

DIPLOMOVÁ PRÁCE

Klíčové faktory inflace České republiky a vybraných ekonomik EU

Key Inflation Factors of the Czech Republic and Selected
EU Economies

STUDIJNÍ PROGRAM

Projektové řízení inovací

VEDOUcí PRÁCE

doc. Ing. Vít Pošta, Ph.D.

VALENTA

TOMÁŠ

2020

I. OSOBNÍ A STUDIJNÍ ÚDAJE

Příjmení:	Valenta	Jméno:	Tomáš	Osobní číslo:	460202
Fakulta/ústav:	Masarykův ústav vyšších studií (MÚVS)				
Zadávací katedra/ústav:	Oddělení 32163 - oddělení ekonomických studií				
Studijní program:	Projektové řízení inovací				
Studijní obor:	-				

II. ÚDAJE K DIPLOMOVÉ PRÁCI

Název diplomové práce:
Klíčové faktory inflace České republiky a vybraných ekonomik EU

Název diplomové práce anglicky:
Key Inflation Factors of the Czech Republic and Selected EU Economies

Pokyny pro vypracování:

CÍL PRÁCE: Cílem diplomové práce je analyzovat klíčové faktory inflace dle modelu NKPC na příkladu ČR a vybraných sousedních zemí s využitím vybraných ekonometrických metod (VAR, GMM).

PŘÍNOS PRÁCE: Přínosem diplomové práce je zjistit vliv klíčových faktorů inflace, což významný faktor pro rozhodování podniků a firem.

OSNOVA: (1) úvod; (2) teoretická část (inflace, model NKPC); (3) praktická část (použitá data, statistické metody, statistické odhady); (4) závěr; (5) zdroje

Seznam doporučené literatury:

- (1) SOUKUP, Jindřich, et al. Makroekonomie, 2., aktualiz. vyd. Management Press, 2010.
- (2) ROJÍČEK, Marek, et al. Makroekonomická analýza: teorie a praxe. Expert (Grada), 2016.
- (3) VERBEEK, Marno. A guide to modern econometrics. John Wiley, 2004.
- (4) PAVELKA, Tomáš. Makroekonomie: základní kurz, 3. vyd. Melandrium, 2007.

Jméno a pracoviště vedoucí(ho) diplomové práce:
doc. Ing. Vít Pošta, Ph.D., ČVUT v Praze, Masarykův ústav vyšších studií

Jméno a pracoviště konzultanta(ky) diplomové práce:

Datum zadání diplomové práce: 30. 11. 2019 Termín odevzdání diplomové práce: 30. 4. 2020
Platnost zadání diplomové práce: 30. 9. 2021

Podpis vedoucí(ho) práce: _____ Podpis vedoucí(ho) ústavu/katedry: _____ Podpis děkana(ky): _____

III. PŘEVZETÍ ZADÁNÍ

7. 3. 2020	Valenta
Datum převzetí zadání	Podpis studenta(ky)

VALENTA, Tomáš. *Klíčové faktory inflace České republiky a vybraných ekonomik EU*. Praha: ČVUT 2020. Diplomová práce. České vysoké učení technické v Praze, Masarykův ústav vyšších studií.



**MASARYKŮV ÚSTAV
VYŠŠÍCH STUDIÍ
ČVUT V PRAZE**

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem svou bakalářskou práci vypracoval samostatně. Dále prohlašuji, že jsem všechny použité zdroje správně a úplně citoval a uvádím je v příloženém seznamu použité literatury. Nemám závažný důvod proti zpřístupnění této závěrečné práce v souladu se zákonem č. 121/2000 Sb., o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon) v platném znění.

V Praze dne: 14. 05. 2020

Podpis:

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval doc. Ing. Vítu Poštovi, Ph.D. za jeho odborné rady a trpělivost, bez čehož by tato práce nemohla vzniknout.

Abstrakt

Cílem této práce je identifikovat klíčové faktory inflace zvolených ekonomik (Německo, ČR, eurozóna, Polsko, Slovensko) za pomoci metody novokeynesiánských Phillipsových křivek. Data v roční frekvenci a období 1996 až 2019 jsou analyzována pomocí softwaru Gretl za použití nástrojů vektorové autoregrese a metody zobecněných momentů. Výsledkem práce je prezentace jednotlivých ekonometrických odhadů a komentář k dílčím statistickým testům. Nechybí komentář s doplněním výsledků empirických prací na toto téma.

Klíčová slova

Inflace, časové řady, cenová hladina, NKPC, Gretl

Abstract

The main goal of this thesis is to identify key inflation determinants in the selected economies (Germany, The Czech Republic, Euro-area, Poland, Slovakia) using the New Keynesian Phillips Curve framework. Yearly data (1996-2019) are analyzed in Gretl software using tools of vector autoregression and generalized method of moments. This results in a presentation of various econometric estimates and commentary on individual statistic tests. Some results of other relevant empirical papers and their implementation are also included.

Key words

Inflation, time series, price level, NKPC, Gretl

Obsah

Úvod	5
1 INFLACE.....	7
1.1 Režimy měnové politiky.....	7
1.2 Příčiny inflace.....	8
1.3 Měření inflace.....	9
1.4 Index spotřebitelských cen	9
1.4.1 Index cen výrobců (PPI)	10
1.4.2 Index cen zahraničního obchodu.....	11
1.4.3 Deflátor HDP	11
1.4.4 Čistá inflace.....	12
1.4.5 Jádrová inflace	12
1.4.6 HICP.....	12
1.5 Regulované ceny a HICP	14
1.6 Dopady a důsledky pohybu cen.....	14
1.7 Vznik modelu NKPC.....	15
1.8 Hybridní NKPC.....	17
1.8.1 Jednotkové náklady práce	17
2 DATA.....	20
2.1 Příprava dat.....	20
2.1.1 Volba časových řad	20
2.1.2 Stacionárnost dat, testy stacionárnosti	20
2.2 Testování formou vektorové autoregrese (VAR).....	21
2.2.1 Autokorelace reziduí.....	23
2.2.2 Test normality reziduí	23
2.2.3 Test autoregresní podmíněné heteroskedasticity reziduí (ARCH)	23
2.3 Tvorba odhadů pomocí metody GMM	24
2.3.1 J-test.....	26
2.3.2 Autokorelace.....	27
2.3.3 Test ARCH	27

2.3.4	Test normality reziduí	27
2.3.5	Test heteroskedasticity.....	27
2.4	Participující časové řady	27
3	ODHADY.....	32
3.1	Německo	32
3.2	Česká republika.....	37
3.3	Eurozóna (EA19)	41
3.4	Polsko.....	45
3.5	Slovensko	49
3.6	Dodatek k odhadům	52
	Závěr	53
	Použitá literatura	55
	Použité elektronické zdroje	56
	Seznam grafů.....	61
	Seznam tabulek	61

Úvod

Inflace je důležitým ukazatelem stavu a vývoje ekonomiky. Míra inflace se prolíná do řady rozhodnutí jak na úrovni vlád, tak na úrovni ekonomických agentů (firem, domácností). Dohled nad ní a její řízení je v ČR hlavním cílem České národní banky, v případě zemí eurozóny jde o jeden z hlavních pilířů ekonomické stability Evropské centrální banky.

V teoretické části práce uvádím základní termíny, které jsou důležité pro definici pojmu inflace. Uvádím jednotlivé termíny a rozdělení inflace. Dále souhrnně uvádím základní údaje o inflaci v lokálním pojetí Českého statistického úřadu a širší evropské pojetí v rámci Evropského statistického úřadu (Eurostat). Dále nastiňuji základy a důvod vzniku empirického modelu novokeynesiánských Phillipsových křivek (NKPC) či novější, doplňující varianty hybridních NKPC.

V praktické části práce uvádím použitá data, která byla použita pro vlastní empirickou část práce. Uvádím také jednotlivé ekonometrické metody, které nabízí použitý software Gretl vektorové autoregrese (VAR) a metody zobecněných momentů (GMM), s jejíž pomocí jsou data analyzována. Nechybí výčet dílčích statistických testů, pomocí nichž byla prověřena základní validita dat, tzn. způsob vyhodnocení. Následně uvádím jednotlivé statistické odhady pro jednotlivé analyzované ekonomiky (Německo, ČR, eurozóna, Polsko, Rakousko). V rámci komentáře odhadů výsledků k jednotlivým ekonomikám uvádím také stručné výsledky empirických prací na podobné téma.

Věřím, že práce bude čtenáři přínosem, a přinese vypovídající informace o základních determinantech inflace v analyzovaných zemích tak dle metody NKPC.

TEORETICKÁ ČÁST

1 INFLACE

Termínem inflace v obecné rovině označujeme růst cenové hladiny v ekonomice. Znamená to, že se v ekonomice v rámci dvou po sobě jdoucích období průměrně peněžně zdražil nákup v rámci typického spotřebního koše. Pojem „průměrně“ je zde velmi důležitý, protože se jedná o průměr všech cen reprezentativního spotřebitelského koše. Některé položky mohou současně cenově stagnovat, jiné dokonce zlevňovat. Důležité je, že míra inflace slouží jako tzv. agregátní cenový index, tzn. vyjadřuje vývoj celého spektra položek (Rojíček, 2016).

- Eurostat (2018) definuje inflaci následovně: *„Inflace je růst obecné cenové hladiny zboží a služeb. Pokud je v ekonomice přítomná inflace, hodnota peněz klesá, protože za daný objem (peněz, pozn. autora) lze zakoupit méně zboží a služeb než dříve.*

Kromě inflace (růst cen v ekonomice, snižování hodnoty peněz v čase) existují i jiné formy změn cen:

- **Dezinflace** vyjadřuje ve dvou po sobě navazujících obdobích pokles míry růstu cenové hladiny. Peníze tedy v průběhu času nadále ztrácí hodnotu, ovšem zpomalujícím se tempem.
- **Deflace** je opak inflace, tedy znamená, že ve dvou po sobě jdoucích obdobích se cenová hladina snížila. Dochází tedy k růstu hodnoty peněz v čase (za stejný objem peněz lze nyní nakoupit v průměru více).
- **Akcelerující inflace** naopak značí, když se míra inflace v rámci po sobě jdoucích období zvýší (např. ze 2 % na 2,5 %).

Inflaci lze také rozlišit dle její míry (síly) změny cenové hladiny (Soukup, 2010):

- **Mírná inflace**, někdy označovaná jako plíživá, je dle Soukupa et al. obvykle spojena s jednocifernou mírou inflace. To přispívá k důvěře subjektů jak vůči dané měně.
- **Pádivá inflace** znamená hodnotu míry inflace v desítkách procent. To bývá spojováno se ztrátou důvěry v danou měnu.
- **Hyperinflací** označujeme míru inflace s 1000 % a více ročně. Dle Soukupa et al. ji mnohdy doprovází zhroucení měny. Rojíček et al. (2016) uvádí, že hyperinflace v Německu po skončení první světové války je nejspíše nejtypičtějším příkladem, hyperinflaci ovšem v historii zakusila celá řada států, např. Maďarsko po skončení druhé světové války či koncem 20. století v Zimbabwe. Nejedná se tak o jev, který by patřil zdánlivě daleké minulosti (v nedávné době Venezuela).

1.1 Režimy měnové politiky

V makroekonomické teorii jsou rozlišovány čtyři základní režimy měnové politiky:

Režim s implicitní cenovou kotvou označuje situaci, kdy národní banka cílí určitou veličinu bez jejího veřejného (explicitního) vyhlášení. Dle ČNB (2020) takový režim předpokládá vysokou důvěryhodnost centrální banky.

Cílování měnové zásoby se zaměřuje na rychlost, se kterou roste daný peněžní agregát, jehož volba je ovšem mnohdy předmětem diskusí. Princip tohoto režimu spočívá v předpokladu, že růst cen v dlouhodobém horizontu závisí na vývoji nabídky peněz v ekonomice. V současné době se ale ztrácí pojítka mezi peněžním trhem a mírou inflace (vlivem finančních inovací, elektronizace a globalizace trhu). To snižuje schopnost centrální banky zvolený peněžní agregát dostatečně přesně řídit (Česká národní banka, 2020).

Cílování měnového kurzu je režim, kdy se centrální banka snaží zajistit stabilitu měnového kurzu vůči měně tzv. kotevní země. Nástroji takového režimu jsou dle České národní banky (2020) změny úrokových sazeb a přímých devizových intervencí. Nutné podmínky fungování takového režimu jsou vhodná kombinace hospodářských politik, dostatečné devizové rezervy, udržení konkurenceschopnosti a důvěryhodnosti země (včetně jejího institucionálního a právního rámce) a politické stability. Výsledkem by měla být cenová stabilita, přejatá na základě měny kotevní země. Mezi hlavní nevýhody pak patří ztráta autonomie měnové politiky.

V režimu **cílování inflace** banka předem veřejně vyhláší tzv. inflační cíl, kterého se bude snažit pomocí nástrojů měnové politiky dosáhnout na základě formovaných inflačních očekávání. Dle České národní banky (2020) tento režim zpracovává celkově velké množství vstupních informací. Kromě měnového kurzu a peněžních agregátů je to trh práce, dovozní ceny, ceny výrobců, mezera výstupu, nominální a reálné úrokové sazby, nominální a reálný měnový kurz, hospodaření veřejných rozpočtů atd. Z analyzovaných zemí se touto měnovou politikou se v současnosti řídí ČR a Polsko (od roku 1998). Měnová politika zemí jako Německo a Slovensko spadá (vzhledem ke společné měně) do tzv. Eurosystemu. Jejich měnová politika je tedy řízena Evropskou centrální bankou. Měnová politika Eurosystemu má hlavní cíl podobný režimu cílování inflace (meziroční růst HICP v eurozóně pod 2 %). Nad rámec toho míří i k dalším cílům, jako jsou dosažení vysoké úrovně zaměstnanosti a udržitelného neinflačního ekonomického růstu (Národní banka Slovenska, 2020). Soukup et al. (2010) dále uvádí, že režim cílování inflace je považován pro veřejnost jako srozumitelnější než např. režim cílování měnového kursu.

1.2 Příčiny inflace

Příčinu inflace můžeme dle základní ekonomické teorie rozdělit na dvojici vlivů:

- Poptávková inflace,
- Nabídková inflace.

Poptávková inflace vychází dle Macha (2001) z pozitivního poptávkového šoku, který má prvotní zdroj na straně růstu agregátní poptávky. Tam může spadat např. růst vládních výdajů, investičních výdajů firem, spotřebních výdajů domácností, růst čistého exportu.

Nabídková (někdy také tzv. nákladová) inflace proti tomu dle Macha (2001) znamená z důvodu růstu nákladů (např. růstem nominálních mezd ve vyšším tempu než růst produktivity práce, růst cen vstupů jako energií či surovinových zdrojů, depreciací měnového kurzu, růstem míry zdanění atd.). Nabídková inflace tedy vede k růstu křivky agregátní poptávky. To způsobí, růst cenové hladiny, firmy budou nabízet zboží za vyšší cenu.

Někteří ekonomové (Pošta, 2018) se ovšem domnívají, že takové členění není ideální. Argumentace spočívá v reálně obtížném vymezení toho, co spadá do poptávkové či nabídkové inflace.

Mach (2001) uvádí, že rozdělení na poptávkovou a nabídkou inflaci se vztahuje především k prvotním generátorům (šokům), které vedou z výchozího stavu ke změně cenové hladiny.

Možné je také **alternativní členění** na základě toho, zdali je hlavním hybatelem změny vnější či vnitřní faktor:

- **Vnější** (exogenní) faktory zahrnují především změnu cen světových komodit (surovin i potravin). Tyto faktory se dále promítají do domácích výrobních nákladů a domácích spotřebitelských cen. Síla vlivu je dle Rojíčka et al. (2016) daná především možností náhrady dané suroviny její alternativou (ze které vychází výsledná cenová elasticita poptávky). Vlastní ceny komodit mohou podléhat silné fluktuaci cen: změna poptávky na světových trzích v důsledku neúrody či jako důsledek obchodních kartelů, případně vlivem snížení dynamiky růstu důležitých spotřebitelů (velké trhy jako USA, Čína atd.). Typickým příkladem v době psaní této práce je převis nabídky ropy na světových trzích a její následný silný pokles ceny.
- **Vnitřní** (endogenní) faktory tvoří nesoulad nabídky a poptávky na domácích trzích (neúroda, míra zdanění, počet spotřebitelů/výrobců na trhu atd.). Dle Rojíčka et al. (2016) i zde platí, že vliv má elasticita poptávky.

1.3 Měření inflace

Míru inflace (změnu všeobecné cenové hladiny) můžeme zachytit několika základními cenovými indexy:

- Index spotřebitelských cen (CPI)
- Index cen výrobců (PPI)
- Ceny zahraničního obchodu
- Deflátor hrubého domácího produktu (implicitní cenový deflátor, IPD)
- Čistá inflace
- Jádrová inflace
- Harmonizovaný index spotřebitelských cen (HICP)

1.4 Index spotřebitelských cen

Index spotřebitelských cen (CPI), někdy označovaný jako index životních nákladů v ČR počítá a vydává Český statistický úřad (ČSÚ). Soukupa et al. (2010) jde o nejpoužívanější cenový index pro zjišťování inflace. Složení a obsah typického spotřebního koše se ale v rámci jednotlivých zemí odlišuje, a národní hodnoty inflace měřené dle CPI nejsou mezi sebou srovnatelné.

Index spotřebitelských cen započítává kromě změn spotřebitelských cen také dopady přímých a nepřímých daní a státem regulovaných cen. ČSÚ (2020a) metodiku výpočtu indexu pravidelně aktualizuje, nejčastěji úpravou vah jednotlivých položek v rámci spotřebního koše, výběru cenových reprezentantů a výpočtu cenových indexů. Změna vah probíhá každé dva roky, výběr cenových reprezentantů každý rok, metodika se mění dle reálné potřeby nebo požadavků EU.

