv úrokové míry a měnového kurzu na inflaci. Poslední podkapitola se věnuje režimu cílování inflace, jako přístupu k řízení inflace v zemích V4. Kapitola Nastavení inflačních cílů a inflační vývoj zemí V4 pak zahrnuje po- drobnější popisy tohoto režimu v zemích V4 a velmi stručně shrnuje zdejší vývoj inflace ve sledovaném období z pohledu inflačních zpráv zveřejňovaných národními bankami.

Kapitola Metody empirické analýzy představuje data využitá k odhadu ekono- metrických modelů, zdroje, odkud byla data získána, a použitý software. Dále jsou zde popsány ekonometrické metody využité v praktické části práce, vícerozměrná regresní analýza a analýza panelových dat. Praktickou část diplomové práce před- stavují dvě kapitoly empirických analýz. Zde jsou prezentovány výsledné modely pro každou zemi i pro skupinu zemí V4 v období před a v průběhu krize.

Kapitola Diskuse pak komentuje výsledné inflační faktory zjištěné v praktické části práce. Tyto výsledky jsou porovnávány s faktory, které dle národních bank jednotlivých států byly z velké části zodpovědné za změny inflace ve sledovaném období, a s odbornými studiemi a články autorů, kteří se inflačními faktory také zabývali. Kapitola Závěr shrnuje výsledky dosažené v této práci, hodnotí splnění hlavního cíle práce a zodpovězení na začátku stanovené výzkumné otázky.

## 2 Teoretická východiska práce

### 2.1 Inflace jako peněžní jev

#### Inflace

Inflaci lze definovat jako peněžní jev vyvolaný nadměrnou emisí peněz. Vzniká, když peněžní zásoba předbíhá poptávku po penězích. Když vzroste peněžní zásoba, aniž by se změnila reálná poptávka po penězích, výsledkem je růst cenové hladiny.

Míra inflace je dána rozdílem tempa růstu nominální peněžní zásoby a reálné poptávky po penězích, která závisí na reálném důchodu a na nominální úrokové míře. Jelikož se v dlouhém období růst úrokové míry téměř nemění, růst reálné poptávky po penězích kopíruje růst reálného domácího produktu (Holman, 2010).

#### Příčiny inflace, základní rozdíly monetaristického a keynesiánského pohledu

Přestože příčinami inflace se nezabývají pouze monetaristé a keynesiánci (viz dále v textu např. strukturalistický přístup), v ekonomické literatuře často jako hlavní a základní rozdíl v pojetí příčin inflace nacházíme právě přístupy těchto dvou ekonomických směrů. **Monetaristé** považují inflaci za výhradně peněžní jev. Mishkin (2004) uvádí, že v souladu s tvrzením M. Friedmana je růst cenové hladiny peněžním jevem, pokud se jedná o trvalý proces a inflaci lze definovat jako dynamický a rychlý nárůst cenové hladiny (Mishkin, 2004). Pro monetaristickou interpretaci příčin inflace jsou velmi významná inflační očekávání. Monetaristé předpokládají kauzalitu od množství peněz směrem k nominálnímu produktu, tedy inflace je funkcí předchozího nadměrného růstu reálného produktu (vyvolaného nadměrnou emisí peněz) a inflačních očekávání<sup>2</sup> (Černohorský a Teplý, 2013). Monetaristé jsou přesvědčeni o vlivu růstu peněžní zásoby na reálný produkt i na cenovou hladinu v krátkém období, v dlouhém období naopak předpokládají neutralitu peněz (viz dále) na rozdíl od neoklasické ekonomie, která považovala peníze za neutrální i v krátkém období.

Dle monetaristů je jedinou příčinou inflace nadměrné množství peněz v oběhu. Další možné příčiny, jako například zvýšení mezd jako významné složky nákladů firem nebo jednorázový nárůst cen surovin, monetaristé odmítají. Na *zvýšení mezd* mají dle monetaristů největší vliv odbory. Odbory mají v každé zemi jinou vyjednávací sílu. Silné odbory jsou ve Velké Británii, USA, naopak jako příklad odborů s nízkým vlivem lze uvést Japonsko nebo Brazílii. Přesto byl v uvedených zemích vztah mezi množstvím peněz a mírou inflace srovnatelný, a proto monetaristé zastávají názor, že odbory tlakem na růst mezd nevyvolávají inflaci, ale tento růst mezd je spíše důsledkem inflace.

*Jednorázový nárůst cen surovin* monetaristé popírají na základě zvýšení cen po ropném šoku v roce 1973. Vlivem růstu cen ropy vzrostla cenová hladina, ale jednalo se o jednorázový efekt bez dlouhodobého vlivu na míru inflace. Země absolutně

<sup>2</sup>Inflačním očekáváním se podrobněji věnuje následující text zabývající se Phillipsovou křivkou.

závislé na importu ropy se s inflací vypořádaly lépe, než ekonomiky závislé na dovozu ropy jen částečně. Podle monetaristů jsou všechny ostatní příčiny inflace nutně provázeny i peněžní expanzí (Černohorský a Teplý, 2013).

Přestože se v literatuře v souvislosti s pohledem **keynesiánců** přímo můžeme setkat s dělením faktorů způsobujících inflaci na nabídkové a poptávkové, způsobující nabídkovou a poptávkovou inflaci, Mishkin zdůrazňuje, že i keynesovský pohled jako hlavní a prvotní příčinu inflace uvádí peníze.

Dokazuje, že fiskální politika (snížení vládních výdajů a zvýšení daní) a nabídkové šoky izolovaně samy o sobě způsobují v konečném důsledku skokovou a nekontinuální změnu cenové hladiny, tedy samy nejsou zdrojem inflace. Dále uvádí, že je třeba si uvědomit, že k nabídkové inflaci a poptávkou tažené inflaci dochází v důsledku uplatňování aktivistické hospodářské politiky k podpoře zaměstnanosti. Inflace tlačená náklady vzniká v důsledku negativního nabídkového šoku nebo požadavků na vyšší mzdu. Poptávkou tažená inflace je důsledkem provádění politik stimulačních zaměstnanost (Mishkin, 2004).

### **Pozitivní a negativní důsledky inflace**

Přestože obecně je inflace chápána jako negativní jev s nežádoucími dopady na hospodářství, ekonomové se shodují na tom, že mírná inflace je prospěšná. Autoři Teplý a Černohorský (2013) uvádí, že pozitivní vliv na ekonomiku má míra inflace do 5 % ročně.

Inflace působí pozitivně na trh práce, protože jak uvádí Mankiw (Mankiw, 2010), firmy jsou neochotné snižovat nominální mzdy a zaměstnanci nejsou ochotni tyto změny přijmout. Dvouprocentní snížení mezd při nulové inflaci je totéž jako tříprocentní nárůst mezd při inflaci 5 %, což si ale podle odborníků zaměstnanci neuvědomují. Trh práce funguje vlivem inflace lépe. Nabídka a poptávka po práci v různých odvětvích se mění. Tyto změny mohou vést k poklesu rovnovážné reálné mzdy určité skupiny pracovníků. Ke snižování nominálních mezd ale téměř nedochází<sup>3</sup>. Jediný faktor schopný zabezpečit pokles reálné mzdy je tedy inflace. Bez inflace by se reálné mzdy dostaly nad rovnovážnou úroveň, což by vedlo k vyšší nezaměstnanosti (Mankiw, 2010).

Mírná inflace podporuje ekonomický růst, protože nebrání krátkodobě růstu cen, což je předpoklad pro provádění investic a zavádění inovací.

V případě nízké agregátní poptávky (AD) mírná inflace umožňuje, aby reálné úrokové sazby byly záporné, což motivuje subjekty k přijímání úvěrů, a tím stimuluje investiční a spotřební výdaje (Černohorský a Teplý, 2013).

**Sociální důsledky anticipované inflace** představují náklady, které inflace ekonomickým subjektům způsobuje. Změny cenové hladiny ztěžují finanční plánování, protože pouze peněžní jednotka uložená při fixní úrokové míře zaručí fixní peněžní výnos v budoucnu. Rozhodování ohledně úspor je jednodušší v případě dlouhodobě stabilní cenové hladiny (Mankiw, 2010). Vysoká inflace nutí subjekty zajišťovat

<sup>3</sup>Z důvodů neochoty zaměstnanců přistoupit ke snižování mezd.

se proti růstu cenové hladiny, což s sebou nese vynaložení nákladů, které by jinak byly investovány do produktivních investic. Držba hotovosti přináší nulový úrokový výnos; vzroste-li inflace, výnos je záporný. Držba hotovostních peněz je nevýhodná a ekonomické subjekty upřednostňují spotřebu (Černohorský a Teplý, 2013). V souvislosti s vysokou mírou inflace, kdy subjekty drží minimální hotovost a peníze jsou uloženy v bankách, ekonomové zmiňují tzv. efekt *shoe-leather costs*. Historicky tyto náklady představovaly především náklady spojené s chozením do banky kvůli výběru hotovosti. V současné době lze provádět bezhotovostní platby, a proto je nutné tyto náklady vnímat jako všechny náklady spojené s držením minimálního množství hotovosti. V důsledku inflace musí firmy častěji měnit zveřejňované ceny, což s sebou nese náklady na tisk a distribuci aktuálních ceníků označované jako *menu costs*. Čím častěji se mění inflace, tím častěji firmy mění ceny, tím větší je variabilita relativních cen, což vede k mikroekonomické neefektivnosti v alokaci zdrojů. Inflace také zkresluje výběr daní. Mnohá ustanovení daňového řádu často nezohledňují vliv inflace, například v oblasti kapitálových zisků. Daňový řád se často zaměřuje na nominální zisky místo reálných, přitom při zvýšení cenové hladiny klesá reálná hodnota daně veličiny a reálná daň se změní (Mankiw, 2010).

**Důsledky neanticipované inflace** jsou závažnější, vlivem neočekávané inflace dochází k přerozdělování bohatství mezi ekonomickými subjekty. Tento redistribuční efekt se vyskytuje v mnoha podobách, vždy ale zvýhodňuje jednu skupinu ekonomických subjektů na úkor druhé. Například dochází k přesunu bohatství od věřitelů k dlužníkům, kdy dlužník splácí, ale reálná hodnota peněz se snižuje, tedy je zvýhodněn dlužník. Stejně tak v důsledku neočekávané inflace držitelé hotovostních úspor ztrácí, zatímco úrokové sazby, kterými jsou úspory úročeny, vliv inflace z části eliminují, protože s růstem cenové hladiny banky tyto sazby přizpůsobují. Na druhou stranu ani zvyšování nominálních sazeb nemusí ochránit před inflací, protože reálné úroky mohou být záporné, a tak jsou zvýhodněni ti, co investují, protože finanční a věcné investice zpravidla na hodnotě neztrácejí (Brčák a Sekerka, 2011), (Mankiw, 2010). Dále dochází k redistribuci mezi příjemci fixních důchodů a příjemci variabilních důchodů a mezi zaměstnanci a zaměstnavateli. Výše nominální mzdy a fixních důchodů je po určité době pevně stanovena. Variabilní důchody však mohou zahrnovat inflační doložku, a tak jsou příjemci fixních důchodů stejně jako zaměstnanci znevýhodněni, protože obdrží vždy stejnou částku, i když reálná hodnota klesá.

Při vysoké inflaci jsou znevýhodněni i poplatníci progresivních daní. Dochází ke zvyšování nominálních mezd, čímž se příjemci mezd dostávají do vyšších zdaňovacích pásem a odvádí tak větší částku do státního rozpočtu. Tento jev se označuje jako plíživé zdanění neboli inflační daň (Černohorský a Teplý, 2013).

## Deflace

Pojem **deflace** označuje dlouhodobý pokles cenové hladiny. Bývá doprovázena poklesem výstupu a růstem nezaměstnanosti. Na počátku deflace jsou většinou cenové

bubliny na trhu aktiv, kdy ceny akcií, nemovitostí nebo komodit jsou neudržitelně vysoké a jsou důsledkem přehnaně optimistických očekávání ekonomických subjektů (Černohorský a Teplý, 2013).

Bordo (2004) ve své studii uvádí, že je třeba rozlišovat „dobrou“ a „špatnou“ deflaci. V prvním případě propad cen bývá zapříčiněn agregátní nabídkou (AS), která v důsledku technologického pokroku roste rychleji než poptávka. Ve druhém případě pokles v agregátní poptávce předstihuje nárůst agregátní nabídky<sup>4</sup> (Bordo, Lane a Redish, 2004). Deflaci způsobenou pozitivními nabídkovými změnami by měl doprovázet pokles míry nezaměstnanosti, naopak jsou-li deflační tlaky odrazem nedostatečné poptávky, měl by být vývoj cenové hladiny doprovázen růstem nezaměstnanosti (Holub, 2014).

Stejně jako v případě inflace, ani deflace není příznivým jevem. Rovněž působí redistribuční efekt, ale opačným směrem. Dlužníci ztrácí, reálně se jim zvyšují jejich dluhy, protože reálné úrokové sazby se zvyšují se deflací rostou.

Deflace ovlivňuje chování domácností, deflační očekávání vedou k odkládání spotřeby, protože subjekty čekají, že v budoucnu cenová hladina ještě více klesne. Dochází k poklesu mezd, případně k propouštění zaměstnanců, protože podniky musí snižovat své náklady. Podniky vyplácí reálně vyšší mzdy, protože nominální mzdy jsou zpravidla nepružné směrem dolů. Vlivem odkládání spotřeby slábne poptávka, podniky snižují ceny, čímž dále přispívají k deflaci. Pokles poptávky a růst reálných dluhů často končí bankrotem podniků. Aby se tyto efekty deflace projevíly a došlo ke zhoršení hospodářské situace, musí dle ekonomů deflace trvat několik let (Černohorský a Teplý, 2013).

### Nulová inflace

Skutečnost, že je inflace i deflace nežádoucím jevem, může vést k mylnému závěru, že ideální situací by byla míra inflace dosahující hodnoty 0 %. Jak uvádí Vladimír Tomšík z ČNB (Tomšík, 2014b), dosažení cíle 0 % z hlediska monetární politiky není nemožné, ale je pro ekonomiku nebezpečné. Hospodářství dlouhodobě fungující s inflací blízko nule má nízké úrokové sazby, takže v případě potřeby snížit úrokové sazby za účelem stimulace ekonomického výstupu narazí sazby na nulovou hranici a monetární politika ztrácí svůj hlavní nástroj (Tomšík, 2014b).

Dalším důvodem, proč je nulová inflace nevhodná, je skutečnost, že by se nemohly zvyšovat ceny, nedocházelo by k inovacím výrobků a služeb, protože by nedocházelo k investicím a celkově by byl utlumen vývoj ekonomiky a ekonomický růst, který výrazně ovlivňují právě investice (Černohorský a Teplý, 2013).

---

<sup>4</sup>Například negativní peněžní šoky, které nejsou neutrální během určitého období, generují „špatnou“ deflaci. Jako příklad lze uvést Velkou depresi (1929–1933) nebo recesi (1919–1921). Z novodobých událostí lze zmínit v této souvislosti situaci v Japonsku (Bordo, Lane a Redish, 2004).

### Hyperinflace

Hyperinflace je závažný nepříznivý jev s vážnými dopady na ekonomiku i společnost. Ekonomové hovoří o hyperinflaci, jestliže měsíční míra inflace přesahuje 50 % (ECB, 2009). Přitom míra inflace 50 % za měsíc znamená více než stonásobný nárůst cenové hladiny za rok (Mankiw, 2010).

Náklady inflace jsou neakceptovatelné, peníze časem ztrácí svou funkci uchovatele hodnoty, účetní jednotky i prostředku směny a do popředí se dostává barter nebo jsou použity některé komodity jako neoficiální platidla. Výše zmíněné *shoe-leather costs* jsou několikanásobně vyšší, měna rychle ztrácí hodnotu, *menu costs* spojené s tiskem a distribucí nových katalogů a cenových označení také rostou a subjekty na tyto změny často nestačí reagovat.<sup>5</sup>

Jsou narušeny také daňové systémy, i krátké zpoždění mezi uložením daňové povinnosti a jejím zaplacením způsobuje ztráty státního rozpočtu. Vlády čelí hyperinflaci emisí bankovek s vyšší hodnotou, ale i tak je nárůst cenové hladiny rychlejší (Mankiw, 2010).

## 2.2 Inflace z pohledu škol ekonomického myšlení a jejich přístupy ke kvantitativní teorii peněz

Z historie je vidět, že již cenová revoluce v 16. století prokázala, že zvyšující se množství peněz v oběhu vyvolává inflaci. Přesto ještě v 18. století převládala teorie, že peníze vyvolávají oživení investic a obchodu.

### Formativní období klasické politické ekonomie

Jako argument proti merkantilismu formuloval **John Locke** ve druhé polovině 17. století základní tezi kvantitativní teorie peněz založenou na myšlence, že růst peněz v oběhu zvyšuje cenovou hladinu ve stejném poměru. Příliv peněz do země zvyšuje cenovou hladinu a způsobuje pokles zahraniční poptávky po domácí produkci (Sojka a Kadeřábková, 2004). Jeho teorii doplnil **David Hume** tvrzením, že změny množství peněz v oběhu jsou neutrální vůči reálným ekonomickým veličinám a působí pouze na cenovou hladinu.

### Klasická politická ekonomie a neoklasická ekonomie

Dle klasických ekonomů k inflaci dochází výhradně růstem peněžní zásoby. Převís nabídky na peněžních trzích vede k přebytečné poptávce na trhu zboží. Dle představitelů klasické ekonomie se součin peněžní nabídky a rychlosti obratu peněz rovná součinu cenové hladiny a reálného množství transakcí (Kovanda, 2008). Obecně mezi

<sup>5</sup>Během hyperinflace ve 20. letech 20. století v Německu provozovatelé restaurací upravovali ceny každých 30 minut během dne.

klasickým a neoklasickým přístupem lze nalézt rozdíly v mechanismu, kterým se změny peněžní zásoby promítají do cenové hladiny<sup>6</sup>.

Z americké neoklasické ekonomie je nejpodstatnější přínos **Irvinga Fishera**, který reformuloval kvantitativní teorii. Jeho přístup známý jako *transakční přístup* vychází z toho, že během roku se v ekonomice uskuteční daný objem peněžních transakcí. Uskutečnění těchto transakcí je umožněno prostřednictvím peněžní zásoby, která se během roku několikrát obrátí, což lze vyjádřit *rovnicí směny*

$$M_s \cdot V = Y_n, \quad (1)$$

kde  $M_s$  představuje peněžní zásobu,  $V$  je rychlost obratu peněz a  $Y_n$  vyjadřuje nominální domácí produkt. Rovnice je identitou, která je vždy splněna. Její levá strana vyjadřuje agregátní výdaje na zboží a služby, pravá strana vyjadřuje jejich peněžní hodnotu. Rovnici lze přepsat jako

$$M_s \cdot V = Y \cdot P, \quad (2)$$

kde je nominální produkt  $Y_n$  rozložen na součin reálného produktu  $Y$  a cenové hladiny  $P$ . Z rovnice (2) plyne, že cenová hladina se může změnit pouze prostřednictvím některé z veličin  $M_s$ ,  $V$ , nebo  $Y$ . Veličina  $V$ , rychlost obratu peněz, má v rovnici význam z toho důvodu, že peněžní zásoba je stavovou veličinou, zatímco produkt je tokovou veličinou (Holman, 2010).

Rovnice sama o sobě ale nenaznačuje příčinné závislosti mezi veličinami. Ty bylo třeba vysvětlit, aby se rovnice stala teorií. Podle Fishera<sup>7</sup> je rychlost obratu stabilní veličina, mění se jen pomalu v dlouhém období v závislosti na technologických či institucionálních faktorech. Pokud toto tvrzení platí, pak změny peněžní zásoby  $M_s$  způsobí proporcionální změny nominálního produktu  $Y_n$ . Za předpokladu, že se ekonomika dlouhodobě udržuje na potenciálním produktu, mají změny peněžní zásoby za následek proporcionální změny cenové hladiny, do níž jsou přenášeny pomocí transmisního mechanismu. Nedostatkem Fisherova přístupu je jeho agregátní podoba, která neumožňuje propojení teorie s mikroekonomickými základy (Holman, 2010).

### Cambridgeská škola

Anglická větev neoklasické ekonomie reprezentovaná představiteli Cambridgeské školy, jako byl **Alfred Marshall**, Artur Cecil Pigou a Dennis Robertson, překonala nedostatky Fisherova přístupu rozvinutím *přístupu hotovostních zůstatků*. Jeho formulace vychází z rovnováhy trhu peněz, tedy z rovnosti peněžní zásoby a poptávky po penězích.

<sup>6</sup>Zatímco někteří klasičtí ekonomové byli přesvědčeni, že vyšší nominální peněžní zůstatky vedou k vyšší produkci. Při neúplné zaměstnanosti se začnou reálné ceny vyšší nabídky peněz přizpůsobovat a krátkodobě ovlivňují i reálné veličiny. Oproti tomu neoklasický přístup předpokládá, že změna peněžní zásoby má vliv na změny reálného výstupu ekonomiky (O'Brien, 1975).

<sup>7</sup>A zastánců kvantitativní teorie.

Cambridgeští ekonomové považovali za důvod držení peněžních zůstatků nutnost zabezpečovat běžné transakce. Teorie předpokládá, že peněžní zůstatky, které je subjekt ochoten držet, závisí pouze na výši jeho důchodu. Vyjádříme-li peněžní zůstatky jako jejich podíl na důchodech, získáme *cambridgeskou rovnici peněz*, kterou vyjadřuje rovnice

$$M_s = k \cdot P \cdot Y, \quad (3)$$

kde  $M_s$  představuje nabídku peněz,  $Y$  je reálný produkt,  $P$  je cenová hladina a Marshallův koeficient  $k$  je převrácenou hodnotou rychlosti obratu peněz a cambridgeská rovnice je tedy stejná jako Fisherova rovnice směny (Mankiw, 2010). Ekonomický význam obou rovnic je ale odlišný. Podle cambridgeské rovnice je rychlost obratu peněz kromě technologických a institucionálních faktorů ovlivněna také úrokovou mírou. Protože úroková míra podléhá častým změnám, rychlost obratu peněz je proměnlivá a nestabilní veličina (Holman, 2010).

### Keynesovská ekonomie

Rozdílný pohled představuje přístup **Johna Maynarda Keynesa**, který pomocí modelu inflační mezery vysvětluje přenos důchodu od příjemců mezd s nízkým sklonem k úsporám směrem do podnikatelské sféry s vyšším sklonem k úsporám. Jak je uvedeno výše, inflaci chápe jako jev tažený poptávkou, kterou se firmy snaží uspokojit, a tak poptávají více faktoru práce, což tlačí nominální mzdy vzhůru, což vyvolá další poptávkové tlaky a vede k inflační spirále (Kovanda, 2008).

Keynes dále zdůraznil vliv úrokové míry na poptávku po penězích. Podle něj změny peněžní zásoby ovlivní úrokovou míru a tím i rychlost obratu peněz.<sup>8</sup> Závislost mezi změnami peněžní zásoby a nominálního domácího produktu není přímo úměrná, protože část změny peněžní zásoby absorbuje změna rychlosti obratu peněz. Zastánci kvantitativní teorie peněz vliv úrokové míry přehlíželi. Poznatky původní cambridgeské školy spolu s poznatky Keynesa vedly k oslabení vlivu kvantitativní teorie (Kovanda, 2008), (Sojka a Kadeřábková, 2004).

### Neokeynesovská makroekonomie

Tento přístup představuje syntézu názorů keynesovství a neoklasické ekonomie, kde v souvislosti s inflací je nejvýznamnější spojení modelu IS-LM s modelem Phillipsovy křivky. Protože samotný model IS-LM nezahrnuje možnost setrvalého růstu cen, představitelé tohoto přístupu začlenili tímto způsobem do modelu IS-LM dynamiku trhu práce. Takto upravený model vyjadřuje, že pokles míry nezaměstnanosti vede k přebytečné poptávce na trzích zboží a služeb a inflace je opět tažena poptávkou. Model však selhal v 70. letech při pokusu vysvětlit probíhající stagflaci.

<sup>8</sup>Růst peněžní zásoby vyvolá snížení úrokové míry, tím vzroste poptávka po penězích, vzroste koeficient  $k$  v rovnici (3) a důsledkem je snížení rychlosti obratu peněz.



## Monetarismus

Monetarismem rozumíme teoretické koncepce friedmanovského monetarismu v rámci chicagské školy. Základní tezí monetarismu je podle **Milтона Friedmana** kauzální vztah mezi množstvím peněz v oběhu a mírou růstu nominálního důchodu. Druhou klíčovou tezí je pak empiricky vyvozený závěr o existenci časových zpoždění mezi změnami množství peněz v oběhu a změnou nominálního národního důchodu (a v krátkém období i reálného důchodu).

Friedman se zasloužil o znovuoobjevení kvantitativní teorie peněz, jeho teorie je známá jako *nová kvantitativní teorie*. Ukázal, že poptávka po penězích je složitější a nezávisí jen na úrokové míře, protože ekonomické subjekty drží své bohatství ve formě portfolia různých aktiv a skladbu tohoto portfolia sami vytvářejí v závislosti na likviditě, výnosnosti a rizikovosti těchto aktiv. Změna úrokové míry tak má podle Friedmana na poptávku po penězích slabší vliv, než uvádí Keynes. Friedmanova teorie je základním rysem monetarismu. Z nové kvantitativní teorie vyplývají následující teze:

- existuje těsný vztah mezi velikostí peněžní zásoby a velikostí nominálního domácího produktu,<sup>9</sup>
- změny peněžní zásoby v krátkém období působí na změny reálných makroekonomických veličin, peníze proto v krátkém období nejsou neutrální,
- změny peněžní zásoby v dlouhém období ovlivňují cenovou hladinu, ke změnám reálných veličin nedochází, peníze jsou v dlouhém období neutrální,
- inflace je peněžním jevem, tedy příčinou inflace je nadměrný růst peněžní zásoby (Sojka a Kadeřábková, 2004), (Holman, 2010).

## Strukturalistický přístup

Strukturalismus se přímo nevěnuje kvantitativní teorii peněz, zabývá se spíše alternativním vysvětlením vzniku inflace tlačené náklady. Přístup je založen na využití strukturálních faktorů. Předpokládá, že tradiční (tj. zemědělský) sektor odpovídá na peněžní nebo poptávkové šoky se zpožděním. Dojde-li vlivem pozitivního šoku ke zvýšení průmyslové výroby, vzroste současně zaměstnanost i poptávka v odvětví zemědělství. Tento vývoj vede k růstu cen zemědělské produkce, což tlačí na růst mezd i v tomto odvětví. Vlivem růstu mezd se zvyšuje poptávka v odvětví průmyslu a koloběh pokračuje. Vzhledem k tomu, že se předpokládají dočasné strnulosti výstupu v sektoru zemědělství, agregátní nabídka zaostává za agregátní poptávkou, a tedy inflace představuje náklady tlačení nárůst cenové hladiny (Kovanda, 2008).

<sup>9</sup>Tento vztah je těsnější v dlouhém období než v krátkém období.

### Nová klasická makroekonomie

**Edward Prescott** a **Finn Kydland**<sup>10</sup> považovali za zdroj hospodářské nestability nabídkové šoky. Svými teoriemi se nesnažili primárně vysvětlit inflaci, ale spíše se orientovali na dopady nabídkových šoků na reálný výstup. Jejich hlavním přínosem v souvislosti s inflací je skutečnost, že nasměrovali pozornost k ropným šokům a k růstu cen energií jako k příčinám inflace. V jejich pojetí mají reálné změny primární povahu, monetární změny pak následují. Proto považují nabídku peněz za endogenní, tedy množství peněz kolísá v závislosti na hospodářském cyklu. Uvažujeme-li soustavné nabídkové šoky, inflaci pak vysvětlují stejně jako monetaristé. Teorie reálného ekonomického cyklu přinesla i poznatek, že technologická zlepšení v inflačním prostředí působí jako dezinflační faktory (Kovanda, 2008).

## 2.3 Vztah inflace, nezaměstnanosti, úrokové míry a měnového kurzu

Přestože je zřejmé, že ve vztahu těchto ekonomických veličin a inflace lze popsat kauzální vlivy oběma směry, pro účely této práce je podstatná především příčinná závislost působení těchto faktorů na inflaci. Následující text se tedy zaměřuje na vztahy těchto veličin pouze z jednoho úhlu pohledu.

### Inflace a nezaměstnanost – Phillipsova křivka v krátkém a dlouhém období

V 60. letech 19. stol. popsal A. W. Phillips inverzní vztah nominálních mezd a nezaměstnanosti pomocí Phillipsovy křivky (PC). Při nízkých mírách nezaměstnanosti vzniká na trhu práce převis poptávky po práci, což vyvolává růst nominálních mezd. Model neuvažoval existenci nulové míry nezaměstnanosti, protože vždy existuje frikční nezaměstnanost. Inflace se začíná prudce zvyšovat, jakmile nezaměstnanost klesne ke 2 % (Holman, 2010).

