

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Ekonometrická analýza inflace v České republice

Bc. Libor Nekvinda

© 2024 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Libor Nekvinda

Ekonomika a management

Název práce

Ekonometrická analýza inflace v České republice

Název anglicky

Econometric analysis of inflation in the Czech Republic

Cíle práce

Hlavním cílem práce bude identifikovat a kvantifikovat determinanty působící na vývoj inflace v České republice. Dílčím cílem bude zhodnotit vývoj a vliv vybraných proměnných na vývoj inflace.

Metodika

V teoretické části bude pomocí odborných publikací vymezen pojem inflace a způsoby jejího měření. Dále budou podrobněji popsány hlavní determinanty působící na její vývoj a v neposlední řadě bude popsána činnost centrální banky ve spojitosti s inflací. Ve vlastní práci bude sestaven ekonometrický model, který bude zobrazovat vliv vysvětlujících proměnných, zmiňovaných v teoretické části, na vysvětlovanou proměnnou neboli inflaci. Na základě výsledků vlastní práce budou navržena doporučení k dosažení optimální míry inflace.

Doporučený rozsah práce

70 – 80 stran

Klíčová slova

inflace, cenová hladina, centrální banka, ekonometrický model, HDP, nezaměstnanost, časová řada

Doporučené zdroje informací

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

FORBES, S. – LEWIS, N. – AMES, E. *Inflation: what it is, why it's bad, and how to fix it*. NY: Encounter Books, 2013. ISBN 978-164-1772-433.

HUŠEK, Roman; VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. *Aplikovaná ekonometrie : teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.

ROJÍČEK, Marek; SPĚVÁČEK, Vojtěch; VEJMĚLEK, Jan; ZAMRAZILOVÁ, Eva; ŽDÁREK, Václav.

Makroekonomická analýza : teorie a praxe. Praha: Grada Publishing, 2016. ISBN 978-80-247-5858-9.

SEKERKA, Bohuslav. *Makroekonomie*. Praha: Profess Consulting, 2007. ISBN 978-80-7259-050-6.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics : a modern approach*. Boston: Cengage Learning, 2016. ISBN 978-1-305-27010-7.

Předběžný termín obhajoby

2023/24 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 5. 9. 2023

prof. Ing. Lukáš Čechura, Ph.D.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 3. 11. 2023

doc. Ing. Tomáš Šubrt, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 28. 03. 2024

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Ekonometrická analýza inflace v České republice" jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 30. března 2024

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D. za cenné rady, vstřícný přístup, věcné připomínky a v neposlední řadě za ochotu a čas, který mi v průběhu zpracování diplomové práce věnovala. Rád bych také poděkoval své rodině za podporu během celého studia.

Ekonometrická analýza inflace v České republice

Abstrakt

Tato diplomová práce se zabývá analýzou vývoje inflace v České republice v letech 2017 až 2023. Hlavním cílem diplomové práce je identifikovat a kvantifikovat determinanty, které na inflaci v uvedených letech působily. Tyto determinanty jsou určeny na základě podrobně zpracované literární rešerše, která popisuje obecné zákonitosti inflace i její současné atributy. Dílčím cílem je vytvoření jednorovnicového ekonometrického modelu, který s využitím zvolených determinantů nejlépe vystihuje vývoj míry inflace ve sledovaném období. Determinanty vstupujícími do výsledného modelu jsou nezaměstnanost, sazba 3M PRIBOR, cena elektřiny a průměrná mzda. Do modelu je také zahrnuta dummy proměnná, která charakterizuje ekonomický šok způsobený vlivem válečného konfliktu na Ukrajině. Závěrem je model aplikován prostřednictvím koeficientů pružnosti a ex-post prognózy. Na základě výsledků aplikace modelu bylo zjištěno, že inflace byla ve sledovaném období nejintenzivněji determinována průměrnou mzdou. Naopak nejméně intenzivně na ni působila cena elektřiny. V rámci prognózy ex-post jsou při porovnání předpovídaných hodnot se skutečně naměřenými hodnotami Českým statistickým úřadem zjištěny drobné odchylky, na základě čehož lze usoudit přiměřenou vypovídací schopnost ekonometrického modelu pro případnou prognózu ex-ante.

Klíčová slova: inflace, cenová hladina, spotřebitelská cena, centrální banka, měnová politika, HDP, nezaměstnanost, ekonometrický model, časová řada

Econometric analysis of inflation in the Czech Republic

Abstract

This thesis deals with the analysis of inflation in the Czech Republic between 2017 and 2023. The main objective of the thesis is to identify and quantify the determinants of inflation in these years. These determinants are identified on the basis of a detailed literature research that describes the general patterns of inflation and its current attributes. A sub-objective is to develop a single-equation econometric model that best captures the evolution of the inflation rate over the period under study using the selected determinants. The determinants entering the resulting model are unemployment, 3M PRIBOR, electricity price and average wage. The model also includes a dummy variable that characterizes the economic shock caused by the impact of the war conflict in Ukraine. Finally, the model is applied through elasticity coefficients and ex-post forecasting. Based on the results of the model application, it was found that inflation was most intensively determined by the average wage in the period under study. On the other hand, it was least intensively influenced by the price of electricity. In the ex-post forecast, minor deviations were detected when comparing the forecasted values with the values actually measured by the Czech Statistical Office, which leads to the conclusion that the econometric model has a reasonable predictive power for a possible ex-ante forecast.

Keywords: inflation, price level, consumer price, central bank, monetary policy, GDP, unemployment, econometric model, time series

Obsah

1 Úvod.....	11
2 Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika	12
2.2.1 Specifikace ekonomického, matematického a ekonometrického modelu	13
2.2.2 Sběr a analýza dat	14
2.2.3 Odhad parametrů modelu.....	18
2.2.4 Verifikace modelu.....	19
2.2.5 Výpočet elasticity	22
2.2.6 Aplikace odhadnutého modelu	22
3 Teoretická východiska	23
3.1 Inflace a související pojmy.....	23
3.2 Měření inflace	24
3.2.1 Index spotřebitelských cen.....	24
3.2.2 Harmonizovaný index spotřebitelských cen	25
3.2.3 Index cen výrobců.....	26
3.2.4 Implicitní cenový deflátor.....	26
3.3 Typologie a příčiny inflace	27
3.3.1 Inflace zjevná, skrytá a potlačená	27
3.3.2 Inflace mírná, pádivá a hyperinflace.....	28
3.3.3 Poptávková inflace.....	29
3.3.4 Nabídková inflace	30
3.3.5 Očekávaná inflace.....	31
3.4 Důsledky inflace.....	33
3.5 Phillipsova křivka.....	36
3.6 Magický čtyřúhelník	39
3.7 Pohled na vývoj inflace a její determinanty v posledních letech	40
3.8 Měnová politika	42
3.8.1 Funkce centrální banky	44
3.8.2 Nástroje měnové politiky	45
3.8.3 Cílování inflace.....	48
3.8.4 Měnová politika ČNB.....	51
4 Vlastní práce	54
4.1 Vývoj inflace v České republice	54
4.2 Vývoj determinantů inflace v České republice	56
4.2.1 Hrubý domácí produkt	56

4.2.2	Export.....	57
4.2.3	Import.....	58
4.2.4	Nezaměstnanost	59
4.2.5	Měnový agregát M3	60
4.2.6	2T repo sazba	61
4.2.7	Vývoj ceny elektřiny	62
4.2.8	Průměrná nominální mzda	63
4.2.9	Kurz EUR / CZK.....	64
4.2.10	Cena ropy BRENT	65
4.3	Popisné statistiky sledovaných proměnných	66
4.4	Posouzení sezónnosti časových řad.....	67
4.5	Posouzení stacionarity časových řad.....	68
4.6	Konstrukce ekonometrického modelu.....	71
4.6.1	Deklarace proměnných	71
4.6.2	Obecná formulace ekonomického modelu.....	72
4.6.3	Obecná formulace ekonometrického modelu	72
4.6.4	Očekávané závislosti mezi proměnnými.....	72
4.6.5	Odhad parametrů ekonometrického modelu	73
4.6.6	Odhad parametrů ekonometrického modelu – metoda Cochrane-Orcutt ..	77
4.6.7	Koeficienty pružnosti.....	80
4.7	Ex-post prognóza.....	81
5	Výsledky a diskuse	82
6	Závěr.....	87
7	Seznam použitých zdrojů.....	89
8	Seznam obrázků, tabulek, grafů, příloh a zkratk.....	94
8.1	Seznam obrázků	94
8.2	Seznam tabulek.....	94
8.3	Seznam grafů.....	94
8.4	Seznam příloh.....	95
8.5	Seznam použitých zkratk.....	95
	Přílohy	97

1 Úvod

Inflace, ekonomický pojem, který je v posledních letech nejen v České republice zmiňován více než kdy jindy. Problematika inflace je čím dál více diskutována nejen ekonomy, ale také širokou veřejností, jelikož v roce 2021 začala dosahovat takových hodnot, že ji ve své peněženice pocítil každý. Příčinou rapidního nárůstu inflace od zmíněného roku byly především dvě neočekávané události, které se v poslední době odehrály. Těmito událostmi jsou pandemie Covid-19 a válečný konflikt na Ukrajině, jež s sebou přinesly taková opatření, která zasáhla ekonomiku nejen v České republice, ale více, či méně všech zemí na světě. Pandemie a válka ale nejsou jedinými příčinami, které zvýšený růst cenové hladiny způsobily.

Inflace je jedním z nejdůležitějších ukazatelů ekonomické stability země. Nachází-li se na mírných úrovních okolo dvou procent, může být pozitivním stimulem pro ekonomický růst země ve spojení s podporou investic a expanzí firem. V případě, kdy se míra inflace vymyká kontrole a nachází se na vyšších hodnotách, může docházet k ekonomické nestabilitě země, která s sebou přináší vícero negativních důsledků.

Udržování míry inflace na předem vytyčené úrovni mají za úkol převážně centrální banky. V České republice je to Česká národní banka (ČNB), jež se snaží o docílení dlouhodobé stability spotřebitelských cen. Jejím vytyčeným inflačním cílem jsou dvě procenta, kterých se ČNB snaží dosáhnout pomocí monetárních nástrojů, jimiž jsou nejčastěji úrokové a diskontní sazby, povinné minimální rezervy apod. Tyto nástroje ale působí se zpožděním. Z tohoto důvodu využívá ČNB vlastních prognóz inflace, na základě kterých aplikuje své nástroje s dostatečným předstihem.

Inflace je jedním z nejvýznamnějších a v poslední době asi nejvíce diskutovaných makroekonomických ukazatelů. Na její vývoj působí vícero faktorů a v uplynulých třech letech ji také nepřímo ovlivnily události, které nebyly očekávané. To vše způsobilo, že inflace začala dosahovat takových hodnot, které významně ovlivnily ekonomické rozhodování domácností, firem i státu. Z těchto důvodů byla pro ekonometrické analyzování v rámci této diplomové práce vybrána právě inflace. Tato práce si klade za cíl nejprve identifikovat determinanty, které na inflaci působí dlouhodobě, ale také determinanty, které na inflaci působí v souvislosti s nastalými ekonomickými šoky. Působení těchto determinantů bude posléze kvantifikováno pomocí ekonometrického modelu a výsledky budou posouzeny z hlediska ekonomické teorie a stanovených předpokladů.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Tato diplomová práce se zabývá analýzou jednoho ze základních ukazatelů ekonomické stability země, jímž je inflace. Hlavním cílem práce je identifikovat a kvantifikovat determinanty působící na vývoj inflace v České republice, měřené pomocí meziročního indexu spotřebitelských cen. Dílčím cílem práce je popsat vývoj inflace v České republice v období od prvního čtvrtletí roku 2017 do čtvrtého čtvrtletí roku 2023 a dále také popsat determinanty, které na ni ve zmíněném období nejvíce působí.