Obsah spotřebního koše pro rok 2020 se řídí revizí z ledna 2018, a vychází z evropské klasifikace ECOICOP (European Classification of Individual Consumption by Purpose), která nahradila

původní klasifikaci CZ-COICOP. Spotřební koš má dle ČSÚ (2020a) podrobnější členění, jednotlivé položky jsou nadále tříděny do 12 oddílů. Tabulka 1 Spotřebitelský koš CPI, zdroj: ČSÚ uvádí jednotlivé kategorie spotřebního koše, počet cenových reprezentantů a váhu na výslednou hodnotu indexu k roku 2018:

Oddíly ECOICOP	Počet cenových reprezentantů	Váha (2018 v ‰)
1. Potraviny a nealkoholické nápoje	156	177,2
2. Alkoholické nápoje, tabák	24	87,0
3. Odívání a obuv	67	41,6
4. Bydlení, voda, energie, paliva	40	251,4
5. Bytové vybavení, zař. domácnosti, opravy	76	56,6
6. Zdraví	20	24,5
7. Doprava	87	115,1
8. Pošty a telekomunikace	7	28,8
9. Rekreace a kultura	111	85,3
10. Vzdělávání	12	5,6
11. Stravování a ubytování	41	63,5
12. Ostatní zboží a služby	49	63,4
CELKEM	690	1000,0

Tabulka 1 Spotřebitelský koš CPI, zdroj: ČSÚ

Výpočet cenových indexů spotřebitelských cen je dle ČSÚ (2020a) prováděn na stálých váhách dle vzorce:

$$I = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0} * p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} * 100,$$

kde I označuje bazický index za sledované období, p_1 cenu zboží (služby) ve sledovaném (běžném období), p_0 cenu zboží (služby) v základním období, $p_0 q_0$ pak vyjadřuje stálou váhu, tedy výdaje domácností za zboží (službu) v základním období. ČSÚ vydává více cenových indexů, které se odlišují periodicitou, základním obdobím atd. Mezi nejčastější patří (Český statistický úřad, 2020b):

- Míra inflace vyjádřená přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen,
- Průměrná roční míra inflace,
- Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku,
- Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen k předchozímu měsíci.

1.4.1 Index cen výrobců (PPI)

Index cen výrobců měří a v ČR vydává Český statistický úřad. Není publikován jako souhrnné číslo, ale zahrnuje indexy zvlášť pro čtveřici zahrnutých odvětví:

- Index cen průmyslových výrobců

- Index cen tržních služeb
- Index cen stavebních prací
- Index cen zemědělských výrobců

Dle Soukupa et al. (2010) index zachycuje ceny, které nejsou určeny konečným spotřebitelům v podobě domácností, protože zahrnuje meziprodukty, výrobky investiční povahy a energie. Dle Soukupa et al. (2010) má index PPI především analytický význam, kdy může index PPI sloužit jako předstihový indikátor budoucího vývoje indexu CPI.

1.4.2 Index cen zahraničního obchodu

Index je někdy označován jako index vývozu a dovozu (Soukup, 2010). Obsažené položky jsou členěny dle klasifikace SITC1. Tabulka 2 uvádí jednotlivé kategorie položek a jejich váhu na vývoz a dovoz:

Název	Kód SITC	Stálé váhy roku 2015 v ‰	
		Vývoz	Dovoz
Potraviny a živá zvířata	0	40,04	62,44
Nápoje a tabák	1	5,18	7,81
Suroviny nepoživatelné, s výjimkou paliv	2	25,01	18,97
Minerální paliva, maziva a příbuzné materiály	3	30,3	68,69
Chemikálie a příbuzné výrobky	4	67,42	123,41
Tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu	5	193,69	195,42
Stroje a dopravní prostředky	6	532,36	418,82
Stroje a zařízení všeobecně užívané v průmyslu	74	71,33	62,12
Kancelářské stroje a zař. k automat. zprac. dat	75		48,87
Elektrická zařízení, přístroje a spotřebiče	77	80,47	100,96
Silniční vozidla	78	241,04	103,13
Průmyslové spotřební zboží	8	106	104,43

Tabulka 2 Kategorie vývozu a dovozu indexu cen zahraničního obchodu, zdroj dat: ČSÚ, vlastní zpracování

1.4.3 Deflátor HDP

Dalším měřítkem vývoje cenové hladiny je odvození na základě vývoje hrubého domácího produktu. Díky tomu, že HDP zahrnuje všechny statky vytvořené v ekonomice, není jádro indexu nutné sestavovat a pravidelně aktualizovat (jako v podobě CPI, kde existuje tzv. fixní koš). Hodnotu deflátoru HDP lze vypočítat za použití vzorce:

$$deflátor_{HDP} = \frac{\text{nominální HDP}}{\text{reálný HDP}} * 100,$$

přičemž *nominální HDP* vyjadřuje v cenách sledovaného (běžného) období, *reálný HDP* poté stálými cenami základního období (Soukup, 2010). Deflátor HDP jakožto odvozený indikátor HDP spadá mezi systém národních účtů. V ČR jej publikuje ČSÚ, údaje lze čerpat také z databáze Eurostat.

1.4.4 Čistá inflace

Významným ukazatelem je tzv. čistá inflace, kterou na základě dat z ČSÚ vypočítává a publikuje Česká národní banka. Ta měří změnu cen všech položek spotřebitelského koše mimo regulovaných cen a po očištění o primární dopady změn přímých daní. ČNB (2017) tyto dvě položky definuje následovně:

- Regulované ceny jsou skupinou položek ovlivněných z významné části státní administrativou,
- Primární dopady změn nepřímých daní ve spotřebitelských cenách jsou odhadem teoretického dopadu do inflace plynoucího ze změny zákonů.

Nevýhodou tohoto ukazatele je celková nesrovnatelnost s ostatními zeměmi (v případě analýzy více států).

1.4.5 Jádrová inflace

Dalším ukazatelem publikovaným Českou národní bankou je jádrová inflace. Ta dle ČNB (2017) zahrnuje růst cen neregulovaných, nepotravinářských komodit. Jde tedy o celkovou inflaci bez regulovaných cen, bez cen potravin a bez cen pohonných hmot, po očištění o primární dopady změn nepřímých daní. Jeho nevýhodou je opět nesrovnatelnost s ostatními státy.

1.4.6 HICP

V rámci této práce je klíčové vymezení a důkladný popis HICP. To je zkratkou pro Harmonizovaný index spotřebitelských cen, který publikuje evropský statistický úřad Eurostat. Pojem harmonizovaný označuje, že se jedná o údaj, který je tvořen jednotnou metodikou pro všechny členské státy Evropské unie (případně nečlenské ekonomiky spadající do Evropského hospodářského prostoru, např. Švýcarská konfederace). Díky tomu je možné data vzájemně porovnávat a analyzovat napříč jednotlivými ekonomikami.

Dle Eurostatu (European Union, 2018) slouží HICP dvěma hlavními cílům:

- Kvantifikovat definici cenové stability v Evropské centrální bance (ECB) v rámci její strategie monetární politiky, a tím pomoci naplnit hlavní úkol ECB a centrálních bank v eurozóně, jak bylo stanoveno ve Smlouvě o fungování Evropské unie (...),
- K přiřazení cenové konvergence vzhledem k zemi, která se připojuje do monetární unie. Mimo to může sloužit (...) k ekonomické analýze a pro indexování kontraktovaných cen.

HICP slouží k zachycení čistě změny cen zboží a služeb (označovaných jako produkty), které spadají do sféry konečných peněžních výdajů na spotřebu domácností (household final monetary consumption expenditure, HFMCE) v dané ekonomickém teritoriu. Manuál (European Union, 2018) říká, že je pro stanovení HICP klíčové brát v potaz pouze peněžní transakce (monetary transactions).

HICP tedy funguje jako index nákladů na zboží (a služby), označovaný jako tzv. COGI index. Ten měří změny nákladů, které je třeba vynaložit na fixní koš produktů v různých cenách v průběhu času. Změny cen jsou typu „pure price changes“, čili nezohledňují odlišnou kvalitu jednotlivých variant produktů (např. na rozdílných trzích v rámci EU). Spotřební koš je dělen do dvou úrovní:

- Level I: Skupiny produktů a jejich váhy, které jsou tvořené na základě klasifikace ECOI-COP,
- Level II: Skupiny produktů, které nemají přidělený jednotný klasifikační systém, a způsob, jakým budou položky spadající do této úrovně zpracovávány, bude dle manuálu (European Union, 2018) záviset na dostupnosti informací v rámci jednotlivých členských států.

Celý spotřební koš je revidován v prosinci každého roku, resp. je prověřena reprezentativnost existujících produktů s tím, že dojde k přidání nových a odebrání již nevyhovujících položek.

Váhy jednotlivých kategorií a položek se výrazně odlišují v rámci jednotlivých zemí EU. Data o váhách v rámci jednotlivých států (případně souhrnná data pro eurozónu, celou EU atd.) jsou k dispozici v databázi Eurostat. Tabulka 3 zachycuje váhy jednotlivých kategorií produktů pro roky 2000 a 2020. V ní je možné vidět, že v rámci daného spotřebitelského koše v horizontu 20 let došlo ke snížení podílu výdajů na potraviny a nealkoholické nápoje, oblečení a obuv či výdaji spojenými s volným časem. Naopak větší podíl výdajů nyní plyne směrem k alkoholickým nápojům a tabáku, výdajům spojeným se zdravím (medikamenty, náklady na léčení) či stravovací a ubytovací zařízení.

Váhy kategorií HICP, Česká republika Kategorie COICOP	Kód kategorie	Hodnota váhy vztahena k danému roku v ‰	
		2000	2020
Jídlo a nealkoholické nápoje	CP01	233,10	187,97
Alkoholické nápoje, tabák, narkotika	CP02	54,57	90,94
Oblečení a obuv	CP03	77,02	44,92
Bydlení, voda, elektřina, plyn a jiná paliva	CP04	174,66	151,58
Vybavení domácnosti, běžná údržba v ubytování	CP05	75,02	62,32
Zdraví	CP06	11,11	29,27
Doprava	CP07	107,76	128,08
Komunikace	CP08	23,37	29,55
Rekreace a kultura	CP09	113,39	91,50
Vzdělání	CP10	2,60	6,32
Restauranty a hotely	CP11	68,77	108,14
Různé (další) zboží a služby	CP12	58,65	69,40

Tabulka 3 Váhy jednotlivých kategorií spotřebního koše dle HICP pro ČR. Zdroj dat: Eurostat, vlastní zpracování

Cenový index HICP se počítá stejnou metodikou jako v případě národního indexu CPI. Jedná se tedy o Laspeyresův index, který metodika HICP (European Union, 2018) definuje následovně:

$$p^{0,t} = \sum \frac{p^t}{p^0} * w^{0,b},$$

kde p označuje cenu produktu (tedy zboží či služby), cenové referenční období je označováno 0, srovnávací období označujeme t , váhy w jsou výdajové podíly daného období b před referenčním obdobím, a jsou přizpůsobené, aby reflektovaly ceny vůči referenčnímu období 0.

1.5 Regulované ceny a HICP

Dle ECB (2009) se regulované ceny v rámci harmonizovaného indexu spotřebitelských cen rozdělují do dvou základních kategorií:

- **Plně regulované ceny** (angl. *Fully administered prices*) pokrývají ceny produktů a služeb, které jsou stanovovány přímo vládou. ECB (2009) jako příklad uvádí, že se vláda může rozhodnout pravidelně zvyšovat cenu jízdného ve veřejné dopravě (pozn., platilo by pro dopravu provozovanou v závazku veřejné služby). Další uvedené příklady jsou školné a poplatky spojené se studiem ve vzdělávacích institucích provozovaných státem, ceny vstupného do státních kulturních zařízení, svoz odpadu či poplatky ve zdravotnictví.
- **Významně regulované ceny** (angl. *Mainly administered prices*) zahrnují produkty a služby, na jejichž cenu má regulátor významný vliv. Do této kategorie tedy spadají také produkty, jejichž cenu nelze bez souhlasu regulátora změnit.

1.6 Dopady a důsledky pohybu cen

Inflace má samozřejmě důsledky na chování všech zúčastněných stran v ekonomice. Rojíček et al. (2016) rozlišuje, zdali jsou změny cen předvídané (anticipované) či nikoliv. Uvádí, že především právě nepředvídaný růst cen vede k přerozdělování bohatství mezi jednotlivými aktéry v ekonomice. Inflace může být označována jako pozitivní z pohledu veřejného sektoru, neboť v případě progresivně konstruovaných daní vybere více na důchodech jednotlivých subjektů: růst všeobecných cen totiž vede k tlaku na růstu mezd, díky čemuž se mzdy dostávají do vyšších zdaňovacích skupin (označováno jako taxflace). Inflace veřejnému sektoru pomáhá i v roli dlužníka, neboť snižuje množství dluhu.

Dopady inflace závisí také na její výši. Rojíček et al. (2016) uvádí, že z dosavadních empirických studií vyplývá, že v případě nízké míry inflace existují spíše příznivé důsledky pro další ekonomický růst, v případě vysoké míry inflace je tomu spíše naopak.

Druhou stránkou pohledu je dopad poklesu cen (deflace). V takovém případě rozlišujeme, zdali se na deflaci díváme optikou spotřebitele (domácností) či firem (investice, produkce výstupů). Z pohledu spotřebitelů lze pokles cen považovat za příznivý: spotřebitel může za jednotku měny nakoupit více statků (spotřební koš je levnější). Tento efekt zvýšení kupní síly spotřebitele bývá označován jako Piguův efekt. V dlouhodobém horizontu je ale deflace pro ekonomiku v recesi celkově dále nepříznivý vliv, neboť vede k odkládání spotřeby (domácností i firem). Taková situace odkladu spotřeby vede k (dalšímu) poklesu cen, který se promítne do poklesu produkce a tempa růstu HDP, což opět vede k poklesu cen (tzv. efekt očekávání). Z pohledu firem pokles cenové hladiny vede k tlaku na snižování cen produkováných statků a služeb. To vede k poklesu příjmů (dochází-li ke stagnaci nebo poklesu nákladů na produkci). Výsledný dopad na zisk je dle Rojíčka et al. (2016) veskrze negativní, jelikož taková situace pro řadu firem nastává v situaci, kdy, již byly výdaje na produkci realizovány. Odchod části firem z domácího trhu vede k růstu míry nezaměstnanosti, což omezuje spotřební výdaje jak nezaměstnaných, tak těch, co mají strach o svou pracovní pozici. Rojíček et al. (2016) zmiňuje také situaci tzv. bilančního efektu, kdy se cizí zdroje v rozvaze firmy stávají

dražší, neboť v čase reálně roste jejich hodnota. Výsledkem těchto efektů je tzv. dluhová deflace či deflační spirála, jež může mít velmi negativní dopady na ekonomiku v případě, že trvá větší počet období. V extrémním případě může taková situace dlouhodobě vyvolat hrozbu státního bankrotu.

1.7 Vznik modelu NKPC

Původní model Phillipsových křivek představil ve svém článku ekonom William A. Phillips v roce 1958. Dle Gordona (2011) uvedl svůj článek do doby, kdy se ekonomové (v USA) nemohli shodnout na původu ani způsobu vysvětlení míry inflace v ekonomice. Do té doby se ekonomické úvahy ohledně inflace točily ohledně tzv. reverzní křivky agregátní nabídky (angl. „*reverse L*“ *aggregate supply curve*). Ta dle Gordona (2011) předpokládala, že při nižší, než plné zaměstnanosti bude míra inflace relativně nízká, v pomyslném „rohu“ obráceného L by byla míra inflace nulová při plné zaměstnanosti. Konečně by byla míra inflace vysoká, pokud by byla ekonomika vytížena nad míru plné zaměstnanosti. Tento model ovšem nedokázal vysvětlit inflaci v letech 1950–1953, kdy dle Gordona (2011) musel nastoupit efekt monetární politiky. V situaci, kdy současné paradigma nedokázalo dostatečně vysvětlit chování ekonomiky se objevil již zmíněný Phillipsův (1958) článek. Autor v něm zkoumal negativní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a nominální mírou mezd ve Velké Británii. Phillips (1958) dle Gordona (2011) ve svém článku zahrnuje několik důležitých aspektů:

- Negativní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou nominálních mezd by měl být nelineární. Důvodem je, že s rostoucí mírou nezaměstnanosti bude růst ochota zaměstnanců nabízet svou práci za nižší mzdu,
- Míra změny mezd se neodvíjí čistě od míry nezaměstnanosti, ale také od její míry změny (tzn. reflektuje nejen absolutní hodnotu nezaměstnanosti, ale také změnu oproti předchozímu období),
- Míru inflace rozdělil mezi změnu míry mezd (80 %) a změnu cen importů (20 %). Díky tomu dle Gordona (2011) původní Phillipsův model dokázal vysvětlit šoky v ekonomice (poptávkové, tvořené mírou a změnou míry nezaměstnanosti; a nabídkové, tvořené změnou míry cen importů).

Phillips svá data uvedl v kontextu dat v období 1861–1957. Článek (Phillips, 1958) je převážně empirický. Phillips v něm také uvádí doporučení, že stabilní cenové hladiny lze dosáhnout při míře nezaměstnanosti 2,5 %. Dle Gordona ovšem nezmiňuje prvky měnové politiky, na což navázali Samuelson a Solow (1960). Ti využili popsaného frameworku a pokusili se ho aplikovat pro ekonomická data na příkladu USA. Z jejich aplikace metody na zmíněná data ovšem vyšlo najevo, že vztah nevysvětluje míru inflace tak dobře jako v případě Velké Británie. Dle Gordona konkrétně zjistili, že takto nelze vysvětlit míru inflace jak v 30. letech, tak v době obou světových válek. Konečně, v poválečných letech, kde by byla stabilní cenová hladina vykoupena 5–6% mírou nezaměstnanosti. Samuelson a Solow (1960) to dle Gordona (2011) vysvětlují především nižší zodpovědností podnikových odborů v USA (oproti VB). Další z možných vysvětlení může být velikost ekonomiky Spojených států, díky čemuž nedokáže tak rychle reagovat na změny. Gordon (2011) ovšem zmiňuje, že závěry Samuelsona a Solowa (1960) nevysvětlují inflační chování pro ekonomiku s nízkou mírou nezaměstnanosti a stabilními inflačními očekáváními. Phillipsova křivka se však přes to stala jedním z nástrojů, pomocí kterého vláda řídila chod ekonomiky.

Na tyto autory navázali koncem 60. let ekonomové Milton Friedman (1968) a Edmund Phelps (1968). Tehdejší podobu Phillipsovy křivky kritizovali především z pohledu řízení inflace pomocí míry nezaměstnanosti. Argumentovali, že vláda by měla ekonomiku směřovat tak, aby se míra nezaměstnanosti nacházela v tzv. přirozené míře nezaměstnanosti. Navrhli model, který vztah mezi reálnou veličinou (míra nezaměstnanosti) a veličinou nominální (nominální míra inflace) usuzuje na mylných představách o inflaci ze strany veřejnosti (Hornstein, 2008). Navrhnutá varianta Phillipsovy křivky zahrnovala rozšíření o očekávání budoucí míry inflace. Hornstein (2008) uvádí, že pro tento případ by očekávaná míra inflace postupně konvergovala k současné míře inflace, a míra nezaměstnanosti by zůstala na své přirozené míře, tudíž v dlouhém období neexistuje přímý vztah mezi inflací a nezaměstnaností. Model se však setkal s větším zájmem v průběhu 70. let 20. století v reakci na hospodářskou krizi (nejen) v USA (Hornstein, 2008).