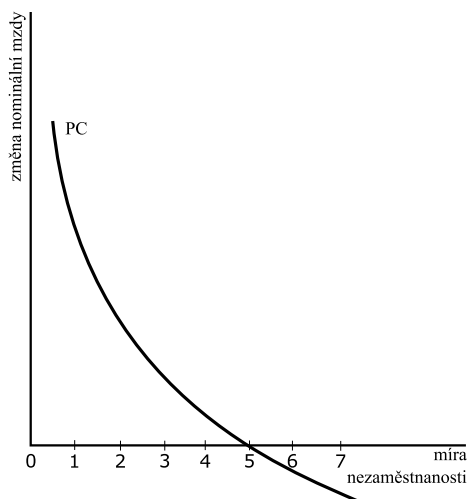
Tato teorie byla později upravena. Neokeynesiánci nově popsali ranou Phillipsovu křivku, která vyjadřovala vztah inflace a nezaměstnanosti. Uvedli, že existuje volba „trade-off“ mezi inflací a nezaměstnaností, tedy že lze za cenu vyšší inflace získat nižší nezaměstnanost (Fuchs a Tuleja, 2003).

Ekonomové R. M. Sollow a P. A. Samuelson upravili křivku tak, aby vyjadřovala vztah mezi nezaměstnaností a cenovou inflací. Tento vztah je ovlivněn růstem produktivity práce. Jestliže mzdová inflace vyjadřuje růst nominálních mezd a cenová inflace vyjadřuje růst nominálních cen, pak je cenová inflace dána rozdílem mzdové inflace a produktivity práce.

Původní Phillipsova křivka byla v 70. letech zpochybněna, docházelo ke stagflaci, tedy rostla současně inflace i nezaměstnanost. Ekonomové zjistili, že substituční

<sup>10</sup>Nová klasická makroekonomie je v první etapě působení reprezentovaná Školou racionálních očekávání, do druhé etapy pak řadíme Školu reálného hospodářského cyklu reprezentovanou zejména E. Prescottem a F. Kydlandem.

vztah platí pouze tehdy, když se nemění míra setrvačné inflace. Proto se začala rozlišovat krátkodobá (SRPC) a dlouhodobá (LRPC) Phillipsova křivka, kde hlavní rozdíl mezi křivkami spočívá v tom, zda inflace je či není očekávaná (Fuchs a Tuleja, 2003), (Holman, 2010).



Obrázek 1: Graf původní Phillipsovy křivky zachycující prudký nárůst inflace při dvouprocentní míře nezaměstnanosti. Podle (Fuchs a Tuleja, 2003, s. 151) upraveno autorem.

Phillipsova křivka vysvětluje inflaci v krátkém období. Inflaci tvoří tři komponenty, inflace poptávková, setrvačná a nabídková. **Poptávková inflace** je inflace vyvolaná zvýšením AD. Za podmínek, kdy neroste produktivita práce, nedochází k nákladovým šokům, je nulová očekávaná inflace a ekonomika vyrábí potenciální produkt, vyvolá zvýšení peněžní zásoby (centrální bankou) zvýšení AD. V krátkém období je AS rostoucí, a tak dojde ke zvýšení aktuálního výstupu nad potenciální produkt a nezaměstnanost se nachází pod přirozenou mírou. V důsledku toho dochází k růstu nominální mzdy. Tento růst mezd se promítá do růstu cen a mzdová inflace vyvolává inflaci cenovou, přičemž ceny rostou stejným tempem jako nominální mzdy. Pokud by však produktivita práce rostla tempem  $\eta$ , pak lze rovnici poptávkové inflace, neboli **Phillipsovy křivky**, zapsat jako

$$\pi = \varepsilon \cdot (u^* - u) - \eta, \quad (4)$$

kde  $\pi$  je cenová inflace  $\varepsilon$  představuje koeficient citlivosti nominálních mezd na odchylky nezaměstnanosti od přirozené míry reprezentované výrazem  $u^* - u$  a  $\eta$  značí růst produktivity práce v procentech.

**Setrvačná inflace** není vyvolána poklesem nezaměstnanosti, ale inflačními očekávaními. Když ekonomické subjekty očekávají inflaci, zvyšují ceny. Když zjistí, že se očekávání vyplnila, očekávají inflaci i v následujícím období. Tak se očekávaná inflace mění ve skutečnou a naopak skutečná inflace vytváří očekávanou. Takto

vzniká setrvačná inflace, která je v případě, že se ekonomika nachází na potenciálu, rovna inflaci očekávané.

Inflační očekávání rozlišujeme adaptivní a racionální. *Adaptivní očekávání* jsou vytvářena na základě minulé zkušenosti. Pokud se skutečnost od očekávání liší, jsou následně, až je omyl zjištěn, očekávání opravena. *Racionální očekávání* jsou ta, která subjekty vytvářejí nejen na základě minulé zkušenosti, ale také na základě informací o pravděpodobných budoucích událostech. Neznamena to, že se tato očekávání vždy vyplní. Jsou ale rovnoměrně rozptýlena kolem správného odhadu, a tak v agregátním vyjádření poskytují správný výsledek.

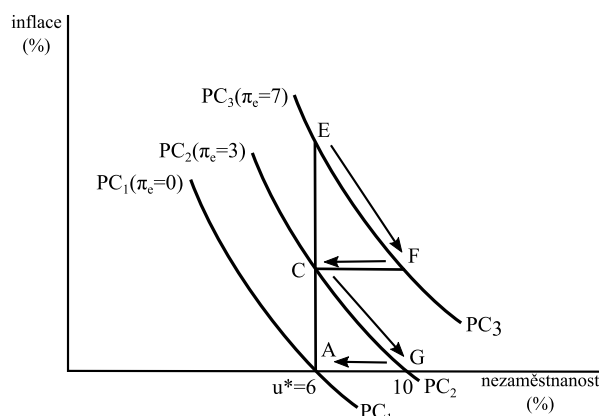
Obrázek 2 znázorňuje Phillipsovu křivku rozšířenou o inflační očekávání. Na grafu vidíme, že původně se ekonomika nacházela v bodě A na přirozené míře nezaměstnanosti 6 % a při nulové inflaci. Zvýšením AD se dostává do bodu B, kde je hodnota inflace 3 %. Přestože se nezaměstnanost po krátkodobém snížení vrátí zpět na přirozenou míru a ekonomika se vrací z bodu B do C, míra inflace zůstává na 3 %. V bodě C probíhá setrvačná inflace na základě 3% inflačních očekávání. Při dalším zvýšení AD, ekonomika se z bodu C dostane do bodu D posunem po Phillipsově křivce, která představuje 3% inflační očekávání. Setrvačnou inflaci lze matematicky zapsat pomocí rovnice Phillipsovy křivky zahrnující inflační očekávání (Holman, 2010)

$$\pi = \pi_e + [\varepsilon \cdot (u^* - u) - \eta], \quad (5)$$

kde  $\pi$  je celková inflace složená z inflace setrvačné  $\pi_e$  a z inflace poptávkové, kterou popisuje rovnice (4). Tento model M. Friedmana, založený na adaptivních očekáváníích, ukazuje, že zvýšením AD lze udržet nezaměstnanost pod přirozenou mírou pouze krátkodobě. Snaha udržet inflaci pod přirozenou mírou permanentně povede nejen ke zvýšení inflace, ale také k její akceleraci. Phillipsova křivka, která umožňuje nositelům hospodářské politiky volit mezi inflací a nezaměstnaností, existuje jen krátkodobě. V dlouhém období se ekonomika vrací na přirozenou míru nezaměstnanosti a přitom v sobě nese zabudovaná inflační očekávání. Dlouhodobá Phillipsova křivka je proto vertikální (Samuelson a Nordhaus, 2007).

Když tedy ekonomické subjekty tvoří adaptivní očekávání, zvýšení AD v krátkém období sníží nezaměstnanost a způsobí poptávkovou inflaci. V případě racionálních očekávání dojde hned ke zvýšení cen, bez poklesu nezaměstnanosti. Nezaměstnanost se ani v krátkém období nevychýlí mimo přirozenou míru. Ekonomika se tedy dostává z bodu A přímo do bodu C. Phillipsova křivka je tedy v případě racionálních očekávání vertikální i v krátkém období.

Aby se ekonomické subjekty chovaly podle modelu racionálních očekávání, musí mít s inflací a s chováním centrální banky (CB) jisté zkušenosti. Pokud by byly změny poptávky nepředvídatelné, CB by záměrně jednala nevypočitatelně a subjekty by získávaly mylné informace, nebudou schopny inflaci správně odhadnout. Teprve až zjistí, že inflace probíhá, upraví svá očekávání (Holman, 2010).



Obrázek 2: Graf dlouhodobé Phillipsovy křivky. Podle (Holman, 2010) upraveno autorem.

Na rozdíl od poptávkové inflace je obtížné nabídkový šok předpokládat, a proto nelze aplikovat model racionálních očekávání. Probíhá pouze **nákladová inflace**, která je rovna průměrnému růstu nákladů na jednotku produkce. Růst nákladů tlačí narůst cen vyvolává pokles reálného produktu pod potenciální produkt a růst nezaměstnanosti nad přirozenou míru. Nákladový šok posouvá v modelu ASAD křivku AS doleva. V modelu krátkodobé Phillipsovy křivky je pak tato situace znázorněna bodem ležícím vpravo od Phillipsovy křivky. Dochází ke stagflaci. Kdyby se CB nákladovému šoku nepřizpůsobila zvýšením peněžní zásoby, nezaměstnanost by způsobila pokles reálných mezd. Pokud ale CB tento šok takto akomoduje zvýšením peněžní zásoby, vyvolá tím poptávkovou a následně i setrvačnou inflaci. Takto mohou probíhat všechny tři typy inflace souběžně. Celkovou inflaci lze popsat jako

$$\pi = \pi_e + [\varepsilon \cdot (u^* - u) - \eta] + \nu, \quad (6)$$

kde  $\pi$  je celková inflace,  $\pi_e$  je očekávaná, resp. setrvačná inflace, výraz v hranaté závorce vyjadřuje inflaci poptávkovou a  $\nu$  představuje nákladovou inflaci (Holman, 2010).

Tyto tři komponenty inflace napomáhají určit charakter inflace i to, s jakou nezaměstnaností bude inflace krátkodobě spojena. Probíhá-li pouze setrvačná inflace, nezaměstnanost zůstane na přirozené míře. Při poptávkové inflaci se nezaměstnanost vychýlí pod přirozenou míru, při nabídkové inflaci naopak nad přirozenou míru nezaměstnanosti (Holman, 2010).

### Inflace a úroková míra

Pro vymezení vztahu mezi inflací a úrokovou mírou je třeba rozlišovat *nominální* a *reálnou* úrokovou míru. *Nominální úroková míra*, ta, kterou banka platí, je součtem *reálné úrokové míry*, tj. zvýšení kupní síly, a míry inflace. Matematicky lze vztah vyjádřit pomocí Fisherovy rovnice:

$$i = r + \pi, \quad (7)$$

kde  $i$  vyjadřuje nominální úrokovou míru,  $r$  reálnou úrokovou míru a  $\pi$  je míra inflace. Nominální úroková míra se mění, když se mění reálná úroková míra nebo míra inflace. Nominální úrokové sazby jsou úrokové sazby uváděné explicitně ve smlouvách o úvěru či vkladu. Reálné úrokové sazby získáme deflováním<sup>11</sup>. Oslabení reálné hodnoty peněžní částky za dané období je rovno inflaci za toto období.

Dále je třeba rozlišit *ex post* přístup, kdy dochází k deflování až po skončení sjednaného období, tedy defluje skutečně naměřenou inflaci za toto období. Výsledkem jsou tzv. *ex post* reálné úrokové sazby.

Naopak o *ex ante* přístupu hovoříme, když k deflování dochází před ještě před skončením sjednaného období, nevyužívá se zde skutečné oslabení reálné hodnoty, ale pouze očekávané oslabení. Výsledkem jsou tzv. *ex ante* reálné úrokové sazby.

Dané nominální úrokové míře mohou v uvažování ekonomických subjektů odpovídat různé *ex ante* reálné úrokové míry podle toho, jak výraznou inflaci tyto subjekty očekávají, resp. podle toho, který ukazatel inflace použijí k deflování (ČNB, 2016c). Přesně<sup>12</sup> lze reálnou úrokovou sazbu vypočítat podle vzorce

$$r = [(100 + i)/(100 + \pi) - 1] \cdot 100, \quad (8)$$

kde význam proměnných zůstává stejný jako v rovnici (7), ale za  $\pi$  lze dosadit inflaci skutečnou nebo očekávanou.

Fisherova rovnice společně s kvantitativní teorií peněz, která vyjadřuje, že míra inflace je dána růstem peněžní zásoby, vysvětlují, jak růst peněžní zásoby ovlivní nominální úrokovou míru. Procentní růst peněžní zásoby zapříčiní procentní růst míry inflace. Tento růst míry inflace způsobí stejný nárůst nominální úrokové míry. Tento vztah mezi inflací a nominální úrokovou mírou se nazývá Fisherův efekt (Mankiw, 2010). Empirický výzkum prováděný v USA, který zde Mankiw zmiňuje, dokazuje, že v zemích s vysokou inflací je nominální úroková míra vysoká, zatímco země s nižší inflací vykazují nízkou nominální úrokovou míru (ČNB, 2016c).

### Inflace a měnový kurz

Měnový kurz je další makroekonomickou veličinou ovlivňující cenovou hladinu. V malých a relativně otevřených ekonomikách lze hovořit o ovlivňování inflace prostřednictvím dvou kanálů, přímého a nepřímého.

V případě **přímého kanálu** měnový kurz ovlivňuje s malým zpožděním ceny importovaného zboží<sup>13</sup>. Kromě přímého vlivu na ceny dovezeného zboží kurz nepřímo ovlivní prostřednictvím dovozní arbitráže i ceny tuzemského zboží vystaveného konkurenčním tlakům cen dovezeného zboží.

<sup>11</sup>Deflováním se rozumí snížení nominálních sazeb o oslabení reálné hodnoty neboli kupní síly půjčované nebo vkládané peněžní částky během období, na které je vklad či půjčka sjednaná.

<sup>12</sup>Pro jakékoli hodnoty nominálních úrokových sazeb a inflace.

<sup>13</sup>Měnový kurz ovlivňuje jak ceny zboží určeného pro konečnou spotřebu, tak i ceny surovin a polotovarů určených k domácí produkci spotřebního zboží.

**Nepřímým kanálem** rozumíme působení, kdy změna měnového kurzu<sup>14</sup> ovlivní změnu reálného kurzu, který následně ovlivní ekonomiku přes agregátní poptávku a změněnou mezeru výstupu. Promítání změn měnového kurzu do inflace je v tomto případě pomalejší (ČNB, 2016f).

## 2.4 Cílování inflace

### Monetární režim cílování inflace

Za účelem zabezpečení hlavního cíle centrální banky, volí centrální banka jeden z několika měnově-politických režimů<sup>15</sup>.

Ve všech zemích sledovaných v této práci je uplatňován režim cílování inflace (viz dále), který se vyznačuje určitými charakteristikami. ČNB jako významné rysy cílování inflace uvádí střednědobost této strategie, využívání prognózy inflace a veřejné explicitní vyhlášení inflačního cíle či posloupnosti cílů (ČNB, 2016b).

Z teoretického hlediska není cílování inflace náročné. Centrální banka<sup>16</sup> určí žádoucí trajektorii (nebo alespoň dva až tři body této trajektorie) vývoje budoucí inflace v krátkodobém, střednědobém a dlouhodobém horizontu. Tyto žádoucí hodnoty se zveřejní jako bodové hodnoty nebo jako interval. Vlastní cíl, obvykle stanovený mezi 1%–3%, může a nemusí odpovídat středové hodnotě intervalu. Následně po uveřejnění inflačních cílů centrální banka sestaví předpověď budoucího vývoje inflace. Dalším krokem je pak srovnání této předpovědi s inflačním cílem. Bankovní rada na základě těchto zjištění vyhodnotí rizika nenaplnění prognózy a na základě těchto úvah pak hlasuje o vhodných změnách nastavení nástrojů monetární politiky, čímž se CB snaží kompenzovat inflační a deflační tlaky, které vychylují inflaci mimo cílované pásmo<sup>17</sup> (Kvasnička, 2000). To lze matematicky popsat rovnicí

$$\Delta R_t = \alpha(\pi_{t+h}^e - \pi_{t+h}^*), \quad (9)$$

kde  $R_t$  představuje vektor monetárních nástrojů, pomocí nichž se CB snaží ovlivnit současnou inflaci (tj. v čase  $t$ ),  $\alpha$  představuje reakční funkci CB,  $h$  je časové zpoždění mezi provedením monetárního opatření a jeho dopadem na inflaci. Proměnné  $\pi_{t+h}^e$  a  $\pi_{t+h}^*$  představují očekávanou inflaci a inflační cíl (Kvasnička, 2000).

V souvislosti s matematickým vyjádřením je třeba zdůraznit, že dopady monetární politiky na inflaci nejsou okamžité, ale existují zde časová zpoždění. Čím rychleji by dané monetární opatření mělo vrátit inflaci na původní hodnotu, tím větší by musela být změna monetární politiky a tím intenzivnější by byl dopad na reálné

<sup>14</sup>Za podmínky *ceteris paribus*.

<sup>15</sup>Režim s implicitní nominální kotvou, cílování peněžní zásoby, cílování měnového kurzu, cílování inflace.

<sup>16</sup>Případně centrální banka ve spolupráci s ministerstvem financí.

<sup>17</sup>Pohybuje-li se hodnota inflace po určité období mimo toleranční pásmo v důsledku působení mimořádných šoků, zejména na straně nabídky, CB neusiluje o eliminaci těchto projevů, aby nedocházelo k rozkolísání ekonomiky. CB předpokládá, že tyto projevy časem odezní a v režimu cílování inflace je považuje za výjimky z plnění cíle (ČNB, 2016b).

makroekonomické veličiny, nezaměstnanost a výstup (Kvasnička, 2000). Z tohoto důvodu je třeba rozlišit **striktní cílování**, kdy CB usiluje o dosažení inflačního cíle bez ohledu na dopady těchto opatření na reálné veličiny, a **flexibilní cílování**, kdy je CB schopná dočasně slevit ze svých inflačních cílů ve prospěch udržení stability reálných makroekonomických veličin.

Flexibilní cílování inflace je upřednostňováno jak ekonomy, tak i bankami, které tuto strategii provádí, protože centrální banky zcela přesně neznají konkrétní dopady svých opatření na makroekonomické veličiny a mají tendenci provádět změny postupně po malých krocích. Mishkin a Bernanke (Bernanke, 1997) považují flexibilní cílování za vhodný způsob, jak zmírnit vnější šoky působící na ekonomiku.

Uplatňování režimu cílování inflace vyžaduje splnění určitých podmínek, jakými jsou předpoklad nezávislosti centrální banky, schopnost získat kvalitní předpověď, se kterou úzce souvisí požadavek stabilní ekonomiky a ekonomických vazeb, vyspělých kapitálových trhů a bankovní soustavy. Dále je důležitá kredibilita centrální banky a intenzivní komunikace s veřejností v zájmu transparentní monetární politiky (ČNB, 2016b), (Kvasnička, 2000).



### 3 Nastavení inflačních cílů a inflační vývoj v zemích V4

Tato kapitola blíže popisuje konkrétní nastavení inflačního cíle ve sledovaných zemích. Dále je věnována pozornost především rokům, ve kterých docházelo k netypickému vývoji míry inflace, k prudkému nárůstu nebo poklesu. Inflační vývoj je zde popsán s využitím informací uveřejněných ve zprávách o inflaci, které sestavují národní banky (ČNB, 2016d), (MNB, 2016a), (NBP, 2016a). Inflační vývoj Slovenska pro období před vstupem do eurozóny je popsán na základě zpráv o měnovém vývoji (NBS, 2016e), vývoj v době členství Slovenska v eurozóně pak NBS zachycuje v měsíčním bulletinu (NBS, 2016f). Shrnutí inflačního vývoje z pohledu národních bank v jednotlivých zemích naznačí ty inflační faktory, které národní banky považovaly při nestandardním vývoji míry inflace za nejvýznamnější<sup>18</sup>.

#### 3.1 Česká republika

##### Cílování inflace

Od roku 1998 se v České republice uplatňuje monetární režim cílování inflace. Po zavedení tohoto režimu až do konce roku 2002 ČNB používala jako ukazatel čistou inflaci. Inflační cíl byl vyhlášen vždy předem k poslednímu měsíci příslušného roku. Inflační cíle pro toto období shrnuje Tab. 1.

Tabulka 1: Inflační cíle v čisté inflaci. Zdroj dat: (ČNB, 2016b).

Rok	Ve výši	Plnění k měsíci	Stanoven
1998	5,5–6,5 %	prosinec 1998	prosinec 1997
1999	4–5 %	prosinec 1999	listopad 1998
2000	3,5–5,5 %	prosinec 2000	prosinec 1997
2001	2–4 %	prosinec 2001	červen 2000
2005	1–3 %	prosinec 2005	duben 1999

V dubnu 2001 bylo rozhodnuto o přechodu k cílování celkové inflace<sup>19</sup>. Současně se stanovenou hodnotou cíle bylo stanoveny toleranční pásmo. Takto stanovený cíl pro období mezi lety 2002–2005 shrnuje Tab. 2. Pro období od ledna roku 2006 byl vyhlášen inflační cíl ve výši 3 % s tolerančním pásmem 1 procentní bod oběma směry. V březnu 2007 byl stanoven inflační cíl ve výši 2 %, platný od roku 2010 opět s tolerančním pásmem 1 procentní bod oběma směry (viz Tab. 3).

<sup>18</sup>Tato část práce byla zpracována na základě výše popsaných publikací. Obsah této kapitoly zachycuje pouze komplexní shrnutí informací. Podrobnější informace vázané k jednotlivým rokům jsou uvedeny v inflačních zprávách z těchto let. Dále využívané detailní informace ze zpráv o inflaci v kapitole Diskuse pak zahrnují přesné odkazy na konkrétní dokument.

<sup>19</sup>Cílování přírůstku indexu spotřebitelských cen.

Tabulka 2: Cílové pásmo stanovené v celkové inflaci. Zdroj dat: (ČNB, 2016b).

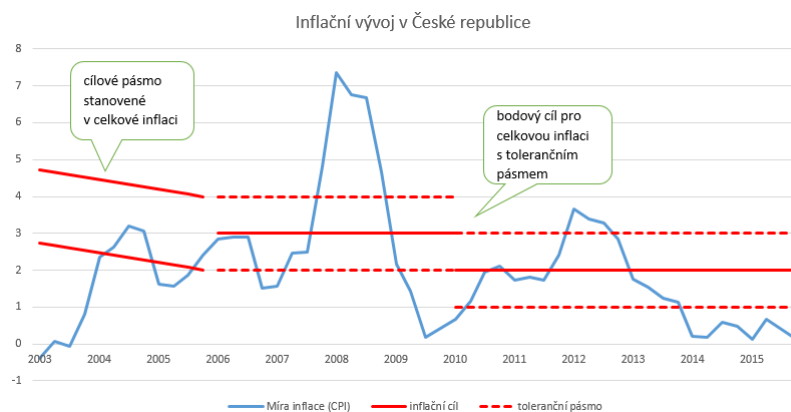
<b>Začátek pásma</b>	leden 2002	3–5 %	stanoveno
<b>Konec pásma</b>	prosinec 2005	2–4 %	duben 2001

Tabulka 3: Inflační cíle platné v letech 2006–2009 a od roku 2010. Zdroj dat: (ČNB, 2016b).

leden 2006–prosinec 2009	cíl 3%	pásmo $\pm 1\%$
leden 2010–přistoupení k eurozóně	2%	pásmo $\pm 1\%$

### Inflační vývoj v ČR v letech 2003–2015 z pohledu ČNB

V grafu na Obr. 3 lze zjistit, že v roce 2003 byla míra inflace záporná, začátkem roku 2008 dosahovala nejvyšších hodnot, které vystřídal prudký pokles v polovině roku 2009. V roce 2012 pozorujeme naopak nejvyšší hodnoty míry inflace od roku 2009, dále až do konce sledovaného období míra inflace klesá.



Obrázek 3: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Graf je doplněn o inflační cíle platné ve sledovaném období. Zdroj dat: (ČSÚ, 2016b).

K nízké míře inflace v roce 2003 dle ČNB přispěl převážně pokles cen potravin tažený situací na trhu zemědělské produkce. Klesající inflační očekávání a ceny vstupů, jejichž inflační působení bylo tlumeno apreciací koruny, vytvářely podmínky pro nízkou inflaci. Nárůstu míry inflace v roce 2004 napomohl především růst cen zemědělské produkce, který následně ovlivnil ceny potravin. ČNB dále zmiňuje vliv úprav sazeb DPH a spotřebních daní. Na konci roku výrazně zrychlilo tempo domácí ekonomiky (ČNB uvádí, že až ze 75 % se na tomto nárůstu podílel zahraniční sektor) a podstatně se zvýšila dynamika zahraničního obchodu v důsledku vstupu ČR do EU.

Pokles míry inflace počátkem roku 2005 ČNB zdůvodňuje převážně poklesem cen potravin v důsledku výrazného poklesu rostlinné produkce na světových trzích. Následný nárůst míry inflace pak připisuje změnám cen PHM tažených růstem cen ropy na světových trzích, v menší míře i růstu regulovaných cen a cen zemního plynu

pro domácnosti. Stejně tak v roce 2006 stojí za růstem míry inflace především růst cen ropy na světových trzích, druhotně pak růst cen pohonných hmot, dále pak růst cen průmyslové produkce a zvýšení telefonních poplatků.

Ve druhé polovině roku 2007 míra inflace přesáhla cílované pásmo především vlivem působení zahraničních faktorů. Docházelo k nárůstu poptávky a ekonomické aktivity v EU i v USA. K tomuto inflačnímu vývoji dále přispěl růst cen potravin a růst ceny ropy Brent na světových trzích. Přestože docházelo k nárůstu inflace ve světových ekonomikách, zůstala inflační očekávání ukotvena. Inflačně působily také domácí faktory, zejména růst poptávky a peněžní zásoby.

V roce 2008 míra inflace značně přesahovala toleranční pásmo. Inflačně působily především změny cen pohonných hmot, dále regulované ceny, vzrůstající ceny energií, ale také zavedení poplatků ve zdravotnictví, zavedení ekologické daně a zvýšení sazby DPH. I přes následné snížení meziroční míry inflace byly její hodnoty stále extrémně vysoké. Tento pokles nejvíce ovlivnily ceny potravin. Následně došlo k dalšímu poklesu míry inflace a k výraznému hospodářskému útlumu došlo na konci roku 2008 v důsledku světové hospodářské a finanční krize. ČNB snížila úrokové sazby o 1,25 p.b. Zejména pokles domácí poptávky, pokles cen potravin a pokles cen ropy na světových trzích měly za následek vývoj v roce 2009. V roce 2010 ČNB vyhlásila nový inflační cíl 2 %. Vlivem krize došlo k poklesu úrokových sazeb a ke zvýšení nezaměstnanosti. Inflačně působily ceny PHM a ceny potravin, domácí inflační tlaky však nebyly příliš výrazné. Protiinflačně naopak působil vývoj dovozních cen a regulovaných cen, nízká zahraniční inflace a dopad poklesu cen energií ve světě.

V roce 2011 působil inflačně nárůst mezd, ostatní domácí faktory dále působily spíše protiinflačně. V roce 2012 se inflace nacházela nad cílovaným pásmem. K tomuto inflačnímu vývoji přispěl především růst cen tažený zahraniční poptávkou, opět růst cen ropy na světových trzích. Na konci roku ale došlo opět k poklesu cen ropy, klesala domácí ekonomická aktivita i úrokové sazby, docházelo k poklesu cen potravin a oslabení poptávky. Tento vývoj pokračoval také v roce 2013, míra inflace se snížila vlivem nízké ekonomické aktivity, mírně inflačně působily zejména ceny potravin a regulované ceny. Vlivem nižší inflace posilovala koruna, což by podle ČNB mohla být příčina dalšího poklesu míry inflace, který by mohl vést k deflaci. Také proto ČNB přistoupila k devizovým intervencím, kterými devalvovala domácí měnu.

V roce 2014 česká ekonomika zrychlila. Za nízkou inflací nacházející se hluboko pod tolerančním pásmem stálo hlavně odeznění růstu cen potravin a celkově utlumený cenový vývoj v eurozóně. Oslabený kurz působí proinflačně, další pokles inflace na konci roku byl především důsledkem klesajících cen potravin a cen ropy na světových trzích. K tomuto vývoji přispěl i pokles cen zemědělských výrobců a obchodní sankce EU vůči Rusku. V roce 2015 míra inflace dosahovala téměř nulové hodnoty. ČNB uvádí jako hlavní zdroje tohoto vývoje opět pokles cen ropy, potravin a celkově deflační vývoj eurozóny. Zrychlující ekonomika napomohla zlepšení na trhu práce, vzrostly náklady i spotřebitelské ceny a v závěru roku docházelo k mírnému nárůstu cen potravin.