Za účelem správné identifikace determinantů působících na vývoj inflace v České republice, je zapotřebí podrobné teoretické znalosti dané problematiky. V rámci teoretické části je nejprve vysvětlen samotný pojem inflace a další pojmy s ní související. Dále jsou popsány základní způsoby měření inflace, příčiny jejího vzniku a důsledky, které inflace způsobuje. Pro dosažení co nejpřesnější identifikace jejich determinantů jsou následně popsány názory odborníků na vývoj inflace v České republice v posledních letech. V neposlední řadě je v rámci teoretické části podrobněji popsána funkce centrálních bank ve spojitosti s udržováním ekonomické stability země a s touto funkcí související nástroje, které jsou při výkonu měnové politiky využívány.

2.2 Metodika

„Ekonometrii lze stručně charakterizovat jako kvantitativní ekonomickou disciplínu zabývající se měřením a empirickou verifikací reálných ekonomických vztahů a závislostí“ (Hušek, 2007).

Ekonometrická analýza je spojením ekonomie, matematiky a statistiky, přičemž dochází také k čím dál většímu využívání informatiky, a to za účelem vyhledávání, měření a testování nejen ekonomických jevů (Hušek, 2007).

Dougherty (2011) popisuje pojem ekonometrie jako aplikaci statistických metod, které mají za úkol kvantifikovat a kriticky zhodnotit potenciální vztah mezi sledovanými daty. Dále také zdůrazňuje, že ekonometrická analýza nemusí pracovat pouze s ekonomickými daty, ale najde své využití i v jiných sociálních vědách.

Dle Huška (2007) je základním nástrojem ekonometrické analýzy ekonometrický model. Ten zpravidla představuje stochastický model popisného charakteru, který využitím algebraických vztahů popisuje a představuje základní ekonomickou hypotézu. Správně

specifikovaný ekonometrický model umožňuje kvantifikaci intenzity a směru vzájemného působení sledovaných ekonomických proměnných. Je-li ekonometrický model odhadnutý a verifikovaný, přináší ekonomovi kvantitativní, ale i kvalitativní obraz o chování ekonomických subjektů, který je základem pro zkoumání uplynulého ekonomického vývoje, prognózování vývoje budoucího a v závěru pro přijímání včasných opatření, která formují vývoj hospodaření země.

Hančlová (2012) uvádí následující metodologický postup ekonometrického modelování:

1. specifikace ekonomického, matematického a ekonometrického modelu
2. sběr a analýza dat
3. odhad parametrů modelu
4. verifikace modelu – ekonomická, statistická a ekonometrická
5. aplikace odhadnutého modelu

2.2.1 Specifikace ekonomického, matematického a ekonometrického modelu

Dle Huška (2007) lze specifikaci ekonometrického modelu rozdělit na formulaci ekonomického, matematického a ekonometrického modelu. **Formulace ekonomického modelu** je základním stavebním kamenem ekonometrického modelování. Provádí se na základě důkladného studia odborné literatury a ekonomických teorií, pomocí nichž je možné dospět k jedné, nebo více základních hypotéz. Na základě těchto hypotéz přichází na řadu navržení závislé (vysvětlované) proměnné, volba vhodné množiny vysvětlujících proměnných a vyjádření jejich funkční formy (Adamec a kol., 2020).

Dle Adamece a kol. (2020) se v ekonometrii jednotlivé proměnné v modelu člení na endogenní (vysvětlované, závislé) a exogenní (vysvětlující, nezávislé). Ekonometrie rovněž umožňuje využití zpožděných proměnných, popřípadě tzv. dummy proměnných, které umožňují kvantifikovat kvalitativní hodnoty či seskupit kvantitativní znaky do jednoho intervalu (např. věk, příjem apod.).

V rámci **formulace matematického modelu** dochází nejdříve k výběru klíčových proměnných, poté k převedení ekonomického tvaru modelu na tvar analytický a následně se stanoví očekávání pozitivních či negativních vztahů mezi parametry modelu (Hančlová, 2012).

Hušek (2007) upozorňuje na to, že k určování předpokládaného směru působení parametrů musí být využíváno vhodně zvolené ekonomické teorie společně s jinými

kvantitativními analýzami a studii. Následně lze na základě tzv. apriorních informací posoudit přiřazení pozitivního, nebo negativního znaménka určitého parametru.

Po zavedení stochastické složky do původního deterministického modelu je **formulován model ekonometrický** (Hančlová, 2012). Dle Huška (2007) ekonomická teorie sama o sobě nenapoví, jaký ekonometrický model je pro zkoumané závislosti nejvhodnější. Poskytne však informaci o tom, zdali je závislost sledovaných proměnných přímá, či nepřímá, ale při rozhodování o využití jednorovnicového modelu, soustavy nezávislých rovnic, či simultánního modelu je zapotřebí využít jiných předpokladů.

Adamec a kol. (2020) hovoří o jednorovnicovém modelu jako o stochastickém regresním modelu, který vysvětluje endogenní proměnnou pomocí jedné, nebo množiny více exogenních proměnných. Exogenními proměnnými mohou být také zpožděné proměnné či dummy proměnné. V modelu nelze opomenout náhodnou neboli stochastickou složku, která zde reprezentuje chybu, jež může vznikat z vícero důvodů (např. opomenutím relevantní proměnné apod.).

Hušek (2007) popisuje druhý zmíněný ekonometrický model jako vícero rovnicový, který sestává ze zcela, nebo zdánlivě nezávislých rovnic. S těmito rovnicemi lze počítat odděleně, stejně jako je tomu v případě jednorovnicového modelu, nebo jako s vícerozměrným regresním modelem. Tento typ ekonometrického modelu je využíván, pokud mezi endogenními proměnnými neexistují žádné vazby, avšak náhodné složky jednotlivých rovnic v modelu korelují.

Oproti tomu stojí simultánní model, který dle Adamce a kol. (2020) sestává ze dvou a více vzájemně závislých rovnic. Typickým znakem rovnic simultánních modelů je výskyt nezpožděných endogenních proměnných jako vysvětlovaných a zároveň vysvětlujících jevů, které jsou paralelně popisovány řešením všech rovnic v modelu.

2.2.2 Sběr a analýza dat

Jako druhou fázi ekonometrického modelování uvádí Hančlová (2012) sběr a analýzu dat. Základními typy dat v rámci ekonometrické analýzy jsou časové řady, jež jsou zdrojem dat této diplomové práce. Dále pak Hančlová (2012) mezi základními typy ekonometrických dat uvádí průřezová a panelová data.

Časové řady

Hindls (2007) definuje pojem časová řada jako chronologicky sestavená data, která musí být věcně, prostorově, časově a cenově srovnatelná. Souhrn metod, které jsou užívány k popisu takových časových řad, popřípadě k předpovědi jejich budoucího vývoje, je nazýván analýzou časových řad.

Dle Hindlse (2007) věcná srovnatelnost znamená, že daný ukazatel musí být stejně obsahově vymezen. Prostorová srovnatelnost vymezuje srovnatelné geografické území. Příkladem může být rok 1993 a vznik ČR, kdy v porovnání s rokem předchozím údaje časové řady prostorovou srovnatelnost nespĺňují. Časová srovnatelnost, která je nezbytná zejména u intervalových časových řad, podmiňuje délku časových úseků v intervalu. Například porovnávání údajů z ledna s údaji v únoru může vést ke zkresleným výsledkům. Posledním hlediskem srovnatelnosti údajů v časové řadě je hledisko cenové. Toto hledisko srovnatelnosti je důležité především u ekonomických časových řad, kdy mohou být ceny vyjadřovány buď v běžných, tzn. aktuálních cenách, nebo ve stálých cenách, což jsou ceny stanovené k určitému datu.

Základní druhy časových řad

Hindls (2007) rozlišuje časové řady dle:

- časového hlediska,
- hlediska periodicity sledování ukazatelů,
- druhu sledovaných ukazatelů a
- způsobu jednotkového vyjádření ukazatelů.

Dle Arlta a kol. (2002) se z časového hlediska časové řady rozlišují na intervalové a okamžikové. Jak již plyne z názvu, u intervalové časové řady záleží na délce intervalu, v němž je daný ukazatel sledován. Pro nezakreslené údaje o časové řadě by měly být sledované intervaly stejně dlouhé. Okamžikové časové řady jsou konstruovány z dat, které se vztahují k určitému okamžiku, většinou k určitému dni.

Hindls (2007) rozlišuje časové řady z hlediska periodicity sledování ukazatelů na časové řady krátkodobé a dlouhodobé. Periodicita krátkodobých časových řad bývá nejčastěji zaznamenávána měsíčně, ale také čtvrtletně, týdně, či v jakýchkoliv jiných periodách kratších než jeden rok. U dlouhodobých časových řad bývá periodicita nejčastěji roční, ale může být i delší.

Dle druhu sledovaných ukazatelů se časové řady člení na časové řady primárních ukazatelů a na časové řady sekundárních ukazatelů, přičemž rozdílem je, že primární neboli prvotní ukazatele jsou sledovány přímo, kdežto sekundární neboli odvozené ukazatele jsou tvořeny upravením primárních ukazatelů (Hindls, 2007).

Dle způsobu jednotkového vyjádření ukazatelů se časové řady člení na časové řady naturálních ukazatelů a na časové řady peněžních ukazatelů (Hindls, 2007).

Elementární charakteristiky časových řad

Dle Hindlse (2007) slouží elementární charakteristiky časových řad k orientačnímu popisu dynamiky vývoje daného ukazatele. Mezi tyto charakteristiky jsou řazeny absolutní a relativní difference různého řádu, tempa a průměrná tempa růstu, bazické a řetězové indexy a průměry.

První absolutní difference vyjadřuje změnu daného ukazatele oproti předešlému období. Vzorec pro výpočet je následující:

$$\Delta_t^1 = y_t - y_{t-1}; t = 2, 3, \dots n \quad (1)$$

Průměrná absolutní difference vyjadřuje, o kolik se ve sledovaném období v průměru daný ukazatel snížil, nebo naopak zvýšil. Vypočítá se:

$$\Delta'_t = \frac{y_t - y_1}{n - 1} \quad (2)$$

Řetězový index neboli **koeficient růstu** – vyjádřený v procentech se nazývá tempo růstu – udává, kolikrát (nebo o kolik procent) se ukazatel snížil, nebo zvýšil oproti předešlému období. Vypočítá se pomocí následujícího vzorce:

$$k_1 = \frac{y_t}{y_{t-1}}; t = 2, 3, \dots n \quad (3)$$

Průměrný koeficient růstu udává, kolikrát (nebo o kolik procent) se v průměru ukazatel změnil za celé sledované období časové řady. Počítá se v případě, že daná časová řada vykazuje monotónní průběh, v opačném případě může být výsledek zkreslený. Pokud časová řada nevykazuje v celém sledovaném období monotónní průběh, je možné vypočítat několik průměrných koeficientů růstu pro monotónně se vyvíjející úseky časové řady. Vzorec pro jeho výpočet je následující:

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{k_2 k_3 \dots k_n} \quad (4)$$

Bazický index udává změnu ukazatele oproti zvolenému výchozímu období neboli bázi. Vypočítá se poměrem sledovaného ukazatele k bázi pomocí následujícího vzorce:

$$I_{\frac{t}{0}} = \frac{y_t}{y_0} \quad (5)$$

(Hindls, 2007)

Sezónnost časových řad

Forbelská (2009) definuje sezónní složku jako periodickou složku, jejíž délka periody je kratší než jeden rok. Dle Arlta a Arltové (2009) má sezónnost časové řady pravidelný charakter, tzn. opakující se kolísání časové řady v rámci jednoho kalendářního roku. Sezónní složka v časových řadách představuje pravidelně se opakující odchylku od trendu. Tato odchylka se může v čase měnit. Tyto odchylky od trendu by měly být za účelem analýzy časových řad očištěny. Adamec a kol. (2020) uvádí jako jednu z metod sezónního očištění časové řady proceduru X-12 ARIMA, která funguje na principu několikanásobné aplikace klouzavých průměrů různé délky na analyzovanou časovou řadu.