Gordon (2011) zmiňuje, že tento model dále rozšířil Lucas. Právě Robert E. Lucas (1972, 1973) ve svých článcích model rozšířil o tzv. racionální očekávání. Jednou z cest bylo uplatnění předpokladu racionality očekávání, což mělo dodat větší váhu operátoru očekávané míry inflace. Zaměstnanci měli při formulování svých inflačních očekávání vycházet z dřívější doby. Racionalita v tomto případě znamená, že očekávání nevede k systematickým chybám (Hornstein, 2008), neboli že se zaměstnanci ve svých očekáváních nebudou dopouštět opakovaných (tzv. systematických) chyb (Gordon, 2011).

Novokeynesiánská Phillipsova křivka má své kořeny do 80. let, kdy se ekonomové začali více zabývat analýzou hospodářského cyklu. Ekonomové postupně vyvinuli řadu kvantitativních modelů, pomocí kterých dokázali napodobit chování hospodářských cyklů v USA v rámci několika veličin (jako např. mezera výstupu, spotřeba, investice, zaměstnanost). Tyto modely nicméně pracovaly s vnitřním předpokladem, že peníze jako takové jsou neutrální. V 90. letech na ně navázaly modely DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*), které pracují s předpokladem, že peníze nejsou neutrální. V DSGE je také zakomponován parametr rigidity cen (*sticky prices*). Z tohoto modelu byla později odvozena novokeynesiánská Phillipsova křivka (NKPC), která vztahuje současnou a očekávanou míru inflace k agregátu mezních nákladů, nikoliv pouze k míře nezaměstnanosti (Hornstein, 2008).

Přijetí předpokladu, že se ceny neodvíjí automaticky dle aktuálního stavu trhu je vysvětlováno za pomoci monopolistické konkurence. Cena produktu je monopolem stanovována s cílem maximalizovat profit, a při stanovení finální ceny se řídí i cenou substitutů. Pakliže monopolista nemůže cenu průběžně upravovat, zvolí takovou cenu, která bude odpovídat současné hodnotě očekávaných mezních příjmů a mezních nákladů – po dobu, kdy bude cena fixně stanovena.

Jednou z metod uplatnění strnulosti cen je upravování cen typu Calvo. V takovém případě se pracuje s předpokladem, že firma může v každém období změnit cenu produktu pouze s pevně stanovenou mírou pravděpodobnosti, která je v čase neměnná. To dle dalších výzkumů vedlo k vyjádření současné a očekávané míry inflace, a k určení míry mezních nákladů. NKPC s vyjádřením těchto parametrů má podobu:

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \lambda mc_t + \xi_t,$$

kde γ_f a λ jsou funkce strukturálních parametrů a ξ_t slouží jako náhodná proměnná (reziduum) (Hornstein, 2008). Konkrétně:

$$\lambda \equiv (1 - \theta)(1 - \beta\theta)/\theta,$$

kde koeficient λ závisí na frekvenci změn cen agenta θ a subjektivním diskontním faktoru β .

1.8 Hybridní NKPC

Původní model NKPC se setkal v průběhu let s řadou kritiky. Rudd s Whelanem (2003) tvrdí, že základní (dopředu hledící) varianta modelu NKPC vykazuje systematické chyby, jelikož model nedostatečně zohledňuje to, že má inflační dynamika obecně sklony k setrvačnosti. Reálné mezní náklady tak v modelu hrají relativně malý vliv. Galí a Gertler (1999) ovšem ještě na konci minulého tisíciletí reagovali uvedením doplněné verze NKPC, kde je zakomponována role firem, které míru inflace vyvozují z dřívějších hodnot (zpětně hledící pohled, někdy označovaný jako tzv. *rule-of-thumb*). Takto rozšířený model bychom zaznamenali jako:

$$\pi_t = \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_f E_t \pi_{t+1} + \gamma mc_t^r,$$

kde π_{t-1} označuje zmíněnou, zpožděnou míru inflace. Takto znázorněná verze rovnice bývá označována jako Hybrid New Keynesian Phillips Curve. Takto rozšířený model se ovšem setkal s řadou kritiky. Řada empirických prací prokázala, jiná naopak popřela spolehlivou aplikovatelnost této varianty na základě reálných dat. Mezi kritiky patří např. Rudd a Whelan (2003), kteří ve své práci nacházejí slabou vypovídající hodnotu modelu a diskutují nad racionalitou modelu, který kombinuje zpětně hledící i dopředu hledící proměnné.

1.8.1 Jednotkové náklady práce

Jak je uvedeno v předchozím oddíle, významnou složkou modelu NKPC jsou jednotkové náklady práce (angl. *Unit labour cost*, zkr. ULC). Ty vyjadřují podíl náhrad zaměstnanců (typicky mzdy) na výstupu ekonomiky. To bychom zaznamenali jako (Australian Bureau of Statistics, 2006):

$$ULC = \frac{\text{průměrné náklady práce}}{\text{průměrná produktivita práce}} = \frac{\frac{\text{náklady práce}}{\text{odpracované hodiny}}}{\left(\frac{\text{hrubá přidaná hodnota} / \text{deflátor}_{HDP}}{\text{celkem odpracovaných hodin}} \right)},$$

Galí a Gertler (1999) nicméně uvádí ve své práci dosahují dobrých výsledků při použití modifikovaného indexu RULC. S použitím tohoto ukazatele dosáhli při aplikaci NKPC statisticky významných výsledků jak při použití dat z USA, tak pro evropské státy. Vzorec pro RULC poté vypadá následovně (Australian Bureau of Statistics, 2006):

$$RULC = \frac{\left(\frac{\text{celkem odpracovaných hodin}}{\text{hodiny odpracované zaměstnanci}} \right)}{\text{hrubá přidaná hodnota}}$$

V empirických pracích se lze často setkat i s použitím proměnné ve formě mezery výstupu (angl. output gap). Autoři tohoto přístupu mnohdy argumentují, že právě omezená dostupnost vstupů znamená, že mezní náklady jsou rostoucí funkcí výstupu ekonomiky. Mezera výstupu je zachycována vyjádřením:

$$\text{Mezera výstupu} = \frac{\text{Potenciální produkt}}{\text{Skutečný produkt}} \times 100.$$

PRAKTICKÁ ČÁST

2 DATA

Výchozí datová základna jednotlivých použitých časových řad pocházela z evropského statistického úřadu při Evropské komisi (Eurostat; data přímo se týkající jednotlivých členských zemí EU), Evropské centrální banky (ECB) a databáze Mezinárodního měnového fondu (IMF). Blíže jsou jednotlivé časové řady popsány níže v textu.

Zdrojové časové řady byly roční povahy (Eurostat), jiné bylo třeba do roční podoby upravit (IMF). Časové řady odpovídají analyzovanému období let 1996–2019 (včetně). Některé konkrétní časové řady nebyly k dispozici pro celé sledované období. Prezentované výsledky tuto skutečnost zohledňují.

Pro vlastní práci s daty byl použit bezplatný software Gretl.

2.1 Příprava dat

Vzhledem k dostatečné délce jednotlivých časových řad (více než 20 let) bylo přistoupeno k použití dat s roční frekvencí. Díky tomu nebylo nutné data sezónně ani kalendářně očišťovat.

2.1.1 Volba časových řad

Pro analýzu bylo třeba zvolit konkrétní časové řady. Pro soudržnost výsledků (resp. jejich povahy a způsob výpočtu) bylo přistoupeno především k využití databáze Eurostat.

Použité časové řady spadají mezi běžné ukazatele výkonnosti ekonomiky, případně jednotlivých významných parametrů (prvky reálné ekonomiky). Vzhledem k tomu, že se inflace nevyvíjí pouze dle prvků uvnitř ekonomiky, byly použity i časové řady externích vlivů. Některé pocházely opět z Eurostatu, jiné z databáze IMF.

Jednotlivé časové řady jsou detailněji popsány v části 2.4.

2.1.2 Stacionárnost dat, testy stacionárnosti

Zdrojové časové řady získané z jednotlivých databází nebyly po stažení ve stavu, kdy by s nimi bylo možné nadále pracovat, a bylo třeba je upravit do vhodné podoby, která by dovozovala další analýzu. Bylo tedy třeba data převést tak, aby splňovala podmínky stacionárnosti:

- konstantní střední hodnota v čase,
- konstantní rozptyl v čase,
- korelace mezi chybami sousedících hodnot je rovná nule (Jeffrey M., 2012).

Pohled na výchozí časové řady ukázal trendovou složku (porušení první podmínky). K posouzení konstantnosti rozptylu nebyl vstupné datový soubor dostatečně dlouhý. Kombinace první a druhé podmínky byla vyloučena na úrovni jednotlivých let (průřezová data vždy pro celý rok namísto čtvrtletních dat).

Pro posouzení stacionárnosti byly použity statistické testy Rozšířeného Dickey-Fullerova testu (ADF) jednotkového kořene a Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin test (KPSS).

Rozšířený Dickey-Fullerův test jednotkového kořene (ADF) používáme pro testování konstantnosti střední hodnoty dané časové řady. Nulová hypotéza testu je, že data nejsou stacionární (neboli je přítomný jednotkový kořen) (Holmes, 2020). Jednotkový kořen je jedním z rysů stochastického procesu, a může narušovat stacionárnost. Základní verze D-F testu má podobu:

$$y_t = \alpha + \beta_t + \phi y_{t-1} + e_t,$$

vyjádřením změny y_t lze upravit na:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + e_t,$$

kde Δy_t vyjadřuje data časové řady. Při použití lineární regrese mezi y_t a y_{t-1} zkoumáme, zdali je hodnota γ odlišná od nuly. Pokud ano, jsou naše data stacionární. Rozšířená verze testu (ADF) umožňuje testovat autoregresi vyššího řádu (tzn. i při časové kotaci s rozdílem větším než jedna):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots$$

Cílem ADF testu bylo tedy prokázat stacionárnost úpravou časových řad tak, abychom zamítli nulovou hypotézu (získat p-hodnotu nižší než 0,05).

Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin test (KPSS) se používá ke zjištění, zdali jsou pozorovaná data stacionární, tzn. nemají stochastický trend. Nulová hypotéza testu je, že data jsou stacionární kolem deterministického trendu (Holmes, 2020). Test má formu lineární regrese, a lze jej zapsat jako:

$$x_t = r_t + \beta_t + \varepsilon_t,$$

kde r_t znázorňuje náhodnou procházku (prvek stochastického procesu), β_t vyjadřuje deterministický trend a ε_t zobrazuje chybu stacionárnosti. Po úpravě zdrojových dat a získáním p-hodnoty vyšší než 0,05 zamítáme nulovou hypotézu.

Data byla pro použití v testech ADF a KPSS upravena přidáním první diferenciace. Tím byl eliminován trend, což potvrdily následující testy: ADF ve verzi „s konstantou bez trendu“ a testován s výchozím počtem zpoždění, KPSS ve výchozím nastavení (se dvěma zpožděními).

2.2 Testování formou vektorové autoregrese (VAR)

Pomocí modelu VAR zkoumáme chování vektoru o n časových řadách y_t pomocí vícerozměrné regrese:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t,$$

kde p označuje počet zpoždění neboli řád VAR. Vektor x_t obsahuje exogenní proměnné (vnější vlivy), kam v našem případě patří také konstanta (trendovou složku ani dummies v modelu neuvažujeme). Vektor ϵ_t je označován jako reziduální část (bílý šum) (Cottrell, 2020). Rovnici je možné upravit do následujícího tvaru:

$$A(L)y_t = Bx_t + \epsilon_t,$$

kde $A(L)$ označuje polynomiální matici k operátoru zpoždění neboli:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p-1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \dots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} x_t + \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix},$$

přičemž matice A označuje tzv. doprovodnou matici (angl. *companion matrix*), která odpovídá:

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_p \\ I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \end{bmatrix}.$$

VAR je označován jako stabilní, pokud jsou všechna charakteristická čísla doprovodné matice A menší než 1 v absolutní hodnotě, případně, pokud je polynomiální matice $A(L)$ ve vztahu, kdy $|A(z)| = 0$ vede k $|z| > 1$. V takovém případě lze zachytit reprezentaci reálného vztahu světa formou:

$$y_t - E(y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \epsilon_{t-i},$$

kde Θ označuje nekonečnou řadu matic, definovanou jako (Cottrell, 2020):

$$\Theta_i = \frac{\partial y_t}{\partial \epsilon_{t-i}}.$$

Pro testování metodou VAR bylo bráno v potaz jedno zpoždění (vyvolané diferenciací dat kvůli zajištění podmínky stacionarity), nejvýše pak dvě zpoždění. Stejný postup uvádí také literatura (Jeffrey M., 2012). Vyšší řád zpoždění nelze v ekonomické teorii dostatečně vysvětlit.

Modely vektorové autoregrese VAR sloužily především pro kontrolu regrese napříč jednotlivými endogenními proměnnými. Pomocí modelů VAR nebyly vyvozovány žádné výsledky ohledně reálného vlivu jednotlivých veličin na zachycenou míru inflace. Konečně sloužily modely VAR k předpovědi rozkladu rozptylu (tzn. jak budou jednotlivé proměnné VAR modelu vysvětlovat vývoj dané časové řady).

Jednotlivé ekonometrické dohady (sestavajících z prvků reálné ekonomiky a externích vlivů) byly nejprve podrobeny testům vektorové autoregrese. Při ní byla zkoumána především přítomnost sériové autokorelace reziduí (LM Test), normality dat (*Doornik and Hansen test*) a heteroskedasticity (viz níže).

2.2.1 Autokorelace reziduí

Test autokorelace reziduí vychází z Breusch-Godfrey LM testu pro autokorelaci (Jeffrey M., 2012). Test vychází z regrese:

$$\varepsilon_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-L} + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \rho_s \varepsilon_{t-s} + u_t,$$

kde y_t je $k \times 1$ vektor proměnných, L je nejvyšší zpoždění ve VAR modelu, v je $k \times 1$ vektor konstanty, A_i je $k \times k$ matice parametrů odpovídajících řádu zpoždění i ($i = 1, \dots, L$), u_t označuje vektor reziduí (předpokládáme bílý šum). Hatemi-J (2004) uvádí, že na základě předchozích studií poskytuje testovací statistika Rao F-test nejlepší výsledky při testování přítomnosti autokorelace prvního řádu v systému rovnic pro stacionární proměnné. Test má následující tvar:

$$RAO = \left(\frac{\varphi}{q}\right) \left(U^{\frac{1}{x}} - 1\right) \sim F(q, \varphi),$$

kde:

$$\begin{aligned} \varphi &= \Delta x - r, \\ \Delta &= T - (k(k+1) - sk) + \frac{1}{2} [k(s-1) - 1], \\ r &= \frac{q}{2} - 1, \\ U &= \frac{|C_R|}{|C_U|}. \end{aligned}$$

Nulová hypotéza říká, že RAO má přibližně rozložení $F(q, \varphi)$, které je ekvivalentem F statistiky, pokud je počet rovnic rovný jedné (Hatemi-J, 2004).

2.2.2 Test normality reziduí

Testem normality reziduí je Doornik-Hansenův test (2008) vychází z použití transformované šikmosti (*transformed skewness*) a špičatosti (*transformed kurtosis*). Definice těchto dvou veličin není pro obsah této práce nutná, samotný DH test má následující tvar:

$$DH = [Z(\sqrt{b_1})]^2 + [z_2]^2,$$

kde $Z(\sqrt{b_1})$ vyjadřuje transformovanou šikmost a $[z_2]$ transformovanou špičatost. Nulová hypotéza testu je, že data (rezidua) mají normální rozdělení. Výsledná testovací statistika má přibližně rozložení chí-kvadrátu se dvěma stupni volnosti (JO, 2016).

2.2.3 Test autoregresní podmíněné heteroskedasticity reziduí (ARCH)

Pro test přítomnosti heteroskedasticity je v programu Gretl připravený test ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Zkoumá, zdali má reziduální složka data v čase konstantní

rozptyl. Test vychází z metody Langrangeova multiplikátoru (LM) (Engle, 1982). Testuje prediktabilitu čtverců časové řady pomocí následující regrese:

$$x_t^2 = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j x_{t-j}^2 + \epsilon_t.$$

Testovací statistika má následující tvar:

$$TR^2 = 1 - \frac{\sum \hat{\epsilon}_t^2}{\sigma^2(x_t^2)},$$

kde $\hat{\epsilon}_t^2$ jsou očekávaná rezidua výše uvedené regrese, a $\sigma^2(x_t^2)$ značí rozptyl x_t^2 z výše uvedené regrese. Nulová hypotéza testu říká, že TR^2 má rozdělení $\chi^2(q)$, kde q označuje počet stupňů volnosti, jinými slovy, že u dat (= reziduí) není přítomna heteroskedasticita (Wang, 2005).

VAR odhady sestávaly vždy z tří až pěti proměnných (bez započtení nutné konstanty). Takové množství proměnných je mnohými autory obecně bráno jako dostačující pro popsání klíčových součástí dynamiky v ekonomickém procesu (Lack, 2006). V odhadech VAR byly použity diferencované časové řady, ačkoliv někteří autoři pracují i s řadami, které nemusí být nutně diferencované (a tedy stacionární) (Lack, 2006).

2.3 Tvorba odhadů pomocí metody GMM

Metodu GMM (*Generalized Method of Moments*) uvedl Lars Peter Hansen začátkem 80. let minulého století (Hansen, 1982). Jedná se o rozšíření MM modelu (*Method of Moments*). GMM zkoumá předpoklady momentů náhodných proměnných (označujeme je jako podmíněné momenty, angl. *Moment Conditions*). Oproti MM či IV-estimator modelu GMM umožňuje pracovat s vyšším počtem podmínek (*Moment Conditions*) než počtem parametrů. V takové situaci odhad označujeme jako „*overidentified*“ (Verbeek, 2004).