## 3.2 Maďarsko

### Cílování inflace v Maďarsku

Hlavním cílem MNB je dosáhnout cenové stability. Za účelem splnění tohoto cíle přijala v červenci roku 2001 režim cílování inflace. V první etapě mezi lety 2001–2006 byly cíle stanovovány s výhledem na 2 roky, vždy k poslednímu měsíci daného roku. V srpnu roku 2005 MNB přijala explicitní střednědobý průběžný inflační cíl platný pro období od roku 2007 s tím, že tento cíl měl být znovu přezkoumán v době vstupu Maďarska do systému ERM II. V roce 2015 byl cíl upraven na hodnotu 3 % s tolerančním pásmem 1 procentní bod oběma směry (MNB, 2016b).

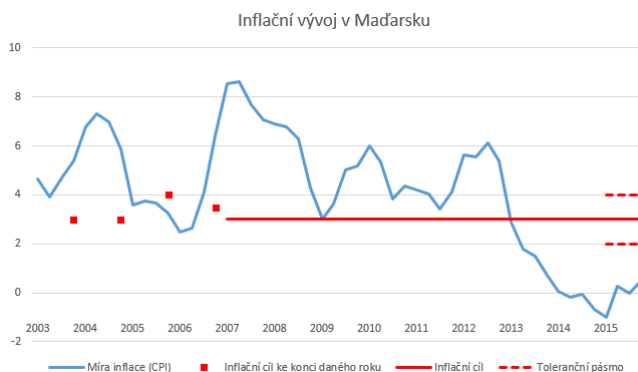
Tabulka 4: Přehled inflačních cílů MNB pro jednotlivá období. Zdroj dat:(MNB, 2016b).

Rok	Cílová hodnota	Rok	Cílová hodnota
prosinec 2001	7 %	prosinec 2005	4 %
prosinec 2002	4,5 %	prosinec 2006	3,5 %
prosinec 2003	3 %	průběžně stanovený	3 %
prosinec 2004	3 %	průběžně stanovený	3 % ± 1 p.b.

### Inflační vývoj v Maďarsku v letech 2003–2015 z pohledu MNB

V grafu na Obr. 4 je patrné, že v roce 2003 se hodnota míry inflace těsně blížila cíli, v průběhu roku 2004 zaznamenala značný nárůst, který vystřídal pokles v roce 2005. Od roku 2007 se míra inflace pohybovala nad cílem mimo toleranční pásmo. V roce 2009 sledujeme krátkodobě návrat na cílovanou hodnotu, který opět vystřídal nárůst nad cílovou hodnotu. Inflační vývoj zaznamenal pokles míry inflace od konce roku 2012, v roce 2014 dosáhla nulové hodnoty a mírně záporných hodnot a do první poloviny roku 2015 tedy pozorujeme v Maďarsku deflaci. Od druhé poloviny roku 2015 pozorujeme spíše kladné hodnoty inflace. Za vychýlením z inflačního pásma v roce 2004 stojí dle MNB krátkodobý nárůst cen vlivem inflačního očekávání spojeného se vstupem Maďarska do EU. Následující vývoj byl příznivější, pokles míry inflace, který pozorujeme v grafu naznačuje, že pominula přehnaná inflační očekávání.

Nárůst míry inflace na přelomu let 2006 a 2007 MNB připisuje tomu, že vláda přijala řadu stabilizačních opatření, vzrostla sazba DPH, rostla opět inflační očekávání a jistý vliv mělo i zvýšení nákladových faktorů, růst ropy na světových trzích a růst nominálních mezd. Výrazně vzrostly ceny potravin, což ale MNB chápe jako dopad zvýšení DPH. V průběhu roku 2007 klesá HDP, největší pokles výkonu znamenala maďarská ekonomika v oblasti zemědělské činnosti, rostoucím odvětvím byl pouze zpracovatelský průmysl. Celkově klesala poptávka a jedinou hnací silou růstu byl dle MNB vývoz.



Obrázek 4: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Zdroj dat: (MNB, 2016c).

V ekonomice vzrůstala nedůvěra, významně klesla investiční aktivita domácností, ale také investiční aktivita v exportním sektoru, přestože export rostl. Protože je evidován příliv kapitálu v podobě přímých zahraničních investic do Maďarska, pokles investiční aktivity MNB chápe jako lokální problém, jako pravděpodobnou reakci ekonomických subjektů na nově přijatý vládní stabilizační program. Vlivem změn DPH narůstá nejistota ohledně očekávaného vývoje.

Vývoj v roce 2008 zdůvodňuje MNB zpomalením růstu cen potravin a průmyslové produkce. V roce 2009 byla inflace blízko cíle, což MNB zdůvodňuje zejména slábnoucí domácí poptávkou, poklesem cen potravin a celkově ekonomickou recesí.

Inflační vývoj v roce 2010 ovlivnily dle MNB nejvíce světové ceny komodit a domácí poptávka. Ve druhé polovině roku pokles míry inflace nejvíce ovlivnila slabá domácí poptávka a dezinflační tlaky na trhu práce. I když docházelo k depreciaci forintu, MNB uvádí, že nejvýraznější inflační tlaky způsobily rostoucí ceny nezpracované produkce potravin. Inflační očekávání stagnovala.

V roce 2011 stály za zvýšením míry inflace nákladové šoky projevující se prostřednictvím zvýšení cen potravin, dále zvyšující se ceny ropy, které se projevovaly v cenách PHM i vlivem slabého kurzu domácí měny.

Nárůst míry inflace na začátku roku 2012 přisuzuje MNB změnám v zákoně o nepřímých daních i depreciaci kurzu, jinak inflační tlaky z reálné ekonomiky byly slabé, inflaci nad cílem drželo DPH a ohlášené změny v rámci programu strukturálních reforem Széll Kálmán Plan.

Vývoj v roce 2013, kdy pozorujeme prudký pokles inflace, zdůvodňuje MNB zpomalením ekonomické aktivity spojeným s dočasným poklesem některých sektorů a oslabením exportu. V průběhu tohoto roku míra inflace dosahovala nejnižších hodnot za celé sledované období, hlavní příčinou byla slabá domácí poptávka, klesající inflační tendence na externích trzích a klesající inflační očekávání.

Koncem roku 2014 je v grafu patrný pokles míry inflace do záporných hodnot. Maďarská ekonomika rostla v důsledku růstu domácí poptávky, inflace byla ale příliš nízká a MNB očekávala další pokles. Hlavní příčinou tohoto vývoje byl dle MNB

pokles cen ropy na světových trzích a pokles cen komodit, v jehož důsledku MNB očekávala i další vývoj míry inflace směrem do záporných hodnot. Možnost návratu do kladných hodnot míry inflace byla podle MNB možná jedině v případě, až pomínou nákladové šoky. Dále vývoj nasvědčoval dalšímu růstu domácí poptávky, MNB současné makroekonomické prostředí charakterizovala jako stabilní z hlediska očekávání a nejistoty, právě stabilita mezd a pokles nákladů by měly přispět k dalšímu růstu poptávky. Celkový domácí ekonomický vývoj podporoval protiinflační tlaky, ale očekávaný další pokles poptávky nejbližšího obchodního partnera Ukrajiny měl přispět spíše k nižší dovezené inflaci. Deflační tlaky tedy neustále převládaly.

### 3.3 Polsko

Polská národní banka usiluje o stabilitu prostředí nízké inflace od roku 1998, kdy bylo rozhodnuto o přijetí strategie přímého cílování inflace. V první etapě, tzn. mezi lety 1999 až do roku 2003 byla uplatňována střednědobá strategie s cílem udržet inflaci na konci daného roku pod hodnotou 4 %. Pro každý rok tak NBP stanovovala cíle, které by měly být vždy ke konci roku dosaženy. Cíle shrnuje Tab. 5.

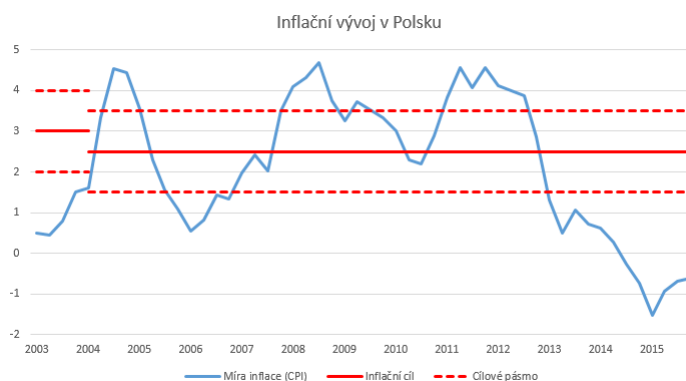
Od ledna 2004 začala NBS sledovat novou strategii orientovanou na průběžný inflační cíl, přičemž cílová hodnota je stanovena jako 2,5 % s tolerančním pásmem 1 procentní bod oběma směry (NBP, 2016b).

Tabulka 5: Inflační cíle v Polsku v první etapě a od roku 2004. Zdroj dat: (NBP, 2016b).

Rok	Ve výši	Toleranční pásmo
prosinec 1998	pod 9,5 %	–
prosinec 1999	6,6–7,8 %	–
prosinec 2000	5,4–6,8 %	–
prosinec 2001	6–8 %	–
prosinec 2002	5 %	1 p. b.
prosinec 2003	3 %	1 p. b.
od prosince 2004	2,5 %	1 p. b. oběma směry

#### Inflační vývoj v Polsku v letech 2003–2015 z pohledu NBP

Z grafu meziročních změn indexu spotřebitelských cen na Obr. 5 je patrné, že hodnoty míry inflace ve sledovaném období nekolísají tak výrazně jako hodnoty meziročního CPI sledované pro Českou republiku a Maďarsko. Zejména v období během krize, hlavně ve třetím čtvrtletí roku 2008 a v roce 2009, je kolísání míry inflace mírnější.



Obrázek 5: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Zdroj dat: (NBP, 2016d).

Graf dále ukazuje, že ve srovnání s Maďarskem a s ČR hodnoty meziroční inflace kolísají méně, zejména po třetím čtvrtletí roku 2008 míra inflace nevykazuje tak výrazný pokles jako v případě ČR a Maďarska.

V roce 2003 byla míra inflace nízká (0,6 %), stejně jako v ostatních zemích. Nárůst míry inflace pokračoval až do roku 2004. Z počátku nízkou míru inflace zdůvodňuje NBP nízkými cenami potravin a ropy na světových trzích. Tento vývoj podpořil i nevýrazný růst peněžní zásoby, kterou NBP monitoruje sledováním změn vývoje peněžního agregátu M3. Následný nárůst míry inflace pak NBP zdůvodňuje opět nabídkovými faktory a vyšší poptávkou, kterou výrazně ovlivnila vyšší inflační očekávání soukromých subjektů spojená se vstupem Polska do EU. Vliv těchto faktorů zesílila deprecie domácí měny.

Nárůst následně vystřídal výrazný pokles míry inflace pokračující až do konce roku 2005. Tento vývoj NBP vysvětluje primárně tím, že odezněly cenové inflační tlaky v souvislosti se vstupem Polska do EU, apreciací polské měny, vyšším importem ze zemí s nízkou inflací a očekávanou inflací pohybující se pod stanoveným cílem.

Tyto faktory udržovaly nízkou míru inflace i v prvním čtvrtletí roku 2006. Od tohoto období pak pozorujeme nárůst míry inflace. Dle NBP se na vývoji míry inflace i v tomto období podílely rostoucí ceny potravin a ceny průmyslové produkce. V této souvislosti NBP uvádí, že se nejedná pouze o vliv nabídkových faktorů, ale k inflačnímu vývoji přispěl celkový hospodářský růst a zvyšující se poptávka. Ve druhém čtvrtletí roku 2008 nárůst míry inflace podpořil i krátkodobý růst cen v sektoru služeb, zvýšení spotřebních daní a rostoucí inflační očekávání.

Hospodářský růst spolu s nárůstem cen ropy na světových trzích udržovaly rostoucí míru inflace až do 3. čtvrtletí roku 2008, kdy byl vystřídán poklesem míry inflace přetrvávajícím až do 3. čtvrtletí roku 2010.

Toto období lze charakterizovat nízkou globální ekonomickou aktivitou. Počátkem roku 2010 docházelo k mírnému oživení polské ekonomiky, které doprovázel pokles míry inflace, který výrazně ovlivnil pokles cen průmyslové produkce a poma-

lepší růst nákladů na trhu práce. Tento vývoj byl dále podpořen apreciací zlotého. Od posledního čtvrtletí roku 2008 až do poloviny roku 2012 naopak sledujeme nárůst míry inflace, za kterým stál především vývoj cen ropy, zemního plynu a zemědělské produkce na světových trzích, ovlivňující vývoj cen potravin. Naopak protiinflačně působily slabé mzdové tlaky a slabá domácí poptávka.

Od druhé poloviny roku 2012 sledujeme pokles míry inflace, který vedl až k deflaci. Vývoj v roce 2012 byl ovlivněn stagnací ekonomické aktivity a poklesem nákladových tlaků v eurozóně. Recese v eurozóně pokračovala i v roce 2013, další pokles míry inflace v Polsku byl důsledkem klesajících cen potravin a energií i nedostatečnou poptávkou. V roce 2014 docházelo ke globálnímu poklesu míry inflace vlivem prudkého poklesu cen ropy. Deflaci v Polsku pozorujeme od druhé poloviny roku 2014, kromě cen ropy tento vývoj ovlivnily klesající ceny energií a potravin.

Negativní míra inflace přetrvává i v roce 2015, cenový vývoj je dle NBP primárně tažen nízkým cenovým růstem v domácí ekonomice a vývojem cen komodit na světových trzích. Tento vývoj byl výrazně podpořen slabými mzdovými tlaky na trhu práce i slabým ekonomickým růstem. Na rozdíl od Polska v Maďarsku a v ČR pozorujeme mírný pokles míry inflace už na začátku roku 2008.

## 3.4 Slovensko

### Režim cílování inflace na Slovensku

Cíl dosažení měnové stability platný do roku 2000 byl roku 2001 nahrazen cílem dosažení cenové stability. Monetární politika NBS prošla změnami z důvodu harmonizace měnově-politických nástrojů s ECB. Mezi lety 2000–2004 NBS prováděla implicitní inflační cílování<sup>20</sup>. Řízení prostřednictvím mezicílů (peněžní agregát M2) bylo opuštěno a nahrazeno využíváním tržních nástrojů mezibankovního peněžního trhu (NBS, 2016a).

V další etapě mezi lety 2005–2008 byl v zájmu vytvoření podmínek pro přijetí jednotné měny režim implicitního cílování inflace nahrazen režimem přímého cílování. Cílová hodnota meziroční inflace vyjádřená pomocí harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (HICP) byla stanovena pro rok 2005 ve výši 3,5 % s tolerančním pásmem 0,5 procentního bodu oběma směry. K prosinci roku 2006 představovala cílová hodnota 2,6 %, pro roky 2007 a 2008 představovala cílová hodnota již 2 % tak, aby bylo splněno Maastrichtské kritérium (NBS, 2016b).

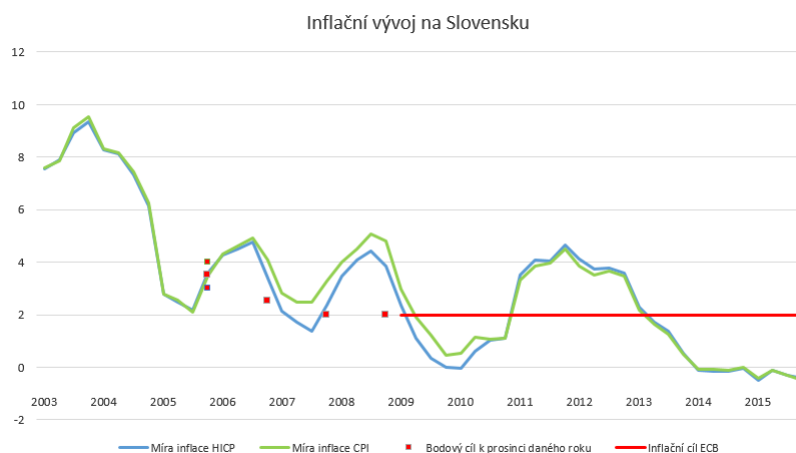
V lednu roku 2009 vstoupilo Slovensko do eurozóny. Zodpovědnost za provádění měnové politiky převzala ECB. ECB zajišťuje udržení cenové stability pomocí cíle stanoveného jako hodnota HICP pro celou eurozónu, konkrétně se zavázala udržovat inflaci na cílové hodnotě nižší než 2 %, ale blíže k horní hranici.

<sup>20</sup>Cílování inflace bez veřejného vyhlášení cíle.



### Inflační vývoj na Slovensku v letech 2003–2015 z pohledu NBS

V grafu míry inflace na Obr. 6 pozorujeme ve srovnání s ostatními zeměmi na začátku sledovaného období vysokou míru inflace zvyšující se až do konce roku 2003. Trend vývoje v tomto roce je podobný i v ostatních zemích, míra inflace ale dosahuje vyšších hodnot.



Obrázek 6: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI a změna HICP v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Zdroj dat: (NBS, 2016c).

NBS tento vývoj zdůvodňuje domácími faktory, konkrétně vývojem administrativních opatření, zvýšení regulovaných cen a spotřebních daní. NBS uvádí až 75% vliv těchto opatření. Dalším významným domácím faktorem bylo zrychlování dynamiky cen potravin. Externí faktory naopak působily protiinflačně, kurz slovenské koruny vůči euru i dolaru posiloval, jeho vliv na cenovou hladinu se promítal do změn cenové hladiny prostřednictvím nízké dovezené inflace. Od roku 2004 sledujeme meziroční pokles inflace až do 3. čtvrtletí roku 2008. Tento vývoj nejvíce ovlivnily domácí nákladové faktory, změny sazeb DPH a růst peněžní zásoby.

V roce 2005<sup>21</sup> NBS zdůvodňuje pokles míry inflace poklesem cen pohonných hmot a energií. Dále docházelo k poklesu peněžní zásoby vyjádřené agregátem M3, což NBS pouze konstatuje, jako hlavní příčinu inflačního vývoje však uvádí domácí cenové faktory.

Hlavním důvodem zrychlení inflace a překročení cíle byl v roce 2006 růst cen energií a potravin ovlivněný vývojem na světových trzích. V cenách potravin se kromě nižší úrody promítlo i zvýšení spotřební daně z cigaret. I v tomto období docházelo k meziročnímu růstu agregátu M3.

<sup>21</sup>V tomto roce byl završen proces implementace metodiky ECB při sledování a vykazování měnových agregátů. NBS hodnotila vývoj měnových agregátů v metodice ECB (M3) i v metodice NBS (M2). Od února roku 2006 jsou k dispozici pouze údaje zjišťované dle metodiky ECB, tedy NBS sleduje podrobně M3.

I nárůst míry v roce 2007 pokračující až do 3. čtvrtletí roku 2008 a překročení cíle NBS bylo ovlivněno faktory mimo dosah vlivu NBS, především růstem cen komodit, především ropy a zemědělské produkce na světových trzích. Tyto vnější faktory byly určující i při poklesu míry inflace pokračujícím od 3. čtvrtletí roku 2008 až do konce roku 2009. Nárůst míry inflace od začátku roku 2010 do konce roku 2011 NBS odůvodňuje růstem cen potravin i nárůstem nominálních mezd v průmyslu a velkoobchodě.

Od roku 2012 až do konce popisovaného období míra inflace klesá, opět vlivem cen energií a potravin. K vývoji v roce 2013 NBS uvádí, že klesající ceny potravin přispěly k vývoji inflace až z 50 %, dále pak vývoj ovlivnila slabá spotřebitelská poptávka. V průběhu roku 2014 dosáhla míra inflace záporných hodnot. Tento vývoj NBS v roce 2014 komentuje poklesem cen energií a potravin, v roce 2015 pak spíše poklesem cen pohonných hmot a energií. Přestože v roce 2015 slovenská ekonomika rostla a docházelo ke zvýšení zaměstnanosti, pozitivní silné poptávkové vlivy se ani počátkem roku 2016 do vývoje inflace nepromítly.

## 4 Metody empirické analýzy

Tato kapitola obsahuje charakteristiku dat použitých v praktické části diplomové práce a ekonometrické metody, pomocí kterých byly sestaveny a odhadnuty modely.

### 4.1 Použitá data vybraných makroekonomických proměnných

V praktické části práce jsou použita data makroekonomických proměnných čtvrtletních časových řad vyjádřená jako index, změna proti stejnému čtvrtletí předchozího roku. Tato forma vyjádření je výhodná z toho důvodu, že eliminuje vliv sezónnosti (ČSÚ, 2015). Počet pozorování časových řad  $T = 51$  odpovídá sledovaným čtvrtletím od prvního čtvrtletí roku 2003 do druhého čtvrtletí roku 2015, přičemž 1. čtvrtletí roku 2003 až 3. čtvrtletí roku 2008 reprezentuje období před krizí a období od 4. čtvrtletí roku 2008 do 2. čtvrtletí roku 2015 představuje období během krize.

Přestože jsou dostupné názory hovořící o překonání krize přibližně od druhého čtvrtletí roku 2015<sup>22</sup>, případně od konce roku 2014, hlavním důvodem volby tohoto rozsahu časových řad je dostupnost dat těchto veličin<sup>23</sup>.

K výběru makroekonomických proměnných, které vstupují do ekonometrické analýzy, slouží kromě makroekonomické teorie zejména informace obsažené ve zprávách o inflaci, které uveřejňují národní banky České republiky, Polska a Maďarska. Pro zjištění inflačního vývoje na Slovensku jsou využity informace z Měnového přehledu (do roku 2008) a z Měsíčního Bulletinu (od roku 2009).

Jak je patrné z kapitoly Nastavení inflačních cílů a inflační vývoj v zemích V4, na základě těchto publikací je možné získat přehled o faktorech, které se z pohledu národních bank na vývoji inflace podílely v největší míře. Skupiny faktorů sledovaných pro účely sestavení inflačních zpráv a prognóz přehledně shrnuje ČNB v tabulce klíčových makroekonomických indikátorů. S využitím publikací národních bank lze zjistit, že členění faktorů ovlivňujících inflaci je v zemích V4 téměř totožné. Národní banky člení faktory na faktory nabídkové a poptávkové, cenové faktory, faktory vnějších vztahů, faktory veřejných financí, faktory trhu práce, a faktory spadající do kategorie peníze a úrokové sazby (ČNB, 2016g).

Pro účely této práce byly zvoleny makroekonomické proměnné s ohledem na dostupnost dat tak, aby byly reprezentovány všechny tyto skupiny ukazatelů<sup>24</sup>. Do analýzy vstupuje 23 vysvětlujících proměnných pro každou zemi.

<sup>22</sup>Některé zpravodajské servery a investiční portály uvádí, že dle guvernéra ČNB byla zřejmě krize překonána a očekává se další pokles nezaměstnanosti (MF, 2015), tato informace však není oficiálním stanoviskem ČNB, dle které však v roce 2015 překonal růst HDP předkrizové hodnoty (ČNB, 2015).

<sup>23</sup>Pro všechny sledované makroekonomické ukazatele ve všech zemích bylo možné získat (k prvnímu čtvrtletí roku 2016) pouze data v rozsahu do 2. čtvrtletí roku 2015. Zahrnutí delšího časového období by znamenalo zahrnout do odhadů časové řady s chybějícími pozorováními (zejména v případě proměnných HDP, běžný účet platební bilance, vládní dluh v % HDP aj.).

<sup>24</sup>Pro přehlednost klasifikace faktorů domácích a vnějších není v následujícím výčtu zcela přesně dodrženo třídění faktorů do skupin dle ČNB. Zejména skupina Faktory poptávkové a nabídkové obsahuje faktory na straně poptávky, nabídkové faktory jsou rozptýleny napříč všemi skupinami.

### Domácí faktory

**Faktory poptávkové a nabídkové** zastupuje především *HDP* každé ze sledovaných ekonomik reprezentující vývoj domácí agregátní poptávky. Z důvodu častého výskytu v inflačních zprávách je samostatně zahrnuta proměnná *spotřební výdaje domácností* reprezentující spotřebitelskou poptávku.

**Cenové faktory** reprezentují *ceny potravin*<sup>25</sup>, *ceny pohonných hmot*, *ceny energií*, *ceny nezpracované zemědělské a potravinářské produkce* a *ceny průmyslových výrobců*.

**Faktory trhu práce** reprezentují *nominální mzdy*, *míra nezaměstnanosti*, *produktivita práce na jednoho pracovníka* a *ostatní náklady práce*<sup>26</sup>.

**Faktory veřejných financí** reprezentuje *vládní dluh* vyjádřený jako procento HDP každé z ekonomik.

**Faktory kategorie peníze a úrokové sazby** po vzoru tabulky klíčových makroekonomických indikátorů ČNB jsou reprezentovány tříměsíční mezibankovní úrokovou sazbou *3M PRIBOR*, *3M BUBOR*, *3M WIBOR* a *3M (BRIBOR) EURIBOR*<sup>27</sup>. Dále je sledován *peněžní agregát* reprezentující peněžní zásobu a proměnná *inflační očekávání*.

### Vnější faktory

**Faktory vnějších vztahů** představují kategorii, kam lze zařadit po vzoru národních bank proměnné jako: *bilaterální měnový kurz domácí měny/EUR*, *nominální efektivní měnový kurz* a *saldo běžného účtu platební bilance*, *dovozní ceny*. K zahraničním faktorům jsou v rámci této práce přiřazeny i proměnné jako *HDP eurozóny* reprezentující zahraniční poptávku, *ceny ropy Brent na světových trzích*, *ceny zemědělské produkce na světových trzích (průměr cen zemědělské produkce států Evropy a USA)* a *index cen průmyslových výrobců států eurozóny s vyloučením domácí ekonomiky*.

Závislou veličinou je míra inflace vyjádřená jako změna CPI vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Pro odhady modelů pro Slovensko je využita míra inflace vyjádřená jako meziroční změna HICP<sup>28</sup>.

---

Cena ropy Brent je zařazena do výčtu faktorů vnějších, přestože ČNB faktor přiřazuje jako dílčí cenový ukazatel.

<sup>25</sup>Včetně alkoholických nápojů a tabáku.

<sup>26</sup>Proměnná zahrnující náklady práce jiné než mzdové a platové.

<sup>27</sup>Podrobněji příloha A.

<sup>28</sup>NBS sleduje CPI i HICP v průběhu období před krizí i během krize, podrobněji se v dokumentech týkajících se inflačního vývoje vyjadřuje k vývoji HICP. Jak vyplývá z kapitoly 3 (str. 33–34), Národní banka Slovenska stanovuje inflační cíl ve vyjádření HICP. Z grafu inflačního cíle (Obr. 6) je patrné, že míra inflace měřená pomocí CPI a HICP se prakticky neliší. S ohledem na dostupnost dat domácích cenových faktorů a s ohledem na srovnatelnost a diskusi výsledků s publikacemi NBS

Data byla získána z databáze ARAD spravované Českou národní bankou (ČNB, 2016a), z Českého statistického úřadu (ČSÚ, 2016a) z makroekonomické databáze Národní banky Slovenska (NBS, 2016c), z databáze Polského statistického úřadu (Central Statistical Office of Poland, 2016), Polské národní banky (NBP, 2016c) a z databáze Eurostatu (Eurostat, 2016). Časové řady cen ropy Brent a cen světové zemědělské produkce byly získány z databáze OECD (OECD, 2016) a z databáze Evropské centrální banky (ECB, 2016).

Statistické testy jsou prováděné na hladině významnosti  $\alpha = 5\%$ . Odhady modelů vícerozměrné regresní analýzy i panelové analýzy jsou získány s využitím softwaru Gretl. Výsledné modely panelové analýzy získané ze softwaru Gretl, verze 1.9.91, jsou ověřeny v programu EViews, verze 8, který rozšiřuje možnosti testování kointegrace v rámci panelových dat.

## 4.2 Vícerozměrná regresní analýza

První část praktické části práce se zabývá sestavením vícerozměrných regresních modelů pro období před krizí a během krize pro každou zemi Visegrádské skupiny zvláště. Prvním krokem je testování stacionarity výše popsanych časových řad. Ověření, zda jsou analyzované časové řady stacionární, je důležitým předpokladem pro sestavení kvalitní predikce na základě minulých pozorování.

### Stacionarita

Časová řada je nestacionární, podléhá-li chování časové řady změnám v průměru a variabilitě, naopak je-li chování časové řady stále stejné, časová řada je stacionární. Rozlišujeme striktní stacionaritu, kde pravděpodobnostní rozdělení odpovídajících si vektorů hodnot časové řady  $(Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+k})$  a  $(Y_{t+s}, Y_{t+s+1}, \dots, Y_{t+s+k})$  je invariantní k posunu v čase, tedy stejné bez ohledu na umístění vektoru v časové řadě. Tato forma stacionarity není příliš častá.

Slabá stacionarita se vyskytuje, když sledovaný proces má v čase konstantní střední hodnotu i rozptyl a kovarianční strukturu invariantní vůči posunům v čase, tedy kovariance dvou hodnot závisí pouze na jejich vzdálenosti, ne na konkrétním umístění v časové řadě. Příkladem nestacionární řady je proces náhodné procházky, který lze popsat rovnicí

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Stacionaritu lze přibližně detekovat z grafu časové řady, kdy sledujeme, zda časová řada vykazuje viditelný trend či sezónnost. Samotné testování se provádí pomocí testů jednotkového kořene, kdy nejpoužívanějším testem je ADF test a KPSS test.