Stacionarita časových řad

Dle Adamce a kol. (2020) je jedním z důležitých předpokladů časových řad jejich stacionarita. Podmínka stacionarity časových řad je podstatná především pro účely kvalitního předpovídání jejich budoucího vývoje. Stacionární časové řady vykazují konstantní průměr a konstantní variabilitu dat v čase. Stacionaritu lze definovat jako striktní, jež se vyskytuje velmi zřídka, a slabou, která se vyskytuje častěji a je žádoucí.

V rámci této diplomové práce je stacionarita časových řad posuzována pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova (ADF) testu. V rámci ADF testu jsou analyzovány p-hodnoty

testů s různými specifikacemi, včetně testů bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem. Pro každý test jsou také prezentovány výsledky regresní analýzy. Na základě statistické významnosti parametrů odhadnutých regresí je vybrán test, podle jehož p-hodnoty je hodnocena stacionarita časových řad jednotlivých proměnných. Porovnáváním p-hodnot s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$ je rozhodováno o zamítnutí nulové hypotézy H_0 , která předpokládá nestacionaritu časové řady.

2.2.3 Odhad parametrů modelu

Cipra (2013) uvádí, že odhad parametrů lineárního regresního modelu je nejčastěji prováděn pomocí běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ). BMNČ odhaduje takové hodnoty parametrů, které minimalizují součet čtverců rozdílů mezi pozorovanými hodnotami závislé proměnné a předpovídanými (teoretickými) hodnotami závislé proměnné z regresního modelu (Adamec a kol., 2020). Hušek (2009) upozorňuje na fakt, že pomocí určitých úprav lze nelineární regresní model převést na lineární, u něhož pak lze využít právě metodu nejmenších čtverců.

Hančlová (2012) uvádí následující předpoklady, které by měl model splňovat, aby byl zajištěn co nejpřesnější odhad parametrů pomocí BMNČ:

- lineární regresní model je lineární v parametrech,
- střední hodnota reziduí je rovna nule,
- rezidua mají normální rozdělení,
- rozptyl reziduí je konečný a konstantní,
- v modelu se nevyskytuje multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými,
- rezidua spolu vzájemně nekorelují, aj.

Optimalizační kritérium BMNČ má následující matematický zápis:

$$ESS = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (6)$$

kde ESS představuje sumu čtverců reziduálních odchylek, e_i jsou reziduální odchylky, které jsou vyjádřeny pomocí rozdílu mezi empirickými hodnotami y_i a teoretickými hodnotami \hat{y}_i (Adamec a kol., 2020).

2.2.4 Verifikace modelu

Dle Adamce a kol. (2020) je před samotnou aplikací ekonometrického modelu zapotřebí jej nejprve řádně verifikovat. Pro ověření, zdali jsou získané odhady parametrů v souladu s ekonomickou teorií, slouží ekonomická verifikace. Při rozhodování, zdali odhadnuté parametry splňují statistické charakteristiky, napomáhá statistická a ekonometrická verifikace.

Ekonomická verifikace

Dle Adamce a kol. (2020) spočívá ekonomická verifikace odhadnutých parametrů modelu v ověření adekvátnosti znamének a velikosti odhadnutých parametrů. Pokud dochází již při ekonomické verifikaci k nesouladu s předpoklady, měla by být upravena specifikace modelu či přezkoumány původní teoretické základy modelu. V případě, kdy jsou znaménka a velikost parametrů v souladu s očekáváním, lze je z hlediska ekonomické teorie označit za přípustné. Pokud je tomu naopak, nelze takové odhady parametrů akceptovat.

Statistická verifikace

Statistická verifikace je prováděna prostřednictvím statistických testů, pomocí nichž lze zhodnotit statistickou významnost parametrů a vypovídací schopnost celého modelu (Hušek, 2007). Dle Adamce a kol. (2020) se v rámci statistické verifikace provádí testování statistické významnosti nejčastěji prostřednictvím výsledků t-testu nebo F-testu. Model je dále statisticky verifikován pomocí testu střední chyby či koeficientu determinace.

Adamce a kol. (2020) uvádí následující postup testování statistické významnosti odhadnutých parametrů:

1. formulace nulové (H_0) a alternativní hypotézy (H_1)
2. volba hladiny významnosti (α)
3. výpočet testovacího kritéria
4. vymezení kritického oboru zamítnutí H_0
5. vyhodnocení testu – přijetí nebo zamítnutí H_0

Ekonometrická verifikace

Hušek (2007) upozorňuje na nutnost splnění podmínek, které jsou nezbytné ke zdárnému využití ekonometrického modelu, přičemž jednou z nich je provedení ekonometrické verifikace, která je poslední fází ověřování odhadnutého ekonometrického

modelu. Pokud dojde k nedodržení nezbytných podmínek potřebných k úspěšné aplikaci ekonometrických metod, pak jsou odhadnuté parametry považovány za neplatné, poskytující nereálné závěry.

Základními testy ekonometrické verifikace jsou dle Adamce a kol. (2020) test autokorelace reziduí, heteroskedasticity, test normality reziduí a multikolinearity.

Hušek (2007) uvádí, že **autokorelace reziduí** představuje nikoliv závislost mezi dvěma nebo více proměnnými, ale závislost mezi návazností hodnot jedné konkrétní proměnné v čase a prostoru. Autokorelace reziduí je nežádoucím jevem, který se vyskytuje zejména při odhadu parametrů a vychází ze zdrojových dat typu časových řad.

Cipra (2013) definuje jako příčinu autokorelace reziduí například nezařazení zpožděné vysvětlující či vysvětlované proměnné, nebo také nelineární funkcionální regresní vztah, namísto lineárního.

Nejčastěji využívaným testem autokorelace prvního řádu je dle Huška (2007) Durbin-Watsonova statistika, která je definována následujícím vzorcem:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \quad (7)$$

který představuje podíl sumy čtverců rozdílů sousedních náhodných složek a nevysvětleného neboli reziduálního součtu čtverců. V případě výskytu autokorelace reziduí v modelu je jednou z možností jejího odstranění úprava regresní rovnice o čistou sériovou korelaci prvního řádu. K tomu je dle Adamce a kol. (2020) nejčastěji využívána zobecněná metoda nejmenších čtverců (GLS), která využívá dva základní postupy, a to postup dle Cochran a Orcutta, nebo dle Praise a Winstena, přičemž častěji bývá využívána metoda GLS dle Cochran a Orcutta, což je iterativní dvoufázová procedura, která spočívá v odhadu koeficientu autokorelace ρ , s jehož pomocí následně odhadne regresní koeficienty rovnice GLS. Tento postup se opakuje, dokud není dosaženo konvergence. Konvergence je dosaženo, když odhady na konci nejnovějšího cyklu procesu jsou stejné jako odhady na konci cyklu předcházejícího (Dougherty, 2011). Hušek (2007) upozorňuje na riziko spojené s užitím postupu Cochran a Orcutta, jímž je ztráta jednoho pozorování, což ale nehraje roli v případě velkých výběrů.

Heteroskedasticita je opačným pojmem homoskedasticity, jež dle Huška (2007) představuje požadavek na konečný a konstantní rozptyl náhodných složek. Heteroskedasticita je nežádoucím jevem, jelikož neumožňuje optimální odhad parametrů

modelu. Wooldridge (2016) uvádí příklad výskytu heteroskedasticity na rovnici úspor, a to tehdy, pokud se rozptyl nepozorovaných vlivů, které ovlivňují úspory, zvyšuje s příjmem.

Dle Huška (2007) je jednou z příčin výskytu heteroskedasticity vynechání relevantní proměnné modelu, tedy jeho nesprávná specifikace. Další příčinou může být nevyužití primárních dat získaných původním pozorováním, ale využití skupinových průměrů, či značně rozdílných hodnot, které vychází z využití významně odlišného vzorku průřezových dat.

Hušek (2007) uvádí vícero testů, pomocí kterých lze zjistit výskyt heteroskedasticity v modelu. Jedná se o Spearmanův test, Goldfeldův-Quandtův test, Glejserův test, Whiteův test, Breusch-Paganův test či Godfreyův test. Jako příklad je uveden Spearmanův test, který má následující vzorec:

$$r_{ex} = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (8)$$

kde d_i vyjadřuje rozdíl v pořadí relevantních dvojic pořadových čísel a n je počet pozorovaných hodnot. Hodnoty Spearmanova testu nabývají intervalu od -1 do 1, přičemž pokud se jeho absolutní hodnota blíží jedné, lze hovořit o existenci heteroskedasticity. Naopak, je-li hodnota Spearmanova testu nulová, je zapotřebí testování heteroskedasticity dokončit pomocí testovací statistiky. Pokud je vypočtená hodnota větší než kritická tabulková hodnota, v modelu se vyskytuje heteroskedasticita.

V rámci ekonometrické verifikace je prováděn také test **normality reziduí**. Tento test zhodnocuje, zda jsou rezidua normálně rozdělena, což znamená, že mají nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl (Hančlová, 2012). Dle Adamce a kol. (2020) je bez splnění tohoto předpokladu snížena vypovídací schopnost většiny statistických testů, zejména pak t-testu významnosti parametrů a F-testu významnosti celého modelu. Normální rozdělení reziduí lze verifikovat např. pomocí Jarque-Bera testu či Chí-kvadrát testu.

Adamec a kol. (2020) uvádí jako jeden z velice důležitých předpokladů pro odhad parametrů ekonometrického modelu nepřítomnost **multikolinearity**. Multikolinearita značí lineární závislost mezi alespoň dvěma vysvětlujícími proměnnými. Příčin vzniku multikolinearity je mnoho. Jednou z nich může být tendence sledovaných proměnných vyvíjet se obdobným směrem, dále pak zakomponování zpožděných vysvětlujících proměnných či přehnané využití dummy proměnných.

K detekci multikolinearity lze využít vícero způsobů. Hušek (2007) zmiňuje výpočet dílčích koeficientů vícenásobné determinace R^2 , nebo párových korelačních koeficientů. Pomocí párových korelačních koeficientů lze sestavit tzv. korelační matici a s její pomocí posoudit těsnost vzájemné závislosti sledovaných regresorů. Adamec a kol. (2020) uvádí, že pokud přesáhne hodnota párového korelačního koeficientu úroveň 0,8, pak se jedná o vysokou míru závislosti. Nicméně i hodnota 0,5, jež představuje střední míru závislosti, může vést ke zkresleným výsledkům odhadnutého modelu.