Následující text vychází z Verbeeka (2004). Uvažujme model charakterizovaný množstvím R podmíněných momentů:

$$E\{f(w_t, z_t, \theta)\} = 0,$$

kde f je funkce vektoru o R elementech (podmíněných momentech), θ je K -dimensionální vektor obsahující všechny neznámé parametry, w_t je vektor pozorovatelných proměnných, které mohou být endogenní či exogenní, a z_t je vektor instrumentů. Pro odhad θ uvažujeme ekvivalent předchozí rovnice ve formě:

$$g_T(\theta) \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(w_t, z_t, \theta).$$

Je-li počet podmíněných momentů R větší než množství neznámých parametrů K , bylo by možné přiřadit R parametry ve výše uvedené rovnici k nule. Dopočtením θ bychom získali unikátní a konzistentní odhad. Je-li počet podmíněných momentů nižší, než je počet parametrů, vektor parametrů

θ není identifikovaný. Pokud je počet podmíněných momentů vyšší, tzn. je splněna konzistentnost estimátoru θ ve výchozí rovnici (NKPC), volíme odhad θ tak, že výběrový vektor je co nejbližší nule (minimalizace kvadratické formy v $g_t(\theta)$):

$$\min_{\theta} Q_T(\theta) = \min_{\theta} g_T(\theta)' W_T g_T(\theta),$$

kde W_T je pozitivně definitivní matice s $\text{plim } W_T = W$. GMM tento problém řeší pomocí očekávané hodnoty parametru $\hat{\theta}$. Estimátor GMM je dle autorů (Verbeek, 2004) obecně považovaný za konzistentní a asymptoticky normální za dodržení určitých podmínek. Dle Verbeeka je v praxi GMM estimátor běžně získáván vyřešením minimalizačního problému ve výše uvedené rovnici. Optimální matici vah W_T (která vede k nejmenší kovarianční matici pro GMM estimátor) je inverzní kovarianční matice výběrových momentů. V případě absence autokorelace je dána jako:

$$W^{OPT} = (E\{f(w_t, z_t, \theta)f(w_t, z_t, \theta)'\})^{-1}.$$

Obecně tato matice závisí na neznámém parametru vektoru θ . Řešením je použití více krokové metody odhadu. V prvním kroku volíme suboptimální matici W_T , která je nezávislá na θ . Tím získáme první konzistentní odhad $\hat{\theta}_{[1]}$. Poté můžeme odhadnout optimální matici vah při zachování konzistence:

$$W_T^{opt} = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(w_t, z_t, \hat{\theta}_{[1]}) f(w_t, z_t, \hat{\theta}_{[1]})' \right)^{-1}.$$

V druhém kroku získáváme asymptoticky optimální GMM odhad, označovaný jako $\hat{\theta}_{GMM}$. Jeho asymptotická distribuce je dána:

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}_{GMM} - \theta) \rightarrow N(0, V),$$

kde je asymptotická kovarianční matice V dána jako:

$$V = (DW^{opt}D')^{-1},$$

a kde D je derivativní matice $K \times R$:

$$D = E \left\{ \frac{\partial f(w_t, z_t, \theta)}{\partial \theta'} \right\}.$$

Elementy v D měří citlivost daného momentu na změny θ . Pokud citlivost daného elementu na θ vysoká, malé změny tohoto elementu vedou k relativně velkým změnám v původní funkci $Q_T(\theta)$ a konkrétní element v θ je relativně přesně odhadnutý.

Verbeek (2004) uvádí několik základních výhod metody GMM:

1. nevyžaduje konkrétní typ rozdělení, např. normalitu,
2. připouští heteroskedasticitu neznámého typu,

3. může odhadovat parametry i v případě, že model nelze vyřešit analyticky z podmínek prvního řádu.

Důležitou (nutnou) součástí GMM modelu jsou instrumentální proměnné. Verbeek (2004) uvádí, že taková proměnná je považována za nekorelovanou se složkou reziduí ε_t (*error term*), očekává se ale korelace s některým z regresorů. Nalezení vhodných instrumentálních proměnných není dle Verbeeka (2004) snadné. Taková proměnná by totiž neměla být kromě regresorů korelovaná i s chybou měření regresorů. Verbeek (2004) ale připouští, že je v mnoha empirických pracích problém korelace s chybou měření vypouštění, a to především z důvodu už tak komplikovaného hledání vhodné instrumentální proměnné. Sílu instrumentálních proměnných pak určuje především míra korelace s regresory (nízká míra snižuje jejich účinnost).

Jednotlivé odhady pomocí metody GMM vycházely z modelu NKPC. V odhadech jsou tedy zastoupeny:

- míra inflace, sloužící jako vysvětlovaná proměnná, ve formě změn indexu HICP či změn deflátoru HDP,
- očekávaná míra inflace, sloužící jako estimátor budoucího vývoje,
- prvek reálné ekonomiky (reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu či na zaměstnanost, index HDP, případně doplněno o doprovodný prvek ve formě nominálního efektivního měnového kurzu či ukazatele směnných relací).

Pro GMM je charakteristické použití instrumentovaných proměnných. Ty zahrnovaly:

- očekávanou míru inflace a prvek reálné ekonomiky (v případě stejné časové řady s jiným zpožděním),
- externí vliv ve formě indexu ceny ropy a indexu ceny potravin.

Jednotlivé modely byly kromě J-testu podrobeny také testům na autokorelaci, autoregresní podmíněnou heteroskedasticitu (ARCH), normalitu a heteroskedasticitu, viz níže.

2.3.1 J-test

Statistická validita jednotlivých odhadů byla ověřována pomocí Sargan-Hansenova J-testu (Sargan, 1958) (v softwaru Gretl dostupný pod dvoukrokovým GMM odhadem). Za předpokladu, že je počet instrumentů větší než počet regresorů (odhad je „*overidentified*“), je testovací statistika J-testu nenulová. Test pracuje s nulovou hypotézou, že „*přeidentifikovaná*“ omezení jsou validní (Verbeek, 2004).

Použití J-testu v rámci GMM předpokládá, že je odhad typu *overidentified*. V případě, že by byl odhad pouze „*právě identifikovaný*“ (tzn. počet omezujících podmínek by se rovnal počtu momentů), vyšla by testovací statistika testu jako nulová. Nebylo by tak možné posoudit kvalitu odhadu neboli zda je model validní (Verbeek, 2004).

2.3.2 Autokorelace

Gretl pro GMM nabízí testování autokorelace pomocí F-testu, vycházejícího z Lagrangeova multiplikátoru (LM). Výsledný test se tedy nazývá označuje jako *Lagrange Multiplier F-test* (LMF) (Ramanathan, 2013). Testovací statistika je definována jako:

$$LMF = \frac{n-k}{m} \times \frac{R^2}{1-R^2},$$

kde n značí počet pozorování, k značí počet koeficientů, R^2 je nemodifikovaný koeficient R^2 v pomocné regresi a m je počet omezení. Nulová hypotéza říká, že není přítomná autokorelace.

2.3.3 Test ARCH

GMM odhad je možné nadále zkoumat na přítomnost ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Test je stejný jako v případě VAR odhadu, viz oddíl 2.2.3.

2.3.4 Test normality reziduí

GMM odhad v Gretlu lze podrobit testu na normální rozdělení náhodné složky. Jde o stejný test jako v případě VAR modelu, viz oddíl 2.2.2.

2.3.5 Test heteroskedasticity

Gretl pro GMM odhady nabízí testování přítomnosti heteroskedasticity pomocí Pesaran-Taylorova testu (Jajuga, 2017). Ten pracuje s nulovou hypotézou, že v datech není přítomná heteroskedasticita.

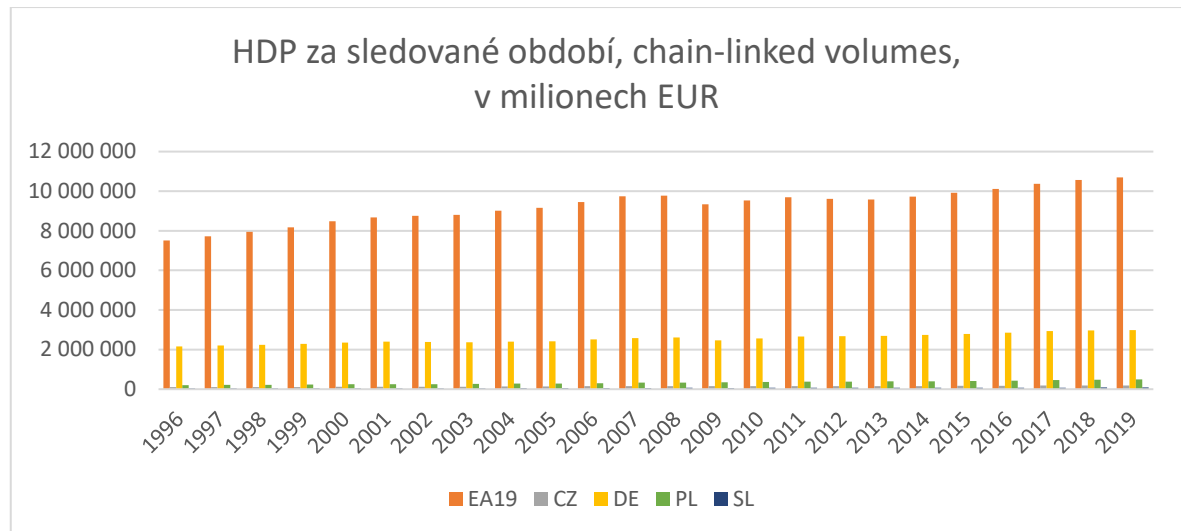
2.4 Participující časové řady

Ve vlastní analýze byly použity časové řady, které jsou obvyklými indikátory ekonomického výkonu. V základní rovině je lze rozdělit dle toho, zdali se jedná o ukazatele, které zobrazují ekonomický vývoj vně daného státu (endogenní), nebo zdali zachycují události, které lze označit spíše jako externí (exogenní časové řady). Časové řady jsou uváděny ve značení s přeponou „d_“, což označuje, že jde o první diferenci zdrojových časových řad. Uvedené časové řady nelze označovat jako exogenní zcela jednoznačně. Typické je to zejména u uvedených časových řad cen ropy a cen potravin. Zatímco v případě jednotlivých států se ještě jedná o exogenní položku, v případě celé eurozóny vstupuje uvedená časová řada již jako endogenní faktor. Síla celé eurozóny může ovlivnit vývoj indexu jako takového (např. při nižší poptávce po ropě za celou eurozónu lze očekávat tlak na vývoj její ceny).

V následujícím oddílu uvádím jednotlivé participující časové řady:

d_GDP označuje první diferenci časové řady GDPSCA, která zachycuje ekonomický výkon jednotlivých států (či eurozóny). Jde o klíčový ukazatel v systému národních účtů, podle kterého se posuzuje ekonomická výkonnost země (Rojíček, 2016). Jedná se o formu časové řady ve tvaru

„chain linked volume“. To značí, že se nejedná o vyjádření v cenách daného roku, ani cenový index vztažený k referenčnímu roku. Eurostat (2012) zmiňuje, že by se „chain-linking“ neměl provádět častěji než ročně z důvodu možného negativního vlivu krátkodobých ekonomických tlaků. Časová řada pochází z databáze Eurostat. Hodnoty HDP jednotlivých zemí a agregátu eurozóny (19 členských zemí) ve zdrojových datech před diferencováním zachycuje Graf 1.



Graf 1 Hodnoty HDP analyzovaných zemí ve sledovaném období. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování

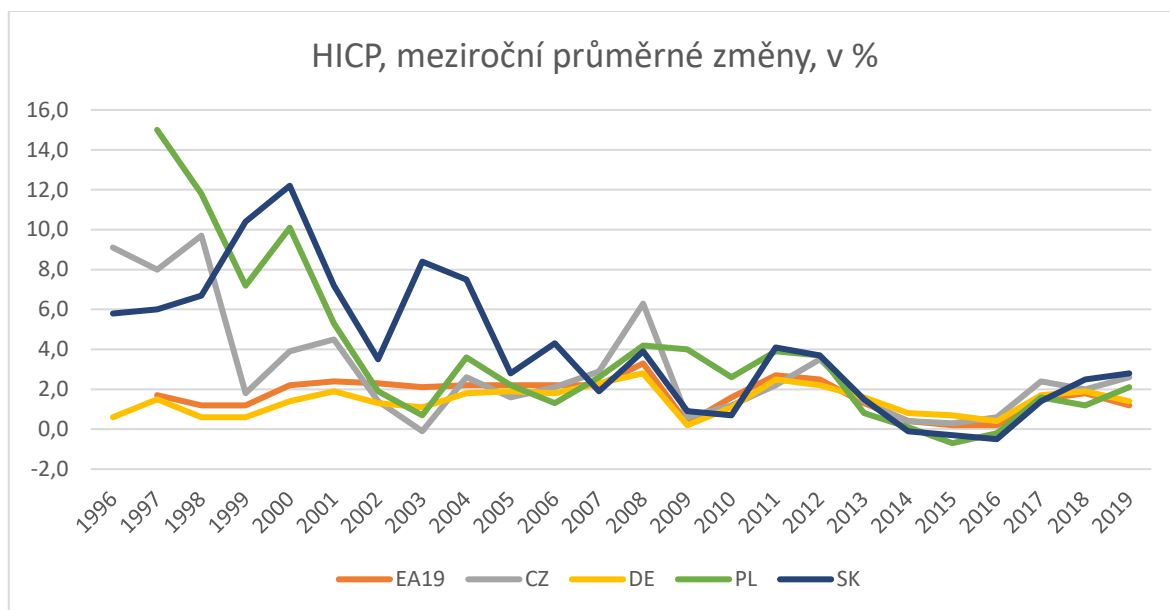
d_GDPDEF označuje deflátor HDP. Jde o jeden z ekonomických ukazatelů, kterým lze zachytit všeobecnou ekonomickou hladinu. Počítá se jako podíl reálné a nominální míry HDP (Soukup, 2010). Lze pomocí něj zachytit a měřit míru inflace. Data pochází z databáze Eurostat.

d_RULCPER vyjadřuje reálné jednotkové náklady firem ve formě průměrných nákladů na jednoho zaměstnance (*unit labour cost per person*). Data pochází z databáze Eurostat.

d_RULCHOU zachycuje stejný údaj jako výše uvedená časová řada *d_RULCPER* s tím rozdílem, že průměrné náklady přepočítává na hodinu odpracovaného času. Data pochází z databáze Eurostat.

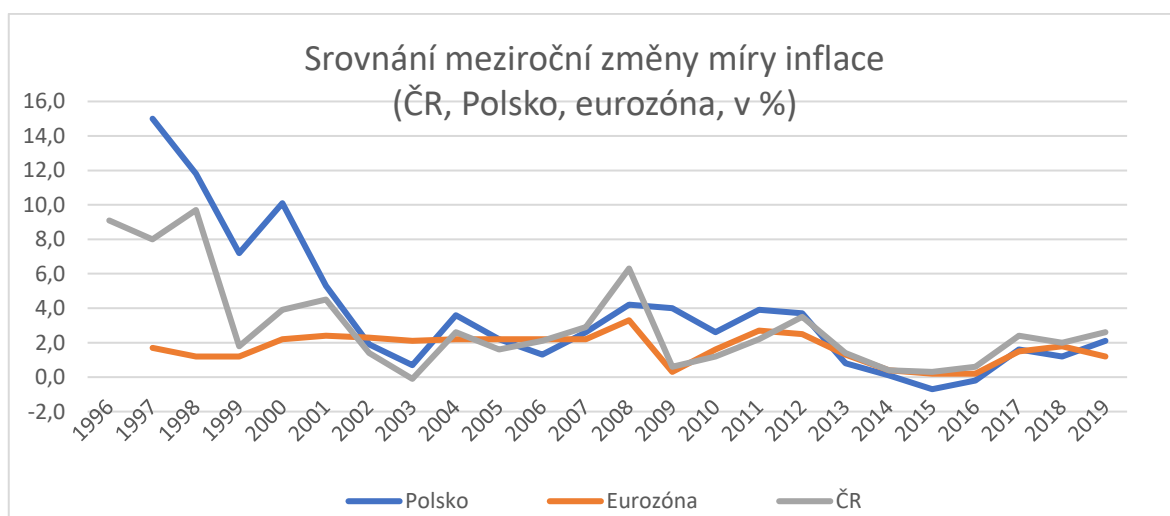
d_INF, d_INF_EXP vyjadřuje vývoj míry inflace (meziroční průměrné změny cenové hladiny) na základě ukazatele HICP CP00 (index: *All-items HICP*). *d_INF_EXP* poté slouží jako indikátor očekávané míry inflace (v ekonomické teorii zastupuje předpoklad, že budoucí míra inflace bude stejná jako je ta současná). Data pochází z databáze Eurostat.

Zdrojové hodnoty HICP (před diferencováním) ve sledovaném období zachycuje Graf 2.



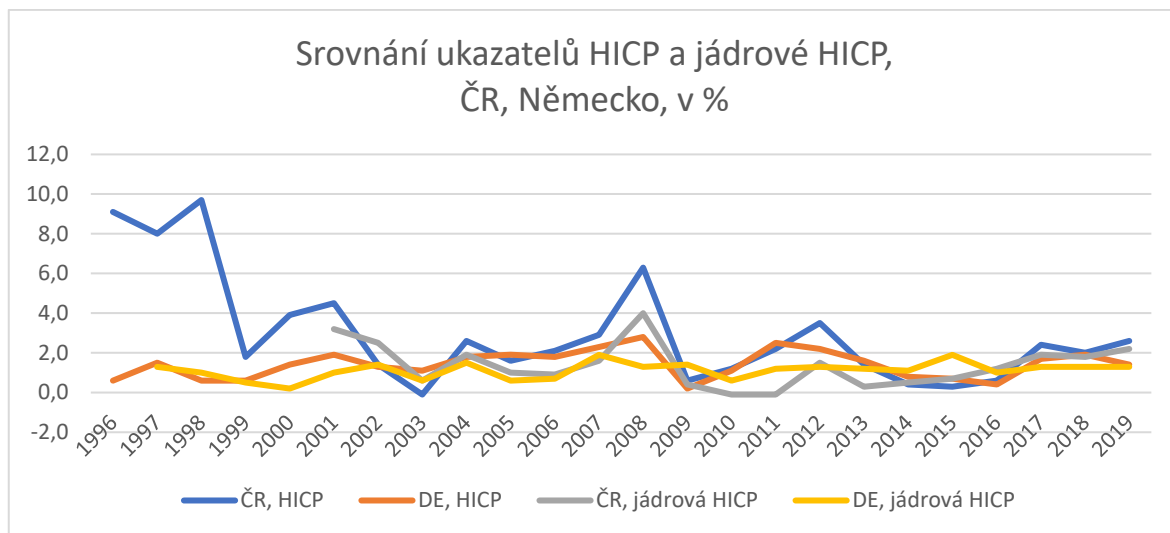
Graf 2 Meziroční průměrné změny HICP. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování

Při bližším pohledu na míru inflace Česka, eurozóny a Polska můžeme spatřit, že se v průběhu času ekonomiky obou bývalých států východního bloku postupně transformovaly z ekonomik centrálně řízených na tržní. Tato transformace si v případě obou států vynutila vysokou míru inflace v 90. letech a v prvních letech nového tisíciletí. Se změnou samotného základu fungování ekonomiky (přechod k otevřenému trhu, větší provázanost se západními ekonomikami namísto vazby na země sovětské sféry vlivu) je patrné, že míra inflace jednotlivých států v harmonizovaném pojetí v posledním desetiletí víceméně kopíruje inflaci v celé eurozóně. Výjimkou jsou především data pro roky 2008–2012, kdy došlo (nejen) k inflačním šokům, které každou dílčí ekonomiku postihly s jinou silou. Následující klesající míra inflace (v případě Polska dokonce krátkodobě deflace, měřené na přelomu let 2015–2016) je pak pro dané ekonomiky v zásadě shodná s agregátem eurozóny. To je zachyceno v Graf 3.