Důsledkem nestacionarity může být falešná regrese, která zvyšuje hodnoty koeficientu determinace  $R^2$  a hodnoty  $t$  statistiky. Pokud je při regresní analýze závislá

---

je pro Slovensko využita jako závislá veličina míra inflace měřená HICP.

proměnná a alespoň jedna vysvětlující proměnná nestacionární, může se nepravá regrese vyskytnout. Jsou-li všechny časové řady stacionární, lze model odhadnout pomocí původních časových řad a k nepravé regresi nedochází. Jsou-li nestacionární, je třeba testovat, zda jsou kointegrované, tzn. zda existuje stacionární lineární kombinace těchto nestacionárních časových řad. Ověření kointegrace lze provést pomocí ověření stacionarity reziduí kointegrační regrese. Jsou-li rezidua stacionární, časové řady jsou kointegrované, model lze odhadnout pomocí původních časových řad. Nejsou-li rezidua stacionární, časové řady nejsou kointegrované, je třeba původní časové řady diferencovat a pro tyto difference opět ověřit stacionaritu nebo kointegraci (Gujarati, 2009), (Greene, 2003).

### Metoda obyčejných nejmenších čtverců (OLS)

Pomocí metody OLS lze po ověření stacionarity či kointegrace odhadnout vícenásobné regresní modely. Tato metoda vyznačující se výhodnými statistickými vlastnostmi patří k nejsilnějším a nejrozšířenějším metodám regresní analýzy. Je to optimalizační metoda, která získává numerické odhady koeficientů regresní rovnice, a přitom minimalizuje součet druhých mocnin odchylek pozorovaných a vypočítaných hodnot, tedy součet čtverců reziduí. Metodu lze s úspěchem aplikovat pouze pro odhadování parametrů u modelů lineárních v parametrech, kde je vysvětlovaná veličina modelována jako aditivní funkce koeficientů nezávislých veličin  $\beta$  (Gujarati, 2009).

### Vícerozměrný lineární regresní model

Vícerozměrný lineární regresní model lze využít k popsání vztahu mezi závislou veličinou a více nezávislými veličinami. Výsledné modely použité v této práci jsou získány z OLS odhadů modelů zahrnujících všechny vysvětlující proměnné. Metodou zpětné eliminace jsou postupně odstraněny proměnné, které by s ohledem na hodnotu VIF koeficientů (viz dále) mohly způsobovat multikolinearitu, a statisticky nevýznamné proměnné. Matematicky lze tento model vyjádřit rovnicí

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon, \quad (11)$$

kde  $Y$  je závisle proměnná,  $X_j$  jsou nezávisle proměnné pro  $j = 1, 2, \dots, k$ ,  $\beta_0$  je absolutní člen neboli úrovněová konstanta,  $\beta_j$  je  $j$ -tý parametr a  $\varepsilon$  představuje náhodnou složku. Odhad regresní rovnice

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_k X_k, \quad (12)$$

kde parametry  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ , představují bodové odhady neznámých regresních parametrů a veličina  $\hat{Y}$  je vyrovnaná hodnota  $Y$ , získáme aplikováním vhodné metody, např. OLS. Jedním z nejvýhodnějších aspektů vícerozměrného regresního modelu je jeho schopnost identifikovat nezávislé efekty sady vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou (Greene, 2003).

### Testování klasických předpokladů regresního modelu a výběr nevhodnějších modelů

K ověřování klasických předpokladů odhadnutých modelů jsou využity statistické testy ověřující platnost těchto předpokladů na dané hladině významnosti. Ještě před provedením samotného odhadu je vhodné ověřit přítomnost multikolinearity. K detekci multikolinearity lze využít korelační matici a pomocí párových korelačních koeficientů určit závislost mezi vysvětlujícími proměnnými navzájem. Párové korelační koeficienty v absolutní hodnotě vyšší než 0,8 případně 0,9 vyjadřují lineární závislost vysvětlujících proměnných a signalizují přítomnost multikolinearity. Jako další metodu ověřování multikolinearity lze využít  $VIF(\beta_j)$  koeficienty, které uvádí, kolikrát se zvýšil rozptyl  $j$ -tého koeficientu v porovnání s případem, kdy jsou jednotlivé regresory na sobě lineárně nezávislé. Obvykle je-li  $VIF(\beta_j) > 10$ , je pravděpodobná existence multikolinearity. Jako doplňující metody detekce multikolinearity lze využít analýzu hlavních komponent nebo míru tolerance  $TOL_j$ . Čím bližší jsou hodnoty  $TOL_j$  nule, tím vyšší je stupeň kolinearity této proměnné s ostatními regresory<sup>29</sup> (Gujarati, 2009).

Dále je třeba provést testy specifikace *LM Test* v mocninné i v logaritmické variantě a *Ramseyho RESET test* ve variantách využívajících druhé mocniny, třetí mocniny a druhé a třetí mocniny současně. *RESET test* je další specifikační test sloužící k detekci opomenuté proměnné a nesprávně zvolené funkční formy. Průkaznost modelu testujeme *F-testem*, průkaznost jednotlivých parametrů *t-testem*. Předpoklad nulové střední hodnoty chybového členu je splněn tím, že je k odhadu využita metoda OLS (modely zahrnují úrovnovou konstantu). Předpoklad vyjadřující, že všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem lze ověřit přímo ve výstupovém okně modelu. Metoda OLS vysvětlující proměnné nekorelované s chybovým členem označí za významné. Předpoklad lze ověřit i s využitím párových korelačních koeficientů náhodné složky a jednotlivých vysvětlujících proměnných. Platí-li  $r \doteq 0$ , je předpoklad splněn. K detekci sériové korelace prvního řádu využíváme *Durbinův-Watsonův test*, k detekci sériové korelace prvního a vyšších řádů *Ljungův-Boxův test* a graf autokorelační funkce. Stejně tak k detekci heteroskedasticity chybového členu lze využít *Breuschův-Paganův test*, *Whiteův test*, *Parkův test* a doplňkově graf reziduí v závislosti na čase. Normalitu chybového členu pak lze ověřovat graficky pomocí histogramu nebo Q-Q plotu, k testování se nejčastěji využívá *Test dobré shody*. Dle Gaussova-Markovova teorému jsou získané odhady za splnění klasických předpokladů nejlepší možné (Gujarati, 2009). K výběru nevhodnějšího modelu dále slouží adjustovaný koeficient determinace  $R_{adj}^2$  a informační kritéria.

<sup>29</sup>Míru tolerance lze určit odečtením koeficientu determinace modelu od 1. VIF koeficienty se určí jako převrácená hodnota míry tolerance. Hodnoty míry tolerance mezi 0 a 1 signalizují multikolinearitu.

### 4.3 Panelová analýza

Panelová data<sup>30</sup> představují specifický typ pozorování, který kombinuje průřezová data (průřezová složka se značí indexem  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, N$ ) a časové řady (složka časové řady se značí indexem  $t$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ ). Panelová data tedy zachycují současné pozorování několika subjektů ve více časových obdobích.

Mezi výhody panelových dat lze zařadit skutečnost, že umožňují zvětšit datový soubor, snižují kolinearitu mezi vysvětlujícími proměnnými, jsou vhodná ke zjišťování dynamiky přizpůsobení a umožňují kontrolu nepozorované heterogenity neměnné v čase. Poskytují širší spektrum informací, které nelze poskytnout analýzou časové řady nebo průřezových dat samostatně, a umožňují konstrukci a testování složitějších ekonometrických modelů (Gujarati, 2009).

*Krátké panely* představují panelová data zahrnující pozorování pro velký počet subjektů za krátké časové období (např. 5leté), naopak *dlouhými panely* rozumíme panelová data zahrnující pozorování pro určitou skupinu subjektů za dlouhé časové období (Lukáčiková a Lukáčik, 2008).

Dále je třeba rozlišit *vyrovnané panely* zahrnující všechny průřezové jednotky pro stejné časové období a *nevyrovnané panely*, kdy průřezové jednotky neobsahují informace pro všechna časová období. Panelová data lze modelovat pomocí několika různých modelů popsanych dále v textu (Gujarati, 2009).

#### Hromadný regresní model (Pooled Regression)

Je nejjednodušším přístupem, předpokládá stejný absolutní člen i regresní parametry pro všechny průřezové jednotky. Pro odhady parametrů se využívá metoda OLS, předpokládá se splnění klasických předpokladů pro průřezové jednotky i časová období. Lze jej vyjádřit pro objekt  $i = 1, \dots, n$  rovnicí

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \epsilon_{it}, \quad (13)$$

což lze zapsat rovněž jako

$$\mathbf{y}_i = \alpha \mathbf{1}_i + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}_i, \quad (14)$$

nebo maticově

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_n \end{pmatrix} = \alpha \mathbf{1} + \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_n \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\epsilon}_1 \\ \boldsymbol{\epsilon}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\epsilon}_n \end{pmatrix} = \alpha + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}. \quad (15)$$

<sup>30</sup>Často se používá z anglického jazyka pojem Panel data set nebo pojem longitudinální data.



### Model s pevnými efekty (Fixed Effect model, FE)

Tento model předpokládá stejné regresní parametry, ale specifickou konstantu pro každou průřezovou jednotku. Využívá se OLS odhad<sup>31</sup>, ale odečítá se průměr průřezové jednotky v čase. Řeší tedy individuální heterogenitu, ale nelze odhadovat efekty proměnných, které se v čase nemění. Nepozorované individuální efekty korelované s vysvětlujícími proměnnými jsou zahrnuty do konstanty. Model lze zapsat při označení  $T$ -rozměrného vektoru jednotek  $\mathbf{1}_i$  jako

$$\mathbf{y}_i = \alpha_i \mathbf{1}_i + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}_i, \quad (16)$$

nebo vektorově

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{1}_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \mathbf{1}_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \mathbf{1}_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_n \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\epsilon}_1 \\ \boldsymbol{\epsilon}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\epsilon}_n \end{pmatrix}, \quad (17)$$

což je možné zapsat i jako

$$\mathbf{y} = \mathbf{D}\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad (18)$$

kde jednotlivé sloupce matice  $\mathbf{D}$  reprezentují umělé proměnné  $D_1$  až  $D_n$ , které nabývají hodnoty  $d_{it} = 1$  pro  $i$ -tou průřezovou jednotku a  $d_{it} = 0$  pro všechny ostatní průřezové jednotky.

Při této parametrizaci ale není  $\alpha_i$  měřitelné. Tento model můžeme vyjádřit jako tzv. LSDV model<sup>32</sup>, který je vhodný pro malé množství jednotek. Odhady získané z modelu LSDV a FE jsou totožné. V LSDV modelu je nutné zvolit jednu průřezovou jednotku jako základní namísto absolutního členu, a tedy je využito  $n - 1$  umělých proměnných (Gujarati, 2009). Model lze zapsat jako

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_n \end{pmatrix} = \alpha_1 \mathbf{1} + \begin{pmatrix} \mathbf{1}_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \mathbf{1}_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \mathbf{1}_{n-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_2 - \alpha_1 \\ \alpha_3 - \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n - \alpha_1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_n \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\epsilon}_1 \\ \boldsymbol{\epsilon}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\epsilon}_n \end{pmatrix}. \quad (19)$$

uvedené lze zapsat i jako

$$\mathbf{y} = \alpha_1 \mathbf{1} + \mathbf{D}_1 \boldsymbol{\alpha}^* + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad (20)$$

kde jednotlivé sloupce matice  $\mathbf{D}_1$  představují umělé proměnné  $D_2$  až  $D_n$ , které nabývají hodnoty  $d_{it} = 1$  pro  $i$ -tou průřezovou jednotku a  $d_{it} = 0$  pro všechny ostatní průřezové jednotky.

Vhodnost použití modelu s pevnými efekty lze otestovat testem pro různé konstanty pro různé objekty. Nulová hypotéza vyjadřuje, že jednotlivé průřezové jednotky mají společnou konstantu. Pokud je hypotéza zamítnuta, použití FE modelu je opodstatněné (Wooldridge, 2010).

<sup>31</sup>Odhady metody OLS jsou při splnění předpokladů efektivní, v případě heteroskedasticity a autokorelace je vhodnější GLS estimátor.

<sup>32</sup>Least Square Dummy Variables model.

### Model s náhodnými efekty (Random Effect model, RE)

Tento model předpokládá, že některé proměnné reprezentují faktory, které jsou příznačné jak jednotlivým průřezovým jednotkám, tak jednotlivým časovým úsekům. Jiné proměnné budou odrážet individuální rozdíly, které mají tendenci v průběhu času ovlivňovat získané hodnoty téměř stejným způsobem. Nepozorované individuální efekty nekorelované s vysvětlujícími proměnnými jsou pak případě těchto modelů zahrnuty do náhodné složky (Novák, 2007), (Lukáčiková a Lukáčik, 2008). Model lze zapsat jako

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + u_i + \epsilon_{it}, \quad (21)$$

což lze zapsat pro  $v_{it} = u_i + \epsilon_{it}$  jako

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + v_{it}, \quad (22)$$

kde absolutní člen  $\alpha$  představuje průměr absolutních individuálních členů,  $u_i$  je náhodná složka specifická pro průřezovou jednotku (je náhodnou odchylkou od průměru neměnicí se v čase),  $\epsilon_{it}$  je náhodnou složkou konkrétního pozorování (Wooldridge, 2010).

### Hausmanův test

Test umožňuje správně zvolit výsledný model mezi FE a RE modelem. Nulová hypotéza vyjadřuje, že se odhady FE modelu a RE modelu výrazně neliší. Přesněji testujeme nulovou hypotézu  $H_0: \text{cov}(u_i, X_{it}) = 0$  proti alternativní  $H_1: \text{cov}(u_i, X_{it}) \neq 0$ . Je-li nulová hypotéza zamítnuta, model s náhodnými efekty není vhodný, protože náhodné efekty jsou pravděpodobně korelovány s jedním nebo více regresory. V tomto případě je vhodnější odhad modelu s pevnými efekty (Gujarati, 2009). Pro model

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (23)$$

při splnění předpokladu  $\text{cov}(u_i, X_{it}) = 0$  platí, že odhady  $\hat{\beta}_{FE}$  a  $\hat{\beta}_{RE}$  jsou konzistentní a  $SE(\hat{\beta}_{FE}) > SE(\hat{\beta}_{RE})$ . Pokud tento předpoklad není splněn, pak je konzistentním odhadem pouze  $\hat{\beta}_{FE}$ .

### Kao test

Kao je prvním autorem, který popsal test kointegrace panelů (Kao, 1997). Testovací statistika se spočítá spojením všech reziduí průřezových jednotek obsažených v panelu. Test předpokládá, že všechny kointegrační vektory každé průřezové jednotky jsou identické. Kao odvozuje dva typy testů panelové kointegrace založené na reziduích z LSDV odhadu. Přesněji uvádí dva typy testů panelové kointegrace, k testování s nulovou hypotézou hovořící o nekointegrovaných řadách v rámci panelové analýzy využívá čtyři DF statistiky a ADF statistiku.

## 5 Empirická analýza – vícerozměrná regresní analýza

Před sestavením samotných regresních modelů byly provedeny testy stacionarity časových řad. U některých časových řad zvolených makroekonomických proměnných byla pomocí ADF a KPSS testu jednotkového kořene zjištěna nestacionarita. Proto bylo dále nutné ověřit, zda jsou řady kointegrované. Ověřením kointegrace opět s využitím ADF i KPSS testu lze zjistit, že jsou tyto časové řady kointegrované. Pouze v případě časových řad pro Českou republiku v období před krizí a v případě časových řad pro Maďarsko pro období během krize lze o kointegraci hovořit pouze na základě KPSS testu. Různé výsledky obou testů mohou být způsobeny tím, že u krátkých časových řad může ADF test vykazovat slabší schopnost identifikace jednotkových kořenů (DeJong, 1992). Protože jsou časové řady kointegrované, lze modely odhadnout pomocí původních časových řad bez nutnosti diferencování.

### 5.1 Česká republika

#### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008)

Tabulka 6: Odhad vícerozměrného modelu pro ČR pro období před krizí.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-1,9931	-2,051	0,0551
HDP České republiky	0,3277	3,281	0,0042
Světové ceny zemědělské produkce	0,2838	3,769	0,0014
Cena ropy na světových trzích	0,0436	5,448	$3,56 \cdot 10^{-5}$
Index nominální mzdy ČR	0,3274	1,962	0,0654

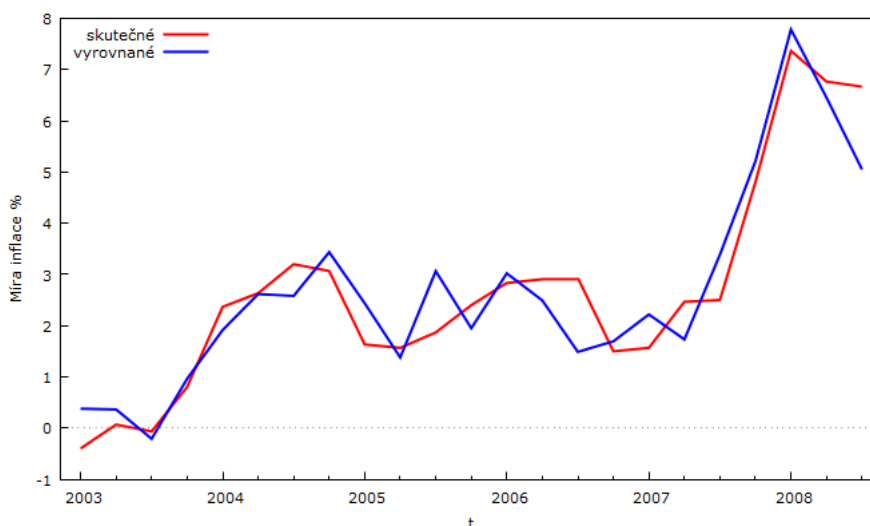
$R^2 = 0,884$ ,  $R_{adj}^2 = 0,857$

Jako nejvhodnější se jeví model zahrnující proměnné *HDP České republiky*, *světové ceny zemědělské produkce*, *cena ropy na světových trzích*, *index nominální mzdy v České republice*. Znaménka odhadů parametrů  $\hat{\beta}_j$  jsou v souladu s očekáváním a z hlediska ekonomické teorie je model interpretovatelný. Růst HDP, a tím růst domácí agregátní poptávky, zvyšuje cenovou hladinu. Růst cen ropy a zemědělské produkce na světových trzích má za následek zvyšování cen vstupů, což se promítá do růstu spotřebitelských cen. Stejně jako růst cen surovin a výrobních faktorů celkově, i zvyšování nominálních mezd má za následek zvýšení cenové hladiny (nákladová inflace). T-testem lze ověřit statistickou významnost jednotlivých parametrů. P-hodnota vztahující se k odhadu parametru proměnné mzdový index je mírně vyšší než hladina významnosti  $\alpha$ , tato proměnná je ale v modelu opodstatněná. Odstra-

něním této proměnné z modelu klesl adjustovaný koeficient determinace a vzrostla informační kritéria.

Párový korelační koeficient vyjadřující závislost vysvětlované proměnné míry inflace a vysvětlující veličiny indexu nominálních mezd 0,4993 naznačuje pozitivní závislost těchto proměnných. Při testování, zda je korelační koeficient významný, získáme oboustrannou p-hodnotu 0,0153, která je nižší než hodnota  $\alpha = 0,05$ . Nulovou hypotézu vyjadřující, že mezi těmito proměnnými neexistuje závislost, zamítáme.

Dle p-hodnoty F-testu 0,0153 lze zamítnout nevýznamnost modelu jako celku, model je tedy statisticky významný. Z hodnoty koeficientu determinace plyne, že model vysvětlil 88 % variability závislé veličiny. To znamená, že pomocí proměnných zahrnutých v odhadnutém modelu lze vysvětlit vývoj inflace v daném období z 88 %.



Obrázek 7: Graf skutečných (naměřených) a vyrovnaných (získaných odhadem) hodnot závislé proměnné míry inflace v ČR v období před krizí. Zdroj skutečných hodnot inflace: (ČSÚ, 2016b).

Při testování specifikace modelu získáváme p-hodnoty vyšší než je kritická hodnota  $\alpha = 0,05$ . V případě RESET testu ve všech variantách jsou výsledné p-hodnoty 0,871, 0,832, 0,948. P-hodnoty pro LM test specifikace založený na mocninách a logaritmech jsou 0,360 a 0,941. Z těchto výsledků vyplývá, že je model správně specifikován, je správně zvolena funkční forma modelu a není vynechána žádná důležitá vysvětlující proměnná.

Pomocí Durbinova-Watsonova testu s p-hodnotou 0,252 nezamítáme neexistenci autokorelace prvního řádu. Výsledek Ljungova-Boxova testu s p-hodnotou 0,208 vyjadřuje, že v modelu neexistuje autokorelace prvního a vyšších řádů. Pomocí Whiteova a Breuschova-Paganova testu, jejichž p-hodnoty 0,668 a 0,883, vyjadřují, že chybový člen má konstantní rozptyl, nezamítáme homoskedasticitu chybového členu.

VIF koeficienty pro odhady koeficientů proměnných  $VIF(\hat{\beta}_1) = 1,609$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 1,947$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 1,457$ ,  $VIF(\hat{\beta}_4) = 1,705$  jsou nižší než hraniční

hodnota 10, mezi jednotlivými vysvětlujícími proměnnými není lineární závislost. Testováním normality reziduí pomocí Chi kvadrát testu s p-hodnotou 0,445 zjistíme, že chybový člen má normální rozdělení.

### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015)

Tabulka 7: Odhad vícerozměrného modelu pro ČR pro období během krize.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-5,4254	-6,542	$1,04 \cdot 10^{-6}$
Agregát M2	0,132	8,522	$2,04 \cdot 10^{-8}$
Inflační očekávání	1,299	4,852	$7,55 \cdot 10^{-5}$
Ceny potravin	0,025	3,316	0,0031
Ceny energií	0,172	6,082	$4,02 \cdot 10^{-6}$
$R^2 = 0,960, R_{adj}^2 = 0,953$			

S ohledem na  $R_{adj}^2 = 0,953$  a systematicky nejnižší informační kritéria je pro popis míry inflace v tomto období nejvhodnější model zahrnující proměnné *peněžní agregát M2, inflační očekávání nefinančních korporací, ceny potravin, ceny energií*. Znaménka odhadů parametrů jednotlivých proměnných jsou v souladu s ekonomickou teorií. růst cen potravin a růst cen energií představují zdroje nákladové inflace. Kladné znaménko proměnné peněžní agregát, reprezentující peněžní zásobu, je v souladu s teorií hovořící o vlivu růstu peněžní zásoby na zvyšování inflace<sup>33</sup>. Kladné znaménko odhadu parametru pro inflační očekávání naznačuje, že se skutečná inflace pohybuje ve směru očekávání ekonomických subjektů. Uplatňování režimu cílování inflace je spojeno se zveřejňováním informací a snahou o transparentní měnovou politiku, což ekonomickým subjektům usnadňuje správně anticipovat inflaci. P-hodnoty odhadnutých parametrů jsou nižší než kritická hodnota  $\alpha = 0,05$ , proměnné zahrnuté v modelu jsou významné. O významnosti všech parametrů, tedy o významnosti celého modelu, vypovídá i p-hodnota F-testu  $4,83 \cdot 10^{-15}$ . Koefficient determinace  $R^2 = 0,960$  vyjadřuje, že s využitím těchto proměnných lze vysvětlit 96 % proměnlivosti závislé veličiny míry inflace.

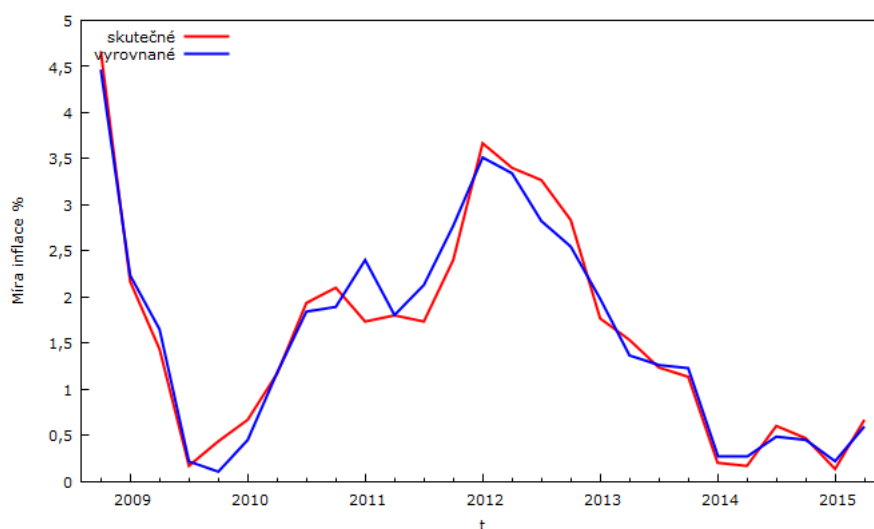
Podle p-hodnot RESET testu ve všech dostupných variantách, 0,115, 0,103, 0,267, lze vyhodnotit správnou specifikaci modelu se zahrnutím všech opodstatněných proměnných. Výsledky LM testu specifikace v mocinné i logaritmické variantě s p-hodnotami 0,271 a 0,221 dokazují, že klasický předpoklad správné specifikace modelu nebyl porušen.

<sup>33</sup>Interpretací tohoto výsledku se podrobně zabývá kapitola Diskuse.

Durbinova-Watsonova p-hodnota 0,106 vyjadřuje, že se v modelu nevyskytuje autokorelace prvního řádu, Ljungův-Boxův test s p-hodnotou 0,205 nezamítá neexistenci autokorelace chybového členu prvního a vyšších řádů.

Podle p-hodnot Whiteova testu 0,195 a Breuschova-Paganova testu 0,053 nezamítáme předpoklad o homoskedasticitě náhodné složky.

VIF koeficienty  $VIF(\hat{\beta}_1) = 1,051$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 4,059$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 2,088$ ,  $VIF(\hat{\beta}_4) = 5,835$  pro odhady všech proměnných nabývají hodnoty nižší než je kritická hodnota 10, v modelu se nevyskytuje multikolinearita vysvětlujících proměnných. Chí kvadrát test s p-hodnotou 0,149 nezamítá normální rozdělení chybového členu.



Obrázek 8: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v ČR v období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (ČSÚ, 2016b).

## 5.2 Maďarsko

### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008)

Na základě  $R_{adj}^2 = 0,881$  a podle nejnižších informačních kritérií je pro popis míry inflace v Maďarsku v tomto období nejvhodnější model zahrnující nezávislé proměnné jako jsou *Ceny energií*, *ceny zemědělské produkce na světových trzích*, *HDP eurozóny* a *inflační očekávání na finančních trzích*. Znaménka číselných odhadů koeficientů vysvětlujících proměnných jsou v souladu s očekáváním z hlediska ekonomické teorie. Testováním významnosti jednotlivých vysvětlujících proměnných pomocí t-testu lze zjistit, že p-hodnoty odhadnutých parametrů jsou vyšší než kritická hodnota  $\alpha = 0,05$ , jednotlivé regresory jsou významné. Zvýšenou p-hodnotu lze pozorovat u proměnné HDP eurozóny, na 10% hladině významnosti je ale proměnná významná. Proměnná je v modelu opodstatněná, model zahrnující tuto proměnnou vykazuje vyšší adjustovaný koeficient determinace a nižší informační kritéria oproti

Tabulka 8: Odhad vícerozměrného modelu pro Maďarsko pro období před krizí.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-1,5518	-1,736	0,0997
Ceny energií	0,3166	7,089	$1,31 \cdot 10^{-6}$
Světové ceny zemědělské produkce	0,2815	5,207	$5,95 \cdot 10^{-5}$
HDP eurozóny	0,2444	1,741	0,0987
Inflační očekávání	0,736	4,155	0,0007

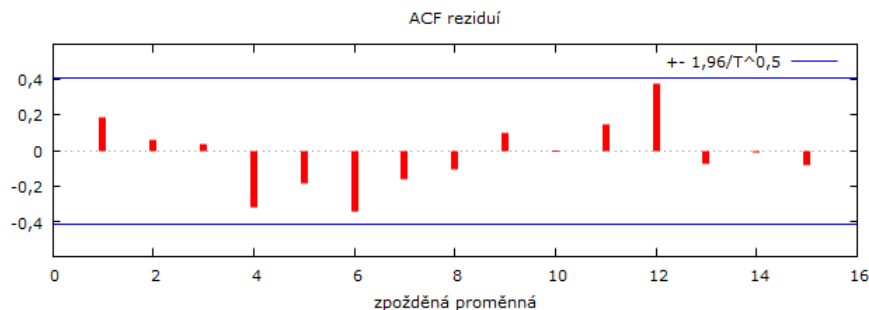
$R^2 = 0,905$ ,  $R_{adj}^2 = 0,881$

modelu, v němž byla tato proměnná odstraněna. Párový korelační koeficient vyjadřující závislost míry inflace a proměnné *HDP eurozóny* 0,214 naznačuje slabší pozitivní závislost těchto proměnných. Dle F-testu s p-hodnotou  $5,39 \cdot 10^{-10}$  lze zamítnout statistickou nevýznamnost všech proměnných zahrnutých v modelu, model je průkazný.