2.2.5 Výpočet elasticity

Dle Čechury a kol. (2013) jsou pro relativní vyjádření vlivu vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou využívány elasticity neboli koeficienty pružnosti. Na základě výpočtu koeficientů pružnosti lze pak vzájemně porovnat intenzitu působení jednotlivých exogenních proměnných na proměnnou endogenní. Obecný vzorec pro výpočet koeficientu pružnosti je následující:

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_i} \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (9)$$

2.2.6 Aplikace odhadnutého modelu

Odhadnutý ekonometrický model disponuje více možnostmi jeho potenciálního využití. Adamec a kol. (2020) definuje tři způsoby účelového využití modelu. Prvním z nich je **analytická aplikace** neboli popis, jež napomáhá ověřit využitelnost modelu. V rámci analytické aplikace jsou parametry řádně interpretovány a testovány, a to s cílem co nejpřesnější identifikace shody výsledků odhadnutého modelu s výchozí ekonomickou hypotézou. Druhým využitím odhadnutého modelu je **simulace**, která napomáhá lepšímu úsudku o přesnosti popisu vlivu vysvětlovaných proměnných na různé hodnoty vysvětlované proměnné. Pomocí simulace lze ověřit vypovídací schopnost modelu, a to díky odhadování již známých dat a jejich následné komparaci s daty odhadnutými pomocí ekonometrického modelu. Posledním, ale neméně důležitým využitím odhadnutého modelu je **prognostická aplikace**. Ta umožňuje pomocí ekonometrického modelu odhadnout budoucí hodnoty proměnných v nejbližších obdobích následujících po posledním období, jež je zohledněno při konstruování modelu. Je ovšem zapotřebí mít na paměti, že samotná verifikace ekonometrického modelu nemusí znamenat jeho vhodnost pro prognózování, a je doporučeno zvláště testovat prognostickou schopnost modelu.

3 Teoretická východiska

3.1 Inlace a související pojmy

Inlace je všeobecně známý pojem, který ale bývá veřejností často nesprávně vykládán. Pojem inflace je autory nejčastěji definován jako růst všeobecné cenové hladiny dané ekonomiky v čase. Důsledkem je pak snižování kupní síly peněz neboli pokles jejich reálné hodnoty. Brčák a kol. (2014) definuje inflaci jako výsledek ekonomické nerovnováhy, která se projevuje nárůstem všeobecné cenové hladiny a zároveň působí negativně na peněžní vklady. Míra inflace často vzbuzuje mylnou představu o tom, že dochází ke zdražování veškerého zboží, což nemusí být pravda. Jurečka a kol. (2017) používá ve své publikaci pojem „průměrná cenová úroveň“, jelikož i při zvyšování všeobecné cenové hladiny dané ekonomiky může docházet ke snižování cen některých statků a služeb. Máče a Rousek (2013) charakterizují inflaci jako neustále se reprodukující nestabilitu mezi rostoucím množstvím peněžních prostředků v ekonomice a malým počtem statků a služeb. To zapříčiňuje neustálý tlak na růst cen a mezd.

Pojem inflace je mezi širokou veřejností známý nejvíce, a to z toho důvodu, že nejčastěji dochází právě k růstu cenové hladiny. V ekonomice může docházet také k cenové stabilitě, což je situace, kdy nedochází k žádným změnám cenové hladiny v čase.

Dalším pojmem je deflace, která je autory nejčastěji definována jako opačný jev inflace, mnohdy také jako „záporná inflace“. Jedná se o pokles všeobecné cenové hladiny v ekonomice v čase. Jurečka a kol. (2017) hovoří o deflaci jako o nežádoucím jevu v ekonomice, jelikož nepůsobí motivujícím způsobem na investory a výrobce, kteří jsou zároveň zaměstnavateli. Nepřímým důsledkem deflace je pak také snižování ceny práce – mzdy, což není motivující ani pro zaměstnance.

Jurečka a kol. (2017) dále zmiňuje pojem akcelerující inflace, jež představuje zrychlování tempa růstu míry inflace. Opačným pojmem je dezinflace, která představuje zpomalování tempa růstu míry inflace. V ekonomice může docházet také k tzv. stagflaci, která je charakteristická stagnací ekonomického růstu neboli reálného hrubého domácího produktu (HDP), který je doprovázen neúměrným růstem cenové hladiny. Posledním pojmem týkajícím se cenové hladiny je slumpflace. Slumpflace představuje jev, kdy dochází k poklesu reálného HDP společně s rostoucí cenovou hladinou.

3.2 Měření inflace

Růst inflace lze kvantitativně vystihnout pomocí míry inflace. Dle Brčáka a kol. (2014) vyjadřuje míra inflace (π) procentuální změnu cenového indexu oproti hodnotě cenového indexu v předešlém období. Vzorec pro výpočet míry inflace je následující:

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} * 100 \quad (10)$$

kde P_t je cenová hladina v období t a P_{t-1} je cenová hladina v období $t-1$.

Pro vyjádření míry inflace je zapotřebí již zmíněných cenových indexů, přičemž nejčastěji využívaným cenovým indexem je index spotřebitelských cen (CPI), dále index cen výrobců (PPI) a implicitní cenový deflátor (IPD) (Brčák a kol., 2014).

3.2.1 Index spotřebitelských cen

Dle Jurečky a kol. (2017) je nejčastěji používaným cenovým indexem pro zjišťování míry inflace právě index spotřebitelských cen (CPI). Měření CPI je založeno na vývoji cenové hladiny tzv. spotřebního koše. Spotřební koš lze definovat jako soubor statků a služeb, které jsou spotřebovávány typickou domácností. V České republice je spotřební koš pod správou Českého statistického úřadu. Obsahuje přibližně 700 položek rozčleněných do 12 základních kategorií, jimž jsou přiděleny váhy na základě podílu jednotlivých položek na celkových výdajích domácností. Tyto váhy jsou každé dva roky aktualizovány na základě výsledků statistiky rodinných účtů.

Tabulka 1 Struktura spotřebního koše od ledna 2022

Název skupiny	Váha v promile
1. Potraviny a nealkoholické nápoje	178,1
2. Alkoholické nápoje, tabák	86,9
3. Odívání a obuv	38,9
4. Bydlení, voda, energie, paliva	267,4
5. Bytové vybavení, zařízení domácnosti; opravy	58,3
6. Zdraví	26,5
7. Doprava	103,7
8. Pošty a telekomunikace	32,6
9. Rekreace a kultura	81,5
10. Vzdělávání	5,6
11. Stravování a ubytování	57,9
12. Ostatní zboží a služby	62,5
Celkem	1000,0

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ, 2023

Soukup a kol. (2018) uvádí, že při výpočtu CPI je využíváno tzv. Laspeyresova indexu, který využívá základního (výchozího) období. Za toto základní období je považován spotřební koš a váhy, které byly stanoveny v roce 2015, a to z důvodu cenové srovnatelnosti. Vzorec pro výpočet CPI pomocí Laspeyresova indexu je následující:

$$CPI = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0} * p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} * 100 \quad (11)$$

kde p_1 je cena statku nebo služby ve sledovaném období, p_0 je cena statku nebo služby v základním období a $p_0 q_0$ představuje stálou váhu (váhu základního období).

Dle Jurečky a kol. (2017) je výpočet úrovně cenové hladiny pomocí Laspeyresova indexu využíván nejčastěji, přesto ale bývá kritizován. Nepočítá totiž s tím, že domácnosti využívají substitučních statků a služeb při zvyšujících se cenách. Poté nelze uvažovat, že spotřebitel bude poptávat stále stejné množství daného statku či služby bez ohledu na jejich cenu. Dalším předmětem kritiky tohoto indexu je využívání spotřebního koše, který byl fixován v základním období. Laspeyresův index pak cenový růst do jisté míry nadhodnocuje, a to právě z důvodu opomíjení zmíněného substitučního efektu a využívání neaktualizovaného spotřebního koše. Jednu ze slabých stránek Laspeyresova indexu z části odstraňuje Paascheho index, jelikož využívá aktualizovaného spotřebního koše, ale ani tento způsob výpočtu zcela neodstraňuje výše zmíněná slabá místa Laspeyresova indexu, jelikož struktura spotřebního koše je Českým statistickým úřadem aktualizována jednou za dva roky, vzhledem k náročnosti celého procesu.

Brčák a kol. (2014) upozorňuje také na to, že výrobky mění v průběhu času svoji kvalitu, což se zpravidla odráží na jejich ceně. CPI tuto změnu kvality výrobků při svém výpočtu také nijak nezohledňuje, tudíž nelze přesně konstatovat, zdali nedochází ke zvyšování všeobecné cenové hladiny kvůli zvyšování kvality výrobků. I přes všechny zmíněné nedostatky je CPI a Laspeyresův index považován za dobrý odhad změn cenové hladiny.

3.2.2 Harmonizovaný index spotřebitelských cen

Soukup a kol. (2018) upozorňuje na skutečnost, že Český statistický úřad je od doby vstupu České republiky do Evropské unie (EU) povinen identifikovat také harmonizovaný index spotřebitelských cen (HICP), který je odlišný právě strukturou spotřebního koše. HICP vznikl z důvodu potřeby srovnávání cenových indexů na národní úrovni států EU. HICP je

důležitým cenovým indexem pro Evropskou centrální banku, jelikož jí umožňuje měřit a srovnávat inflační trendy zemí EU, což je zároveň jedno z Maastrichtských kritérií pro vstup země do měnové unie.

3.2.3 Index cen výrobců

Dle Jurečky a kol. (2017) funguje cenový index výrobců (PPI), někdy také označovaný jako index velkoobchodních cen, na velmi podobném principu jako CPI, pouze namísto spotřebního koše využívá koše produktivního. V produktivním koši jsou zastoupeny takové položky, které vstupují do výroby (např. suroviny, polotovary, práce, energie apod.), kde je pomocí nich zhotoven finální produkt určený ke spotřebě. Z hlediska povahy tohoto indexu je pak PPI vhodný pro prognózování inflace, měřené pomocí CPI. Předpokladem je, že se změna cen vstupů v budoucnu promítne do cen finálních výrobků, a to přibližně s půlročním zpožděním.

3.2.4 Implicitní cenový deflátor

Na rozdíl od CPI, který počítá pouze s vybranými statky a službami spotřebního koše, implicitní cenový deflátor (IPD) zahrnuje dle Jurečky a kol. (2017) všechny finální statky a služby vyprodukované v daném období (nejčastěji jeden rok či čtvrtletí) a ekonomice. Metodika výpočtu IPD totiž spočívá v podílu nominálního a reálného HDP. Tento způsob měření cenového vývoje a inflace je přesnější než CPI, a to právě z důvodu zahrnutí veškerých finálních produktů v dané ekonomice. Vzorec pro výpočet IPD je následující:

$$IPD = \frac{\textit{nominální HDP}}{\textit{reálný HDP}} * 100 \quad (12)$$

Mankiw (2015) připomíná, že nominální HDP představuje současnou produkci v ekonomice v běžných cenách, tzn. v cenách aktuálního (běžného) období. Reálný HDP představuje současnou produkci zboží a služeb v cenách stálých, tzn. v cenách základního období. Pomocí IPD lze porovnat současnou cenovou hladinu s cenovou hladinou ve stálých cenách, což umožňuje vyjádřit změnu nominálního HDP, která byla zapříčiněna změnou cenové hladiny, nikoliv změnou vyrobeného množství za dané období.

3.3 Typologie a příčiny inflace

Jurečka a kol. (2017) člení inflaci z různých hledisek, jimiž jsou rychlost inflace, podnět jejího vzniku, její očekávání apod. Nelze ale inflaci identifikovat pouze na základě jednoho z hledisek, jelikož se v praxi inflační rysy, tzn. příčiny, ale i následky, proplétají. Lze ale vyzdvihnout jeden dominantní rys, na základě kterého lze typ inflace identifikovat.