Graf 3 Srovnání HICP a jádrové HICP ČR a Německa. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování

d_INF_AETB, d_INF_EXP_AETB označuje časové řady jádrové inflace (z HICP). Ta označuje meziroční procentuální změny indexu HICP bez započtení energií (náklady na bydlení, vodné a stočné, elektřinu, zemní plyn a jiná paliva, včetně paliv a maziv pro nástroje osobní přepravy), jídla a potravin, alkoholu a tabákových výrobků. Data pochází z databáze Eurostat. Srovnání HICP a jádrového HICP na české a německé ekonomice zobrazuje Graf 4. INF_EXP_AETB poté opět označuje očekávanou jádrovou inflaci.



Graf 4 Srovnání meziroční změny HICP, ČR, Polsko, eurozóna. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování

d_INF_EXP_ECB sloužila čistě pro zachycení očekávané inflace. Data pocházela z Evropské centrální banky (ECB), sesbíraná při dotazníku *Survey of Professional Forecasters*. Respondenty dotazníku, který ECB rozesílá čtyřikrát ročně jsou experti zaměstnaní ve finančních a nefinančních institucích, např. ekonomických výzkumných centrech. Dotazník se kromě odhadů očekávané míry inflace zajímá i o odhady růstu HDP míry nezaměstnanosti (European Central Bank, 2020). Šetření je prováděno od ledna 1999, s čímž souvisí kratší časová řada, která nepokrývá celé zkoumané období.

d_TOT neboli ukazatel směnných relací (angl. *turns of trade*) porovnává index cen vývozu k indexu cen dovozu. Lze ho interpretovat jako množství jednotek, které může ekonomika zakoupit (dovést, importovat) za jednotku vývozu. Vzorec pro výpočet směnných relací je:

$$TOT = \frac{\text{cenový index importu}}{\text{cenový index exportu}} * 100,$$

kde byla pro *cenový index importu* použita časová řada podsložky HDP (import zboží a služeb, kód P7) v jednotkách implicitního cenového deflátoru 2010 = 100 (kód PD10_EUR), pro *cenový index exportu* pak časová řada exportu zboží a služeb (kód P6) ve stejných jednotkách. Data pocházela z databáze Eurostat. Časová řada *d_TOT* doplňovala prvky reálné ekonomiky (RULCPER, RULCHOU či GDPDEF).

d_NEER je označení pro nominální efektivní měnový kurz (*Nominal Effective Exchange Rate*). Tato časová řada zachycuje znehodnocení či zhodnocení národní měny vůči koši vybraných měn oproti uvedenému základnímu období (pro použitá data rok 2010=100). Data pro každou ekonomiku zahrnují 42 významných zahraničních obchodních partnerů a pochází z databáze Eurostat. Podobně jako v případě *d_TOT* neslouží jako samostatný prvek reálné ekonomiky, ale jako jeho doplněk.

d_OIL_EUR označuje cenový index světové ceny ropy. Index je sestavený jako průměr spotových cen ropy *Dated Brent*, *West Texas Intermediate* a *Dubai Fateh* (označovaný jako *POILAPSP*). Data pochází z databáze Mezinárodního měnového fondu (IMF). Index (2016=100) je publikován v amerických dolarech, pro použití v mé práci byl proto dle měnového kurzu EUR/USD převeden do cen v EUR (z databáze Eurostat).

d_PFOOD označuje index světové ceny potravin. Spadají do něj obiloviny, rostlinné oleje, maso, mořské plody a ryby, cukr a další jídlo atd. Uvedený index je vztažen k základnímu roku 2016. Data pochází z databáze IMF.

3 ODHADY

V následující části uvádím jednotlivé odhady, které vznikly testováním dat metodou VAR a GMM. Jednotlivé odhady komentuji i v kontextu jiných prací na téma dané ekonomiky. Pro všechny odhady je typické, že sestávají z proměnných nejvýše s jedním řádem zpoždění. Vzhledem k roční frekvenci dat v použitých časových řadách je to nejvyšší přípustná hodnota, kterou lze v globalizovaném a provázaném světě akceptovat.

3.1 Německo

Jako první uvedeme výsledky odhadu VAR a GMM pro data nasbíraná pro Spolkovou republiku Německo. Nejprve si uvedeme jednotlivé testy, provedené v rámci odhadu VAR modelu. Tím bylo kontrolováno, zdali se jednotlivé zvolené prvky NKPC modelu navzájem neovlivňují. VAR odhad pro Německo sestával z proměnných, zahrnutých v Tabulka 4:

Název proměnné	Popis
const	Nezbytná součást modelu
d_INF_DE_1	Vysvětlovaná proměnná, míra inflace dle HICP
d_RULCPEER_DE_1	Vysvětlující proměnná, reálné jednotkové náklady na zaměstnance
d_OIL_EUR	Vysvětlující proměnná, index ceny ropy

Tabulka 4 Proměnné VAR odhadu, Německo. Zdroj: vlastní zpracování

Do VAR odhadu nebyla zahrnuta očekávaná míra inflace (jinak participující v NKPC modelu). Jelikož byla očekávaná míra inflace odvozená z míry současné (jeden ze způsobů její konstrukce), byly by výsledky jednotlivých testů v rámci VAR odhadu zasaženy silnou autokorelací. Tato míra autokorelace je zároveň očekávaná, jelikož se v případě současné míry inflace a očekávané míry inflace jedná o stejnou časovou řadu se stejnými hodnotami (v případě očekávané míry inflace hodnoty posunuté o rok vpřed). Uvedené zpoždění u regresorů v Tabulka 4 označuje, že šlo o VAR(1), tzn. testovaný na prvním řádu zpoždění.

Autokorelace:

Test for autocorrelation of order up to 1			
	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	2,159	F (4, 32)	0,0962

Heteroskedasticita:

Test for ARCH of order up to 1			
	LM	df	p-value
lag 1	10,654	9	0,3002

Normalita:

Doornik-Hansenův test	
Testovací statistika	p-value
Chí-kvadrát(4) = 4,31735	0,3648

Tabulka 5 Dílčí testy VAR odhadu, Německo. Zdroj: vlastní zpracování

Krátký komentář k výsledkům dílčích testů, uvedených v Tabulka 5: Nulová hypotéza testu autokorelace říká, že v datech není přítomná autokorelace. Test na jednom řádu zpoždění a 5% hladině spolehlivosti nulovou hypotézu nezamítá. Nulová hypotéza pro autoregresní podmíněnou heteroskedasticitu říká, že v odhadu není ARCH přítomná. Na 5% hladině spolehlivosti nulovou hypotézu nezamítáme. Nulová hypotéza testu normality říká, že data mají normální rozdělení. Na 5% hladině spolehlivosti nulovou hypotézu nezamítáme.

Navazují výsledky a hodnocení odhadu pomocí dvoukrokové metody GMM. V GMM odhadu se již nachází parametr očekávané míry inflace (postupujeme dle modelu NKPC). Odhad má následující strukturu:

Závislá proměnná (měřítko inflace): d_INF_DE**Instrumentované proměnné (regresory):**

- d_INF_EXP_DE (očekávaná míra inflace),
- d_RULCPEP_DE (reálné jednotkové náklady na zaměstnance).

Instrumentální proměnné:

- d_OIL_EUR_1 (vnější faktor, cenový index ropy, jedno zpoždění),
- d_INF_EXP_DE_1 (očekávaná míra inflace, jedno zpoždění),
- d_RULCPEP_DE_1 (reálné jednotkové náklady na zaměstnance, jedno zpoždění).

Výsledky odhadu zachycuje Tabulka 6:

HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)				
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>
const	-0,289072	0,148946	-1,941	0,0523*
d_INF_EXP_DE	0,375717	0,0989349	3,798	0,0001***
d_RULCPER_DE	0,489574	0,0999605	4,898	<0,0001***

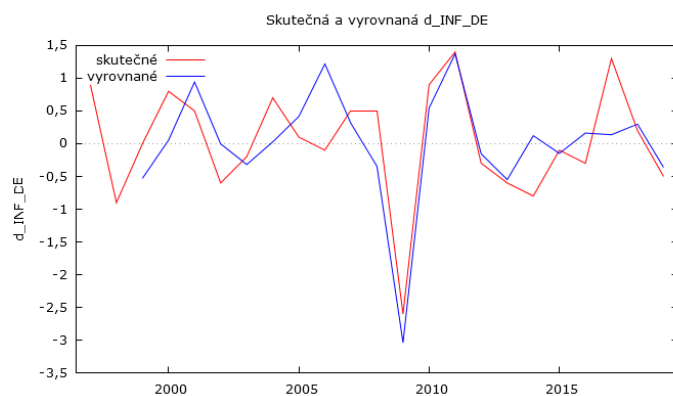
Střední hodnota závisle proměnné	-0,004545	Sm. odchylka závisle proměnné	0,867661
----------------------------------	-----------	-------------------------------	----------

Kritérium GMM: $Q = 0,0929797$ ($TQ = 1,95257$)
J test: $\text{Chí-kvadrát}(1) = 1,95257$ [$p\text{-hodnota} = 0,1623$]

Tabulka 6 Výstup GMM odhadu, Německo. Zdroj: vlastní zpracování

V takto sestaveném odhadu jsou všechny regresory na 5% hladině spolehlivosti statisticky významné. Kvalita odhadu byla ověřována pomocí J-testu. Nulová hypotéza říká, že model je validní, na zvolené hladině významnosti pak nulovou hypotézu nezamítáme. Model je tedy z pohledu instrumentů dostatečně identifikovaný, byť se výsledná p-hodnota relativně přibližuje hladině spolehlivosti.

Hodnoty koeficientů regresorů, které zachycuje Tabulka 6, naznačují citlivost dané proměnné na vysvětlovanou proměnnou (změnu míry inflace HICP). V obou případech jde koeficient spíše nižší, stejně tak tedy i relativní síla vlivu koeficientu na změnu míry inflace. V obou případech (očekávaná míra inflace, reálné jednotkové náklady) také vidíme nízkou hodnotu směrodatné chyby, naznačující nízkou míru nejistoty ohledně skutečné hodnoty dané proměnné.



Graf 5 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, Německo. Zdroj: vlastní zpracování

Výše uvedený Graf 5 zachycuje hodnotu míry inflace HICP z použitých dat (zachycena červeně) a modelem vysvětlené míry inflace (zachycená modře). Z grafu je patrné, že model se zvolenou sadou vysvětlovaných proměnných (za pomoci sady instrumentů) zareagoval na ekonomický šok spojený s propadem v letech 2008–2009. Lze tedy usuzovat, že míra inflace v ekonomice Německa v toto období velmi silně korelovala jak na změnu inflačních očekávání (v tomto odhadu inflačních očekávání ECB), tak jednotkových nákladů práce. Ve zbytku grafu je patrné, že křivka nereaguje s takovou mírou přesnosti, zejména v období po roce 2016, kdy odhad vysvětluje pouze malou část krátkodobého růstu inflace.

Mihailov et al. (2008) ve své empirické práci zkoumá determinanty inflace ekonomik, mimo jiné i pro Německo. Ve své práci uvádí řadu testovaných modelů NKPC, lišící se jak v metodě odvození jednotlivých proměnných/časových řad, tak v konstrukci NKPC jako takové. Třetí varianta NKPC (označovaná dle Galí a Monacelliho (2005) jako varianta pro uzavřené ekonomiky) je konstrukcí podobná variantě použité v této práci. Zásadnější rozdíl se nachází v aplikaci reálných mezních nákladů, kde Mihailov et al. (2008) volí oproti absolutní hodnotě RMN (např. použitý index nákladů na zaměstnance) procentuální odchylku od stálého stavu (což lze vyjádřit i ve formě mezery výstupu, použité v dalších variantách NKPC). Ve svém odhadu pracuje s instrumenty v podobě zpožděné míry CPI inflace (na až šesti zpožděních, což by odpovídalo jednomu až dvěma zpožděním na ročních datech), reálných mezních nákladech, jak bylo uvedeno výše a změnu ve směnných relacích TOT na až čtyřech zpožděních. Jeho odhad splňuje podmínku validity (dle J-testu), nicméně není statisticky zcela validní. Statisticky validních výsledků dosahuje spíše při aplikaci NKPC ve formě, kdy reálné jednotkové náklady nahrazuje mezerou výstupu, očištěnou a normalizovanou pomocí Hodrick–Prescott filtru. Je nicméně nutné zmínit, že pracuje s jiným zkoumaným obdobím (1970:1 až 2007:4). Při rozdělení základního období do dvou intervalů (1970:1–1986:4 a 1987:1–2007:4) jsou výsledky statisticky významnější pro druhé sledované období.

Scheufele (2010) se ve svém článku zabývá do hloubky problematikou inflace německé ekonomiky. V jeho výzkumu porovnává obecnější verzi novokeynesiánských Phillipsových křivek s jejich tzv. hybridní verzí, kde je významnou proměnnou také operátor zpožděné inflace. Pomocí GMM odhaduje hodnoty jednotlivých operátorů, přičemž nalézá validní výsledky spíše pro použití obecnější, dopředu hledící NKPC. Zároveň však zmiňuje, že jsou naměřené výsledky velmi citlivé na zvolené podmínky ortogonalit a připouští případné chyby ve specifikaci modelu, které nedokázal odhalit J-testem. V článku uvádí použití několika sad instrumentů, které dále porovnává citlivostní analýzou. Pro reálné mezní náklady používá podobně jako Mihailov et al. (2008) procentuální odchylku od jejich stálého stavu. Výsledné naměřené hodnoty odhadů shledávají obecnou NKPC jako vhodnější, autor ale vybízí, že pro jasnější závěry je třeba provést další výzkum.

Rumler a Valderrama (2008) ve svém článku zkoumají vliv hospodářské poptávky na vývoj inflace. Tvoří GMM odhady jak pro tradiční verzi Phillipsových křivek, tak pro novější standardní model NKPC. Z testování na datech v časovém období 1971:1–2007:4 nachází pro Německou ekonomiku statisticky významné výsledky s použitím mezery výstupu. Při rozdělení zkoumaného období do intervalů mezi 1971:1–1990:4 a 1991:1–2007:4 dochází k opačnému výsledku než jiní autoři (Mihailov, 2008), neboť v druhém časovém období jsou výsledky aplikované na datech německé ekonomiky statisticky méně významné.

Celý odhad (včetně instrumentálních proměnných) byl dále podroben testům na přítomnost autokorelace, heteroskedasticity, normality a autoregresní podmíněné heteroskedasticity. Výsledné hodnoty jednotlivých testů uvádí Tabulka 7:

LM test pro autokorelaci až do řádu 1	
Nulová hypotéza:	žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF	0,862931
p-hodnota = $P(F(1, 18) > 0,862931)$	0,365923

Test pro ARCH řádu 1	
Nulová hypotéza:	není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM	1,98892
p-hodnota = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,98892)$	0,158454

Test normality reziduí	
Nulová hypotéza:	chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2)	0,847352
p-hodnota	0,654636

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity	
Nulová hypotéza:	není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z	1,03517
p-hodnota	0,30059

Tabulka 7 Dílčí testy GMM odhadu, Německo. Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledných hodnot jednotlivých testů vyplývá, že je odhad statisticky validní. Níže uvedená Tabulka 8 uvádí předpověď míry rozkladu rozptylu současné míry inflace pro jednotlivá následující období:

Rozklad rozptylu pro d_INF_DE			
perioda	směr. chyba	d_INF_DE	d_RULCPER_DE
1	0,565697	100,0000	0,0000
2	0,625001	87,7849	12,2151
3	0,626817	87,3291	12,6709
4	0,627056	87,3216	12,6784
5	0,627083	87,3153	12,6847

Tabulka 8 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, Německo. Zdroj: vlastní zpracování

Z té vyplývá, že v rámci tohoto odhadu je míra rozptylu budoucích hodnot míry inflace v ekonomice vysvětlena převážně sama sebou (tzn. význam hraje především výše současné míry inflace, nikoliv změna v použitých reálných jednotkových nákladech).

3.2 Česká republika

Následují výsledky VAR odhadu pro Českou republiku. VAR model sestával z následujících proměnných, které uvádí Tabulka 9:

Název proměnné	Popis
const	Nezbytná součást modelu
d_INF_CZ_1	Vysvětlovaná proměnná, míra inflace dle HICP
d_RULCHOU_CZ_1	Vysvětlující proměnná, reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu
d_OIL_EUR	Vysvětlující proměnná, index ceny ropy

Tabulka 9 Proměnné VAR odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování

Takto sestavený VAR odhad (opět bez použití očekávané míry inflace) byl testován na přítomnost autokorelace, heteroskedasticity a na normalitu reziduí:

Autokorelace:

Test for autocorrelation of order up to 1			
	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	1,907	F (4, 32)	0,1334

Heteroskedasticita:

Test for ARCH of order up to 1			
	LM	df	p-value
lag 1	6,942	9	0,6432

Normalita:

Doornik-Hansenův test	
Testovací statistika	p-value
Chí-kvadrát(4) = 5,21156	0,2663

Tabulka 10 Dílčí testy VAR odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování

Krátký komentář k dílčím testům VAR odhadu, který uvádí Tabulka 10: V rámci testu autokorelace jsme nezamítli nulovou hypotézu na nepřítomnost autokorelace. Na hladině spolehlivosti 5 % nezamítáme nulovou hypotézu na nepřítomnost heteroskedasticity. V rámci testu normality reziduí jsme nezamítli nulovou hypotézu, která říká, že data mají normální rozdělení náhodné složky. VAR odhad pro Českou republiku tedy nezachytil žádné nechtěné vlivy mezi jednotlivými proměnnými v rámci modelu NKPC.

Dále přistupujeme k hodnocení výstupu z GMM modelu. Ten měl následující strukturu:

Závislá proměnná (měřítko inflace): d_INF_CZ**Instrumentované proměnné (regresory):**

- d_INF_EXP_ECB (očekávaná míra inflace dle šetření ECB),
- d_RULCHOU_CZ (reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu).