P-hodnoty RESET testu specifikace ve všech variantách, tj. 0,400, 0,173 a 0,174 jsou vyšší než hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ . Model je správně specifikován a není zde opomenutá důležitá proměnná. P-hodnoty LM testu specifikace v mocninné (0,108) i logaritmické variantě (0,095) vyjadřují, že specifikace modelu je správná.

Koeficient determinace  $R^2 = 0,905$  vyjadřuje, že pomocí vysvětlujících proměnných uvedených v modelu lze vysvětlit míru inflace z 90,5 %. Náznorně lze míru inflace popsanou modelem ve srovnání se skutečnými hodnotami zobrazit grafem na Obr. 10.

P-hodnota Durbinova-Watsonova testu 0,032 naznačuje možnost autokorelace 1. řádu. P-hodnota Ljungova-Boxova testu 0,392 naopak vyjadřuje, že nezamítáme hypotézu o neexistenci autokorelace chybového členu prvního a vyšších řádů. Pro doplnění lze využít grafickou metodu. Graf autokorelační funkce na Obr. 9 nenaznačuje autokorelaci prvního ani vyšších řádů. Předpoklad, že rezidua jsou nekorelovaná se sebou samými, je splněn.

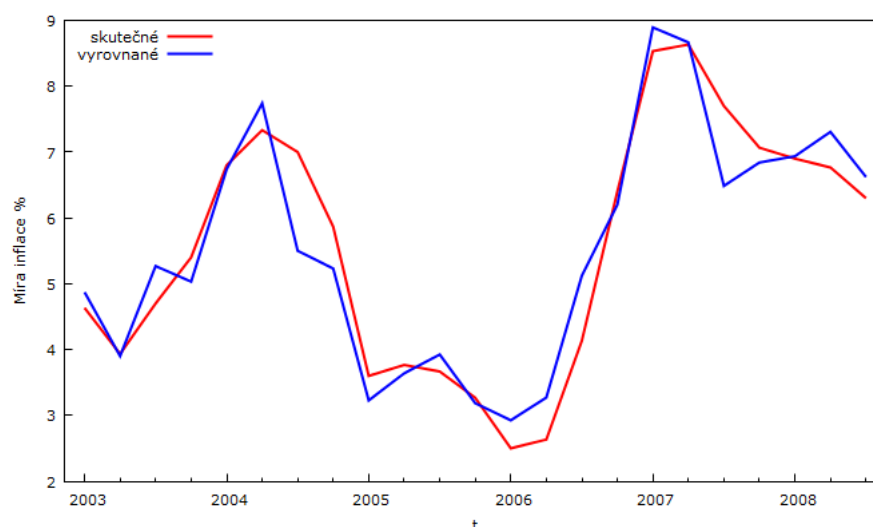


Obrázek 9: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Maďarsko v období před krizí.

Podle Whiteova testu s p-hodnotou 0,391 a podle Breuschova-Paganova testu s p-hodnotou 0,391 nezamítáme homoskedasticitu náhodné složky, náhodná složka má konstantní rozptyl.

Hodnoty VIF koeficientů  $VIF(\hat{\beta}_1) = 1,626$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 1,504$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 1,219$ ,  $VIF(\hat{\beta}_4) = 1,301$  jsou nižší než kritická hodnota 10. Platí, že jednotlivé nezávislé proměnné nejsou lineární kombinací ostatních nezávislých proměnných.

Podle p-hodnoty Chí kvadrát testu 0,127 lze určit, že chybový člen má normální rozdělení.



Obrázek 10: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v Maďarsku v období před nástupem krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (MNB, 2016c).

### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015)

Tabulka 9: Odhad vícerozměrného modelu pro Maďarsko pro období během krize.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-55,325	-0,840	0,409
3M EURIBOR	-1,168	-5,632	$1,16 \cdot 10^{-5}$
Ceny ropy na světových trzích	0,083	8,777	$1,23 \cdot 10^{-8}$
Světové ceny zemědělské produkce	0,326	4,788	$8,81 \cdot 10^{-5}$
Ceny nezpracovaných potravin	1,318	2,357	0,0277
$R^2 = 0,822$ , $R_{adj}^2 = 0,789$			

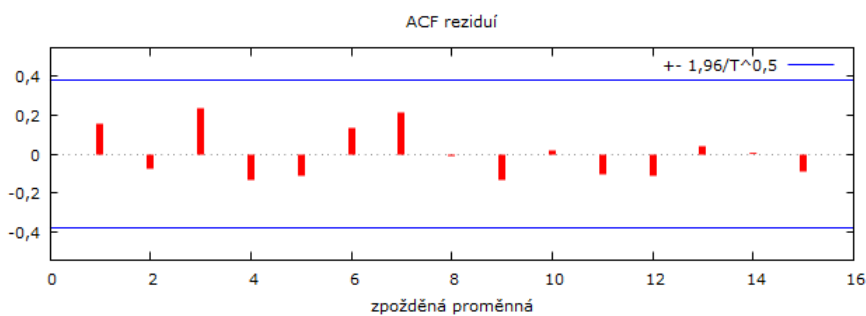


Pro toto období byl podle adjustovaného koeficientu determinace  $R_{adj}^2 = 0,789$  a systematicky nejnižších informačních kriterií zvolen jako nejvhodnější model zahrnující nezávislé proměnné *3M EURIBOR*, *cena ropy na světových trzích*, *ceny světové zemědělské produkce* a *ceny nezpracované potravinářské produkce*. Očekávaná znaménka odhadů parametrů odpovídají ekonomické teorii. Mezibankovní sazba v eurozóně je zahrnuta z toho důvodu, že v období během krize byly v Maďarsku obvyklé úvěry v cizí měně, především ve švýcarských francích a v eurech. V roce 2010 objemy těchto úvěrů činily přibližně dvě třetiny celkového objemu úvěrů domácností v Maďarsku, což představovalo 5,4 bil. forintů. Jsou-li úrokové sazby úvěrů v jiné měně nižší než sazby platné v domácí měně, ekonomické subjekty preferují úvěr v cizí měně. Současně ale docházelo k depreciaci forintu, což zvyšovalo domácnostem forintové částky nutné ke splácení úvěrů v cizí měně (jelikož příjmy, z nichž se úvěry splácely, domácnostem plynuly v domácí měně) (Jílek, 2013). Forint oslabil, protože rostla poptávka po zahraniční měně (za kterou bylo nutné vyměnit domácí měnu, aby bylo možné splácet v cizí měně) a klesala poptávka po forintu. To vedlo k oslabení měnového kurzu, což působí proinflačně. Z toho důvodu je zde opodstatněné znaménko mínus.

Parametry těchto proměnných jsou významné, p-hodnoty, které umožní vyhodnocení t-testu, jsou nižší než  $\alpha = 0,05$ . Dle p-hodnoty F-testu  $5,66 \cdot 10^{-8}$  lze ověřit statistickou průkaznost celého modelu. Koeficient determinace  $R^2 = 0,822$  vyjadřuje, že 82,2 % variability závislé veličiny lze vysvětlit pomocí výše uvedených nezávislých proměnných.

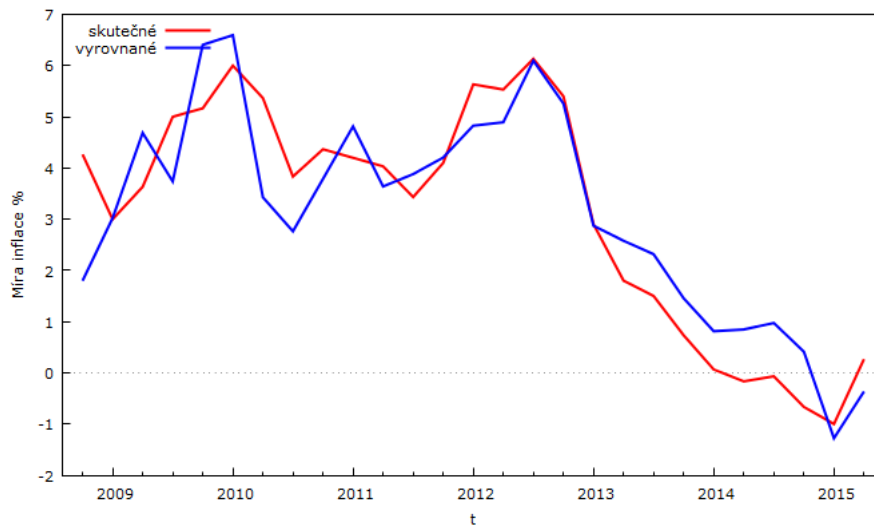
RESET test ve všech variantách s p-hodnotami 0,093, 0,278 a 0,123 nezamítá správnou specifikaci modelu a nevynechání žádné významné proměnné. Správnou specifikaci lze ověřit i podle p-hodnot LM testu specifikace založeného na mocninách (0,073) a na logaritmech (0,065).

Podle p-hodnoty Durbinova-Watsonova testu 0,012 je možné, že se v modelu vyskytuje autokorelace prvního řádu. Ljungův-Boxův test s p-hodnotou 0,509 neprokázal autokorelaci prvního ani vyšších řádů. Proto je vhodné doplnit testy grafickou metodou a využít k ověření neexistence sériové korelace graf autokorelační funkce (Obr. 11). Zde je vidět, že se v modelu autokorelace náhodné složky prvního ani vyšších řádů nevyskytuje.



Obrázek 11: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Maďarsko v období během krize.

Na základě p-hodnot Whiteova testu, 0,098, a Breuschova-Paganova testu, 0,327, nezamítáme hypotézu o konstantním rozptylu chybového členu. VIF koeficienty ověřující multikolinearitu mezi vysvětlujícími proměnnými dosahují hodnot nižších, než je hraniční hodnota 10 ( $VIF(\hat{\beta}_1) = 1,131$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 1,736$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 1,521$ ,  $VIF(\hat{\beta}_4) = 1,105$ ). Vyjadřují tedy, že jednotlivé nezávislé proměnné nejsou lineární kombinací ostatních regresorů. Chí kvadrát test s p-hodnotou 0,121 nezamítá normální rozdělení chybového členu.



Obrázek 12: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v Maďarsku v období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (MNB, 2016c).

### 5.3 Polsko

#### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008)

Tabulka 10: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Polsko pro období před krizí.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-0,445	-1,941	0,067
Inflační očekávání	0,441	2,452	0,019
Spotřební výdaje domácností	0,182	3,196	0,004
Ceny potravin a energií	0,9333	3,494	0,0024
$R^2 = 0,940$ , $R_{adj}^2 = 0,931$			

Znaménka odhadů parametrů vysvětlujících proměnných jsou v souladu s ekonomickou teorií. Vysvětlující proměnné zahrnuté v modelu *inflační očekávání ekono-*

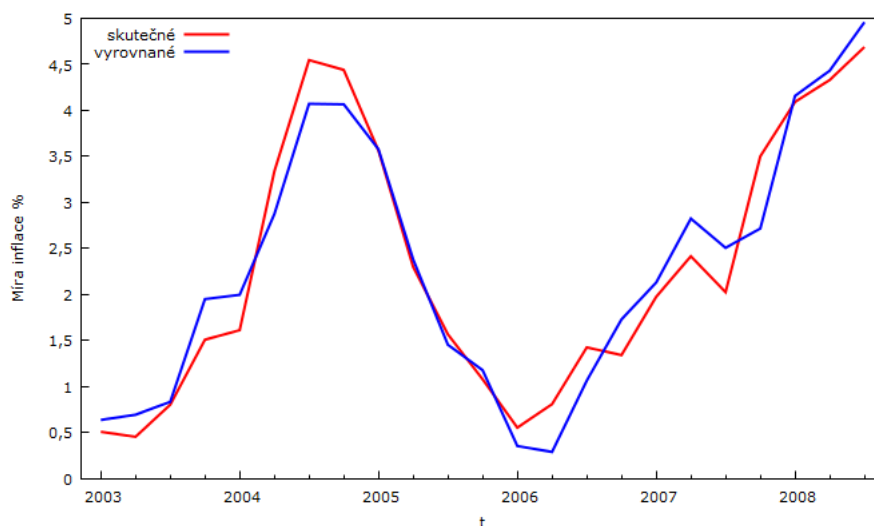
*mických subjektů, spotřební výdaje domácností a ceny potravin a energií* lze na základě t-testu označit na pětiprocentní hladině významnosti za statisticky významné. Tento závěr potvrzuje i F-test, p-hodnota  $8,25 \cdot 10^{-12}$  je nižší než  $\alpha = 0,05$ , a proto zamítáme statistickou nevýznamnost všech parametrů proměnných zahrnutých v modelu. Koeficient determinace  $R^2 = 0,940$  vyjadřuje, že pomocí tohoto modelu lze popsat 94 % variability závislé veličiny míry inflace.

Dle p-hodnot RESET testu ve variantě druhých mocnin 0,481, třetích mocnin 0,703 a druhých a třetích 0,085 lze rozhodnout, že model je správně specifikován, je správně zvolen analytický tvar funkce a jsou zahrnuty všechny opodstatněné proměnné. Stejné závěry poskytuje LM test v mocninné i logaritmické variantě, dle p-hodnot 0,098 a 0,058 nezamítáme správnou specifikaci modelu.

Výsledky Durbinova-Watsonova testu dle p-hodnot 0,064 a Ljungova-Boxova testu 0,269 vyjadřují, že se v modelu nevyskytuje autokorelace prvního řádu ani vyšších řádů.

Testy ověřující předpoklad o konstantním rozptylu chybového členu, Whiteův test s p-hodnotou 0,207 a Breuschův-Paganův test s p-hodnotou 0,424 nezamítají homoskedasticitu náhodné složky.

Pro hodnoty VIF koeficienty  $VIF(\hat{\beta}_1) = 7,870$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 1,552$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 6,885$  platí, že jsou nižší než hodnota 10, v modelu se nevyskytuje perfektní multikolinearita mezi jednotlivými regresory. Normální rozdělení chybového členu nezamítáme na základě p-hodnoty Chí kvadrát testu 0,257.



Obrázek 13: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v Polsku v období před krizí v závislosti na čase. Zdroj dat skutečných hodnot: (NBP, 2016d).

### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015)

Tabulka 11: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Polsko pro období během krize.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-19,992	-4,649	$2 \cdot 10^{-4}$
Peněžní agregát M3	0,192	4,787	$10^{-4}$
Ceny nezpracovaných potravin	0,184	4,624	$2 \cdot 10^{-4}$
Cena ropy na světových trzích	0,059	9,112	$1,470 \cdot 10^{-8}$
HDP eurozóny	-1,181	-1,926	0,0684
Světové ceny zemědělské produkce	0,202	4,513	$2 \cdot 10^{-4}$
$R^2 = 0,921$ , $R_{adj}^2 = 0,901$			

Podle  $R_{adj}^2 = 0,901$  a systematicky nejnižších informačních kriterií je pro popis inflace v Polsku v tomto období nejvhodnější model zahrnující vysvětlující proměnné jako jsou *peněžní agregát M3*, *ceny nezpracované potravinářské produkce*, *cena ropy na světových trzích*, *ceny světové zemědělské produkce* a *HDP eurozóny*. Znaménka parametrů odhadů jednotlivých proměnných jsou v souladu s ekonomickou teorií. Záporné znaménko v případě odhadu parametru *HDP eurozóny* je třeba chápat v souvislosti s rostoucím exportem polských zemědělských a potravinářských produktů do zemí eurozóny, kde se projevovala ve sledovaném období slabá agregátní poptávka. V období během krize došlo obecně k poklesu ekonomické výkonnosti a k poklesu HDP v eurozóně. Tento vývoj měl za následek výrazný růst objemu exportu polské zemědělské a potravinářské produkce do zemí eurozóny, především do Německa a Francie. Pokles agregátní poptávky v eurozóně vyvolal zájem zemí eurozóny o potenciálně méně kvalitnější, ale cenově dostupnější polské potravinářské výrobky. Růst polského exportu pozitivně ovlivnil ekonomický růst polské ekonomiky a s tím spojené zvyšování cenové hladiny. Z toho důvodu je v případě polské ekonomiky opodstatněný nepřímý úměrný vztah HDP eurozóny a polské míry inflace.<sup>34</sup> T-test testující významnost parametrů proměnných v modelu s p-hodnotami nižšími než  $\alpha = 0,05$  zamítá nevýznamnost jednotlivých parametrů. Pouze p-hodnota proměnné *HDP eurozóny* 0,068 je významná na 10% hladině významnosti. Proměnná je však v modelu opodstatněná, vyloučením proměnné z modelu klesne adjustovaný koeficient determinace na hodnotu  $R_{adj}^2 = 0,871$  a zvýší se informační kritéria. Koeficient korelace  $r = -0,257$ , který orientačně naznačuje vztah mezi dvěma proměnnými,

<sup>34</sup>Podrobněji v závěru této kapitoly, dále v kapitole Diskuse nebo na webu Ministerstwo Rozwoju (Česko-Polská obchodní komora, 2014).

pro vztah *míry inflace* a *HDP eurozóny*, vypovídá o negativní závislosti mezi veličinami. Testováním významnosti korelačního koeficientu na 5% hladině významnosti s p-hodnotou 0,204 lze ověřit, že existuje vztah mezi těmito proměnnými a zamítáme lineární nezávislost.

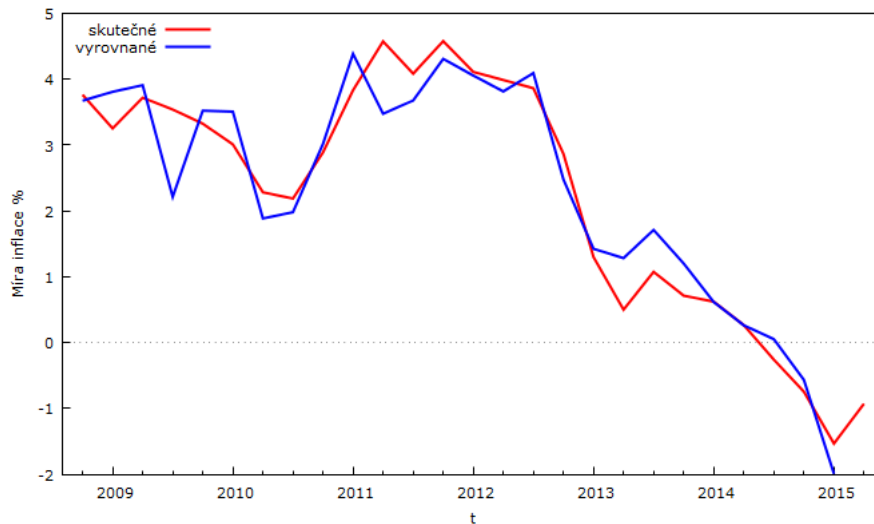
O významnosti parametrů všech proměnných v modelu vypovídá i p-hodnota F-testu, pro kterou platí  $2,35 \cdot 10^{10}$ . Na základě tohoto výsledku zamítáme nevýznamnost modelu. Koeficient determinace  $R^2 = 0,921$  vyjadřuje, že tímto modelem lze popsat variabilitu závislé veličiny *míry inflace* z 92 %.

RESET test ve variantě druhých, třetích i druhých a třetích mocnin s p-hodnotami 0,785, 0,527, 0,157 většími než  $\alpha = 0,05$  nezamítá hypotézu o správné specifikaci a o neexistenci opomenuté proměnné. LM test v mocninné i logaritmické variantě s p-hodnotami 0,873 a 0,235 ověřuje správnou specifikaci modelu.

Testy ověřující nepřítomnost autokorelace prvního řádu (Durbinův-Watsonův test s p-hodnotou 0,093), prvního a vyšších řádů (Ljungův-Boxův test s p-hodnotou 0,312) vypovídají o neexistenci sériové korelace mezi pozorováními chybového členu.

Testy ověřující konstantní rozptyl reziduí Whiteův test s p-hodnotou 0,308 a Breuschův-Paganův test s p-hodnotou 0,293 nezamítají homoskedasticitu chybového členu.

Dále pomocí VIF koeficientů  $VIF(\hat{\beta}_1) = 1,611$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 1,752$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 2,646$ ,  $VIF(\hat{\beta}_4) = 3,706$ ,  $VIF(\hat{\beta}_5) = 2,269$  lze ověřit, že se v modelu nevyskytuje multikolinearita vysvětlujících proměnných, protože hodnoty těchto koeficientů nepřesahují hodnotu 10. P-hodnota Chí kvadrát testu normality nabývá hodnoty 0,144, není tedy porušen předpoklad normálního rozdělení náhodné složky.



Obrázek 14: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v Polsku pro období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (NBP, 2016d).

## 5.4 Slovensko

### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období před nástupem krize (1. čtvrtletí 2003 – 3. čtvrtletí 2008)

Tabulka 12: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Slovensko pro období před krizí.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-4,769	-2,899	0,0096
Ceny energií	0,373	11,68	$7,83 \cdot 10^{-10}$
3M mezibankovní sazba	-0,704	-4,308	0,0004
Ceny potravin	0,283	4,412	0,0003
HDP Slovensko	0,429	3,002	0,0077
$R^2 = 0,906, R_{adj}^2 = 0,883$			

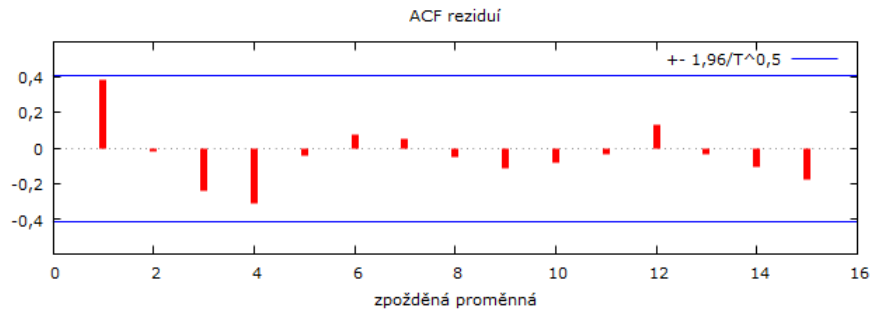
Jako faktory nejvýrazněji ovlivňující míru inflace model identifikoval *ceny energií*, *3M mezibankovní úrokovou sazbu*<sup>35</sup>, *ceny potravin* a *HDP Slovenska*. Znaménka odhadů vysvětlujících proměnných odpovídají ekonomické teorii. Záporné znaménko u odhadu parametru úrokové míry značí nepřímo úměrný vztah úrokové míry a cenové hladiny. Tuto skutečnost lze objasnit využitím AS-AD modelu, kdy snížení úrokové míry podpoří investice, roste agregátní poptávka, což vede k růstu produktu i cenové hladiny. Naopak růst úrokových sazeb na mezibankovním trhu ovlivní růst úrokových sazeb pasivních obchodů komerčních bank. Ekonomické subjekty omezí spotřební výdaje ve prospěch vyšších úspor, což vede k poklesu AD a k poklesu cenové hladiny.

Na základě t-testu lze vyhodnotit, že odhady parametrů vysvětlujících proměnných jsou významné, p-hodnoty nižší než  $\alpha = 0,05$  zamítají jejich nevýznamnost. Celkovou statistickou významnost modelu ověřuje F-test s p-hodnotou  $5,95 \cdot 10^{-9}$ . Hodnota koeficientu determinace  $R^2 = 0,906$  vyjadřuje, že tímto modelem lze vysvětlit 90,6 % proměnlivosti míry inflace.

Testování specifikace modelu RESET testem postupně ve variantě druhých, třetích i druhých a třetích mocnin s p-hodnotami 0,166, 0,243 a 0,109 nezamítá správnou specifikaci modelu. Model je správně specifikován a nechybí žádná vysvětlující proměnná. Správnou specifikaci lze zjistit i z výsledků LM testu založeného na mocninách s p-hodnotou 0,34 i z LM testu založeného na logaritmech s p-hodnotou 0,105.

<sup>35</sup>Mezibankovní úroková sazba představuje hodnoty změny BRIBORu, které od roku 2009 nahrazují změny EURIBORu. Úrokovou sazbu takto eviduje jako jednu časovou řadu Slovenská národní banka (NBS, 2016d).

Durbinova-Watsonova p-hodnota 0,007 naznačuje, že se v modelu může vyskytovat autokorelace chybového členu prvního řádu. Ljungův-Boxův test s p-hodnotou 0,080 nezamítá neexistenci sériové korelace reziduí prvního a vyšších řádů. Pro doplnění testování lze využít graf autokorelační funkce (Obr. 15), na základě kterého lze rozhodnout, že se v modelu autokorelace prvního řádu nevyskytuje.

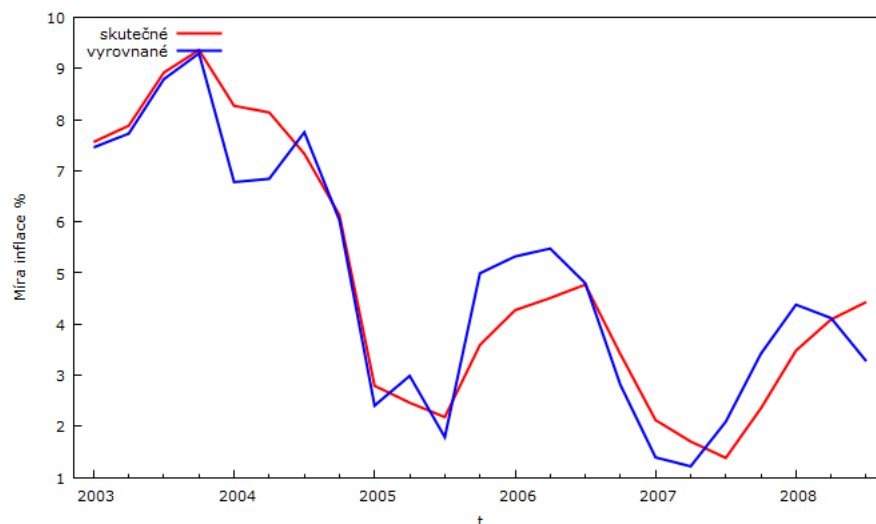


Obrázek 15: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Slovensko v období před krizí.

Pomocí Whiteova testu a Breuschova-Paganova testu s p-hodnotami 0,089 a 0,884 nezamítáme homoskedasticitu náhodné složky.

VIF koeficienty  $VIF(\hat{\beta}_1) = 1,363$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 1,382$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 1,529$ ,  $VIF(\hat{\beta}_4) = 1,216$ , dosahují hodnot nižších než je hraniční hodnota 10, nenaznačují tedy porušení předpokladu, že mezi vysvětlujícími proměnnými není perfektní multikolinearita.

Podle p-hodnoty Chí kvadrát testu 0,969 nezamítáme normální rozdělení chybového členu.



Obrázek 16: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v období před nástupem krize na Slovensku v závislosti na čase. Zdroj dat skutečných hodnot: (NBS, 2016c).

### Odhad modelu a testy klasických předpokladů – období během krize (4. čtvrtletí 2008 – 2. čtvrtletí 2015)

Tabulka 13: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Slovensko pro období během krize.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-0,233	-0,799	0,432
Cena ropy na světových trzích	0,047	5,930	$4,80 \cdot 10^{-6}$
Světové ceny zemědělské produkce	0,400	5,908	0,0004
Spotřební výdaje domácností	0,198	2,069	0,0500
$R^2 = 0,764, R_{adj}^2 = 0,733$			

Pro toto období je z hlediska informačních kritérií podle adjustovaného koeficientu determinace  $R_{adj}^2 = 0,733$  nejvhodnější popsat vývoj závislé veličiny míry inflace pomocí *ceny ropy na světových trzích, světových cen zemědělské produkce a spotřebních výdajů domácností*. Z hlediska ekonomické teorie jsou znaménka odhadů parametrů správná. Růst cen vstupů ovlivňuje růst cen produkce. Zvýšení spotřebních výdajů zvyšuje agregátní poptávku, což vede ke zvýšení výstupu i cenové hladiny.

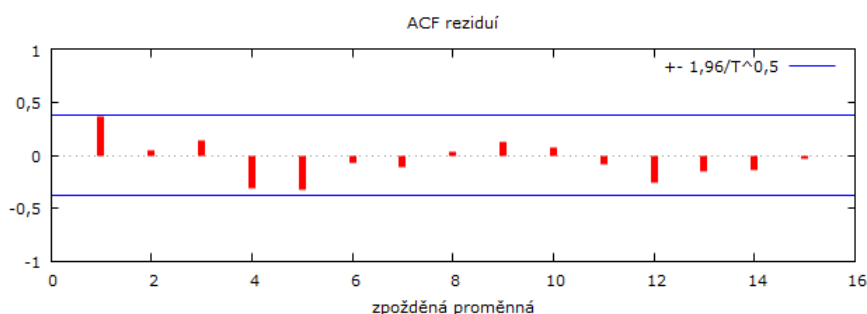
Odhadu parametrů vysvětlujících proměnných jsou nižší než kritická hodnota  $\alpha = 0,05$ , parametry jsou významné. U odhadu parametru proměnné *spotřební výdaje domácností* (Tab. 13) vychází hraniční p-hodnota 0,05. Proměnná je ale v modelu opodstatněná, vynecháním této proměnné klesne adjustovaný koeficient determinace na hodnotu  $R_{adj}^2 = 0,695$  a zhorší se kvalita modelu<sup>36</sup>. Na základě p-hodnoty F-testu  $6,96 \cdot 10^{-26}$  zamítáme statistickou nevýznamnost celého modelu.