Rojíček a kol. (2016) definuje alternativní členění inflace z hlediska faktorů, které ovlivňují úroveň cenové hladiny nejvíce. Jedná se o vnější (externí) a vnitřní (domácí) faktory. Nejzásadnějším vnějším faktorem je změna cen světových komodit, pomocí kterých je zprostředkovávána domácí produkce, přes kterou se změna ceny promítne do spotřebitelské ceny. Samozřejmě závisí také na tom, do jaké míry je poptávka po komoditě elastická. Změny cen světových komodit jsou zapříčiněny například aktuální úrodou, kartelovými dohodami producentů či aktuální poptávkou významných odběratelů. Primárním vnitřním faktorem působícím na úroveň cenové hladiny je nesoulad mezi agregátní nabídkou a poptávkou, který vzniká vlivem mnoha příčin. I zde platí závislost spotřeby statků a služeb na elasticitě poptávky, tzn. na tom, do jaké míry lze na jejich rostoucí cenu reagovat substitucí.

3.3.1 Inflace zjevná, skrytá a potlačená

Jurečka a kol. (2017) zmiňuje v souvislosti s měřením inflace pojmy zjevná, skrytá a potlačená inflace. Zjevná inflace je odrážena prostřednictvím cenových indexů a vyjadřuje tedy ekonomickou nerovnováhu zapříčiněnou právě nárůstem cenové hladiny. V případě skryté inflace se jedná o ceny statků a služeb, které se nepromítají do cenových indexů. Jednou z příčin existence skryté inflace je nezahrnutí některých statků a služeb do spotřebního koše či zastarávání jeho struktury, což může míru inflace zkreslovat. Další příčinou skryté inflace jsou nekalé praktiky, jako například poskytování méně produktu v balení či zhoršení kvality produktu, a to za zachování stále stejné ceny. Soukup a kol. (2018) definuje v souvislosti se skrytou inflací dopady jejího nadhodnocení, či podhodnocení. Nadhodnocení míry inflace, které bývá způsobeno rostoucí kvalitou výrobků či záměnou dražších výrobků za levnější substituty, může vést k vyplácení vyšších sociálních dávek a důchodů. Naopak, je-li míra inflace podhodnocena, může docházet k pořizování luxusnějších statků, což vede také k částečné změně struktury spotřebního koše, jelikož zvyšující se životní úroveň zapříčiňuje přesun spotřebitelů k novým statkům a službám, které doposud nepoptávali, nebo pouze v malém množství.

Brčák a kol. (2014) popisuje situaci, kdy se státní orgány snaží skrze fiskální či monetární politiku o zpomalení, či dokonce o zastavení růstu cenové hladiny. V takovém případě se jedná o tzv. potlačenou inflaci, která může způsobit reakce jako vynucený růst úspor, nedostatek jistých druhů statků a služeb apod. Dle Jurečky a kol. (2017) je potlačená inflace zpravidla kontraproduktivním zásahem do ekonomiky, a to z důvodu vytváření nerovnováhy mezi nabídkou a poptávkou. Minulost již mnohokrát ukázala, že po uvolnění zmrazených cen došlo k jejich rychlému nárůstu, který dorovnal předešlou cenovou úroveň. Mimo jiné zmrazené ceny zapříčiňují nárůst cen na šedém a černém trhu.

3.3.2 Inflace mírná, pádivá a hyperinflace

Jurečka a kol (2017) člení inflaci z hlediska její rychlosti na inflaci mírnou, pádivou a hyperinflaci. Mírná inflace je nejpříjemnější formou, vykazuje se po delší dobu mírným a relativně stabilním tempem růstu. Ekonomiku příliš nezatěžuje, naopak je mírná inflace často označována jako zdravá, žádoucí, podporující ekonomický růst. Ekonomické subjekty mají důvěru v hodnotu peněz a nejsou podněcovány k jejich přeměně za jiné komodity. Za mírnou se zpravidla považuje inflace do 10 % (Brčák a kol., 2014).

Druhým typem inflace z hlediska její rychlosti je inflace pádivá. Dle Brčáka a kol. (2014) k ní dochází v situaci, kdy je tempo růstu cen rychlejší než tempo růstu produkce. V okamžiku pádivé inflace ztrácí peníze hodnotu rychlým tempem, ekonomické subjekty přestávají věřit v hodnotu peněz a snaží se jich držet co nejméně, často je směňují za jiné komodity, typicky například za zlato. Za pádivou se zpravidla považuje inflace dvou až třiciferná. Dle Jurečky a kol. (2017) může být vyšší, ale stabilní míra inflace pro ekonomiku méně vysilující než nižší míra inflace, ale zato často proměnlivá. Je-li inflace proměnlivá, je obtížně předvídatelná a pouští do ekonomiky nejistotu z hlediska jejího budoucího vývoje, což může ovlivňovat úspory a investice.

Za extrémní míru inflace je považována hyperinflace. Při hyperinflaci roste cenová hladina o tisíce a více procent ročně. Tempo růstu cenové hladiny je nesrovnatelné s tempem růstu produkce, dochází k velmi dynamickým změnám cen a reálných mezd. Peníze v tomto případě ztrácejí hodnotu, obnovuje se barterový obchod (naturální směna) a lze tedy hovořit o zhroutilí peněžního systému země, kdy přichází na řadu měnová reforma. He (2017) definuje dvě kvantitativní kritéria hyperinflace. Jedním z nich je měsíční nárůst cenové hladiny alespoň o 50 % v porovnání s předchozím měsícem. Druhým

kritériem je meziroční nárůst cenové hladiny o 500 %, přičemž autor zdůrazňuje, že splnění prvního kritéria nemusí automaticky znamenat také splnění druhého.

Jurečka a kol. (2017) popisuje nejznámější příklad hyperinflace, který pochází z Německa v období po první světové válce. Během pouze dvou let vzrostla cenová hladina o jeden bilion procent. Hyperinflace zasáhla také Maďarsko po druhé světové válce a v nejnovější historii také Zimbabwe, kde v roce 2008 dosáhla stovek milionů procent.

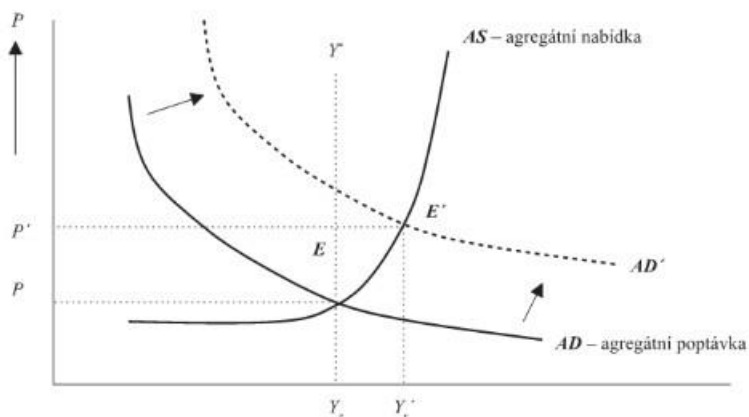
3.3.3 Poptávková inflace

Jurečka a kol. (2017) rozlišuje inflaci z hlediska jejího podnětu na inflaci taženou poptávkou a nabídkou. V případě poptávkové inflace se jedná o situaci, kdy je převis agregátní poptávky nad agregátní nabídkou. Jedná se o stav, kdy subjekty ekonomiky poptávají více statků a služeb, než daná ekonomika produkuje, a tím vzniká prostor pro uzavření vzniklé mezery mezi poptávkou a nabídkou, a to buď zvýšením produkce nebo cen. V krátkém období je snazší a častější reagovat na vyšší poptávku zvýšením ceny, jelikož zvýšení produkce zpravidla vyžaduje nové investice, které jsou nejen finančně, ale i časově náročné. Po růstu ceny dochází ke snížení kupní síly ekonomických subjektů, čímž se agregátní poptávka a nabídka dostává opět do rovnováhy.

Příčin pro vznik inflace tažené poptávkou může být mnoho. Dle Jurečky a kol. (2017) je jednou z nejčastějších příčin financování z deficitního státního rozpočtu. Stát může v takovém případě prostřednictvím ministerstva financí využít jednoho z nejčastějších způsobů řešení deficitního státního rozpočtu, jímž je emise státních dluhopisů, které si mohou domácnosti a jiné ekonomické subjekty koupit. Stát emisí dluhopisů zvyšuje své závazky, jelikož se zaručuje půjčené peníze vrátit včetně úroků, a to v předem definovaném termínu. Deficitní financování má na inflaci ještě významnější dopad, pokud se ekonomika nachází na úrovni tzv. potenciálního produktu, tzn. v situaci, kdy jsou všechny zdroje efektivně využity.

Brčák a kol. (2014) definuje další příčiny vzniku poptávkové inflace. Jedná se například o převis růstu nominálních mezd nad růstem produktivity či příliš expanzivní fiskální či monetární politiku, snažící se o navýšení spotřeby a investic. Dalšími z příčin může být snižování daní nebo zvýšení čistého exportu.

Obrázek 1 Inflace tlačena poptávkou



Zdroj: Máče a Rousek, 2013, s. 158

Na obrázku výše je graficky znázorněna poptávková inflace. Máče a Rousek (2013) popisuje, že při zvýšení agregátní poptávky AD dochází (při nezměněné agregátní nabídce AS) k nalezení nového rovnovážného bodu E' . To vyvolá v tomto konkrétním případě, kdy nejsou využity všechny dostupné zdroje naplno, tlak na zvýšení produktu na úroveň Y' a zvýšení cenové hladiny na úroveň P' . Tento jev je typický pro krátké období. Pokud se ale ekonomika nachází na úrovni potenciálního produktu (typické pro dlouhé období), není už zde prostor na zvýšení jeho množství a dochází tak pouze ke zvýšení ceny na úroveň P' při stále stejné úrovni produktu.

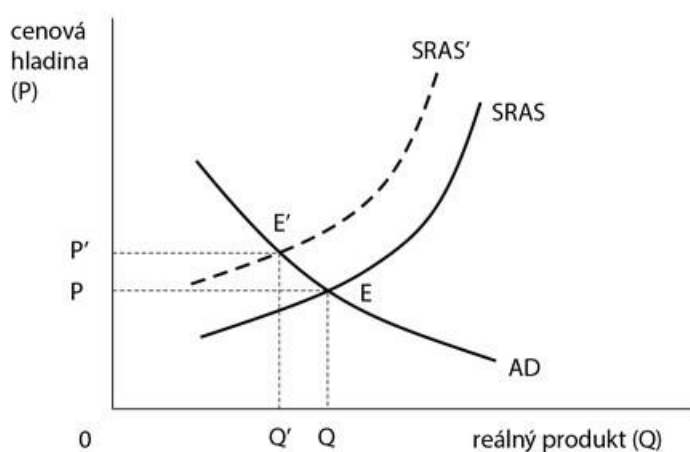
3.3.4 Nabídková inflace

Brčák a kol. (2014) zmiňuje druhý typ inflace z hlediska jejího podnětu, a to inflaci nabídkovou, mnohdy označovanou také jako inflaci nákladovou. V tomto případě se jedná o růst cenové hladiny, ke kterému dochází při poklesu agregátní nabídky z důvodu rostoucích nákladů firem. Tyto rostoucí náklady se projevují v cenách konečných produktů, jedná se pak o inflaci tlačenu náklady.

Jurečka a kol. (2017) uvádí jako příklad rostoucí ceny obilí, které se projeví v konečné ceně mouky, chleba a dalších produktů z obilí. Dále zvýšení ceny ropy, které ovlivní náklady v odvětvích využívajících ropné produkty při výrobě, ale zvýší i náklady domácností. Zvýšení životních nákladů způsobí tlak na zvýšení mezd, které jsou také jednou ze složek nákladů a promítají se do výsledné ceny statků. Proces, kdy dochází k přenosu zvyšujících se nákladů z nižšího stupně produkce na vyšší, se nazývá inflační spirála.