Instrumentální proměnné:

- d_RULCHOU_CZ_1 (reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu, jedno zpoždění),
- d_OIL_EUR (vnější faktor, cenový index ropy),
- d_TOT_CZ (ukazatel směnných relací),
- d_INF_EXP_CZ (očekávaná míra inflace).

Výsledky GMM odhadu pro Českou republiku jsou zaznamenány v Tabulka 11:

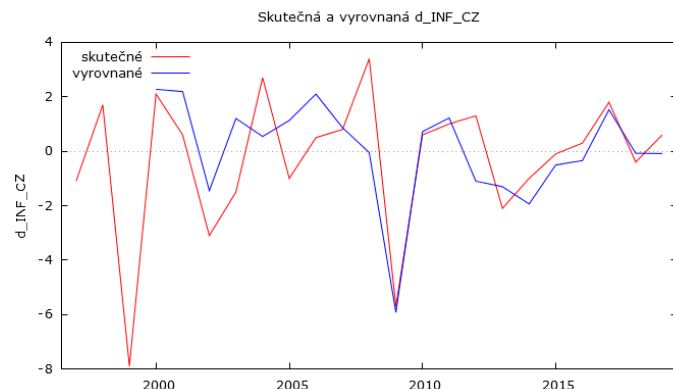
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-1,17297	0,539315	-2,175	0,0296	**
d_RULCHOU_CZ	0,511009	0,216107	2,365	0,0180	**
d_INF_EXP_ECB	2,21201	0,544304	4,064	<0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,040000	Sm. odchylka závisle proměnné	2,079322
----------------------------------	----------	-------------------------------	----------

Kritérium GMM: $Q = 0,000744154$ (TQ = 0,0148831)
J test: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,0148831$ [p-hodnota = 0,9926]

Tabulka 11 Výstup GMM odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledků GMM odhadu uvedených v Tabulka 11 vyplývá, že všechny uvedené regresory jsou statisticky významné (p-hodnota u jednotlivých regresorů je nižší než hladina spolehlivosti $\alpha = 0,05$). Podobně velikosti p-hodnoty u J-testu naznačuje, že je model statisticky validní. V případě růstu reálných mezních nákladů na práci by míra inflace reagovala středně silně, daleko větší reakci by dle odhadu způsobil růst inflačních očekávání.



Graf 6 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, ČR. Zdroj: vlastní zpracování

Graf 6 porovnává měřenou míru inflace (z použitých vstupních dat, červeně) a odhadovanou míru inflace na základě výše popsaného GMM odhadu (modře). V letech 2000–2008 odhad kopíruje hrubý vývoj měřené míry inflace, je ale patrné, že odhad má tendenci míru inflace spíše nadhodnocovat. Přesně naopak zachycuje ekonomický propad v roce 2009 (míra HICP se z 6,3 % v roce 2008 propadla na 0,6 % v roce 2009, meziročně tedy o -5,7 %) a následně období mírného inflačního růstu v letech 2010–2012. V dalších letech má odhad tendenci míru inflace mírně podhodnocovat.

Fidrmuc a Danišková (2011) ve svém článku zkoumají inflaci české ekonomiky za pomoci hybridní NKPC namísto její základní, čistě dopředu hledící varianty. Její použití zdůvodňují na základě předchozích výzkumů, který porovnával výsledky aplikace standardní a hybridní verze NKPC pro eurozónu a USA. Autoři srovnávají několik kombinací s použitím mezery výstupu a nákladů práce jako proměnné pro RMC při použití čtvrtletních dat. Naráží ale na problémy se slabými instrumenty, a tedy vychýlenými odhady. Použití metody GMM pro odhad koeficientů v hybridní NKPC ale zůstává s otázkou. Fidrmuc a Danišková (2011) zmiňují kritiku tohoto postupu, kterou ve svých článcích uvedli Rudd a Whelan (2005) či Lindé (2005). Autoři hybridní GMM na tuto kritiku reagovali dalším výzkumem (Fidrmuc, 2011), je ale patrné, že volba mezi klasickou či hybridní NKPC není zcela jednoznačná.

Baxa et al. (2012) se ve svém článku zaměřují na analýzu dynamiky inflace ve vybraných ekonomikách střední Evropy, mimo jiné ČR. Pro svou práci používají podobně jako Fidrmuc a Danišková (2011) variantu hybridní NKPC. V analýze dat české ekonomiky dochází k závěru, že inflace v ČR má relativně velmi malou setrvačnost, tzn. extrémní výkyvy nemají tendenci přetrvávat dlouhodobě. V jejich odhadu při bližší analýze jednotlivých komponent dochází k závěru, že míra inflace je v ČR tažena především inflačními očekáváními, což je dle autorů jeden ze znaků, který lze pozorovat u plně rozvinutých západních ekonomik.

Mihailov et al. (2009) ve svém článku zkoumají vliv externích faktorů na vývoj inflace dvanácti států, mezi nimi i ČR. V rámci testování jednotlivých ekonometrických odhadů dochází k závěru, že inflace je v ČR pravděpodobně ovlivněna především vnitřními faktory (reálné mezní náklady). Jako možné vysvětlení nabízí pravděpodobně vyšší citlivost na změny regulovaných či jiných tzv. „sociálně citlivých“ cen.

Níže následují výsledky jednotlivých dílčích testů pro ověření validity odhadu:

LM test pro autokorelaci až do řádu 1	
Nulová hypotéza:	žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF	0,00770494
p-hodnota = $P(F(1, 16) > 0,00770494)$	0,365923

Test pro ARCH řádu 1	
Nulová hypotéza:	není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM	0,0181355
p-hodnota = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,0181355)$	0,892874

Test normality reziduí	
Nulová hypotéza:	chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2)	1,17825
p-hodnota	0,554812

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity	
Nulová hypotéza:	není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z	0,938112
p-hodnota	0,348187

Tabulka 12 Dílčí testy GMM odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky dílčích testů zachycuje Tabulka 12. Ani v jednom z dílčích testů jsme na zvolené hladině významnosti nezamítli nulovou hypotézu. Uvedený GMM odhad tedy nevykazuje autokorelaci, heteroskedasticitu a rezidua mají normální rozložení.

Rozklad rozptylu pro d_INF_CZ			
perioda	směr. chyba	d_INF_CZ	d_RULCHOU_CZ
1	2,13213	100,0000	0,0000
2	2,38872	93,0150	6,9850
3	2,39725	92,9625	7,0375
4	2,39813	92,9484	7,0516
5	2,39818	92,9479	7,0521

Tabulka 13 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, ČR. Zdroj: vlastní zpracování

V rámci testování odhadu VAR konečně následuje předpoklad analýzy rozptylu pro proměnnou současné míry inflace HICP, kterou zachycuje Tabulka 13. Zde můžeme vyčíst, že v následujících obdobích vysvětluje více než 90 % rozptylu HICP České republiky současná míra inflace.

3.3 Eurozóna (EA19)

Další ze zkoumaných ekonomik je agregát eurozóny. Zahrnuje 19 členských států (zatím posledním příchodím členským se stala v roce 2015 Litva). VAR odhad obsahoval následující proměnné, viz Tabulka 14:

Název proměnné	Popis
const	Nezbytná součást modelu
d_INF_EA19_1	Vysvětlovaná proměnná, míra inflace dle HICP
d_RULCHOU_EA19_1	Vysvětlující proměnná, reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu
d_OIL_EUR	Vysvětlující proměnná, index ceny ropy

Tabulka 14 Proměnné VAR odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování

Takový odhad byl dále podroben jednotlivým dílčím testům na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu dat:

Autokorelace:

Test for autocorrelation of order up to 1			
	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	0,821	F (4, 30)	0,5220

Heteroskedasticita:

Test for ARCH of order up to 1			
	LM	df	p-value
lag 1	5,796	9	0,7601

Normalita:

Doornik-Hansenův test	
Testovací statistika	p-value
Chí-kvadrát(4) = 9,03012	0,0604

Tabulka 15 Dílčí testy VAR odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 15 znázorňuje výsledky jednotlivých testů. Nulovou hypotézu jsme nezamítli ani v jednom případě (byť v rámci testu normality reziduí není výsledek právě přesvědčivý). To znamená, že VAR na 5% hladině spolehlivosti považujeme rezidua jako normálně rozdělená, bez přítomnosti autokorelace i heteroskedasticity (ARCH). Díky tomu bylo možné data podrobit další analýze metodou GMM.

Odhad metodou GMM sestával z následujících proměnných:

Závislá proměnná (měřítko inflace): d_INF_EA19

Instrumentované proměnné (regresory):

- d_INF_EXP_ECB (očekávaná míra inflace dle šetření ECB),
- d_RULCHOU_EA19 (reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu).

Instrumentální proměnné:

- d_GDP_EA19_1 (vývoj hodnoty HDP pro agregát eurozóny, jedno zpoždění),
- d_NEER_EA19 (ukazatel nominálního efektivního měnového kurzu),
- d_OIL_EUR (cenový index ropy)

Níže uvedená Tabulka 16 zaznamenává výsledky naměřené ve dvoukrokovém GMM odhadu:

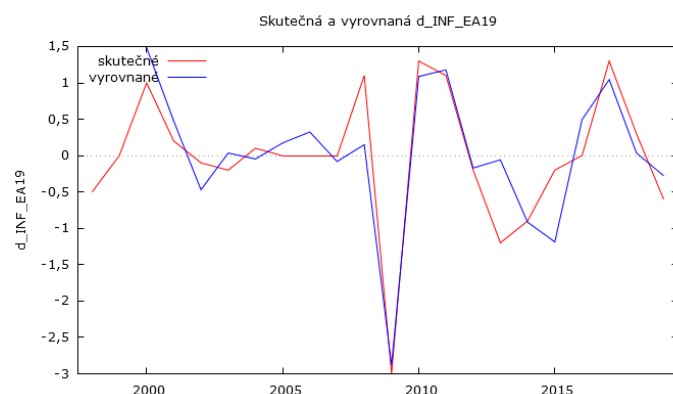
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-0,354684	0,141574	-2,505	0,0122	**
d_RULCHOU_EA19	0,377656	0,167083	2,260	0,0238	**
d_INF_EXP_ECB	1,34450	0,381977	3,520	0,0004	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,000000	Sm. odchylka závisle proměnné	0,991543
----------------------------------	----------	-------------------------------	----------

Kritérium GMM: $Q = 0,0158713$ (TQ = 0,317426)
J test: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,0148831$ [p-hodnota = 0,9926]

Tabulka 16 Výstup GMM odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování

Všechny instrumentované proměnné, uvedené v Tabulka 16, lze označit jako statisticky validní (výsledné p-hodnoty jsou nižší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$). Vysoká p-hodnota J-testu značí dobrý výsledek z pohledu identifikace odhadu.



Graf 7 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování

V Graf 7 je zachycen výsledek odhadované míry inflace (modře) a vstupní diferencované časové řady (červeně). Odhad skutečnou míru inflace kopíruje s mírnými odchylkami ve většině sledovaného období. Výjimkou je pouze podhodnocení meziroční míry změny HICP v roce 2008, a poté

v letech opadající ekonomické krize mezi roky 2012–2016. Zde je nutné brát v potaz, že časová řada inflace eurozóny (EA19) slouží jako agregát zemí v Eurosystemu. Ty mají společnou centrální banku (ECB), šok spojený s propadem globálního trhu v roce 2008 měl ovšem na každou ekonomiku odlišnou intenzitu. Zvolená sada vysvětlovaných proměnných a instrumentů ve většině období kopíruje skutečnou míru inflace HICP s rozdílem pod 1 %, a poskytuje tak vodítko k možnému určení determinantů inflace eurozóny.

Z odhadnutých hodnot koeficientů vyplývá, že inflace eurozóny (při tomto konkrétním sestavení a použitých instrumentálních proměnných) reaguje více na změnu očekávané hodnoty inflace z šetření ECB než na změnu reálných jednotkových nákladů práce. V případě eurozóny je však volba vhodných regresorů i instrumentálních proměnných poměrně problematická. Odhady v literatuře se odlišují jak přístupem k použití zpožděných proměnných, tak volbou vlastních instrumentů. McAdam a Alpo (2003) při analýze využívají dvou a čtyř zpožděných (u kvartálních dat) při konstrukci vlastních instrumentů (přirážku k reálným mezním nákladům firmy). Rumler (2005) naproti tomu u svých GMM odhadů využívá (na čtvrtletních datech) instrumenty jako inflaci cen, mezd či komodit nebo národní důchod (angl. *labour share*).

Lagoa (2017) ve své analýze faktorů inflace získává statisticky validní výsledky při použití nominálních mezních nákladů práce (NULC) namísto běžně používaných proměnných RULC či mezery výstupu. Zároveň ale dochází k podobným výsledkům jako jiní autoři, když shrnuje, že při použití hybridního modelu NKPC zjišťuje významnost především očekávané míry inflace namísto zpožděné inflace. Zmiňuje také statisticky významné výsledky při použití zpožděného NEER (v odhadu výše figurující bez zpoždění jako instrument). Na závěr uvádí, že především očekávaná míra inflace je jedním z hlavních faktorů míry inflace v eurozóně. Podobný závěr lze vyvézt i z omezené vypovídající hodnoty předloženého odhadu (byť s použitím klasické verze NKPC).

K podobným výsledkům dospívají i Chortareas et al. (2012) ve své analýze inflace eurozóny metodou hybridní NKPC využívají jak metody GMM, tak méně obvyklé 2SQR (*Two Stage Quantile Regression*). Odhadnuté hodnoty jednotlivých koeficientů posilují výsledné tvrzení, že významným faktorem inflace v eurozóně je právě očekávaná hodnota inflace.

Rumler a Valderrama (2008) se ve svém článku věnují vlivům hospodářské poptávky na míru inflace, a možnost jejího vysvětlení pomocí klasických Phillipsových křivek i standardního dopředu hledícího modelu NKPC. Metodou GMM vytváří odhady pro několik významných evropských ekonomik, mj. Německo a agregát eurozóny. V celém období 1970:1–2007:4 nachází slabou evidenci vysvětlení inflační dynamiky za použití mezery výstupu jako zástupce reálných mezních nákladů (na zvolené hladině spolehlivosti statisticky nevýznamné hodnoty koeficientu RMC a relativně nízká p-hodnota J-testu validity instrumentů). Při rozdělení zkoumaného období na dva intervaly s rozdělením v 1986:4, respektive 1987:1 ale výsledné odhady poskytují statisticky validní předpoklad toho, že v druhém intervalu je míra inflace v eurozóně je jen obtížně vysvětlitelná za použití mezery výstupu jako zástupce proměnné RMC.

LM test pro autokorelaci až do řádu 1	
Nulová hypotéza:	žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF	1,57772e-006
p-hodnota = $P(F(1, 16) > 1,57772e-006)$	0,999014

Test pro ARCH řádu 1	
Nulová hypotéza:	není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM	1,00105
p-hodnota = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,00105)$	0,317056

Test normality reziduí	
Nulová hypotéza:	chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2)	4,96394
p-hodnota	0,0835784

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity	
Nulová hypotéza:	není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z	0,298137
p-hodnota	0,765598

Tabulka 17 Dílčí testy GMM odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 17 uvádí výsledky dílčích statistických testů, ověřující validitu odhadu. Ve všech případech jsme na dané hladině spolehlivosti nulovou hypotézu nezamítli. Odhad je tedy statisticky validní.

Rozklad rozptylu pro d_INF_EA19			
perioda	směr. chyba	d_INF_EA19	d_RULCHOU_EA19
1	0,606568	100,0000	0,0000
2	0,679904	86,1715	13,8285
3	0,681751	86,1923	13,8077
4	0,681943	86,1562	13,8438
5	0,681954	86,1559	13,8441

Tabulka 18 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování

Konečně Tabulka 18 zachycuje předpovězený rozklad rozptylu pro inflaci agregátu EA19. Podobně jako v případě předchozích odhadů ekonomik Německa a České republiky, pozorujeme převládající vypovídající schopnost především z vlastních hodnot inflace jako takové. Reálné mezní náklady zde figurují méně než v 15 %.

3.4 Polsko

Níže uvedená Tabulka 19 zachycuje strukturu jednoduchého VAR modelu pro příklad Polska:

Název proměnné	Popis
const	Nezbytná součást modelu
d_GDPDEF_PL_1	Vysvětlovaná proměnná, míra inflace dle deflátoru HDP
d_RULCHOU_PL_1	Vysvětlující proměnná, reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu
d_OIL_EUR	Vysvětlující proměnná, index ceny ropy

Tabulka 19 Proměnné VAR odhadu, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování

Takto konstruovaný odhad, vycházející ze specifikace modelu NKPC byl dále podroben základním testům na přítomnost autoregrese, heteroskedasticity, a byla ověřena normalita dat:

Autokorelace:

Test for autocorrelation of order up to 1			
	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	0,599	F (4, 32)	0,6660

Heteroskedasticita:

Test for ARCH of order up to 1			
	LM	df	p-value
lag 1	2,820	9	0,9710

Normalita:

Doornik-Hansenův test	
Testovací statistika	p-value
Chí-kvadrát(4) = 9,03012	0,3890

Tabulka 20 Dílčí testy VAR odhadu, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování

Z dílčích testů, jejichž výsledky zachycuje Tabulka 20 nebyl na hladině spolehlivosti $\alpha = 0,05$ zaznamenán žádný problém s autokorelací, heteroskedasticitou či normalitou reziduí. Následuje specifikace GMM odhadu, kterým byly odhadnuty vlastní hodnoty koeficientů jednotlivých regresorů:

Závislá proměnná (měřítko inflace): d_GDPDEF_PL

Instrumentované proměnné (regresory):

- d_INF_EXP_AETB_PL (očekávaná míra inflace na základě HICP bez započtení ceny potravin, energií, alkoholu a tabáku),
- d_RULCHOU_PL (reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu),
- d_TOT_PL (ukazatel směnných relací, komplement k reálným jednotkovým nákladům).

Instrumentální proměnné:

- d_NEER_PL_1 (ukazatel nominálního efektivního měnového kurzu s prvním zpožděním),
- d_TOT_PL_1 (ukazatel směnných relací, první zpoždění),
- d_OIL_EUR (cenový index ropy),
- d_RULCHOU_PL_1 (reálné jednotkové náklady na odpracovanou hodinu, jedno zpoždění),
- d_INF_EXP_AETB_PL_1 (očekávaná míra inflace na základě HICP bez započtení ceny potravin, energií, alkoholu a tabáku, jedno zpoždění).