Koeficient determinace  $R^2 = 0,764$  vyjadřuje, že s využitím proměnných zahrnutých v modelu lze popsat míru inflace ze 76,4 %. Dle p-hodnot RESET testu ve všech variantách 0,476, 0,749, 0,152 nebyl porušen předpoklad správné specifikace a neopomenuté proměnné. Správnou specifikaci ověřují i LM testy založené na mocninách 0,942 i logaritmech 0,994.

Durbinova-Watsonova p-hodnota 0,006 naznačuje možnost přítomnosti autokorelace prvního řádu. Ljungův-Boxův test s p-hodnotou 0,088 ale vyjadřuje, že se v modelu autokorelace prvního řádu ani vyšších řádů nevyskytuje. Pro doplnění je i zde vhodné využít grafickou metodu autokorelační funkce reziduí (Obr. 17), dle které lze rozhodnout, že se v modelu sériová korelace náhodné složky nevyskytuje, přestože jsou hodnoty autokorelace prvního řádu spíše hraniční.

<sup>36</sup>Po eliminaci proměnné C na základě RESET testu ve variantě 2. a 3. mocnin i na základě LM testu založeného na logaritmech zamítáme správnou specifikaci modelu.

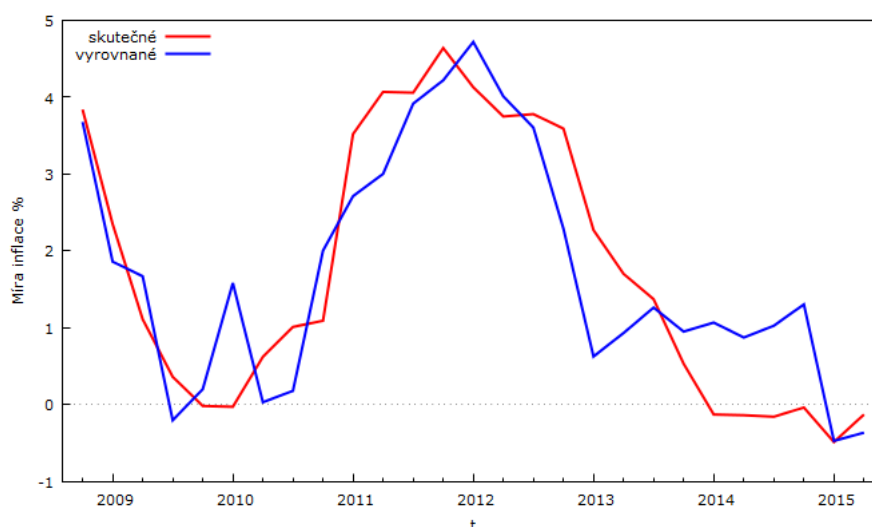




Obrázek 17: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Slovensko v období během krize.

Pomocí p-hodnot testů konstantního rozptylu (pro Whiteův test 0,232 a pro Breuschův-Paganův test 0,624) lze zjistit, že chybový člen je homoskedastický.

Nepřítomnost multikolinearity mezi jednotlivými regresory dokazují hodnoty VIF koeficientů.  $VIF(\hat{\beta}_1) = 1,637$ ,  $VIF(\hat{\beta}_2) = 2,007$ ,  $VIF(\hat{\beta}_3) = 1,326$ , které nejsou nižší než kritická hodnota 10. Na základě p-hodnoty Chí kvadrát testu 0,838 lze vyhodnotit, že není porušen ani předpoklad normálního rozdělení chybového členu.



Obrázek 18: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v období během krize na Slovensku v závislosti na čase. Zdroj dat skutečných hodnot (NBS, 2016c).

## 5.5 Dílčí shrnutí

Ve všech modelech je splněn i předpoklad nulové střední hodnoty chybového členu vzhledem k tomu, že je k odhadu využita metoda OLS. Stejně tak je splněn předpoklad, že všechny regresory jsou nekorelované s chybovým členem, korelační koeficienty vyjadřující závislost reziduí a jednotlivých vysvětlujících proměnných jsou

prakticky nulové. Všechny modely splňují klasické předpoklady regresního modelu, odhady získané metodou OLS jsou tedy nejlepší možné.

Obecně lze na základě těchto výsledků shrnout, že mezi hlavními inflačními faktory převažují faktory cenové, působící na nabídkové straně. Výsledky dále ukazují, že počet těchto faktorů ve všech zemích převažuje zejména v období během krize. Současně z výsledků pro Polsko, Maďarsko a Slovensko vyplývá, že zatímco před krizí působily spíše domácí cenové faktory (ceny energií a potravin), během krize převážil vliv cen na světových trzích, jako jsou ceny světové zemědělské produkce a cena ropy, a zahraničních faktorů celkově. V případě České republiky jsou výsledky opačné, vliv cen potravin a ceny energií převažuje v období během krize, zatímco v období před krizí působily ceny komodit na světových trzích. I v případě České republiky ale výsledné inflační faktory zahrnuté v modelech naznačují, že s příchodem hospodářské krize došlo ke změně hlavních determinantů inflace. Výsledky vícerozměrné regresní analýzy naznačují, že v inflačním vývoji jednotlivých zemí lze sledovat společné rysy v obou sledovaných obdobích. Na druhou stranu analýza ukazuje podstatný vliv rozdílných faktorů, typických pro každou zemi. Výsledky prokazují, že se hlavní inflační faktory s příchodem krize změnily. Podrobnějším závěrem se věnuje kapitola Diskuse, kde jsou výsledky interpretovány společně s výsledky analýzy panelových dat.

## 6 Empirická analýza – analýza panelových dat

Tato kapitola se věnuje odhadům modelů panelových dat v období před krizí a během krize. Výstup poskytuje výsledky, které souhrnně ukazují, pomocí kterých faktorů lze nejlépe popsat vývoj inflace v daném období v celé skupině zemí V4. Současně lze pozorovat jak přesné vysvětlení závislé veličiny v jednotlivých zemích tyto faktory umožňují.

### 6.1 Odhad modelu pro období před krizí v zemích V4

Pro období před krizí byly získány výstupy pro hromadný regresní model a pro model s pevnými efekty. Model s náhodnými efekty nebylo možné odhadnout pro nedostačující počet stupňů volnosti pro regresi. Důvodem je skutečnost, že panely zahrnují nižší počet průřezových jednotek než je počet sledovaných nezávislých proměnných.

Výsledným modelem nejlépe popisujícím závislou veličinu míru inflace v jednotlivých zemích v období před krizí je model s pevnými efekty (Tab. 14) zahrnující vysvětlující proměnné *ceny energií*, *ceny potravin* a *HDP domácí ekonomiky*.

Vhodnost použití modelu s pevnými efekty lze ověřit testem pro různé intercepty mezi skupinami s p-hodnotou 0,0021, na základě které se zamítá nulová hypotéza hovořící o společném interceptu mezi skupinami. Pomocí Kao testu panelové kointegrace s p-hodnotou 0,0029 ze zamítá nulová hypotéza o nekointegrovaných časových řadách zahrnutých v panelové analýze. Vysvětlení míry inflace v daných zemích pomocí výše uvedených proměnných tedy není důsledkem nepravé regrese.

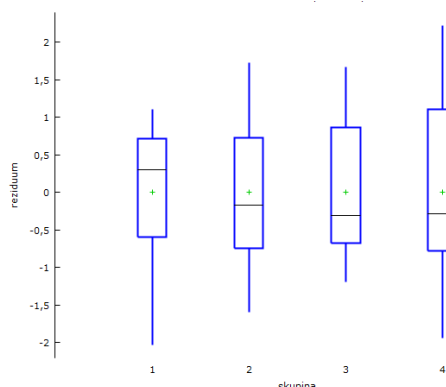
Tabulka 14: Odhad modelu s pevnými efekty pro období před krizí v zemích V4.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	0,547	2,234	0,028
Ceny energií	0,320	14,15	$4,62 \cdot 10^{-24}$
Ceny potravin	0,231	7,235	$1,91 \cdot 10^{-10}$
HDP domácí ekonomiky	0,055	3,021	0,0033
$R^2 = 0,844, R_{adj}^2 = 0,832$			

P-hodnoty t-testu pro jednotlivé vysvětlující proměnné zahrnuté v modelu jsou významné a jejich znaménka odpovídají ekonomické teorii. Jak vyplývá i z přehledu inflačního vývoje jednotlivých zemí uvedeného v Kapitole 3, růst cen v ekonomice přispívá k růstu cenové hladiny. Kladné znaménko proměnné HDP, reprezentující agregátní poptávku domácí ekonomiky, vyjadřuje, že s rostoucí poptávkou dochází k růstu cenové hladiny, což potvrzuje model AS-AD. P-hodnota F-testu  $4,95 \cdot 10^{-6}$  vyjadřuje, že model jako celek je významný.

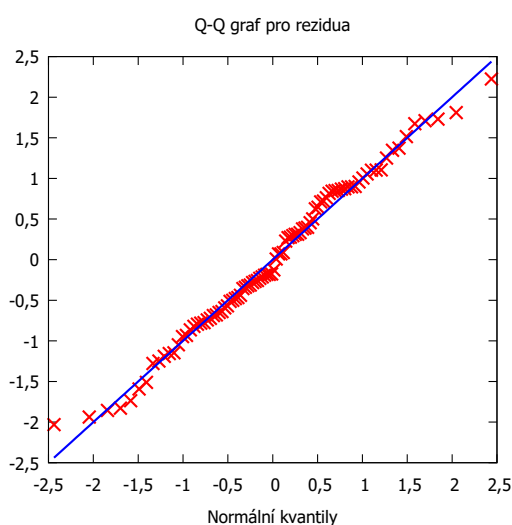
P-hodnota Waldova testu 0,138 vyjadřuje neexistenci heteroskedasticity mezi jednotlivými skupinami. Stejný výsledek lze sledovat i v okénkovém grafu reziduí

(Obr. 19), kde srovnatelná výška okének vyjadřuje, že se rozptyl všech průřezových jednotek příliš neliší.



Obrázek 19: Okénkový graf reziduí představující rozptyl reziduí pro jednotlivé průřezové jednotky (země V4).

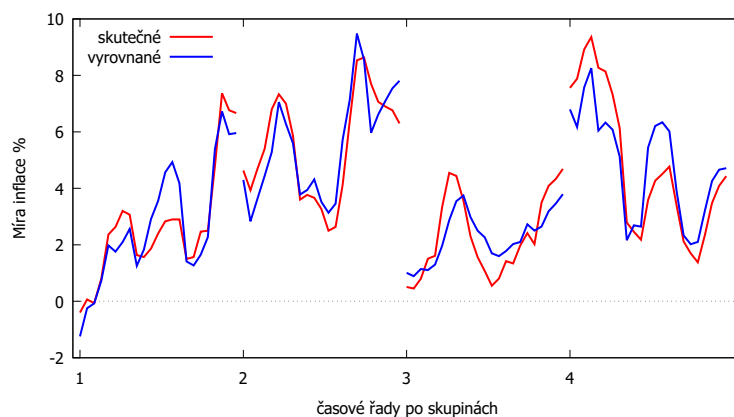
Chí kvadrát test normality s p-hodnotou 0,645 nezamítá normální rozdělení chybového členu. Normalitu lze graficky ověřit pomocí QQ grafu (Obr.20). Body ležící na přímce vyjadřují normální rozdělení chybového členu.



Obrázek 20: QQ graf ověřující normalitu chybového členu.

Koeficient determinace  $R^2 = 0,844$  vyjadřuje, že pomocí výše uvedených vysvětlujících proměnných lze popsat variabilitu závislé veličiny míry inflace v zemích V4 z 84 %. Graficky lze vysvětlení závislé veličiny v jednotlivých zemích sledovat na grafu skutečných a vyrovnaných hodnot (Obr. 21). Zde je graficky znázorněno, jak lze popsat míru inflace pomocí cen energií, cen potravin a HDP domácí ekonomiky. Graf ukazuje, že s využitím stejných proměnných pro popis závislé veličiny v jednotlivých zemích se podařilo těmito proměnnými nejpřesněji popsat vývoj inflace

v Maďarsku. V České republice, v Polsku a na Slovensku tyto proměnné nepopisují míru inflace zcela přesně v období mezi lety 2005–2007, největší odchýlení skutečné a vyrovnané míry inflace pozorujeme v tomto období právě v České republice a na Slovensku. Pro skutečnost, že modelem popsaná míra inflace v tomto období v České republice dosahuje vyšších hodnot než skutečná míra inflace, lze najít vysvětlení v inflačních zprávách ČNB i ve výsledcích vícerozměrné regresní analýzy.



Obrázek 21: Graf skutečných a vyrovnaných hodnot závislé veličiny míry inflace v modelu před krizí. Jednotlivé průřezové jednotky jsou reprezentovány čísly – 1 (Česká republika), 2 (Maďarsko), 3 (Polsko) a 4 (Slovensko). Každý úsek pak ukazuje vývoj inflace v dané zemi v období před krizí. Zdroj dat skutečných hodnot míry inflace: (ČSÚ, 2016b), (MNB, 2016c), (NBP, 2016d), (NBS, 2016c).

Na růst meziroční inflace v těchto letech působily ceny potravin, ale současně v tomto období docházelo k výraznému poklesu cen pohonných hmot, který byl tažen poklesem ceny ropy na světových trzích. Cena ropy Brent poklesla pod hranici 60 USD/barel (ČNB, 2006). Přestože model neidentifikoval ceny ropy nebo ceny pohonných hmot jako hlavní inflační faktory tohoto období, z výsledku vícerozměrné regrese pro Českou republiku vyplývá vliv cen ropy v období před krizí jako faktor, který vývoj inflace významně ovlivnil. Míra inflace tlumená klesajícím vývojem cen ropy je pravděpodobně jedním z hlavních důvodů, proč v tomto modelu sledujeme rozdíl skutečné a vyrovnané míry inflace v ČR.

Přestože vícenásobný regresní model pro Slovensko v období před krizí přímo nevyjadřuje, že jedním z faktorů, které nejvýznamněji ovlivnily vývoj inflace, byly ceny ropy, interpretace rozdílu skutečných a vyrovnaných hodnot slovenské inflace v panelové analýze je podobná. Národní banka Slovenska v tomto období zmiňuje protiinflační vliv klesajících cen ropy na světových trzích, jejíž vývoj významně ovlivnil ceny průmyslové produkce. Dopady klesajících cen ropy byly dle NBS ještě posíleny apreciací slovenské koruny vůči americkému dolaru (NBS, 2006a). Tyto události nejsou ve výsledném modelu panelové analýzy zohledněny, odhadnuté hodnoty míry inflace jsou proto v období okolo roku 2006 vyšší než hodnoty skutečné míry inflace. V kontextu vývoje skutečné míry inflace a míry inflace popsané modelem za celé

sledované období však toto odchýlení skutečných a vyrovnaných hodnot není příliš podstatné. Tyto výsledky naznačují, že se na vývoji inflace v zemích V4 podílely další v tomto období výrazné faktory, které nejsou společné pro všechny průřezové jednotky, ale na úrovni každé země se liší.

Výsledky analýzy panelových dat vyjadřují, že souhrnně (bez odlišností na úrovni jednotlivých zemí) lze v období před krizí popsat vývoj míry inflace v zemích V4 pomocí vývoje cen potravin, vývoje cen energií a vývoje domácí poptávky reprezentované proměnnou HDP.

## 6.2 Odhad modelu pro období během krize v zemích V4

Pro období během krize byly získány odhady pro hromadný OLS model a pro model s pevnými efekty. Model s náhodnými efekty nelze odhadnout z důvodů nedostatečného počtu stupňů volnosti pro regresi, protože počet průřezových jednotek je nižší než počet vysvětlujících proměnných.

Jako nejvhodnější model se z hlediska koeficientu determinace, informačních kritérií a celkové významnosti modelu i proměnných jeví model s pevnými efekty (Tab. 15). Model vysvětluje míru inflace ve sledovaných zemích pomocí proměnných jako jsou *ceny světové zemědělské produkce*, *inflační očekávání*, *ceny energií* a *ceny ropy na světových trzích*.

Tabulka 15: Odhad modelu s pevnými efekty pro období během krize v zemích V4.

Proměnná	parametr $\hat{\beta}_j$	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-0,497	-1,688	0,0945
Ceny světové zemědělské produkce	0,246	6,500	$3,18 \cdot 10^{-9}$
Inflační očekávání	0,741	5,565	$2,20 \cdot 10^{-7}$
Ceny energií	0,106	5,603	$1,86 \cdot 10^{-7}$
Cena ropy na světových trzích	0,0135	2,50	0,0429
$R^2 = 0,710$ , $R_{adj}^2 = 0,691$			

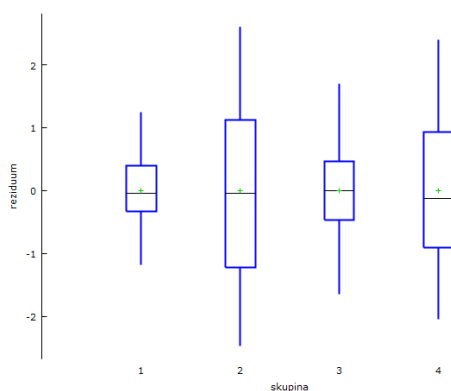
Test pro různé intercepty mezi skupinami s p-hodnotou  $1,587 \cdot 10^{-6}$  zamítá nulovou hypotézu o společném interceptu mezi skupinami. Tento výsledek vyjadřuje, že pro odhad míry inflace v tomto období je použití modelu s pevnými efekty opodstatněné.

P-hodnota Kao testu panelové kointegrace 0,00001 zamítá nulovou hypotézu o nekointegrovaných časových řadách proměnných jednotlivých sledovaných průřezových jednotek, zemí V4. Výsledky, které poskytuje tento model tedy nejsou důsledkem falešné regrese.

Dle p-hodnot t-testu vysvětlujících proměnných lze ověřit, že odhady parametrů nezávisle proměnných jsou statisticky významné. Znaménka vysvětlujících

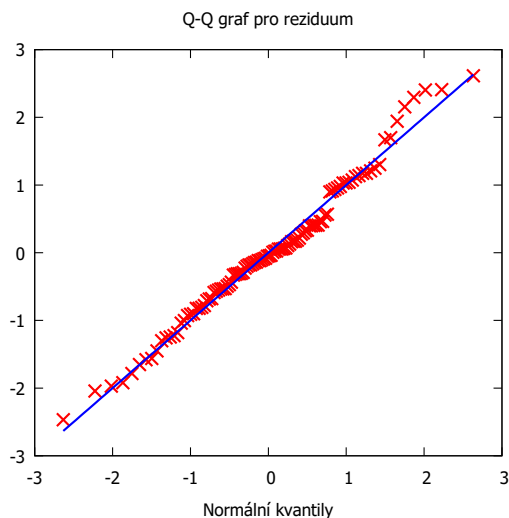
proměnných odpovídají ekonomické teorii, a tedy i vlivu působení, který v souvislosti s těmito proměnnými zmiňují v inflačních zprávách národní banky. Kladné znaménko proměnných cena ropy na světových trzích, ceny světové zemědělské produkce a ceny energií odráží skutečnost, že rostoucí ceny vstupů mají za následek zvyšování cenové hladiny. Kladné znaménko proměnné inflační očekávání vyjadřuje, že změní-li ekonomické subjekty svá očekávání ohledně inflace, dojde ke změně skutečných hodnot inflace ve stejném směru. Národní banky sledovaných zemí uplatňují režim cílování inflace, který je úzce spojen se zveřejňováním predikcí inflačního vývoje, což usnadňuje ekonomickým subjektům anticipovat vývoj inflace ve správném směru.

P-hodnota F-testu  $2,97 \cdot 10^{-24}$  zamítá nulovou hypotézu o nevýznamnosti parametrů odhadů všech regresorů současně. Model jako celek je statisticky významný. P-hodnota Waldova testu heteroskedasticity mezi skupinami  $1,005 \cdot 10^{-12}$  zamítá homoskedasticitu chybového členu mezi jednotlivými průřezovými jednotkami. Okénkový graf (Obr. 22) naznačuje, že rezidua pro jednotlivé průřezové jednotky nemají konstantní rozptyl. Z grafu je vidět, že větší rozptyl náhodné složky lze sledovat v případě jednotky 2 (Maďarsko) a 4 (Slovensko).



Obrázek 22: Okénkový graf reziduí představující rozptyl reziduí pro jednotlivé průřezové jednotky (země V4).

Chí kvadrát testem lze ověřit normální rozdělení chybového členu. P-hodnota 0,439 vyjadřuje, že chybový člen má normální rozdělení. Graficky lze tyto výsledky ověřit pomocí QQ grafu (Obr. 23).



Obrázek 23: QQ graf ověřující normalitu chybového členu.

Koeficient determinace  $R^2 = 0,710$  vyjadřuje, že závislou veličinu míru inflace lze v zemích V4 vysvětlit pomocí výše uvedených faktorů ze 71 %. Pomocí grafu skutečných a vyrovnaných hodnot závislé veličiny (viz Obr. 24) lze zjistit, že pomocí těchto faktorů lze vývoj míry inflace nejpřesněji popsat v České republice. Tyto výsledky jsou však v určitém ohledu odlišné<sup>37</sup> od výsledků dosažených pomocí vícenásobné regresní analýzy, kde vícenásobný regresní model pro ČR během krize jako hlavní inflační faktory neidentifikoval ceny ropy a ceny světové zemědělské produkce.

Z grafu skutečných a vyrovnaných hodnot dále vyplývá, že v případě Maďarska nelze míru inflace těmito faktory popsat dostatečně. Na začátku sledovaného období dosahuje skutečná míra inflace vyšších hodnot než míra inflace popsaná tímto modelem. Naopak na konci období, kdy je míra inflace záporná (deflace), jsou vyrovnané hodnoty míry inflace vyšší. Stejnou situaci lze sledovat na konci období i v Polsku. V případě vývoje slovenské míry inflace lze na počátku i na konci období sledovat rozdíly ve vývoji skutečných a vyrovnaných hodnot míry inflace. Tyto rozdíly však nejsou tak výrazné jako v případě Maďarska.

Rozdíly ve vývoji skutečné a odhadnuté inflace v některých kratších etapách v rámci celého sledovaného období mohou být příčinou, proč test heteroskedasticity poukazuje na neexistenci konstantního rozptylu chybového členu mezi skupinami. Z důvodů těchto odlišností se pravděpodobně nejedná o systematický problém, ale zjištěná heteroskedasticita je důsledkem jednorázových krátkodobých odchýlení skutečných a vyrovnaných hodnot.

<sup>37</sup>Podrobněji se výsledkům a jejich interpretaci věnuje následující kapitola Diskuse.





Obrázek 24: Graf skutečných a vyrovnaných hodnot závislé veličiny míry inflace v modelu během krize. Jednotlivé průřezové jednotky jsou reprezentovány čísly – 1 (Česká republika), 2 (Maďarsko), 3 (Polsko) a 4 (Slovensko). Každý úsek pak ukazuje vývoj inflace v dané zemi v období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot míry inflace: (ČSÚ, 2016b), (MNB, 2016c), (NBP, 2016d), (NBS, 2016c).

### 6.3 Dílčí shrnutí

Výsledky analýzy panelových dat prokazují, že pro celou skupinu zemí V4 existují společné inflační faktory, kterými lze vysvětlit vývoj inflace v období před krizí až z 84 % a v období během krize ze 71 %. Zbývající část variability závislé veličiny, těmito modely nevysvětlená, je důsledkem působení dalších faktorů, které ovlivňují vývoj inflace ve sledovaných zemích a souvisí s určitými odlišnostmi ekonomického a inflačního vývoje jednotlivých zemí. Inflace je poměrně složitým makroekonomickým jevem, jehož vývoj ovlivňuje velké množství především ekonomických, ale i jiných faktorů, což je patrné i z obsahu zpráv o inflaci, kde je vývoj inflačních faktorů i celé ekonomiky analyzován velmi podrobně. I přes to, že tato analýza umožňuje popsat inflační vývoj pouze prostřednictvím společných faktorů působících v rámci celé Visegrádské skupiny, koeficienty determinace jsou vzhledem ke složitosti inflace poměrně vysoké. Obecně lze tyto výsledky shrnout a interpretovat tak, že v období před příchodem světové hospodářské krize působily na vývoj inflace v rámci zemí V4 především domácí nákladové cenové faktory, ceny energií a ceny potravin, a vývoj domácí agregátní poptávky. V období během krize lze sledovat vliv vnějších faktorů, jako jsou ceny komodit na světových trzích, vliv inflačních očekávání a cen energií. Celkově v obou obdobích lze pozorovat ve vyšší míře vliv faktorů způsobujících nákladovou inflaci. I tato část empirické analýzy ukazuje, že s nástupem krize došlo ke změně hlavních determinantů inflace. Výsledky potvrzují a zobecňují výsledky dosažené prostřednictvím vícerozměrné regresní analýzy. V případě inflačního vývoje České republiky lze z části sledovat nesoulad výsledků obou analýz. Bližší objasnění výsledků je předmětem následující kapitoly Diskuse.

## 7 Diskuse

V této kapitole jsou blíže komentovány výsledky empirické analýzy, které jsou následně srovnávány s výsledky jiných autorů, kteří se touto oblastí zabývali a s informacemi, které plynou ze zpráv o inflaci. Dále jsou zodpovězeny otázky položené v kapitole Úvod a cíl. Na základě faktorů zjištěných v empirické části této práce jsou uvedeny možnosti týkající se dalšího vývoje inflace a jejího ovlivňování. Závěr kapitoly poskytuje doporučení možných metod vhodných pro navazující analýzy v této oblasti.

### 7.1 Hlavní inflační faktory v období před krizí

Pomocí vícerozměrné regresní analýzy byly s využitím dříve popsanych vysvětlujících proměnných zjištěny hlavní determinanty inflace jednotlivých zemí, které shrnuje následující přehled. Hlavní inflační faktory společné pro tyto země, které byly zjištěny pomocí analýzy panelových dat, jsou uvedeny v závěru přehledu.

**Hlavní inflační faktory v České republice** reprezentuje domácí agregátní poptávka, vývoj nominální mzdy, ceny zemědělské produkce na světových trzích, cena ropy Brent na světových trzích.

**Hlavní inflační faktory v Maďarsku** představují ceny energií, ceny zemědělské produkce na světových trzích, vývoj poptávky v eurozóně a inflační očekávání.

**Hlavní inflační faktory v Polsku** reprezentuje domácí spotřebitelská poptávka, inflační očekávání, ceny potravin a energií.

**Hlavní inflační faktory na Slovensku** představuje domácí agregátní poptávka, vývoj tříměsíční mezibankovní sazby, ceny potravin a ceny energií.

**Hlavní inflační faktory společné v zemích V4** jsou ceny potravin, ceny energií a domácí agregátní poptávka.

Dosažené výsledky lze interpretovat v souvislosti s ekonomickým vývojem, který národní banky popisují ve zprávách o inflaci a měnovém přehledu. ČNB v tomto období hovoří o hospodářském růstu, který byl tažen rostoucí domácí i zahraniční poptávkou. V souvislosti s růstem domácí poptávky ČNB zmiňuje především vliv spotřebních výdajů domácností a vládní výdaje (ČNB, 2007).

Vliv domácí poptávky na vývoj cenové hladiny sledujeme i na Slovensku a v Polsku. Zatímco v případě Polska výsledky ukazují přímo vliv spotřebitelské poptávky na vývoj inflace, v případě Slovenska je to vliv celkové poptávky. Možné vysvětlení lze hledat v dokumentech měnového přehledu NBS, kde z popisu vývoje jednotlivých složek vyplývá, že vývoj cenové hladiny ovlivnila nejen stabilně rostoucí spotřebitelská poptávka, ale především v celém období intenzivně rostoucí investiční složka poptávky. K růstu investiční poptávky přispěla především investiční aktivita nefinančních korporací, zejména podniků v průmyslovém sektoru, kde v největším ob-

jemu docházelo k investicím do fixních aktiv (NBS, 2005), (NBS, 2007). Výsledky pro Slovensko ukazují také vliv mezibankovní úrokové sazby na inflaci v tomto období, což úzce souvisí se zmínkami o zvyšující se poptávce vlivem nárůstu její investiční složky.