Dle Jurečky a kol. (2017) nelze identifikovat, zdali se jedná čistě o inflaci tlačenu poptávkou, či nabídkou, jelikož v praxi se ekonomické příčiny vzniku inflace prolínají. Nicméně pro účel zavedení vhodných protiinflačních opatření je zjišťování inflačních příčin velice důležité. Příčinami nákladové inflace může být dle Jurečky a kol. (2017) například zvýšení cen základních komodit potřebných k produkci (suroviny, energie, ropa apod.), dále pak neočekávané politické situace, které vedou k výše zmíněným šokům v nabídce komodit. Tlak na zvyšování mezd, existence nedokonalé konkurence (monopolu, oligopolu), devalvace měny a růst cen importovaných komodit, zvyšování nepřímých daní či rozmáhající se ekologická opatření. Nejen to vše může vést k inflaci tlačené nabídkou.

Obrázek 2 Inflace tlačená nabídkou



Zdroj: Jurečka a kol., 2017, s. 140

Obrázek č. 2 graficky znázorňuje nabídkovou inflaci. Jurečka a kol. (2017) popisuje, že pokud dojde k poklesu agregátní nabídky na úroveň SRAS' (krátkodobá agregátní nabídka) vlivem některé z příčin, které jsou zmíněny výše, bude dosaženo nového rovnovážného bodu E' (při nezměněné agregátní poptávce AD), který je na grafu vyznačen poklesem reálného produktu na úroveň Q' a růstem ceny na úroveň P'. Jinými slovy dojde ke snížení nabízeného množství doprovázeného zvýšením ceny, jelikož firma není v krátkém období schopna reagovat na zvyšující se ceny vstupů tak, aby byla schopna udržet dosavadní úroveň produkce, a to především z důvodu rozpočtového omezení.

3.3.5 Očekávaná inflace

Dle Jurečky a kol. (2017) si domácnosti, firmy i stát vytváří na základě dosavadního vývoje ekonomiky určité představy o ekonomické budoucnosti, na kterou se mohou

připravovat a nebyt pak příliš zaskočení hospodářskou realitou. Inlace je jedním z nejdůležitějších ukazatelů budoucího směru hospodaření země, a proto si ekonomické subjekty často nastavují inflační očekávání, tzn. předvídají budoucí vývoj inflace. Jedná se o tzv. očekávanou míru inflace. Je samozřejmě velice obtížné předpovídat vývoj inflace přesně, ale pokud je nastavená očekávaná míra inflace shodná s tou skutečnou, jedná se o tzv. anticipovanou inflaci. V případě, kdy se očekávaná míra inflace liší od té skutečné, je tento rozdíl nazýván neanticipovanou inflací, tj. označení pouze pro tu procentní část růstu cenové hladiny, která se odhadnout nepodařila. Anticipovaná inflace, ačkoli předvídá stále rostoucí cenovou hladinu, je méně škodlivá než inflace neanticipovaná, a to právě z důvodu její očekávatelnosti.

Dle Sekerky (2007) je podstatou metody předpovědi očekávané inflace skutečnost, že pokud dochází k odchýlení očekávané míry inflace od té skutečné, ekonomické subjekty tuto skutečnost zahrnou do svého inflačního očekávání na příští období.

Brčák a kol. (2014) definuje inflační očekávání v souvislosti se změnami v agregátní poptávce (AD) a agregátní nabídce (AS). Ekonomické subjekty pocítují vlivem výkyvů AD a AS změnu cenové hladiny jako náhlé cenové šoky. Neznamená to ale, že jsou těmito ekonomickými subjekty všechny výkyvy považovány za neočekávané. Počítají totiž s určitou mírou inflace a již předem ji zohledňují při uvažování o mzdách, úrocích apod.

Dle Revendy a kol. (2014) má podstatný vliv na utváření inflačních očekávání ekonomických subjektů centrální banka skrze její monetární politiku. Subjekty trhu se totiž rozhodují na základě reálné úrokové míry, která je rozdílem mezi nominální úrokovou mírou a (očekávanou) inflací. Ekonomická teorie postupně definovala mnoho hypotéz o způsobech očekávání úrovně cenové hladiny. Klíčové z nich jsou dvě. První z hypotéz je tzv. adaptivní očekávání, které je založeno na principu vytváření inflačních očekávání pouze na základě dřívějšího chování a vývoje inflace. Tato metoda se již dnes tržními subjekty téměř nevyužívá, jelikož jsou k dispozici metody, které předvídají inflační vývoj přesněji. Takovou je právě druhá hypotéza, která se nazývá racionálním očekáváním. Racionální očekávání je podrobnější, využívá všechny dostupné informace o vývoji ekonomických proměnných, které napomáhají přesnějšímu odhadu očekávané inflace.

Mankiw (2020) definuje specifickou vlastnost neočekávané inflace, kterou je přerozdělování bohatství mezi dlužníky a věřiteli. Tuto specifickou vlastnost neočekávané inflace je zapotřebí vzít v úvahu při rozhodování se o přijetí, či poskytnutí úvěru, neboť může dojít k nežádoucímu finančnímu dopadu na dlužníka, nebo věřitele. Inlace je nesnadno

předvídatelná, obzvláště pokud dosahuje vysoké průměrné měsíční míry, je na místě důkladně potřebu úvěru zvážit.

3.4 Důsledky inflace

Jurečka a kol. (2017) upozorňuje na obvyklé negativní vnímání pojmu inflace. Mírná inflace je při tom mnoha ekonomy vnímána jako pozitivně působící jev na hospodářství, při němž dochází k pozvolnému růstu cen, což motivuje především stranu nabídky k rozšiřování produkce a s tím související rostoucí poptávku po pracovních silách. Inflace působí stimulačně na ekonomické subjekty. Pokud si chtějí zachovat dosavadní reálný důchod, musí buď zlepšit kvalitu produktu, nebo navýšit vyráběné množství. V opačném případě dojde při nezměněném nominálním důchodu k poklesu důchodu reálného.

Urban (2015) definuje další pozitivní účinky mírné inflace. Patří mezi ně například motivace investorů k efektivnějším kapitálovým investicím, které napomáhají vyššímu ekonomickému růstu. Naopak je upouštěno od krátkodobých finančních aktiv, jelikož jsou v porovnání s fyzickým kapitálem méně výnosné. Mírná inflace také podporuje měnovou politiku v situacích, kdy jsou úrokové sazby nastaveny příliš nízko.

Postihne-li ekonomiku inflace pádívá, či v extrémním případě hyperinflace, pak se jedná o vysoce nežádoucí škodlivý ekonomický jev, mnohdy označovaný jako ekonomické a sociální zlo. Jurečka a kol. (2017) upozorňuje také na to, že jednotlivé inflační důsledky se vykazují v různých kombinacích a jejich intenzita je různě vysoká v závislosti na typu a úrovni inflace.

Brčák a kol. (2014) zmiňuje následující negativní důsledky inflace. Prvním z nich je přerozdělování bohatství od věřitelů k dlužníkům. Inflace je pro věřitele nežádoucím jevem, jelikož jejím vlivem dochází k poklesu reálné hodnoty dluhu. Naopak pro dlužníky je ze zmíněného důvodu inflace jevem žádoucím.

Lidé, kteří pobírají fixní důchod (např. starobní důchod, stipendia, úroky z obligací apod.), se potýkají s poklesem reálné kupní síly, jelikož na trhu dochází ke zvyšování cen, při tom výše těchto důchodů zůstává nezměněna (Brčák a kol., 2014).

Výše nájemného, smlouvy s dodavateli, pracovní smlouvy a mnoho dalších dlouhodobých kontraktů jsou dle Brčáka a kol. (2014) výrazně ovlivňovány růstem cenové hladiny. Situace je zde obdobná jako v prvním zmiňovaném důsledku, opět tedy platí pozitivní dopad inflace na dlužníky, a naopak negativní dopad na poskytovatele. V případě pracovní smlouvy působí inflace pozitivně na zaměstnavatele, jelikož zaměstnancům

vyplácí reálně méně peněz, na druhou stranu si zaměstnavatelé vyberou „daň“ inflace v jiných sférách podnikání. Druhá strana se často v dlouhodobých kontraktech brání tzv. inflačními doložkami, které opravňují upravovat cenu předmětu smlouvy na základě vývoje některého z cenových indexů. To ale bohužel nepokrývá neočekávanou inflaci.

Dle Brčáka a kol. (2014) je dalším negativním důsledkem vliv pádivé inflace na mzdy a platy. V období mírné inflace obvykle dochází k růstu reálných mezd, a to z důvodu kompenzace růstu cenové hladiny nominální mzdou. V období vyššího růstu inflace obvykle dochází naopak k poklesu reálné hodnoty mezd, jelikož je ekonomicky neudržitelné dorovnávat takto vysoké tempo růstu míry inflace rostoucí nominální mzdou.

Brčák a kol. (2014) upozorňuje na to, že inflace významněji poškozuje sociálně slabší skupiny obyvatel než ty bohatší. Je to dáno tím, že při vysoké inflaci klesá reálná hodnota důchodů, na nichž jsou sociálně slabší skupiny závislé. Bohatší skupiny obyvatel, které mají ve vlastnictví více hmotných statků, jsou postihovány inflací méně, jelikož s rostoucí inflací roste i hodnota těchto statků.

Dle Brčáka a kol. (2014) bude při režimu pevných měnových kurzů v případě vyšší domácí cenové hladiny než zahraniční docházet ke zvyšování dovozu, tzn. zahraniční nabídka bude převyšovat poptávku, což negativně ovlivňuje domácí hospodářský růst. Pohyblivé tempo inflace vede v režimu flexibilních měnových kurzů k jejich výkyvům. To pak způsobí nestabilitu v zahraničním obchodování, což může vést k ekonomické nerovnováze.

Inflace znehodnocuje úspory, a to jakákoliv její forma. Brčák a kol. (2014) hovoří o demotivaci ekonomických subjektů k vytváření úspor v období vyšší míry inflace a spíše popisuje projev okamžité spotřeby. Kde ale nedochází ke ztrátě hodnoty při vysoké inflaci, jsou hmotné statky, u kterých je zaznamenáván naopak růst jejich hodnoty. Typicky se jedná o nemovitosti, umělecká díla či starožitnosti.

Jako jeden z posledních důsledků inflace zmiňuje Brčák a kol. (2014) růst cen nezbytných statků a služeb, což způsobuje potřebu spotřebitelů investovat větší část důchodu právě do těchto základních statků, a to na úkor statků jiných, méně důležitých. To vyvolává změnu ve struktuře spotřeby, na což reagují výrobci a dochází tak ke strukturálním změnám v produkci, které mohou zapříčinit ekonomickou nerovnováhu. Tento projev je sledován u pádivé inflace. Mírná inflace naopak pozitivně stimuluje agregátní poptávku úměrně k růstu produkce a zaměstnanosti.

Jurečka a kol. (2017) doplňuje zmíněné inflační důsledky o další. Jedním z nich je snižování kvality informací pro producenty. Tržní cena vyjadřuje vztah mezi poptávkou a nabídkou na trhu. Pro firmy může být zvýšení tržní ceny jejich produktu znamením pro zvýšenou poptávku po daném produktu, právě zde dochází ke zkreslené informaci o trhu vlivem rostoucí cenové hladiny. Autor dále zmiňuje jev zvaný peněžní iluze, který postihuje především skupinu obyvatel bez ekonomického vzdělání. Jde o identifikaci reálných hodnot jako hodnoty nominální, což je nejen z hlediska profitability ekonomického subjektu nebezpečné. Tomuto jevu mohou krátkodobě podléhat i podnikatelé a manažeři.