Následující Tabulka 21 uvádí odhadnuté hodnoty koeficientů a statistickou validitu vlastního odhadu:

HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-16,4455	3,22823	-5,094	<0,0001	***
d_INF_EXP_AETB_PL	-3,22878	1,34768	-2,396	0,0166	**
d_RULCHOU_PL	4,45657	1,14347	3,897	<0,0001	***
d_TOT_PL	2,82577	1,21778	2,320	0,0203	**

Střední hodnota závisle proměnné	1,773857	Sm. odchylka závisle proměnné	6,808324
----------------------------------	----------	-------------------------------	----------

Kritérium GMM: $Q = 0,0203961$ ($TQ = 0,407922$)
J test: $\chi^2(2) = 0,407922$ [$p\text{-hodnota} = 0,8155$]

Tabulka 21 Výstup GMM odhadu, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování

Komplikovaný odhad sestával z celé řady instrumentů. Podobné specifikace jako v případě jiných prezentovaných ekonomik nebyly statisticky přijatelné. Z pohledu odhadu pro polskou ekonomiku je zajímavé především použití vysvětlované proměnné v podobě deflátoru HDP. U ostatních testovaných ekonomik by použití tohoto ukazatele nemělo patrný ekonomický význam (Polsko je tradičně relativně uzavřenější ekonomikou než právě ČR či Německo), v případě Polska (a v kontextu použitých časových řad) právě deflátor HDP poskytoval statisticky více přijatelné výsledky.

Z pohledu odhadnutých koeficientů je patrné, že růst reálných jednotkových nákladů či směnných relací vede k růstu míry inflace dle deflátoru HDP. Naopak růst očekávané míry inflace bez započtení tabáku, alkoholických nápojů, potravin a energií vede k opačnému jevu. Validita odhadu z pohledu identifikace instrumentálními proměnnými má hodnotu testovací statistiky dostatečně vzdálenou od nuly, na zvolené hladině spolehlivosti $\alpha = 0,05$ je tedy model validní a dostatečně předidentifikovaný (*overidentified*).



Graf 8 Skutečná a vysvětlená meziroční změna deflátoru HDP, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování

Výše uvedený Graf 8 prozrazuje, že výsledky tohoto odhadu nejsou zdaleka tak přesné jako v případě předchozích ekonomik. Odhadovaná změna míry inflace (modře) se proti skutečné (červeně) liší jak v letech ekonomického růstu (před šokem v roce 2008), tak v letech vrcholících dopadů ekonomické krize (po roce 2010, včetně). Takto strukturovaný odhad poskytuje nepřesvědčivé výsledky o faktorech inflační dynamiky ekonomiky Polska. Řešením by mohlo být rozšíření zdrojových časových řad o další instrumenty.

Łyziak (2016) se ve své práci zabývá důsledky dezinflace a deflace, zachycené v polské ekonomice mezi lety 2015 a 2016. S použitím modelu hybridní NKPC nachází statisticky validní výsledky (tzn. použití vysvětlujících proměnné mezery výstupu). Zmiňuje však, že se výsledky dílčích odhadů velmi liší na tom, zdali je jako vysvětlovaná proměnná použita obecná či jádrová míra inflace (vždy dle CPI). Příčinu nízké míry inflace mezi lety 2015 a 2016 uvádí nízké ceny některých světových komodit a pokles cen importů, nízkou míru inflačních očekávání (především podniků) či zápornou mezeru výstupu. Odhady tvořené klasickou verzí NKPC neuvádí. Podobnému tématu se věnuje také Szafranek (2016). S použitím měřítka ve formě jádrové HICP sestrojuje GMM odhady s hlavním cílem analyzovat příčiny dezinflace v letech 2015 a 2016. Jeho odhady s použitím modelu hybridní NKPC naznačují nejasnost síly inflačních očekávání. Autor tento jev (rozdílnou vypovídající hodnotu inflačních očekávání) vysvětluje přítomností dalšího faktoru, který současná verze HNKPC nezohledňuje.

Baxa et al. (2012) zkoumají vývoj inflace v Polsku několika variantami NKPC. V případě varianty pro malé uzavřené ekonomiky se jim nedaří zachytit dynamiku inflace pomocí mezery výstupu, připouští ale problémy s volbou proměnné na pozici reálných mezních nákladů (RMC), případně empirické selhání jejich modelu. Výsledné hodnoty koeficientů v případě Polska ale naznačují, že v rámci sledovaného období (1996–2011) chování inflace vysvětlují inflační očekávání i zpožděná inflace (byť zpožděná inflace s menší silou, tzn. nižší hodnotou koeficientu).

LM test pro autokorelaci až do řádu 1	
Nulová hypotéza:	žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF	0,251084
p-hodnota = $P(F(1, 16) > 0,251084)$	0,623586

Test pro ARCH řádu 1	
Nulová hypotéza:	není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM	0,437871
p-hodnota = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,437871)$	0,508152

Test normality reziduí	
Nulová hypotéza:	chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2)	3,42375
p-hodnota	0,180527

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity	
Nulová hypotéza:	není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z	0,437773
p-hodnota	0,661551

Tabulka 22 Dílčí testy GMM odhadu. Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 22 zachycuje výsledky jednotlivých dílčích statistických testů. Model splnil všechny měřené náležitosti a je tak tedy statisticky validní.

Závěrem k Polsku uveďme předpověď rozkladu rozptylu, vycházející z VAR odhadu, zachycený v Tabulka 23:

Rozklad rozptylu pro d_GDPDEF_PL			
perioda	směr. Chyba	d_GDPDEF_PL	d_RULCHOU_PL
1	5,45187	100,0000	0,0000
2	5,55949	99,8553	0,1447
3	5,56086	99,8507	0,1493
4	5,56103	99,8496	0,1504
5	5,56103	99,8495	0,1505

Tabulka 23 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování

Z analýzy rozkladu rozptylu vyplývají podobné výsledky jako v případě ostatních odhadů, tedy že reálné jednotkové náklady vysvětlují pouze velmi malou část budoucích hodnot (v tomto případě cca 1,5 %).

3.5 Slovensko

Poslední analyzovanou ekonomikou je Slovensko. VAR odhad vycházející sestávající z NKPC zachycuje následující Tabulka 24:

Název proměnné	Popis
const	Nezbytná součást modelu
d_INF_SK_1	Vysvětlovaná proměnná, meziroční změna míry inflace dle HICP
d_RULCPER_SK_1	Vysvětlující proměnná, reálné jednotkové náklady na zaměstnance
d_PFOOD	Vysvětlující proměnná, index cen potravin

Tabulka 24 Proměnné VAR odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování

Takto konstruovaný odhad byl opět podroben základním testům:

Autokorelace:

Test for autocorrelation of order up to 1			
	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	0,150	F (4, 32)	0,9615

Heteroskedasticita:

Test for ARCH of order up to 1			
	LM	df	p-value
lag 1	6,421	9	0,6971

Normalita:

Doornik-Hansenův test	
Testovací statistika	p-value
Chí-kvadrát(4) = 1,04658	0,9027

Tabulka 25 Dílčí testy VAR odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování

Ve všech případech (jak uvádí Tabulka 25) nezamítáme nulovou hypotézu, tím pádem pracujeme na zvolené hladině spolehlivosti $\alpha = 0,05$ s tím, že data netrpí autokorelací či heteroskedasticitou reziduální složky, a že je reziduální složka normálně rozdělená. Bylo tedy možné přistoupit ke konstrukci GMM odhadu. Ten měl následující specifikaci:

Závislá proměnná (měřítko inflace): d_INF_SK

Instrumentované proměnné (regresory):

- d_INF_EXP_ECB (očekávaná míra inflace na základě šetření ECB),
- d_RULCPER_SK (reálné jednotkové náklady na zaměstnance),

Instrumentální proměnné:

- d_NEER_SK_1 (ukazatel nominálního efektivního měnového kurzu s prvním zpožděním),
- d_GDP_SK_1 (vývoj HDP, první zpoždění),
- d_PFOOD (index světových cen potravin).

Výsledky tohoto GMM odhadu zaznamenává Tabulka 26:

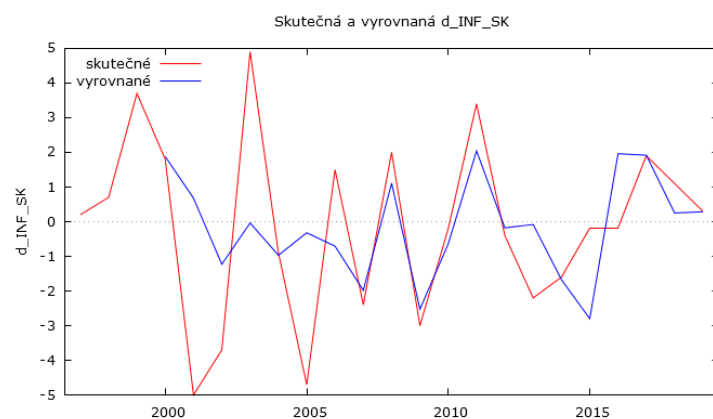
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)					
	Koeficient	Směr. chyba	z	p-hodnota	
const	0,559453	0,342255	1,635	0,1021	
d_INF_EXP_ECB	2,66009	0,903746	2,943	0,0032	***
d_RULCPER_SK	-0,321210	0,158606	-2,025	0,0428	**

Střední hodnota závisle proměnné	-0,380000	Sm. odchylka závisle proměnné	2,626905
----------------------------------	-----------	-------------------------------	----------

Kritérium GMM: $Q = 0,0469212$ ($TQ = 0,938425$)
J test: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,938425$ [p-hodnota = 0,3327]

Tabulka 26 Výstup GMM odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování

Na zvolené hladině spolehlivosti jsou instrumentované proměnné statisticky významné. Slovenská ekonomika tedy vykazuje podobné znaky jako ostatní zkoumané ekonomiky. Nulovou hypotézu J-testu validity odhadu je na dané hladině spolehlivosti nezamítáme, odhad je tedy dostatečně identifikován. Výsledná p-hodnota je ale již na hraně, v literatuře se v případě J-testu zpravidla uvádí výsledky s vyššími hodnotami. Z pohledu interpretace koeficientů zmiňme překvapivě nízkou (zápornou) hodnotu u reálných mezních nákladů, čímž odhad říká, že míra inflace bude na růst RULC reagovat mírným poklesem. Ukazuje se naopak výrazný vliv inflačních očekávání, kde má koeficient relativně vysokou kladnou hodnotu (ovšem s vyšší směrodatnou chybou).



Graf 9 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování

V Graf 9 lze vidět srovnání skutečné (červeně) a odhadované míry meziroční změny míry inflace HICP (modře). V levé části grafu (v období před rokem 2007) je patrná velmi nízká míra závislosti, ve zbylém období graf poskytuje představu o inflačním chování ekonomiky Slovenska. Tato skutečnost dobře koresponduje se vstupem Slovenska do eurozóny a Euro systému právě v roce 2007. Odhad tedy naznačuje, že použité vysvětlované proměnné (a především očekávaná míra inflace dle šetření ECB) mohou být v současné době důležitými determinanty vývoje inflace Slovenska.

Vašíček (2014) se ve své práci zabývá aplikováním NKPC na (toho času) nové členy Evropské unie (ČR, Polsko, Maďarsko a Slovensko). Pro tyto státy sledává proměnnou inflačních očekávání jako významný faktor vysvětlující míru inflace. Zároveň však zmiňuje, že inflace v těchto zemích má tendenci k vyšší míře setrvačnosti. Vašíček (2014) nabízí vysvětlení v tom, že řada podniků patrně stanovuje ceny na základě minulých cen, které následně valorizuje o inflační rozdíl, což by mohlo znamenat absenci jasně čitelné monetární politiky či chybějící nominální (cenovou) kotvu. Zároveň nachází relativně slabou evidenci pro použití proměnných jako reálné mezní náklady RULC či mezeru výstupu pro vysvětlení míry inflace. Dodává, že krátkodobé inflační šoky mohou být silně ovlivněny externími faktory (což v případě zmíněných ekonomik, včetně Polska, vzhledem k jejich otevřenosti nepovažuje za překvapivé). Ve svém NKPC modelu pro slovenskou ekonomiku nachází statisticky validní odhad s použitím proměnné reálných mezních nákladů práce očištěných o trend pomocí HP filtru.

Pro úplnost uvedme sadu zbylých dílčích testů pro ověření statistické validity tohoto odhadu:

LM test pro autokorelaci až do řádu 1	
Nulová hypotéza:	žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF	0,621286
p-hodnota = $P(F(1, 16) > 0,621286)$	0,442849

Test pro ARCH řádu 1	
Nulová hypotéza:	není zde žádný efekt ARCH
Testovací statistika: LM	0,124865
p-hodnota = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,124865)$	0,723817

Test normality reziduí	
Nulová hypotéza:	chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2)	4,0609
p-hodnota	0,131277

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity	
Nulová hypotéza:	není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z	0,83097
p-hodnota	0,405991

Tabulka 27 Dílčí testy GMM odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky testů, uvedené v Tabulka 27, značí, že ani v jednom z případů nezamítáme nulovou hypotézu. Odhad je tedy z pohledu základních podmínek validní.

Závěrem k analýze odhadů si uveďme předpověď rozptylu, vyplývající z VAR odhadu:

Rozklad rozptylu pro d_INF_SK			
perioda	směr. chyba	d_INF_SK	d_RULCPER_SK
1	2,50876	100,0000	0,0000
2	2,52216	99,5189	0,4811
3	2,52268	99,4787	0,5213
4	2,52272	99,4771	0,5229
5	2,52272	99,4770	0,5230

Tabulka 28 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky předpovědi rozptylu (Tabulka 28) odpovídají tomu, co zachytily i odhady jiných ekonomik. RULC má v této předpovědi pouze minoritní roli, většinu rozptylu d_INF_SK vysvětluje proměnná samotná.

3.6 Dodatek k odhadům

Použitý freewarový statistický software Gretl bohužel implementuje GMM pouze v základní variantě. To znamená, že skrze své GUI neumožňuje práci s pokročilými testy, kterými lze nadále zkoumat např. problematiku slabých instrumentů (*weak instruments*), blíže zkoumat otázku ortogonalit, přesně specifikovat podmíněné momenty či zachycovat a porovnávat hodnoty některých instrumentů, se kterými se v literatuře na toto téma běžně pracuje. Tato práce je tedy shrnutím možností, které lze v softwaru Gretl získat bez komplexní znalosti syntaxe pro práci s konzolí programu. Použitím placeného softwaru by bylo možné získat k odhadům další informace a lépe je srovnat s další odbornou literaturou.

Závěr

Cílem této práce bylo stanovit klíčové faktory inflace ve vybraných ekonomikách (Německo, ČR, Polsko, Slovensko) a agregátu eurozóny za použití metody novokeynesiánské Phillipsovy křivky (NKPC) v časovém rozmezí let 1996–2019.

V teoretické části práce jsem uvedl pojem inflace, rozdělil a definoval členění pojmu a uvedl jednotlivá používaná inflační měřítka jak v kontextu národním (ČR), tak pro srovnání napříč státy EU. Stručně jsem uvedl i základní režimy měnové politiky, neboť ty s inflací úzce souvisí. Nastínil jsem také kontext vzniku modelu novokeynesiánské Phillipsovy křivky a následně odvozený a rozšířený framework v podobě Hybridní NKPC.

V praktické části práce se věnuji základní úpravě zdrojových dat, a následně uvádím použité statistické nástroje (VAR, GMM), se kterými byla data analyzována. Nechybí ani výčet dílčích statistických testů, s jejichž pomocí byla ověřována validita jednotlivých výsledných odhadů. Vyjmenovávám také participující časové řady. V závěrečné části praktické části uvádím jednotlivé statistické odhady vytvořené za pomoci nástrojů VAR a GMM. Komentuji výsledky a doplňuji závěry, ke kterými došli jiní autoři prací na toto téma.

Uvedené statistické odhady jsou statisticky validní, splňují požadované vlastnosti z pohledu instrumentů, tak autokorelace, heteroskedasticity a normality reziduí. Při přímém srovnání s jinými pracemi jsem ale narážel na softwarová omezení Gretlu, který nedovoluje skrze GUI analyzovat jednotlivé strukturální proměnné modelu NKPC tak, jak činí jiní autoři (především parametry ϑ , β , a ω). Výsledné odhady se tak soustředí především na analýzu z pohledu statistické validity vysvětlujících proměnných, a pro vyšší vypovídající hodnotu by bylo nutné použít některý z komerčních programů statistické analýzy časových řad. Ve všech výsledných prezentovaných odhadech se podařilo uspokojivě vysvětlit inflaci v požadovaném měřítku za použití dostupných proměnných. Otázkou nicméně zůstává především volba instrumentálních proměnných, kde, jak je z odborné literatury patrné, neexistuje jasný konsensus ve výběru těchto proměnných.

V praktické části se podařilo vytvořit statisticky validní ekonometrické odhady za použití klíčových faktorů inflace. Ve větší polovině prezentovaných odhadů figuruje jako ukazatel očekávané inflace časová řada inflačních šetření ECB. Naopak se mezi vysvětlujícími proměnnými (v rámci GMM odhadů) zpravidla neobjevovaly „pomocné“ proměnné směnných relací a nominálního efektivního měnového kurzu. Žádný z odhadů se při své konstrukci neobešel bez použití externího faktoru v mezi GMM instrumenty (bez jejich přítomnosti se nepodařilo docílit statisticky validních výsledků, externí faktory jsou tedy při tvorbě odhadu nezbytné). V rámci reálných mezních nákladů práce se odhady liší použitím proměnné RULC jak na odpracovanou hodinu, tak zaměstnance. Oba Při tvorbě odhadů se projevovala omezení zdrojových časových řad, kdy ne všechny byly dostupné v úplně celém sledovaném období (typicky očekávaná míra inflace dle šetření ECB). Taktéž se

ve všech analyzovaných ekonomikách (mimo Polska) podařilo vytvořit statisticky validní odhad inflačních faktorů s použitím měřítka HICP (v případě Polska se statisticky relevantní výsledek podařilo nalézt jen s použitím měřítka jádrové inflace, pro větší vypovídající hodnotu by však bylo třeba do empirické práce zakomponovat větší počet zdrojových časových řad). Kromě ne zcela přesvědčivých výsledků v případě Polska byl nicméně nastíněný cíl této práce veskrze naplněn. Centrální banky tedy musí v rámci vyhlášení inflačního cíle a použitím nástrojů měnové politiky včas reagovat na změny popisovaných proměnných jak na domácím, tak světovém trhu, aby byla zachována stabilita cen v ekonomice: v ČR je patrný výrazný vliv především u očekávané míry inflace, v případě Polska to jsou kromě očekávané inflace i reálné mezní náklady práce a směnné relace. Pro ekonomiky v rámci Eurosystemu se jako výrazné determinanty jeví především očekávaná míra inflace (eurozóna, Slovensko).