V Polsku dle NBP k vývoji inflace přispěla v největší míře spotřebitelská poptávka podpořená nárůstem disponibilního příjmu domácností v důsledku rostoucích mezd v soukromém sektoru<sup>38</sup> (NPB, 2007). Na rozdíl od ostatních zemí z výsledků pro Maďarsko vyplývá vliv zahraniční poptávky. Tyto výsledky lze zdůvodnit pomocí informací, které uvádí MNB. Zejména v druhé polovině sledovaného období oslabovala ekonomická aktivita a domácí poptávka celkově klesala z důvodů fiskálních restrikcí. Docházelo ke snížení vládní spotřeby i k omezování transferů, což s sebou neslo pokles investic i spotřeby domácností. Jedinou složkou přispívající k růstu domácí poptávky byl čistý export, který i podle MNB odrážel vývoj rostoucí ekonomické aktivity v eurozóně<sup>39</sup> (MNB, 2007). Od druhé poloviny roku 2002 lze sledovat rostoucí trend cen ropy na světových trzích. Důsledky tohoto zvýšení se projeví se zpožděním, v roce 2005, kdy se zvýšení cen ropy Brent promítlo do vyšších dovozních cen surovin a potravin. Růst ceny ropy se projevil v cenách primárního zpracování ropy i ve výrobě a rozvodu elektřiny, což s sebou neslo zvýšení cen energií celkově. Tento růst dále ovlivnil výrobní ceny průmyslové produkce.

Vývoj cen zemědělské produkce na světových trzích značně ovlivnila neúroda rostlinné produkce, především obilovin, v Evropě a v USA v roce 2007, což se zčásti promítlo ve zvýšení cen potravin. Zvýšení cen potravin odráží i vývoj cen ropy a cen energií. Inflační tlaky průměrné nominální mzdy v tomto období byly nejsilnější v roce 2007, kdy docházelo k rychlému hospodářskému růstu a některá odvětví neměla dostatek pracovníků. K inflačnímu působení mezd přispěl zejména na přelomu roku 2007 a 2008 i růst mezd v podnikatelském sektoru i v ústředních státních orgánech (ČNB, 2008).

Zatímco v ČR a v Maďarsku byly zjištěny jako jeden z hlavních inflačních faktorů ceny světové zemědělské produkce, v Polsku a na Slovensku to byly ceny potravin. Je zřejmé, že ceny světové zemědělské produkce působí jako prvotní impuls na vývoj cen potravin. Polská ekonomika není tak otevřená, jako ekonomiky ostatních zemí V4, což může být jedna z příčin, proč jsou jedním z hlavních determinantů inflace ceny potravin a ne světové zemědělské ceny<sup>40</sup>. Mezi lety 2004–2006 docházelo ve všech sledovaných zemích k poklesu cen potravin nejen vlivem vývoje na světových trzích, ale také v důsledku přistoupení zemí V4 do EU (MNB, 2005).

<sup>38</sup>V roce 2006 k vyšší spotřebě domácností přispěl růst objemu spotřebitelských půjček, v roce 2008 pak rostl disponibilní příjem domácnosti i vlivem valorizace starobních důchodů (NBP, 2006), (NBP, 2008).

<sup>39</sup>V této souvislosti je potřeba zmínit, že hlavním obchodním partnerem Maďarska je Německo, kde v tomto období docházelo k ekonomickému růstu. K celkovému vývozu Maďarska dále výrazně přispěl intervenční export kukuřice (MNB, 2007).

<sup>40</sup>Přesto existuje jistý vliv cen světové zemědělské produkce na polské ceny potravin. Například v roce 2007 NBP uvádí, že i přes nadbytek rostlinné produkce, zejména obilovin, docházelo k růstu cen potravin vlivem vývoje světových cen zemědělské produkce (NPB, 2007).

Vstup na jednotný trh a zrušení překážek dovozu vedlo ke snížení dovozních cen i ke snadnějšímu přístupu k levnější zahraniční produkci. K poklesu cen potravin přispělo i zintenzivnění hospodářské soutěže v rámci evropského trhu. V případě Polska a Maďarska byl zjištěn také vliv inflačních očekávání. Národní banky spojují inflační očekávání v tomto období s nejistotou a s očekáváním růstu cenové hladiny v souvislosti se vstupem zemí V4 do EU v roce 2004. NBP charakterizuje inflační očekávání jednotlivců v Polsku jako adaptivní, tedy odvíjející se velmi úzce od dosud známých hodnot inflace (NBP, 2006). O vlivu minulých hodnot inflace na utváření inflačních očekávání hovoří i MNB, která dále uvádí, že vývoj ekonomických veličin v Maďarsku je citlivý na vývoj v zahraničí (MNB, 2008). Vysoká inflační očekávání tedy mohou být ovlivněna hospodářským růstem a zvyšující se poptávkou okolních zemí a hlavních obchodních partnerů v tomto období. Nárůst nejistoty nejen na finančních trzích je typický pro předkrizové období a může vést k úpadku finančních institucí. Nárůst nejistoty také zhoršuje schopnost věřitelů rozeznat rizikové úvěry, může vést k další úvěrové kontrakci a tím i k poklesu investiční aktivity (Dvořák, 2008).

Česká národní banka v souvislosti se vstupem ČR do EU považovala za faktory, které by mohly zvýšit inflaci, harmonizaci nepřímých daní, zapojení ČR do režimu Společné zemědělské politiky a Jednotného celního režimu Evropské unie. V roce 2005 však potvrdila, že vstup do EU neovlivnil v rámci ČR inflační očekávání (ČNB, 2005a).

## 7.2 Hlavní inflační faktory v období během krize

**Hlavní inflační faktory v České republice** reprezentuje peněžní zásoba, ceny potravin, ceny energií a inflační očekávání.

**Hlavní inflační faktory v Maďarsku** představují cena ropy na světových trzích, ceny zemědělské produkce na světových trzích, vývoj mezibankovní sazby v eurozóně a ceny nezpracované potravinářské produkce.

**Hlavní inflační faktory v Polsku** reprezentuje peněžní zásoba, cena ropy na světových trzích, ceny zemědělské produkce na světových trzích, zahraniční poptávka a ceny nezpracovaných potravin.

**Hlavní inflační faktory na Slovensku** představuje cena ropy na světových trzích, ceny zemědělské produkce na světových trzích a spotřební výdaje domácností.

**Hlavní inflační faktory společné v zemích V4** jsou ceny zemědělské produkce na světových trzích, cena ropy na světových trzích, ceny energií a inflační očekávání.

Z výsledků souhrnně vyplývá, že za hlavní determinanty vývoje inflace v zemích V4 lze označit ceny ropy, ceny světové zemědělské produkce, inflační očekávání a ceny

energií. V tomto období je zřejmá převaha vnějších faktorů a opět převažující vliv nákladových faktorů. Vliv agregátní poptávky máme možnost sledovat pouze v rámci Slovenska. Na rozdíl od předchozího období se nejedná o hlavní determinant inflace charakteristický pro celou skupinu zemí V4. Výsledky pro Polsko ukazují negativní závislost míry inflace a agregátní poptávky v eurozóně. Polská ekonomika patří k zemím, které se s dopady krize vyrovnaly poměrně dobře. Hodnota celkového polského importu v roce 2013 činila 155,1 mld. EUR, což znamenalo růst ve srovnání s rokem 2012 o 0,7 %. Na tomto vývoji měla zřejmě určitý podíl klesající ekonomická aktivity a celková poptávka v eurozóně, což vedlo ke změně spotřebitelských preferencí v těchto zemích a ke zvýšení poptávky po potenciálně levnější polské potravinářské a zemědělské produkci. V porovnání s rokem 2004 vzrostla hodnota polského exportu v období během krize téměř čtyřnásobně. Saldo zahraničního obchodu v oblasti potravinářských výrobků zaznamenalo růst o 32 % oproti stejnému období 2012, kdy dosáhlo 1,4 mld. EUR. Největším exportním trhem pro polské zemědělství v roce 2013 bylo Německo a Velká Británie. Jako další exportní trhy lze uvést Francii, Itálii, Slovensko, Nizozemsko, ale také Českou republiku a Rusko (Česko-Polská obchodní komora, 2014).

Se zvyšující se poptávkou po polských potravinách pravděpodobně souvisí i inflační působení cen nezpracovaných potravin v Polsku. Tyto tendence ale sledujeme také v případě Maďarska. MNB uvádí, že za vývojem cen nezpracovaných potravin obvykle stojí vývoj cen světové zemědělské produkce. V tomto období ale upozorňuje na skutečnost, že zdrojem inflace byly především rostoucí ceny nezpracované potravinářské produkce v důsledku neúrody obilovin v Maďarsku roce 2012 a také zvýšení nepřímých daní na začátku roku (MNB, 2011), (MNB, 2012). Domácí vývoj cen potravin byl tedy tažen nejen vývojem na světových trzích, ale přispěly i domácí vlivy, a proto zřejmě v případě Maďarska model identifikoval jako hlavní inflační faktory jak světové zemědělské ceny, tak i domácí ceny nezpracovaných potravin.

V případě Maďarska vícerozměrná regresní analýza ukázala vliv tříměsíční mezibankovní úrokové sazby v eurozóně, což souvisí se skutečností, že v období během krize byly v Maďarsku obvyklé úvěry denominované především ve švýcarských francích a v eurech. Objemy úvěrů v cizí měně činily přibližně 70 % celkového objemu úvěrů domácností. Vzhledem k nižším úrokovým sazbám úvěrů v zahraniční měně ekonomické subjekty upřednostňovaly tyto úvěry před úvěry v domácí měně. Současně ale docházelo k depreciaci forintu. Příjmy, ze kterých domácnosti splácely úvěry, maďarským domácnostem plynuly v domácí měně, a tak oslabení forintu zvyšovalo forintové částky potřebné ke splácení úvěrů denominovaných v zahraniční měně (Jílek, 2013).

V případě Polska a České republiky můžeme sledovat inflační vliv peněžní zásoby. Výsledky studie R. Horvátha (2010) potvrzují vliv peněžních indikátorů na inflaci. Analýza prováděná pro země Visegrádské čtyřky prokázala, že zahrnutí proměnných reprezentujících peněžní zásobu umožňuje zpřesnění predikce inflace v Maďarsku a především v Polsku (Horváth, Komárek a Rozsypal, 2010). Vliv peněžní zásoby v České republice, na rozdíl od této práce, studie neprokázala. Jak ale uvádí

V. Tomšík (2014), základní vysvětlení dle ekonomické teorie (viz Kapitola 2), týkající se vlivu peněžní zásoby na cenovou hladinu plynoucí z rovnice směny, jako vysvětlení nestačí. Ve vyspělých ekonomikách se během roku mění peněžní agregáty jen mírně. Přestože široké peněžní agregáty M2 a M3 jsou spjaté s vývojem ekonomiky těsněji, i tak spíše vývoj hospodářství se zpožděním následují a nejsou hlavní hybnou silou ekonomiky. Přestože centrální banky vývoj peněžních agregátů sledují, nepovažují je za příliš důležité, jejich přínos vidí spíše v dokreslení ekonomického vývoje (Tomšík, 2014c).

Přestože peněžní zásoba není významným inflačním faktorem v rámci celé skupiny států V4, lze jistý vliv tohoto faktoru v období během krize pozorovat alespoň na individuální úrovni. Toto zjištění je v souladu se závěry Levyho (1981), který hovoří o peněžní zásobě a o inflačních očekáváních jako o významných inflačních faktorech právě v obdobích hospodářských krizí.

Vliv inflačních očekávání v období během krize v celé skupině zemí V4 potvrzují i výsledky této práce získané na základě panelové analýzy. O. Coibion uvádí, že nárůst inflačních očekávání, který přispěl ke zvyšování inflace byl ovlivněn růstem cen ropy na světových trzích (Coibion a Gorodnichenko, 2013). Přestože model vícerozměrné regrese neukazuje individuálně pro Maďarsko vliv inflačních očekávání na cenovou hladinu, dle MNB k poklesu cenové hladiny v tomto období přispěla klesající inflační očekávání domácností odvíjející se od sledování inflačních očekávání v Polsku a v České republice, kde byla očekávání v posledních 2 letech velmi nízká (MNB, 2015).

V jednotlivých zemích i v rámci celé skupiny je zřejmý vliv cen komodit na světových trzích. Národní banky ve zprávách o inflaci často spojují růst cen potravin právě se změnou cen zemědělské produkce na světových trzích. Neely a Rapach (2011) v této souvislosti uvádí, že vliv společných šoků, podobných reakcí hospodářských politik a mezinárodní obchod mohou vést k tomu, že existují společné komponenty popisující míru inflace v různých zemích. Autoři uvádí, že mezinárodní faktory silně ovlivňují míru inflace jednotlivých zemí. Pomocí faktorů působících na světových trzích lze vysvětlit variabilitu míry inflace ze 35 %, regionální faktory pak dovysvětlují dalších 16 % variability (Neely a Rapach, 2011).

Skutečnost, že modely ukázaly i význam cen ropy na světových trzích v jednotlivých zemích i souhrnně v celé skupině, jsou také v souladu s těmito závěry. Z číselných odhadů parametrů je vidět, že i když je tento faktor významný, způsobí pouze malou změnu míry inflace. Neely (2015) uvádí, že obecně v krátkém a střednědobém horizontu je prokázán vliv cen ropy na míru inflace, dlouhodobě mohou tyto šoky mírnit opatření měnové politiky. Pokud modely zahrnují čtvrtletní a měsíční data, působí i velké změny cen ropy pouze malou změnu míry inflace. Jsou-li uvažována denní pozorování, pak je dopad na inflaci větší<sup>41</sup> (Neely, 2015).

<sup>41</sup> Autor uvádí, že dosud není jasno v otázce rozdílu vlivu denních a čtvrtletních nebo měsíčních dat. Jako jednu z možných příčin uvádí přehnanou důležitost přiřádanou cenám ropy ze strany účastníků finančních trhů (Neely, 2015).

Zmínky o klesajících cenách ropy, které přispěly ke snížení míry inflace od poloviny roku 2014, je možno nalézt i ve zprávách o inflaci. NBP (2015) uvádí, že hlavní příčinou poklesu cen ropy na konci sledovaného období byly faktory na straně nabídky, především pak rozšiřující se produkce ropy v USA, Rusku a Iráku. Pokles cen (a tím i míry inflace) byl dále podpořen i faktory na straně poptávky, zpomalením ekonomického vývoje v Číně a trvale pomalým hospodářským růstem v zemích eurozóny (NBP, 2015).

### 7.3 Další zjištění plynoucí z empirické analýzy

Celkově je z výsledků zřejmé, že se inflační faktory zemí V4 s příchodem krize změnil. Výsledky ukazují na větší význam domácích cenových faktorů a agregátní poptávky v období před krizí a na větší význam zahraničních cen komodit, inflačních očekávání a peněžní zásoby v období během krize. V obou obdobích je však zřejmý vliv cen energií na vývoj inflace. Zároveň z výsledků vyplývají odlišnosti v České republice. Výsledky pro ČR také ukazují změnu inflačních faktorů, převahu vnějších faktorů sledujeme v období před krizí, zatímco model pro období během krize identifikoval jako hlavní faktory ceny potravin a ceny energií. ČNB ale hovoří o růstu cen potravin od poloviny roku 2010 a v této souvislosti zmiňuje jako příčinu růstu cen dopady klimatických podmínek, v důsledku kterých na světových trzích docházelo k poklesu objemu rostlinné produkce (ČNB, 2010). Vliv extrémně suchých letních měsíců s vysokými teplotami v USA i západní Evropě byl i podle Světové banky hlavní příčinou růstu cen potravin (World Bank, 2012). Lze tedy předpokládat, že vliv cen světové zemědělské produkce byl prvotní příčinou tak, jak ukazuje model panelové analýzy. Jedním z možných vysvětlení, proč v rámci ČR sledujeme jako hlavní faktor ceny potravin, přestože existují materiály (viz výše) dokazující vliv světové zemědělské produkce, mohou být úpravy sazeb DPH<sup>42</sup>. Vzhledem k utlumené poptávce a k tomu, v jaké pozici hospodářského cyklu se česká ekonomika nacházela, nedošlo k promítnutí změn DPH do cen potravin s předstihem. ČNB uvádí, že porovnání růstu cen potravin v ČR s okolními státy ukazuje, že ceny potravin v ČR v závěru roku 2011 rostly nejrychleji, a významným důvodem tohoto rozdílu mohou být pouze změny DPH (ČNB, 2012).

Dále je třeba upozornit na vliv cen energií přetrvávající v obou sledovaných obdobích. Jak je uvedeno v kapitole Metody empirické analýzy, ceny energií jsou po vzoru ČNB zařazeny do kategorie domácích faktorů. Přesto jsou ale ceny energií ovlivňovány vývojem na světových trzích. Významnost tohoto faktoru lze sledovat především v období před krizí, kdy v případě modelu pro celou skupinu zemí V4 i v případě modelů pro jednotlivé země sledujeme při jednotkové změně proměnné ceny energií přibližně třetinovou změnu míry inflace<sup>43</sup>. O značném vlivu cen energií

<sup>42</sup>Od 1. ledna 2012 došlo ke zvýšení snížené sazby DPH z 10 % na 14 %.

<sup>43</sup>Odhadnutý číselný parametr proměnné ceny potravin a energií v případě modelu pro Polsko před krizí má hodnotu 0,93, což je ovlivněno skutečností, že proměnná vyjadřuje souhrnné vliv obou složek, cen potravin a energií.

na inflaci v zemích V4 v letech 2000–2006 hovoří i NBS (NBS, 2006b). Celkový vliv cen energií na inflaci z velké části závisí na dynamice růstu jejich jednotlivých složek<sup>44</sup>, ale také na vývoji energetických zdrojů na světových trzích.

V období během krize nebyl kromě České republiky zjištěn vliv cen energií individuálně v jednotlivých zemích, ale pouze jako faktor společný skupině zemí V4. Na základě nízké hodnoty odhadnutého koeficientu lze usuzovat, že vliv cen energií v tomto období je slabší. Existující vliv a významnost této proměnné může souviset s možným zkreslením vlivu čtvrtletních dat týkajících se cen ropy, jejichž dopad je ve skutečnosti vyšší a je možné, že jsou tyto důsledky detekovány až prostřednictvím cen energií, které zahrnují i ceny pohonných hmot. Změny ve vývoji světových cen energetických surovin se značně promítají do spotřebitelských cen pohonných hmot, které ale nereagují na pohyb cen ropy v plné míře, protože část jejich ceny je určována pevnou sazbou spotřební daně na jeden litr a pouze zbývající část ceny je ovlivňována změnami korunových cen ropy (ČNB, 2005b).

## 7.4 Shrnutí kapitoly a možná doporučení

Přestože v obou obdobích sledujeme vliv vnitřních, vnějších, nabídkových i poptávkových faktorů, lze při komplexním pohledu na zjištěné inflační faktory jednotlivých zemí a s přihlédnutím k výsledkům panelové analýzy konstatovat, že se inflační faktory s příchodem krize změnily. Zatímco v období před krizí sledujeme spíše vliv domácích faktorů, zejména cenových a agregátní poptávky, během krize převažuje vliv cen komodit na světových trzích a inflačních očekávání a ve dvou zemích posílil vliv peněžních agregátů. Vliv cen energií lze sledovat v obou obdobích, na základě odhadnutých faktorů obsažených v modelech a s ohledem na koeficienty této nezávisle proměnné (viz předcházející Kapitoly 5 a 6), lze cenám energií vyšší důležitost prisuzovat v předkrizovém období. Celkově lze z výsledků vyvodit, že v zemích V4 jsou velmi výrazné faktory působící na nabídkové straně, porovnáním modelů obou období lze zjistit, že výraznější vliv agregátní poptávky, domácí i zahraniční, lze sledovat v období před krizí.

Vliv světových cen komodit, inflačních očekávání, vliv zahraniční poptávky a slabší vliv domácí poptávky během krize může naznačovat, že centrální banky nejsou schopny svými nástroji plně kontrolovat vývoj cenové hladiny. Prvotní příčiny zahraničního vývoje, politickou situaci nebo klimatické změny nejsou národní banky svými nástroji schopny ovlivnit. Mohou však dopady působení vnějších faktorů ovlivnit nepřímo, devalvací či apreciací směnného kurzu domácí měny, což se do vývoje inflace promítá prostřednictvím dovozních cen.

Autoři Gelos a Ustyugova ve své studii uvádí, že intenzita promítnutí světových cen komodit do inflace v různých zemích závisí na určitých strukturálních charakteristikách, kterými jsou zejména vysoká váha cen potravin a závislost ekonomiky na ropě. Zároveň zmiňují, že míra reakce domácí inflace na cenové šoky komodit je

<sup>44</sup>Ve spotřebním koši jsou pod položku energie řazeny ceny elektrické energie, tepla, plynu, tekutých a tuhých paliv i pohonných hmot (ČNB, 2005b).



částečně ovlivnitelná ze strany národních bank. Pozitivně působí především nezávislost národní banky a přijetí režimu cílování inflace, který napomáhá k ukotvení inflačních očekávání. V určité míře napomáhají tlumit inflační tlaky cen komodit i vhodně zvolená restriktivní opatření měnové politiky a v omezené míře i restrikce fiskální politiky (Gelos a Ustyugova, 2012). Pokud se zohlední zjištěné skutečnosti, že existují hlavní inflační faktory společné zemím V4, vzhledem k současné situaci by jednou z možností bylo pokračování v uvolněné měnové politice a stejně tak případné zvážení přistoupení k záporným úrokovým sazbám po vzoru ECB. Oproti tomu De Gregorio (2012) také poukazuje na proinflační působení cen komodit, zastává názor, že by centrální banky neměly být k těmto vlivům zcela lhostejné, avšak nedoporučuje přehnané reakce spojené s využíváním měnově-politických nástrojů. Jako zásadní zdůrazňuje především důvěryhodný závazek inflačního cíle (De Gregorio, 2012).

Právě důvěryhodnost monetární politiky by měla být v zemích uplatňujících režim cílování inflace klíčová. Transparentnost a důvěryhodnost je nezbytná pro ukotvení a stabilizaci inflačních očekávání, která na základě výsledků uvedených v této práci, zejména v období během krize, představovala jeden z hlavních determinantů inflace. Přestože ČNB zintenzivnila komunikaci s veřejností v době přijetí opatření devizových intervencí a celkově národní banky využívají stále více moderní prostředky komunikace včetně sociálních sítí, byl v zemích V4 zjištěn vliv inflačních očekávání. Zejména v době krize a nejistoty by měly národní banky s ekonomickými subjekty komunikovat a pomoci ke stabilizaci jejich očekávání ohledně ekonomického vývoje. Měly by se zaměřit na kvalitní a podrobné prognózy a publikovat studie zdůvodňující aktuální opatření, sledovat jejich důsledky a komentovat případný rozpor skutečnosti a původně zamýšlených dopadů.

I přes v současnosti popsaný (viz výše) klesající význam měnových agregátů by národní banky měly tyto ukazatele dále sledovat, neopouštět zcela původní ekonomické teorie a nepodceňovat možný narůstající význam proinflačního působení této proměnné. V této souvislosti by se (v případě ČR) nabízelo vysvětlení na základě ekonomické teorie, že vliv peněžního agregátu může být důsledkem devizových intervencí, po nichž v roce 2014 vzrostla peněžní zásoba a zvýšila se míra inflace. Tento přímý vliv však odmítá ČNB s tím, že vliv devizových intervencí na korunovou hodnotu celkové peněžní zásoby se projevuje pouze tím, že dosavadní cizoměnové vklady jsou přeceněny devalvovaným kurzem. Tyto vklady v našich podmínkách tvoří poměrně malý podíl na celkových vkladech, protože rezidenti drží jen zhruba jednu desetinu svých peněz v cizích měnách. Takže oslabení domácí měny přibližně o 5 % vede díky tomuto technickému efektu k růstu peněžní zásoby asi o 0,5 % (Tomšík, 2014a).

Modely neprokázaly přímý vliv změn měnového kurzu na inflaci jako jednoho z hlavních determinantů inflace v žádné ze zemí V4<sup>45</sup>, ani v České republice. Skutečnost, že měnový kurz není hlavním determinantem inflačního vývoje by mohl

<sup>45</sup>Pro Slovensko lze uvažovat pouze vliv kurzu EUR a USD v období během krize.

naznačovat i vývoj v ČR, kdy kurzové intervence zatím nepřinesly očekávané zvýšení míry inflace směrem k vyhlášenému cíli.

K detailnějšímu zjištění hlavních determinantů inflace v těchto zemích by však bylo vhodné rozšířit výsledky empirické analýzy a využít dynamických modelů regrese i panelové analýzy, které pracují se zpožděnou závislou veličinou a mohou lépe zachytit dopady změn různých makroekonomických proměnných na inflaci. Tímto způsobem by mohly být detekovány další významné vlivy makroekonomických proměnných, které statické modely nepostihují. Například Golinelli a Orsi (2002) uvádí vliv měnového kurzu v zemích V4 v transformačním období. V souvislosti se zjištěním, že se hlavní inflační faktory v čase mění, by bylo zajímavé dále se zaměřit na měnový kurz a zkoumat, zda je nyní skutečně jen proměnnou posilující či oslabující vlivy hlavních determinantů inflace, nebo přímo patří k hlavním inflačním faktorům, a jeho zjištěná nevýznamnost je jen důsledkem toho, že se jeho dopady projevují se zpožděním a statické modely jeho vliv nezachycují.

## 8 Závěr

Cílem práce bylo zjištění hlavních inflačních faktorů v zemích Visegrádské čtyřky, vysvětlení inflačního vývoje těchto zemí a ověření, zda příchod finanční krize způsobil změny inflačních faktorů. Kapitola Úvod a cíl vymezila motivaci zpracovávání tématu zaměřeného na inflaci a hlavní cíle, které měly být dosaženy. V dalších kapitolách byla představena inflace jako peněžní jev, její příčiny a dopady, ekonomické teorie spjaté s inflací, pohledy vybraných škol ekonomického myšlení a konkrétní nastavení režimu cílování inflace. Dále byl uveden přehled makroekonomických ukazatelů, které v souvislosti s inflací využívají centrální banky a byly popsány ekonomické metody aplikované v empirické části práce.

Splnění těchto dílčích cílů napomohlo ke splnění hlavního cíle práce. Modely vícerozměrné regresní analýzy identifikovaly hlavní inflační faktory jednotlivých zemí v období před krizí a během krize. Modely v obou obdobích zahrnují proměnné, které vysvětlují celkovou variabilitu míry inflace mezi 76,4 % a 96 %, což jsou vysoké hodnoty, pokud zohledníme složitost jevu inflace a skutečnost, že je vývoj cenové hladiny ovlivňován řadou dalších i méně podstatných ekonomických proměnných. Modely panelové analýzy ukázaly, že pomocí faktorů společných těmto zemím, lze míru inflace vysvětlit z 84,4 % a ze 71 %.

V návaznosti na výsledky byla vedena diskuse zabývající se otázkami položenými v rámci stanovených cílů práce. Výsledky ukázaly mírné odlišnosti v inflačním vývoji napříč jednotlivými zeměmi, souhrnně ale lze nalézt hlavní společné rysy inflačního vývoje zemí V4 v obou obdobích. Ze souhrnných výsledků je v období před krizí patrný vliv domácí poptávky a domácích nákladových faktorů, zatímco v období během krize lze sledovat spíše převažující vliv cen komodit na světových trzích a vliv inflačních očekávání. Stejně tak lze pozorovat rozdíly v hlavních inflačních faktorech významných na individuální úrovni jednotlivých zemí mezi oběma sledovanými obdobími. Z výsledků plyne narůstající význam zahraničních faktorů a inflačních očekávání. Přestože monetární autority nejsou schopny plně řídit vliv komoditních šoků na cenovou hladinu domácí ekonomiky, mohou tyto projevy alespoň zmírnit. Rovněž by se měly zaměřit na ukotvení inflačních očekávání, které zejména v období krize mají na vývoj míry inflace značný vliv.

I přes zjištěné odlišnosti na národní úrovni je z výsledků patrné, že s příchodem krize došlo ke změně hlavních inflačních faktorů zemí V4. Hypotéza vyjadřující, že se hlavní inflační faktory jednotlivých sledovaných zemí navzájem příliš neliší a vlivem hospodářské krize dochází k jejich změně, kterou měla tato práce ověřit, se na základě dosažených výsledků nezamítá. Práce vedla ke zjištění, že se hlavní inflační faktory zemí V4 se změnami ekonomického vývoje a vlivem postupu času mění.