Dle Soukupa a kol. (2018) je cenový systém jedním z nejdokonalejších systémů poskytujících informace o trhu. Musí ale fungovat správně, a to na základě očekávání. Je-li cenový systém narušen neočekávanou rostoucí cenovou hladinou, jedná se o jednu z nejrelevantnějších překážek tržních ekonomik. Důsledkem neočekávané inflace jsou pak rostoucí náklady na zjišťování příčin růstu relativních cen, jejichž znalost je důležitá právě z důvodu zabránění výše zmíněné peněžní iluzi.

Soukup a kol. (2018) zmiňuje další náklady spojené s vysokou mírou inflace. Jedná se o tzv. náklady ošoupané podrážky, které představují výdaje přímo spojené se zvyšujícími se nominálními cenami. Jako příklad uvádí náklady na častější údržbu bankomatů vzhledem k frekventovanějším výběrům. Dále pak náklady spojené se změnami ceníků, potřebou nových prodejních katalogů apod.

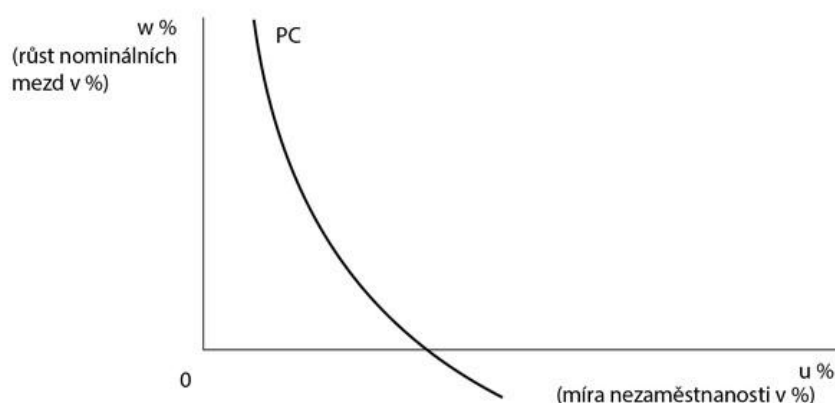
Jurečka a kol. (2017) upozorňuje, že z mikroekonomického hlediska se objevuje jeden velice závažný důsledek inflace, jímž je přerozdělování reálného národního důchodu. K nárůstu cen zpravidla nedochází u všech statků a služeb rovnoměrně, což zapříčiňuje diferenciaci reálných příjmů producentů. K přerozdělování důchodu dochází z důvodu kupování odlišných kombinací statků napříč ekonomickými subjekty, vlastnictví odlišných aktiv a poskytování odlišných produktů a služeb. Vliv inflace na tyto tržní subjekty pak závisí na změnách cen statků, které ekonomické subjekty nakupují a prodávají.

Forbes (2022) mluví také o důsledcích inflačních bublin, které vznikají v období expanzivní monetární politiky prostřednictvím snižování úrokových sazeb, což přináší dostupnější úvěry a s tím i větší podporu investic. Tyto inflační bubliny mohou vyvolat příval neproduktivních investic, jejichž primárním účelem je pouze zachování bohatství. Peníze pak často proudí do zlata a jiných drahých kovů, aby ochránili své finanční prostředky před rostoucí inflací.

3.5 Phillipsova křivka

Holman (2016) popisuje Phillipsovu křivku, jež vyjadřuje vztah mezi mzdovou inflací a mírou nezaměstnanosti. Vztahem mezi těmito dvěma jevy se zabýval Novozélandčan A. W. Phillips, který sledoval závislost úrovně nezaměstnanosti na míře růstu nominálních mezd za více než jedno století, a to konkrétně ve Velké Británii. Na základě jeho pozorování vznikla křivka nesoucí název právě po svém autorovi.

Obrázek 3 Původní Phillipsova křivka



Zdroj: Jurečka a kol., 2017, s. 171

Jurečka a kol. (2017) popisuje Phillipsovu křivku, jež je inverzním vyjádřením mezi nominální výší mezd a mírou nezaměstnanosti. Dochází-li k růstu nominálních mezd, míra nezaměstnanosti se snižuje, jelikož ekonomické subjekty vyznačují při zvyšujících se mzdách větší ochotu pracovat. Vyskytuje-li se v ekonomice vysoká zaměstnanost, pak dochází k navýšení agregátní poptávky, a to z důvodu vlastnictví dostatečného množství peněz, které jsou zaměstnaní lidé ochotni utratit. Zaměstnavatelé reagují na zvýšenou poptávku snahou ji uspokojit prostřednictvím přiměřené nabídky, což vede k udržení a mnohdy i nabírání nových zaměstnanců. Zaměstnavatelé jsou tedy ochotni nabízet vyšší nominální mzdu. Skutečný produkt ekonomiky se pak přibližuje směrem k úrovni potenciálního produktu. Dochází-li ke směřování ekonomiky opačným směrem, tedy k poklesu produktu, pak vzhledem ke snižující se agregátní poptávce potřeba zaměstnanců klesá, tzn. roste nezaměstnanost, což jde ruku v ruce s ochotou zaměstnanců přijímat nižší nominální mzdu.

Dle Brčáka a kol. (2014) představuje Phillipsova křivka různé kombinace růstu nominálních mezd a úrovně nezaměstnanosti. Mezi těmito dvěma proměnnými se nachází

jistý substituční vztah, což byl v době publikace křivky obohacující poznatek, jelikož v té době byla uznávána Keynesova teorie zaměstnanosti, která popisovala vliv agregátní poptávky na nezaměstnanost bez inflační hrozby, a to až do dosažení tzv. plné zaměstnanosti, která byla chápána jako nulová nezaměstnanost. Právě tento stav plné zaměstnanosti Phillipsova křivka vyvrátila, jelikož v tržní ekonomice bude vždy existovat nějaká frikční nezaměstnanost. Nezaměstnanost, která vzniká vlivem pohybu ekonomických subjektů na trhu, byla v 60. letech 20. století nazvána ekonomy M. Friedmanem a E. Phelpsem přirozenou mírou nezaměstnanosti, tj. stav, kdy se na trhu práce nachází rovnováha, tedy nedochází k projevům nedobrovolné nezaměstnanosti, ani nouze o pracovníky. Bylo prokázáno, že při jisté míře nezaměstnanosti nedochází ani k poklesu, ani k růstu nominálních mezd. Tato míra nezaměstnanosti se na Phillipsově křivce nachází v bodě, který odpovídá nulovému růstu nominálních mezd. V tomto okamžiku není vytvářen tlak na růst ani pokles nominálních mezd, nabídka a poptávka na trhu práce je vyrovnaná a ekonomika se vykazuje plnou zaměstnaností, která je dnes chápána právě jako přirozená míra nezaměstnanosti.

Jurečka a kol. (2017) upozorňuje, že rostoucí míra nominálních mezd způsobuje zvyšování nákladů výroby, a proto se dříve či později musí tento nárůst projevit i ve finální ceně produktu. Z této úvahy vzešla první modifikace Phillipsovy křivky, u které došlo k nahrazení svislé osy, tzn. namísto míry růstu nominálních mezd došlo k dosažení všeobecné cenové hladiny neboli inflace. K modifikaci došlo z důvodu přímého vlivu změn nominálních mezd na změnu cenové hladiny, ovšem do jaké míry je cenová hladina ovlivňována právě výší nominálních mezd, to závisí na produktivitě práce. Pokud bude současně docházet k růstu produktivity, bude růst cenové hladiny oprávněný. Pokud bude produktivita růst pomaleji než nominální mzdy, dojde k nárůstu agregátní poptávky, která bude příčinou růstu cenové hladiny.

Dle Jurečky a kol. (2017) docházelo v 60.–70. letech minulého století, po identifikaci modifikované Phillipsovy křivky jako inverzního vztahu mezi inflací a nezaměstnaností, ke snahám o nalezení optimálního poměru mezi těmito dvěma ekonomickými veličinami. Při nežádoucí vysoké nezaměstnanosti pak docházelo k takovým opatřením, která zvýšila inflaci, čímž bylo docíleno snížení relativního počtu nezaměstnaných. Naopak při vysoké inflaci byla přijímána taková opatření, která zvyšovala nezaměstnanost. Ovlivňování míry inflace a nezaměstnanosti probíhalo nejčastěji skrze tlak na změnu agregátní poptávky, která

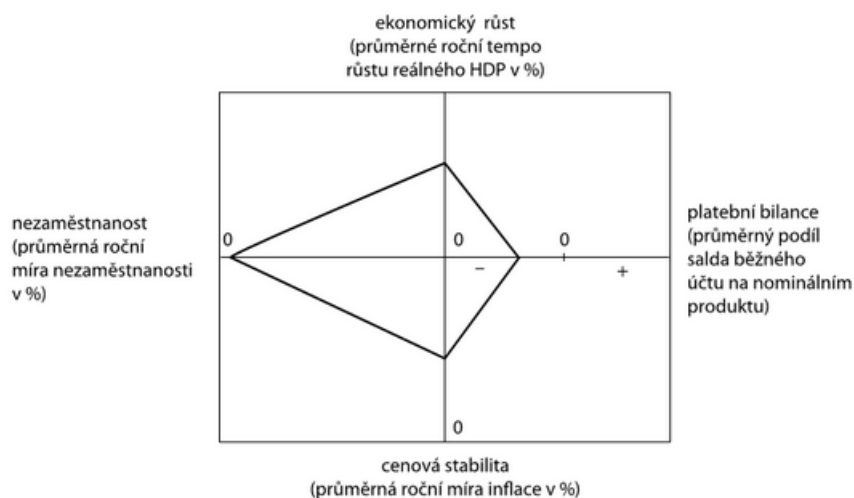
se později projevila přes množství produkce a s tím související potřeby zaměstnanců ve výši reálného produktu ekonomiky.

Zanedlouho po tomto vzájemném sebe ovlivňování míry inflace a nezaměstnanosti začalo dle Brčáka a kol. (2014) docházet k reakcím, které nebyly v souladu s původní ani modifikovanou Phillipsovou křivkou. Inverzní stav změny nominálních mezd (inflace) a nezaměstnanosti přestal být pravidelný a již nedocházelo pouze k posunu po křivce, ale k posunu celé Phillipsovy křivky, tzn. rostla inflace i nezaměstnanost zároveň. M. Friedman a E. Phelps se začali touto skutečností blíže zabývat a došli k závěru působení peněžní iluze z pohledu zaměstnanců. Po nějaké době si totiž pracovní síly uvědomily, že ačkoli jejich nominální mzda roste, tak její reálná hodnota klesá, a to z důvodu zvyšující se cenové hladiny, která byla uměle vyvolána agregátní poptávkou, aby bylo docíleno snížení nezaměstnanosti. Lidé pak přestávají vyjadřovat ochotu pracovat za nominální mzdu znehodnocenou vysokou inflací, čímž opět roste nezaměstnanost a tím dochází k posunu Phillipsovy křivky směrem doprava. Později se lidé z peněžní iluze poučí, zahrnou očekávanou cenovou úroveň (na základě skutečné cenové úrovně) do jejich mzdových požadavků a budou pak požadovat takovou výši nominální mzdy, která pokryje aktuální úroveň cenové hladiny.