Použitá literatura

1. JEFFREY M., Wooldridge, 2012. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5. Mason: South-Western. ISBN 978-1-111-53104-1.
2. MACH, Miloš, 2001 dotisk. *Makroekonomie II: pro magisterské (inženýrské) studium*. Vyd. 3. Slaný: Melandrium. ISBN 80-861-7518-9.
3. POŠTA, Vít, 2018. *Makroekonomická analýza na příkladu české ekonomiky*. 1. V Praze: C.H. Beck. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-807-4007-200.
4. ROJÍČEK, Marek, Vojtěch SPĚVÁČEK, Jan VEJMĚLEK, Eva ZAMRAZILOVÁ a Václav ŽĎÁREK, 2016. *Makroekonomická analýza: teorie a praxe*. Praha: Grada Publishing. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-5858-9.
5. SOUKUP, Jindřich, 2010. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-219-2.
6. VERBEEK, Marno, 2004. *A guide to modern econometrics*. 2nd ed. Hoboken, NJ: John Wiley. ISBN 04-708-5773-0.

Použité elektronické zdroje

1. AUSTRALIAN BUREAU OF STATISTICS, 2006. Measuring Changes in Labour Costs. Australian Bureau of Statistics [online]. Canberra [cit. 2020-04-27]. Dostupné z: <https://www.abs.gov.au/AUSSTATS/abs@.nsf/Previousproducts/5206.0Feature%20Article1Jun%202006>
2. BAXA, Jaromír, Miroslav PLAŠIL a Bořek VAŠÍČEK, 2012. Changes in Inflation Dynamics under Inflation Targeting?: Evidence from Central European Countries. CNB Working Paper Series [online]. Praha: ČNB, (4) [cit. 2020-04-28]. ISSN 1803-7070. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/economic-research/.galleries/research_publications/cnb_wp/cnbwp_2012_04.pdf
3. COTTRELL, Allin a Riccardo LUCCHETTI, 2020. Gretl User's Guide: Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library [online]. [cit. 2020-03-21]. Dostupné z: <http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf>
4. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2017. Metodický list: Cenové údaje ČNB – Vývoj inflace. In: Databáze časových řad ARAD [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2020-03-22]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/cpi_mz_cs.pdf
5. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2020. Jaké jsou režimy měnové politiky?. Česká národní banka [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2020-03-24]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/castokladene-dotazy/Jake-jsou-rezimy-menove-politiky/>
6. ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, 2020a. Indexy spotřebitelských cen: metodická příručka pro uživatele [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2020-03-22]. Dostupné z: https://www.czso.cz/documents/10180/26822363/manual_isc_2020.pdf/a2303ac4-e4d0-4f85-b20d-4e8773289c94?version=1.1
7. ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, 2020b. Inflace, spotřebitelské ceny. Český statistický úřad [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2020-03-22]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/inflace_spotrebitelske_ceny
8. DOORNIK, Jurgen A. a Henrik HANSEN, 2008. An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics [online]. 70, 927-939 [cit. 2020-03-15]. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2008.00537.x. ISSN 03059049. Dostupné z: <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1468-0084.2008.00537.x>
9. ENGLE, Robert F., 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica [online]. 50(4) [cit. 2020-03-15]. DOI: 10.2307/1912773. ISSN 00129682. Dostupné z: <https://www.jstor.org/stable/1912773?origin=crossref>
10. EUROPEAN CENTRAL BANK, 2009. Experimental HICP-based estimates of administered prices in the euro area [online]. In: Frankfurt am Main: ECB [cit. 2020-05-03]. Dostupné z: https://www.ecb.europa.eu/stats/pdf/hicp_ap.pdf
11. EUROPEAN CENTRAL BANK, 2020. ECB survey of professional forecasters (SPF). European Central Bank [online]. Frankfurt am Main: European Central Bank [cit. 2020-03-24]. Dostupné z: https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb_surveys/survey_of_professional_forecasters/html/index.en.html

12. EUROPEAN UNION, 2018. Harmonised Index of Consumer Prices (HICP): Methodological Manual, November 2018. Manuals and guidelines [online]. Luxembourg: Publications Office of the European Union [cit. 2020-03-22]. DOI: 10.2785/85564. ISSN 978-92-79-76862-0. Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/en/web/products-manuals-and-guidelines/-/KS-GQ-17-015>
13. EUROSTAT, 2012. FINAL REPORT: TASK FORCE CHAIN-LINKING IN STS [online]. [cit. 2020-03-21]. Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/1916593/1917176/Chain+Linking+Final+Report+2012.pdf/30393337-82e8-4805-8d3b-baaab92b5c6f>
14. EUROSTAT, 2018. Glossary:Inflation. Eurostat: Statistics Explained [online]. Eurostat [cit. 2020-03-22]. Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Inflation>
15. FIDRMUC, Jarko a Katarina DANISKOVA, 2011. Inflation Convergence and the New Keynesian, Phillips Curve in the Czech Republic. SSRN Electronic Journal [online]. [cit. 2020-04-19]. DOI: 10.2139/ssrn.1857513. ISSN 1556-5068. Dostupné z: <http://www.ssrn.com/abstract=1857513>
16. FRIEDMAN, Milton, 1968. The Role of Monetary Policy. The American Economic Review [online]. American Economic Association, 58(1) [cit. 2020-04-22]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1831652>
17. GALÍ, Jordi a Mark GERTLER, 1999. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. Journal of Monetary Economics [online]. 44(2), 195-222 [cit. 2020-03-24]. DOI: 10.1016/S0304-3932(99)00023-9. ISSN 03043932. Dostupné z: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393299000239>
18. GALI, Jordi a Tommaso MONACELLI, 2005. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. In: Review of Economic Studies [online]. [cit. 2020-04-29]. DOI: 10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x. ISSN 0034-6527. Dostupné z: <https://academic.oup.com/restud/article-lookup/doi/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>
19. GORDON, Robert, 2011. The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation. *Economica* [online]. 78(309), 10-50 [cit. 2020-04-22]. DOI: 10.1111/j.1468-0335.2009.00815.x. ISSN 00130427. Dostupné z: <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1468-0335.2009.00815.x>
20. HANSEN, Lars Peter, 1982. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica* [online]. 50(4) [cit. 2020-04-02]. DOI: 10.2307/1912775. ISSN 00129682. Dostupné z: <https://www.jstor.org/stable/1912775?origin=crossref>
21. HATEMI-J, Abdunnasser, 2004. Multivariate tests for autocorrelation in the stable and unstable VAR models. *Economic Modelling* [online]. 21(4), 661-683 [cit. 2020-03-21]. DOI: 10.1016/j.econmod.2003.09.005. ISSN 02649993. Dostupné z: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0264999303000610>
22. HOLMES, E., M. SCHEUERELL a E. WARD, 2020. Applied Time Series Analysis for Fisheries and Environmental Sciences [online]. Seattle: Northwest Fisheries Science Center [cit. 2020-03-15]. Dostupné z: <https://nwfsc-timeseries.github.io/atsa-labs/>
23. HORNSTEIN, Andreas, 2008. Introduction to the New Keynesian Phillips Curve. In: *Economic Quarterly*. 94. Richmond: Federal Reserve Bank of Richmond.
24. CHORTAREAS, Georgios, George MAGONIS a Theodore PANAGIOTIDIS, 2012. The asymmetry of the New Keynesian Phillips Curve in the euro-area. *Economics Letters* [online]. 114(2), 161-

- 163 [cit. 2020-04-28]. DOI: 10.1016/j.econlet.2011.09.035. ISSN 01651765. Dostępne z: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165176511003648>
25. JAJUGA, Krzysztof, Lucjan T. ORLOWSKI a Karsten STAEHR, 2017. Contemporary Trends and Challenges in Finance: Proceedings from the 2nd Wrocław International Conference in Finance [online]. Springer International Publishing [cit. 2020-04-08]. ISBN 978-3-319-54885-2. Dostępne z: www.springer.com/gp/book/9783319548845
 26. JO, Adefisoye, Golam BM a George F, 2016. Performances of Several Univariate Tests of Normality: An Empirical Study [online]. 07(04) [cit. 2020-03-21]. DOI: 10.4172/2155-6180.1000322. ISSN 21556180. Dostępne z: <https://www.omicsonline.org/open-access/performances-of-several-univariate-tests-of-normality-an-empiricalstudy-2155-6180-1000322.php?aid=82635>
 27. LACK, Caesar, 2006. Forecasting Swiss inflation using VAR models. In: Swiss National Bank Economic Studies [online]. 2. Zürich: SNB [cit. 2020-03-17]. ISSN 1661-142X. Dostępne z: https://www.snb.ch/en/mmr/studies/id/economic_studies_2006_02
 28. LAGOA, Sérgio, 2017. Determinants of inflation differentials in the euro area: Is the New Keynesian Phillips Curve enough?. Journal of Applied Economics [online]. Buenos Aires: Universidad del CEMA, 20 [cit. 2020-04-28]. Dostępne z: <https://ucema.edu.ar/publicaciones/download/volume20/lagoa.pdf>
 29. LINDÉ, Jesper, 2005. Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach. In: Journal of Monetary Economics [online]. [cit. 2020-05-07]. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2005.08.007. ISSN 03043932. Dostępne z: www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304393205000784
 30. LUCAS, Robert E, 1972. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory* [online]. 4(2), 103-124 [cit. 2020-04-22]. DOI: 10.1016/0022-0531(72)90142-1. ISSN 00220531. Dostępne z: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0022053172901421>
 31. LUCAS, Robert E., 1973. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *The American Economic Review* [online]. 1973, 63(3), 326-334 [cit. 2020-04-22]. Dostępne z: <https://www.jstor.org/stable/1914364?seq=1>
 32. ŁYZIAK, Tomasz, 2016. The Phillips Curve is still alive. Interpretation of low inflation episode in Poland. *Studia Ekonomiczne* [online]. Warszawa: Instytut Nauk Ekonomicznych Polskiej Akademii Nauk, (2), 161-198 [cit. 2020-04-29]. ISSN 2084-6416. Dostępne z: http://inepan.pl/wp-content/uploads/2016/08/SE_2016_2_01_Lyziak.pdf
 33. MCADAM, Peter a Alpo WILLMAN, 2003. New Keynesian Phillips Curves: A Reassessmen Using Euro-Area Data. In: Working Paper Series [online]. Frankfurt am Main: ECB [cit. 2020-04-18]. ISSN 1725-280. Dostępne z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp265.pdf>
 34. MIHAILOV, Alexander, Fabio RUMLER a Johann SCHARLER, 2008. The Small Open Economy New Keynesian Phillips Curve: Empirical Evidence and Implied Infation Dynamics [online]. Johannes Kepler University of Linz [cit. 2020-04-27]. Dostępne z: <http://www.econ.jku.at/papers/2008/wp0817.pdf>
 35. MIHAILOV, Alexander, Fabio RUMLER a Johann SCHARLER, 2009. Inflation Dynamics in the New EU Member States: How Relevant Are External Factors?: Working Paper No. 0913 [online]. Johannes Kepler University of Linz [cit. 2019-12-09].

36. NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA, 2020. Menová politika ECB (od roku 2009). In: Národná banka Slovenska [online]. Bratislava: Národná banka Slovenska [cit. 2020-04-29].
37. PAVELKA, Tomáš, 2007. Makroekonomie: základní kurz. 3. vyd. Slaný: Melandrium. ISBN 978-80-86175-58-4.
38. PHELPS, Edmund, 1968. Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. *Journal of Political Economy* [online]. 76(42), 678-711 [cit. 2020-04-22]. DOI: 10.1086/259438. ISSN 0022-3808. Dostupné z: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/259438>
39. PHILLIPS, A., 1958. The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957 1. *Economica* [online]. 25(100), 283-299 [cit. 2020-04-22]. DOI: 10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x. ISSN 00130427. Dostupné z: <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x>
40. RAMANATHAN, Ramu, 2013. The Lagrange Multiplier F-test (LMF). Ramu Ramanathan, Professor Emeritus [online]. [cit. 2020-05-08]. Dostupné z: <https://econweb.ucsd.edu/~rramanath/LMFtest.pdf>
41. RUDD, Jeremy a Karl WHELAN, 2003. Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics?. *Finance and Economics Discussion Series* [online]. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003(46) [cit. 2020-05-03]. Dostupné z: www.federalreserve.gov/pubs/feds/2003/200346/200346pap.pdf
42. RUDD, Jeremy a Karl WHELAN, 2005. New tests of the new-Keynesian Phillips curve. In: *Journal of Monetary Economics* [online]. [cit. 2020-04-27]. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2005.08.006. ISSN 03043932. Dostupné z: www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304393205000772
43. RUMLER, Fabio, 2005. Estimates Of The Open Economy New Keynesian Phillips Curve For Euro Area Countries. *Working Paper Series* [online]. Frankfurt am Main: ECB, (496) [cit. 2020-04-18]. ISSN 1725-2806. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp496.pdf?b666fe925f4b877a75d2390e54f34c8e>
44. RUMLER, Fabio a Teresa VALDERRAMA, 2008. Welche Rolle spielen gesamtwirtschaftliche Nachfragefaktoren für die gegenwärtige Inflationsentwicklung?. In: *Geldpolitik und Wirtschaft Q2/08* [online]. Wien: Oesterreichische Nationalbank [cit. 2020-04-20]. Dostupné z: https://www.oenb.at/dam/jcr:7433e955-3372-43bd-a51c-12d6d716a0d8/gewi_2008_q2_analyse3_tcm14-87209.pdf
45. SAMUELSON, Paul a Robert SOLOW, 1960. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy [online]. 50(2), 177-194 [cit. 2020-05-08]. ISSN The American Economic Review. Dostupné z: <https://www.jstor.org/stable/1815021?seq=1>
46. SARGAN, J. D., 1958. The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica* [online]. 26(3) [cit. 2020-04-08]. DOI: 10.2307/1907619. ISSN 00129682. Dostupné z: <https://www.jstor.org/stable/1907619?origin=crossref>
47. SCHEUFELE, Rolf, 2010. Evaluating the German (New Keynesian) Phillips curve. *The North American Journal of Economics and Finance* [online]. 21(2), 145-164 [cit. 2020-04-28]. DOI: 10.1016/j.najef.2009.06.001. ISSN 10629408. Dostupné z: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S106294081000015X>

48. SZAFRANEK, Karol, 2016. Linking excessive disinflation and output movements in an emerging, small open economy. A hybrid New Keynesian Phillips Curve perspective. Working Papers [online]. Warszawa: Narodowy Bank Polski, (239) [cit. 2020-04-29]. ISSN 2084-624X. Dostupné z: https://www.nbp.pl/publikacje/materialy_i_studia/239_en.pdf
49. VAŠÍČEK, Bořek, 2014. Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve in Four Central European Countries. In: Emerging Markets Finance and Trade [online]. [cit. 2020-05-02]. DOI: 10.2753/REE1540-496X470504. ISSN 1540-496X. Dostupné z: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.2753/REE1540-496X470504>
50. WANG, W., P. VAN GELDER, J. VRIJLING a J. MA, 2005. Testing and modelling autoregressive conditional heteroskedasticity of streamflow processes. Nonlinear Processes in Geophysics [online]. 12(1), 55-66 [cit. 2020-03-21]. DOI: 10.5194/npg-12-55-2005. ISSN 1607-7946. Dostupné z: <http://www.nonlin-processes-geophys.net/12/55/2005/>

Seznam grafů

Graf 1 Hodnoty HDP analyzovaných zemí ve sledovaném období. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování.....	28
Graf 2 Meziroční průměrné změny HICP. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování.....	29
Graf 3 Srovnání HICP a jádrové HICP ČR a Německa. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování.....	29
Graf 4 Srovnání meziroční změny HICP, ČR, Polsko, eurozóna. Zdroj: Eurostat, vlastní zpracování.....	30
Graf 5 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, Německo. Zdroj: vlastní zpracování.....	34
Graf 6 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, ČR. Zdroj: vlastní zpracování.....	38
Graf 7 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování.....	42
Graf 8 Skutečná a vysvětlená meziroční změna deflátoru HDP, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování.....	47
Graf 9 Skutečná a vysvětlená meziroční změna míry HICP, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování.....	50

Seznam tabulek

Tabulka 1 Spotřebitelský koš CPI, zdroj: ČSÚ.....	10
Tabulka 2 Kategorie vývozu a dovozu indexu cen zahraničního obchodu, zdroj dat: ČSÚ, vlastní zpracování.....	11
Tabulka 3 Váhy jednotlivých kategorií spotřebního koše dle HICP pro ČR. Zdroj dat: Eurostat, vlastní zpracování.....	13
Tabulka 4 Proměnné VAR odhadu, Německo. Zdroj: vlastní zpracování.....	32
Tabulka 5 Dílčí testy VAR odhadu, Německo. Zdroj: vlastní zpracování.....	33
Tabulka 6 Výstup GMM odhadu, Německo. Zdroj: vlastní zpracování.....	34
Tabulka 7 Dílčí testy GMM odhadu, Německo. Zdroj: vlastní zpracování.....	36
Tabulka 8 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, Německo. Zdroj: vlastní zpracování.....	36
Tabulka 9 Proměnné VAR odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování.....	37
Tabulka 10 Dílčí testy VAR odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování.....	37
Tabulka 11 Výstup GMM odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování.....	38
Tabulka 12 Dílčí testy GMM odhadu, ČR. Zdroj: vlastní zpracování.....	40
Tabulka 13 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, ČR. Zdroj: vlastní zpracování.....	40
Tabulka 14 Proměnné VAR odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování.....	41
Tabulka 15 Dílčí testy VAR odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování.....	41
Tabulka 16 Výstup GMM odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování.....	42
Tabulka 17 Dílčí testy GMM odhadu, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování.....	44
Tabulka 18 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, eurozóna. Zdroj: vlastní zpracování.....	44
Tabulka 19 Proměnné VAR odhadu, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování.....	45
Tabulka 20 Dílčí testy VAR odhadu, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování.....	45
Tabulka 21 Výstup GMM odhadu, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování.....	46
Tabulka 22 Dílčí testy GMM odhadu. Zdroj: vlastní zpracování.....	48
Tabulka 23 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, Polsko. Zdroj: vlastní zpracování.....	48
Tabulka 24 Proměnné VAR odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování.....	49
Tabulka 25 Dílčí testy VAR odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování.....	49
Tabulka 26 Výstup GMM odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování.....	50
Tabulka 27 Dílčí testy GMM odhadu, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování.....	51
Tabulka 28 Předpověď rozkladu rozptylu, VAR odhad, Slovensko. Zdroj: vlastní zpracování.....	52