## 9 Reference

- [1] ALEXOVÁ, MARTINA *Inflation drives in new EU members* [online]. 2012, 2012(6) [vid. 2016-03-12]. ISSN 1337-5830. Dostupné z: [http://www.nbs.sk\\_img/Documents/PUBLIK/WP\\_6-2012.pdf](http://www.nbs.sk_img/Documents/PUBLIK/WP_6-2012.pdf).
- [2] BERNANKE, BEN S. A MISHKIN, FREDERIC S. *Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?* [online]. 1997 [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w5893.pdf>.
- [3] BORDO, MICHAEL D., JOHN LANDON LANE A ANGELA REDISH. *Good versus Bad Deflation: Lessons from the Gold Standard Era* [online]. 2004 [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w10329.pdf>.
- [4] BRČÁK, JOSEF, BOHUSLAV SEKERKA. *Makroekonomie* Praha: Grada, 2011. ISBN 978-80-247-3258-9.
- [5] BRÜDERL, JOSEF. *Panel Data Analysis* [online]. 2008 [vid. 2016-05-03]. Dostupné z: <http://www2.sowi.uni-mannheim.de/lsssm/veranst/Panelanalyse.pdf>.
- [6] COIBION, OLIVIER A GORODNICHENKO, YURIY. *Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation* [online]. 2013. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w19598.pdf>.
- [7] ČERNOHORSKÝ, JAN a PETR TEPLÝ. *Základy financí*. 1. vyd. Praha: Grada, 2011. ISBN 978-80-247-3669-3.
- [8] DE GREGORIO, JOSÉ. *Commodity prices, monetary policy and inflation*. International Monetary Fund: Policy Responses to Commodity Price Movements [online]. 2012. [vid. 2016-05-04]. Dostupné z: <https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2011/tur/pdf/JDeG.pdf>.
- [9] DEJONG, D. *Co-integration and Trend-Stationarity in Macroeconomic Time Series: Evidence from the Likelihood Function*. 1992. In: *Journal of Econometrics*, roč. 52, č. 5, s. 347 – 370.
- [10] DVOŘÁK, PAVEL. *Veřejné finance, fiskální nerovnováha a finanční krize*. Praha: C.H.Beck, 2008. ISBN 978-80-7400-075-1.
- [11] FUCHS, KAMIL a TULEJA, PAVEL. *Makroekonomie* Brno: Masarykova univerzita, 2003, 282 s. ISBN 80-210-3073-9.
- [12] GELOS, GASTON a USTYUGOVA, YULIA. *Inflation Responses to Commodity Price Shocks - How and Why Do Countries Differ?* [online]. 2016. [vid. 2016-05-04]. Dostupné z: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12225.pdf>.

- [13] GOLINELLI, ROBERTO A RENZO ORSI. *Modelling Inflation in EU Accession Countries: The Case of the Czech Republic, Hungary and Poland*. In: Ezoneplus [online]. 2002. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: [http://www.ezoneplus.org/archiv/ezoneplus\\_wp\\_nine.pdf](http://www.ezoneplus.org/archiv/ezoneplus_wp_nine.pdf).
- [14] GREENE, WILLIAM H. *Econometric analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, c2003. ISBN 0130661899.
- [15] GUJARATI, D N. a PORTER, D C. *Basic econometrics*. 5. vyd. Boston: McGraw-Hill Irwin, 2009. 922 s. ISBN 978-007-127625-2.
- [16] HOLMAN, ROBERT. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 2. vyd. Praha: C.H. Beck, 2010. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7179-861-3.
- [17] HOLUB, TOMÁŠ. *Deflace alias obr lidožrout není výmysl ČNB*. In: Česká národní banka [online]. 2014. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/blog\\_cnb/prispevky/holub\\_20140123.html](https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/blog_cnb/prispevky/holub_20140123.html).
- [18] HORVÁTH, ROMAN, LUBOŠ KOMÁREK, FILIP ROZSYPAL. *Does Money Help Predict Inflation? An Empirical Assessment for Central Europe*. CNB Working paper series. 2010. sv. 2010, č. 5, s. 1–27. ISSN 1803-7070.
- [19] JANSEN, N., POTJAGAILO, G., AND WOLTERS M. H.. *The Monetary Policy during Financial Crises: Is the Transmission Mechanism Impaired?*, Kiel Working Paper 2005 (2015), 1–37.
- [21] JÍLEK, JOSEF. *Finance v globální ekonomice I. Peníze a platební styk*. Praha: Grada, 2013. ISBN 978-80-247-3893-2.
- [20] JUREČKA, VÁCLAV et al. *Makroekonomie* Praha: Grada, 2011. ISBN 978-80-247-3258-9.
- [22] KAO, CHIHWA. *Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data* [online]. 1997. [vid.2016-05-04]. Dostupné z: [https://www.researchgate.net/profile/Chihwa\\_Kao/publication/4859413\\_Spurious\\_regression\\_and\\_residual-based\\_tests\\_for\\_cointegration\\_in\\_panel\\_data/links/0fcfd5138a367115ca000000.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Chihwa_Kao/publication/4859413_Spurious_regression_and_residual-based_tests_for_cointegration_in_panel_data/links/0fcfd5138a367115ca000000.pdf).
- [23] KOVANDA, LUKÁŠ. *Zásadní teoretické debaty o inflaci*. In: Inflace. Příbram: CEP, 2008, s. 81-92. ISBN 978-80-86547-04-6.
- [24] KVASNIČKA, MICHAL. *Cílování inflace: Teorie a praxe* [online]. 2000. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: [http://econ.muni.cz/~qasar/papers/politicka\\_ekonomie\\_2000\\_5\\_647\\_659.pdf](http://econ.muni.cz/~qasar/papers/politicka_ekonomie_2000_5_647_659.pdf).
- [25] LUKÁČIKOVÁ, ADRIANA a LUKÁČIK, MARTIN. *Ekonometrické modelovanie a aplikácie*. Bratislava: EKONÓM, 2008. ISBN: 978-80-225-2614-2.

- [26] MANKIWI, N. *Macroeconomics*. 7th ed. New York: Worth Publishers, c2010. ISBN 978-1-4292-3812-0.
- [27] MISHKIN, FREDERIC S. *The economics of money, banking and financial markets*. 7th ed. Boston: Addison-Wesley, 2004. ISBN 0-321-12235-6.
- [28] NEELY, CHRISTOPHER J. A DAVID RAPACH. *International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics*. In: [online]. St. Louis, 2011 [vid. 2016-05-2]. Dostupné z: <http://research.stlouisfed.org/wp/2008/2008-025.pdf>.
- [29] NEELY, CHRISTOPHER J. *St. Louis Fed: How Much Do Oil Prices Affect Inflation?* [online]. 2015. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: <https://research.stlouisfed.org/publications/economic-synopses/2015/05/11/how-much-do-oil-prices-affect-inflation/>.
- [30] NOVÁK, PETR. *Analýza panelových dat*. In: Acta Oeconomica Pragensia, 2007, 15(1): 71-78.
- [31] O'BRIEN, D. *The classical economists*. Oxford: Clarendon Press, 1975. ISBN 0198770154.
- [32] SAMUELSON, PAUL ANTHONY A WILLIAM D. NORDHAUS. *Ekonomie*: 18. vydání. Vyd. 1. Praha: NS Svoboda, 2007. 775 s. ISBN 978-80-205-0590-3.
- [33] SOJKA, MILAN A BOŽENA KADEŘÁBKOVÁ. *Stručné dějiny ekonomických teorií*. 1. vyd. Praha: Eupress, 2004. ISBN 80-86754-15-4.
- [34] STOCK, JAMES H. a WATSON, MARK W. *Modeling Inflation After the Crisis* [online]. 2010. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w16488.pdf>.
- [35] TOMŠÍK, VLADIMÍR. *Devizové intervence a peněžní zásoba. Jak spolu souvisí? Nijak a není to překvapivé*. In: Česká národní banka: čnBlog – Oficiální blog České národní banky [online]. 2014 [vid. 2016-04-27]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/blog\\_cnb/](http://www.cnb.cz/cs/o_cnb/blog_cnb/).
- [36] TOMŠÍK, VLADIMÍR. *O deflaci, inflaci a inflačním cíli – zdánlivě banální debata o číslech*. In: Česká národní banka [online]. 2014. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/blog\\_cnb/prispevky/tomsik\\_20140128.html](https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/blog_cnb/prispevky/tomsik_20140128.html).
- [37] TOMŠÍK, VLADIMÍR. *Oslabení koruny, kvantitativní rovnice směny a ropný šok: mají vůbec něco společného?* [online]. 2014. [vid. 2016-05-04]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/blog\\_cnb/prispevky/tomsik\\_20140116.html](https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/blog_cnb/prispevky/tomsik_20140116.html).
- [38] WOOLDRIDGE, JEFFREY M.. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*: 2. vyd. London: The MIT Press Cambridge, Massachusetts, 2010.

ISBN 978-0-262-23258-6.

- [39] *Central Statistical Office of Poland: Information Portal: Databases* [online]. 2016. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: <http://stat.gov.pl/en/databases/>.
- [40] *Česká národní banka: Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou* [online]. 2015. [vid. 2016-05-15]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/strategicke\\_dokumenty/download/analyzy\\_sladenosti\\_2015.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategicke_dokumenty/download/analyzy_sladenosti_2015.pdf).
- [41] *Česká národní banka: ARAD* [online]. 2016. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>.
- [42] *Česká národní banka: Cílování inflace v ČR.* [online]. [vid. 2016-03-28]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/cilovani.html](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html).
- [43] *Česká národní banka: Co to jsou nominální a reálné úrokové sazby* [online]. 2016. [vid. 2016-03-28]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/faq/co\\_to\\_jsou\\_nominalni\\_a\\_realne\\_urokove\\_sazby.html](https://www.cnb.cz/cs/faq/co_to_jsou_nominalni_a_realne_urokove_sazby.html).
- [44] *Česká národní banka: Měnověpolitické publikace - zprávy o inflaci* [online]. 2016. [vid. 2016-05-03]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/).
- [45] *Česká národní banka: Peněžní agregáty Eurozóny* [online]. 2016. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/statistika/menova\\_bankovni\\_stat/harmonizace\\_mbs/harmonizace\\_mbs\\_agregaty.html](https://www.cnb.cz/cs/statistika/menova_bankovni_stat/harmonizace_mbs/harmonizace_mbs_agregaty.html).
- [46] *Česká národní banka: Promítnutí DPH do cen potravin v závěru roku 2011* [online]. 2012. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2012/2012\\_I\\_boxy\\_a\\_prilohy/zoi\\_2012\\_I\\_box\\_1.html](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2012/2012_I_boxy_a_prilohy/zoi_2012_I_box_1.html).
- [47] *Česká národní banka: Vliv měnového kurzu na inflaci.* [online]. 2016. [vid. 2016-03-28]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2005/2005\\_duben/boxy\\_a\\_prilohy/c\\_05\\_duben\\_b2.html](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2005/2005_duben/boxy_a_prilohy/c_05_duben_b2.html).
- [48] *Česká národní banka: Vliv vstupu do EU na ceny a inflační očekávání* [online]. 2005. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2005/2005\\_cervenec/boxy\\_a\\_prilohy/c\\_05\\_cervenec\\_b1.html](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2005/2005_cervenec/boxy_a_prilohy/c_05_cervenec_b1.html).
- [49] *Česko-Polská Obchodní Komora: Hospodářský newsletter z Polska 02/2014* [online]. 2014. [vid. 2016-03-28]. Dostupné z: <http://www.opolsku.cz/cz/aktuality-clenskych-firem/news292-hospodarsky-newsletter-z-polska-02-2014/>.
- [50] *Český statistický úřad* [online]. 2016. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/>.

- [51] *Český statistický úřad: Inflace - druhy, definice, tabulky* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/mira\\_inflace](https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace).
- [52] *ECB Statistical Data Warehouse* [online]. 2016. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://sdw.ecb.europa.eu/>.
- [53] *Eurostat: Database* [online]. 2016. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
- [54] *Inflation Report (May 2005)* [online]. 2005. [vid. 2016-04-23]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/publications/reports/inflation-report/quarterly-report-on-inflation-from-1998-march-2014-1/quarterly-report-on-inflation-may-2005>.
- [55] *Inflation Report (November 2007)* [online]. 2007. [vid. 2016-04-23]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/publications/reports/inflation-report/quarterly-report-on-inflation-from-1998-march-2014-1/quarterly-report-on-inflation-november-2007>.
- [56] *Inflation Report (November 2008)* [online]. Magyar Nemzeti Bank, 2018. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/publications/reports/inflation-report/quarterly-report-on-inflation-from-1998-march-2014-1/quarterly-report-on-inflation-november-2008>.
- [57] *Inflation Report (September 2011)* [online]. Magyar Nemzeti Bank, 2011. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/publications/reports/inflation-report/quarterly-report-on-inflation-from-1998-march-2014-1/quarterly-report-on-inflation-september-2011>.
- [58] *Inflation Report (September 2012)* [online]. Magyar Nemzeti Bank, 2012. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/publications/reports/inflation-report/quarterly-report-on-inflation-from-1998-march-2014-1/quarterly-report-on-inflation-september-2012>.
- [59] *Inflation Report (December 2014)* [online]. Magyar Nemzeti Bank, 2014. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/publications/reports/inflation-report/16-12-2014-inflation-report-december>.
- [60] *Inflation Report* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: <https://www.mnb.hu/en/publications/reports/inflation-report>.
- [61] *Inflation report* [online]. 2016. [vid. 2016-05-03]. Dostupné z: [http://www.nbp.pl/homen.aspx?f=/en/publikacje/raport\\_inflacja/raport\\_inflacja.html](http://www.nbp.pl/homen.aspx?f=/en/publikacje/raport_inflacja/raport_inflacja.html).
- [62] *Magyar Nemzeti Bank: Monetary Policy* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/monetaris-politika/a-monetaris-tanacs>.
- [63] *Magyar Nemzeti Bank: Prices* [online]. 2016. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/statistics/statistical-data-and-information/>



- statistical-time-series/vi-prices.
- [64] *Magyar Nemzeti Bank: Statistical Time Series* [online]. 2016. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://www.mnb.hu/en/statistics/statistical-data-and-information/statistical-time-series>.
- [65] *MF DNES: Krize končí. Nízká nezaměstnanost příští rok zvedne mzdy, věří šéf ČNB* [online]. 2015. [vid. 2016-05-15]. Dostupné z: [http://ekonomika.idnes.cz/nezamestnanost-klesne-a-mzdy-podle-singera-porostou-p0c-/ekonomika.aspx?c=A150609\\_153433\\_ekonomika\\_fih](http://ekonomika.idnes.cz/nezamestnanost-klesne-a-mzdy-podle-singera-porostou-p0c-/ekonomika.aspx?c=A150609_153433_ekonomika_fih).
- [66] *Národná banka Slovenska: 2000-2004 (Implicitné inflačné cielenie)* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: <http://www.nbs.sk/sk/menova-politika/menova-politika-nbs-do-roku-2009/2000-2004-implicitne-inflacne-cielenie>.
- [67] *Národná banka Slovenska: 2005-2008 (Inflačné cielenie v ERM II)* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: <http://www.nbs.sk/sk/menova-politika/menova-politika-nbs-do-roku-2009/2005-2008-inflacne-cielenie-v-erm-ii>.
- [68] *Národná banka Slovenska: Makroekonomická databáza* [online]. 2016. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: <http://www.nbs.sk/sk/menova-politika/makroekonomicka-databaza/makroekonomicke-ukazovatele-graf>.
- [69] *Národná banka Slovenska: Makroekonomická databáza* [online]. [vid.2016-03-28]. 2016. Dostupné z: [http://www.nbs.sk/sk/md/\\_927fccc2-8644-4cd3-9d0d-a5d701203a76](http://www.nbs.sk/sk/md/_927fccc2-8644-4cd3-9d0d-a5d701203a76).
- [70] *Národná banka Slovenska: Menový prehľad (1993 - 2008)* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: <http://www.nbs.sk/sk/publikacie/publikacie-nbs/archiv-publikacii/menovy-prehľad>.
- [71] *Národná banka Slovenska: Menový prehľad Júl 2006* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: [http://www.nbs.sk/\\_img/Documents/\\_MenovyPrehľad/MP/2006/mp0706.pdf](http://www.nbs.sk/_img/Documents/_MenovyPrehľad/MP/2006/mp0706.pdf).
- [72] *Národná banka Slovenska: Menový prehľad November 2005* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: [www.nbs.sk/\\_img/Documents/\\_MenovyPrehľad/MP/2005/mp1105.pdf](http://www.nbs.sk/_img/Documents/_MenovyPrehľad/MP/2005/mp1105.pdf).
- [73] *Národná banka Slovenska: Menový prehľad November 2007* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: [http://www.nbs.sk/\\_img/Documents/\\_MenovyPrehľad/MP/2007/mp1107.pdf](http://www.nbs.sk/_img/Documents/_MenovyPrehľad/MP/2007/mp1107.pdf).
- [74] *Národná banka Slovenska: Mesačný bulletin* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: <http://www.nbs.sk/sk/publikacie/mesacny-bulletin-nbs>.
- [75] *Národná banka Slovenska: Vývoj cien energií vo vybraných krajinách V4* [online]. 2006. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [http://www.nbs.sk/\\_img/Documents/PUBLIK/MU/06\\_06.pdf](http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/MU/06_06.pdf).

- [76] *Inflation Report October 2006* [online]. Narodowy Bank Polski, 2006. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [https://www.nbp.pl/en/publikacje/raport\\_inflacja/iraport\\_october2006.pdf](https://www.nbp.pl/en/publikacje/raport_inflacja/iraport_october2006.pdf).
- [77] *Inflation Report October 2007*. 2007. [vid. 2016-04-23]. Dostupné z: [http://www.nbp.pl/en/publikacje/raport\\_inflacja/iraport\\_october2007.pdf](http://www.nbp.pl/en/publikacje/raport_inflacja/iraport_october2007.pdf).
- [78] *Inflation Report October 2008* [online]. Narodowy Bank Polski, 2008. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [https://www.nbp.pl/en/publikacje/raport\\_inflacja/iraport\\_october2008.pdf](https://www.nbp.pl/en/publikacje/raport_inflacja/iraport_october2008.pdf).
- [79] *Inflation Report March 2015* [online]. Narodowy Bank Polski, 2015. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [https://www.nbp.pl/en/publikacje/raport\\_inflacja/iraport\\_march2015.pdf](https://www.nbp.pl/en/publikacje/raport_inflacja/iraport_march2015.pdf).
- [80] *Narodowy Bank Polski: Polityka pieniężna* [online]. 2016. [vid. 2016-05-05]. Dostupné z: [http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka\\_pieniezna/polityka\\_pieniezna.html](http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/polityka_pieniezna.html).
- [81] *Narodowy Bank Polski: Statistics* [online]. 2016. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://www.nbp.pl/homen.aspx?f=/en/statystyka/statystyka.html>.
- [82] *Narodowy Bank Polski: Statistics* [online]. 2016. [vid. 2016-03-12]. Dostupné z: <http://www.nbp.pl/homen.aspx?f=/en/statystyka/core.html>.
- [83] *OECD Statistics* [online]. 2016. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/>.
- [84] *Proč je pro vás důležitá stabilita cen?* [online]. Evropská centrální banka, 2009. [vid. 2016-04-10]. ISBN 978-92-899-0407-0. Dostupné z: [https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/whypricestability\\_cs.pdf?3c4094517b5893a1c8b2d1a6c2b202e5](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/whypricestability_cs.pdf?3c4094517b5893a1c8b2d1a6c2b202e5).
- [85] *Statistika&My - měsíčník Českého statistického úřadu: Proč sezónně očišťovat?* [online]. [vid. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://www.statistikaamy.cz/2015/03/proc-sezonne-ocistovat/>.
- [86] *The World Bank: What are the facts about rising food prices and their effect on the region?* [online]. 2012. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [http://www.worldbank.org/en/news/feature/2012/09/13/america\\_latina\\_crisis\\_precio\\_alimentos](http://www.worldbank.org/en/news/feature/2012/09/13/america_latina_crisis_precio_alimentos).
- [87] *Zpráva o inflaci - říjen/2005* [online]. Praha: Česká národní banka, 2005 [vid. 2014-05-16]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2005/2005\\_rijen/download/zoi\\_10\\_2005.pdf](http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2005/2005_rijen/download/zoi_10_2005.pdf).
- [88] *Zpráva o inflaci / říjen* [online]. Česká národní banka, 2006 [vid. 2016-04-10]. Dostupné

- z: [http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2006/2006\\_rijen/download/zoi\\_10\\_2006.pdf](http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2006/2006_rijen/download/zoi_10_2006.pdf).
- [89] *Zpráva o inflaci - červenec/2007* [online]. Praha: Česká národní banka, 2007 [vid. 2014-05-5]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2007/2007\\_cervenec/download/zoi\\_07\\_2007.pdf](http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2007/2007_cervenec/download/zoi_07_2007.pdf).
- [90] *Zpráva o inflaci - IV/2008* [online]. 2008. [vid. 2016-05-01]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2008/2008\\_IV/](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2008/2008_IV/).
- [91] *Zpráva o inflaci - IV/2010* [online]. Praha: Česká národní banka, 2010. [vid. 2014-03-20]. ISSN 1804-2457. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2010/2010\\_IV/download/zoi\\_IV\\_2010.pdf](http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2010/2010_IV/download/zoi_IV_2010.pdf).
- [92] *Zpráva o inflaci - I/2016* [online]. 2016. [vid. 2016-04-23]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2016/2016\\_I/index.html](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2016/2016_I/index.html).

## Seznam obrázků

- Obrázek 1: Graf původní Phillipsovy křivky zachycující prudký nárůst inflace při dvouprocentní míře nezaměstnanosti. Podle (Fuchs a Tuleja, 2003, s. 151) upraveno autorem. 19
- Obrázek 2: Graf dlouhodobé Phillipsovy křivky. Podle (Holman, 2010) upraveno autorem. 21
- Obrázek 3: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Graf je doplněn o inflační cíle platné ve sledovaném období. Zdroj dat: (ČSÚ, 2016b). 26
- Obrázek 4: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Zdroj dat: (MNB, 2016c). 29
- Obrázek 5: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Zdroj dat: (NBP, 2016d). 31
- Obrázek 6: Časová řada vývoje míry inflace ve sledovaném období vyjádřená jako změna CPI a změna HICP v daném čtvrtletí vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Zdroj dat: (NBS, 2016c). 33
- Obrázek 7: Graf skutečných (naměřených) a vyrovnaných (získaných odhadem) hodnot závislé proměnné míry inflace v ČR v období před krizí. Zdroj skutečných hodnot inflace: (ČSÚ, 2016b). 44
- Obrázek 8: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v ČR v období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (ČSÚ, 2016b). 46
- Obrázek 9: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Maďarsko v období před krizí. 47
- Obrázek 10: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v Maďarsku v období před nástupem krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (MNB, 2016c). 48
- Obrázek 11: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Maďarsko v období během krize. 49

- Obrázek 12: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v Maďarsku v období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (MNB, 2016c). 50
- Obrázek 13: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v Polsku v období před krizí v závislosti na čase. Zdroj dat skutečných hodnot: (NBP, 2016d). 51
- Obrázek 14: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v závislosti na čase v Polsku pro období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot: (NBP, 2016d). 53
- Obrázek 15: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Slovensko v období před krizí. 55
- Obrázek 16: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v období před nástupem krize na Slovensku v závislosti na čase. Zdroj dat skutečných hodnot: (NBS, 2016c). 55
- Obrázek 17: Graf autokorelační funkce reziduí v modelu pro Slovensko v období během krize. 57
- Obrázek 18: Graf vyrovnaných a skutečných hodnot závislé veličiny míry inflace v období během krize na Slovensku v závislosti na čase. Zdroj dat skutečných hodnot (NBS, 2016c). 57
- Obrázek 19: Okénkový graf reziduí představující rozptyl reziduí pro jednotlivé průřezové jednotky (země V4). 60
- Obrázek 20: QQ graf ověřující normalitu chybového členu. 60
- Obrázek 21: Graf skutečných a vyrovnaných hodnot závislé veličiny míry inflace v modelu před krizí. Jednotlivé průřezové jednotky jsou reprezentovány čísly – 1 (Česká republika), 2 (Maďarsko), 3 (Polsko) a 4 (Slovensko). Každý úsek pak ukazuje vývoj inflace v dané zemi v období před krizí. Zdroj dat skutečných hodnot míry inflace: (ČSÚ, 2016b), (MNB, 2016c), (NBP, 2016d), (NBS, 2016c). 61
- Obrázek 22: Okénkový graf reziduí představující rozptyl reziduí pro jednotlivé průřezové jednotky (země V4). 63
- Obrázek 23: QQ graf ověřující normalitu chybového členu. 64

Obrázek 24: Graf skutečných a vyrovnaných hodnot závislé veličiny míry inflace v modelu během krize. Jednotlivé průřezové jednotky jsou reprezentovány čísly – 1 (Česká republika), 2 (Maďarsko), 3 (Polsko) a 4 (Slovensko). Každý úsek pak ukazuje vývoj inflace v dané zemi v období během krize. Zdroj dat skutečných hodnot míry inflace: (ČSÚ, 2016b), (MNB, 2016c), (NBP, 2016d), (NBS, 2016c).

## Seznam tabulek

Tabulka 1: Inflační cíle v čisté inflaci. Zdroj dat: (ČNB, 2016b).	25
Tabulka 2: Cílové pásmo stanovené v celkové inflaci. Zdroj dat: (ČNB, 2016b).	26
Tabulka 3: Inflační cíle platné v letech 2006–2009 a od roku 2010. Zdroj dat: (ČNB, 2016b).	26
Tabulka 4: Přehled inflačních cílů MNB pro jednotlivá období. Zdroj dat:(MNB, 2016b).	28
Tabulka 5: Inflační cíle v Polsku v první etapě a od roku 2004. Zdroj dat: (NBP, 2016b).	30
Tabulka 6: Odhad vícerozměrného modelu pro ČR pro období před krizí.	43
Tabulka 7: Odhad vícerozměrného modelu pro ČR pro období během krize.	45
Tabulka 8: Odhad vícerozměrného modelu pro Maďarsko pro období před krizí.	47
Tabulka 9: Odhad vícerozměrného modelu pro Maďarsko pro období během krize.	48
Tabulka 10: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Polsko pro období před krizí.	50
Tabulka 11: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Polsko pro období během krize.	52
Tabulka 12: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Slovensko pro období před krizí.	54
Tabulka 13: Odhad vícerozměrného regresního modelu pro Slovensko pro období během krize.	56
Tabulka 14: Odhad modelu s pevnými efekty pro období před krizí v zemích V4.	59
Tabulka 15: Odhad modelu s pevnými efekty pro období během krize v zemích V4.	62

## **Přílohy**



## A Doplnující informace k vysvětlujícím proměnným

### 3M mezibankovní sazba

V rámci skupiny reprezentující faktory z oblasti peněz a úrokových měr sleduje ČNB 3M PRIBOR. Jako základní mezibankovní úrokové sazby jsou dále využity 3M WIBOR, 3M BUBOR a 3M EURIBOR. Národní banka Slovenska v makroekonomické databázi eviduje časovou řadu zahrnující hodnoty sazby 3M BRIBOR do konce roku 2008, od roku 2009 pak pokračují hodnoty 3M EURIBOR.

### Peněžní agregát

Eurosystém definuje agregát úzký (M1), střední (M2) a široký (M3). Tyto agregáty se liší podle likvidnosti zahrnutých aktiv rezidentů dané země. Agregát M1 zahrnuje oběživo a zůstatky, které lze okamžitě převést na oběživo, například jednodenní vklady. Agregát M2 zahrnuje M1, vklady se splatností do dvou let a vklady s výpovědní lhůtou do tří měsíců. Definice M2 odráží zájem o analýzu a sledování peněžního agregátu, který kromě oběživa zahrnuje i likvidní vklady.

Agregát M3 zahrnuje M2 a obchodovatelné nástroje emitované sektorem měnových finančních institucí. Zde jsou zahrnuty některé nástroje peněžního trhu, například akcie, podílové listy fondů peněžního trhu a repo operace. Tyto instrumenty se vyznačují vysokou likviditou a navýšením M2 o tyto nástroje způsobí, že je M3 méně ovlivňován substitucí mezi kategoriemi likvidních aktiv, než M2 a M1, a proto je stabilnější (ČNB, 2016e).

Proměnná reprezentuje peněžní zásobu v ekonomice, a proto nejvhodnějším ukazatelem je z hlediska skladby agregát M2. Data v požadované délce a struktuře nejsou dostupná pro Polsko, a tak je v této práci využíván pro Polsko agregát M3.

### Inflační očekávání

Proměnná inflační očekávání zahrnuje z důvodu dostupnosti dat inflační očekávání různých skupin ekonomických subjektů v rámci každé sledované země. Pro Českou republiku jsou využita inflační očekávání nefinančních korporací. V případě dat zjišťovaných pro Polsko jsou využita inflační očekávání domácností. Pro Maďarsko a Slovensko jsou z důvodu nedostupnosti příslušných časových řad využita inflační očekávání subjektů na finančních trzích, které eviduje Česká národní banka.

Koeficient korelace těchto inflačních očekávání a míry inflace v Maďarsku dosahuje hodnoty  $r = 0,707$  což naznačuje pozitivní závislost těchto proměnných. Testováním významnosti korelačního koeficientu s oboustrannou p-hodnotou 0,000 zamítáme nevýznamnost vztahu těchto dvou veličin. Pro vztah míry inflace Slovenska a inflačních očekávání na finančních trzích koeficient korelace dosahuje hodnoty  $r = 0,474$ , na základě p-hodnoty 0,0005 zamítáme hypotézu o nezávislosti těchto veličin. Časové řady jsou dle ADF i KPSS testu kointegrované.