3.6 Magický čtyřúhelník

Dle Jurečky a Macháčka (2023) má hospodářská politika čtyři hlavní cíle, které jsou ve vzájemném konfliktu. Těmito hospodářskými cíli jsou nezaměstnanost, ekonomický růst (HDP), platební bilance (saldo zahraničního obchodu) a cenová stabilita (inlace). Konflikt těchto čtyř cílů bývá nejčastěji graficky znázorněn pomocí tzv. magického čtyřúhelníku, který zobrazuje obrázek č. 4.

Obrázek 4 Magický čtyřúhelník



Zdroj: Jurečka a Macháček, 2023

Dle Jurečky a Macháčka (2023) tvar magického čtyřúhelníku znázorňuje, jak se státu podařilo dosáhnout jednotlivých hospodářských cílů, přičemž čím vzdálenější jsou vrcholy čtyřúhelníku od průsečíku os, tím lepšího výsledku se státu podařilo dosáhnout. Obsah celé plochy pak udává celistvý pohled na výkonnost hospodářské politiky za určité období, přičemž platí, že čím je obsah čtyřúhelníku větší, tím byla hospodářská politika efektivnější. Samotné grafické znázornění magického čtyřúhelníku nemá příliš velkou vypovídací schopnost, a proto je vhodné jejich vzájemné porovnávání, a to např. s předcházejícím obdobím, nebo s magickým čtyřúhelníkem jiné země.

Jurečka a Macháček (2023) zdůrazňují nezbytnost kompromisu, který je zapotřebí mít při stanovení a dosahování hospodářských cílů na vědomí. Dosažení jednoho cíle může ovlivnit míru naplnění jiného cíle. Vyskytuje se zde tedy vzájemná ekonomická souvztažnost mezi nezaměstnaností, HDP, platební bilancí a inflací.

3.7 Pohled na vývoj inflace a její determinanty v posledních letech

Na základě údajů ČSÚ (2023a) je míra inflace v posledních letech, zejména pak od druhé poloviny roku 2021, na úrovních značně se vzdalujících od inflačního cíle. Od července 2021, kdy dosahovala meziroční míra inflace hodnoty 3,4 %, docházelo až do července 2022 k meziročnímu růstu měsíční míry inflace, kdy dosáhla hodnoty 17,5 %. V září 2022 dosáhl rostoucí trend míry inflace svého vrcholu, a to na úrovni 18 %. Od ledna 2022 se inflace pod 10% úroveň dostala až v červnu roku 2023.

Rusnok (2022) uvádí vícero příčin rychlého růstu cenové hladiny v České republice. Ačkoli poslední dvě velké nepředvídatelné události, jimiž byla pandemie Covid-19 a válka odehrávající se mezi Ruskem a Ukrajinou, měly podstatný vliv na ekonomiku České republiky, nelze vývoj inflace přiřadit pouze jim. Je to také výsledek předchozího vývoje ekonomiky a nastavení politiky země, která měla v případě České republiky vliv na vývoj inflace ve spojitosti především s energetickou politikou, trhem nemovitostí a práce.

Rusnok (2022) podotýká, že k extrémnímu růstu cen energií docházelo již před vypuknutím války na Ukrajině, a to právě z důvodu evropské energetické politiky, jež se snaží o rychlé oproštění od fosilních paliv a zavádí pak taková opatření, která ceny energií zvyšují. Těmito opatřeními jsou např. emisní povolenky či nařízení o vyřazování uhelných elektráren z provozu, čímž dochází ke snížení nabídky elektrické energie, která není dostatečně kompenzována produkcí energií z obnovitelných zdrojů, což vede právě ke zvyšujícím se cenám energií.

Dle Gürtlera (2022) byly v roce 2022 hlavním faktorem působícím na domácí inflaci právě ceny energií, které se výrazně zvýšily vlivem snížení dodávek plynu z Ruska v souvislosti s válečným konfliktem na Ukrajině. Ačkoli byla v září 2022 analytika předpovídána meziroční míra inflace 17,2 %, skutečná míra inflace se vyšplhala na 18 %, čímž dosáhla v roce 2022 svého maxima. Příčinou bylo zdražení energií pro konečné spotřebitele, které se projevilo později, než analytici předpokládali. Právě to je dle Gürtlera (2022) velkou výzvou při předpovídání inflace. Ceny energií, převážně pak cena elektrické energie, jsou významným hybatelem inflace, ale projevují se s nejistým zpožděním. To je dáno především různými délkami fixací cen či účtování výhodnějších cen distributory, kteří stihli nakoupit energie dříve, za lepších cenových podmínek. Z těchto důvodů došlo ke zdražení energií pro domácnosti později, než bylo očekáváno.

Rusnok (2022) uvádí, že se v České republice dlouhodobě ročně staví okolo dvaceti tisíc bytových jednotek, což není vzhledem ke standardnímu opotřebování nemovitostí

dostačující. Dochází tedy k nerovnováze na trhu nemovitostí, kdy poptávka po nemovitostech značně převyšuje jejich nabídku, na což trh reaguje růstem cen nemovitostí, které se posléze významně odráží v rostoucí cenové hladině. Další příčinou rostoucí míry inflace v České republice je dlouhodobě nejnížší míra nezaměstnanosti, která je doprovázena převisem poptávky nad nabídkou na trhu práce, což způsobuje tlak na růst mezd, který ale neodpovídá produktivitě práce. I z tohoto důvodu je v České republice míra inflace vyšší než ve většině zemí eurozóny, jelikož v porovnání s nimi zde rostou reálné mzdy mnohem rychleji. V neposlední řadě měla vliv na vývoj inflace rozpočtová politika v letech 2020 a 2021, zejména pak zrušení superhrubé mzdy v období pandemie Covid-19, které zapříčinilo výrazné snížení daně z příjmu. Tím došlo k náhlému zvýšení poptávky spotřebitelů po statcích a službách, což se dodnes odráží v míře inflace.

Michl (2022) zmiňuje tři základní kroky, vedoucí ke snížení aktuální míry inflace. Prvním z nich je nutnost skončení nákladových šoků, které byly v poslední době způsobeny zejména pandemií Covid-19 a válkou na Ukrajině. Na tyto nákladové šoky jsou nástroje centrální banky krátké. Dále je zapotřebí snižovat deficit státního rozpočtu a v neposlední řadě zabránit růstu mezd, kterému neodpovídá produktivita práce. Mzdy nesmí být indexovány mírou inflace. Tyto tři kroky jsou dle Michla (2022) stěžejní pro snížení současné míry inflace.

Meziroční míra inflace se od začátku roku 2023 každý měsíc snižuje. Dle Janíčka (2023) by zpomalování růstu cen mělo i nadále pokračovat, a to ze čtyř hlavních důvodů. Jedním z nich jsou monetární restriktce, které uplatňuje centrální banka převážně skrze výši úrokových sazeb, které mají za úkol tlumit spotřebu skrze nabídku „dražších peněz“. Ke snížení spotřeby, převážně u domácností, dochází také samo prostřednictvím vysokých cen statků a služeb na trhu. V roce 2023 se předpokládá pokles spotřeby domácností v reálném vyjádření o 3,5 % oproti roku 2022. Dalším faktorem, který pozitivně ovlivňuje míru inflace, je celosvětový pokles, či zpomalení růstu cen výrobních faktorů. Poslední z hlavních příčin snižování míry inflace je dle Janíčka (2023) tzv. efekt báze, který je důsledkem porovnávání aktuální cenové hladiny s cenovou hladinou předchozího roku (bázi), která již vysokou úroveň vykazovala.

Matějů (2023) připisuje dosavadní pokles inflace v roce 2023 převážně menším inflačním tlakům ze zahraničí, zejména pak poklesu cen energií, který stabilizuje nejen konečnou cenu energií pro spotřebitele, ale také snižuje ceny pohonných hmot, které jsou v porovnání s rokem 2022 značně nižší. Právě snižující se zahraniční inflační tlaky

a potlačená aktivita ekonomických subjektů na území České republiky společně s monetárními restrikcemi České národní banky zajišťují vhodné prostředí pro dosažení inflačního cíle. Matějů (2023) ale zdůrazňuje rizika, která mohou předpokládaný vývoj cenové hladiny narušit. Za tato rizika autor považuje vyšší inflační očekávání ekonomických subjektů, která mohou být následně promítnuta do cenotvorby a vytvářet tlak na růst mezd. Dalším rizikem může být aktuální vyšší míra úspor ekonomických subjektů, pro něž může být rychlý návrat k inflačnímu cíli impulzem k náhlému navýšení jejich poptávky, což může vést k dalším inflačním tlakům. Z tohoto důvodu je zapotřebí vysoké obezřetnosti při následném vykonávání expanzivní monetární politiky.

Bankovní rada České národní banky se na svém jednání v srpnu 2023 rozhodla ponechat dvoutýdenní repo sazbu na úrovni 7 %, která je platná již od června 2022. Dle Bankovní rady je právě takové nastavení monetární politiky vhodné pro docílení 2% inflace, jelikož při takto nastavené výši repo sazby deflace postupuje v souladu s předpokládanými odhady České národní banky (Matějů, 2023).

3.8 Měnová politika

Rojíček a kol. (2016) popisuje měnovou politiku jako jednu z komponentů hospodářské politiky země, jejímž hlavním cílem je ovlivňovat ekonomiku přes peněžní trh, tzn. prostřednictvím ceny a množství peněz na trhu. Měnovou nebo také monetární politiku provádí centrální banka, která by měla být nezávislá na politice země. Základní členění nezávislosti centrální banky je na tzv. instrumentální nezávislost, která bance umožňuje volbu vlastních instrumentů, pomocí kterých bude dosahovat exekutivních cílů. Druhým hlediskem základního členění nezávislosti je tzv. cílová nezávislost, která centrální bance umožňuje stanovení vlastních cílů měnové politiky. Pro státy EU jsou navíc platná tzv. Maastrichtská kritéria nezávislosti. Prvním z nich je institucionální nezávislost, která centrálním bankám znemožňuje akceptovat příkazy od orgánu EU a vlád členských zemí. Druhým kritériem je personální kritérium nezávislosti. To určuje členským státům povinnost minimálně pětiletého funkčního období vrcholných představitelů centrální banky a zároveň znemožňuje vládě jejich odvolávání. Toto opatření je důležité z hlediska separace populismu a cykličnosti politické scény od měnové politiky. Třetím Maastrichtským kritériem z hlediska nezávislosti centrální banky je nezávislost funkční, která ukládá centrálním bankám za primární cíl udržování stabilního finančního fungování země. Posledním, ale neméně důležitým kritériem je finanční nezávislost centrální banky, která jí zakazuje

poskytování půjček vládě a jejím přidruženým subjektům. Obecně se jedná o zákaz měnového financování veškerých veřejných institucí.

Na úrovni EU působí Evropská centrální banka (ECB) se sídlem ve Frankfurtu nad Mohanem. Dle Fleischmanna (2022) má ECB dohled nad všemi centrálními bankami EU, s jejichž pomocí shromažďuje nezbytné statistické informace. Primárním úkolem ECB je usměrňovat prostřednictvím měnové politiky cenovou stabilitu, udržet přiměřený ekonomický růst a vytvářet nová pracovní místa. Mimo jiné jsou v rámci eurozóny prostřednictvím ECB vydávány bankovky, které ale mohou po schválení ECB vydávat i centrální banky příslušných zemí eurozóny. ECB je řízena dvěma orgány, které jsou nezávislé na jiných orgánech EU. Hlavním orgánem je Rada guvernérů, která sestává z šesti členů Výkonné rady a také z guvernérů centrálních bank všech zemí eurozóny.

V České republice je ústřední bankou Česká národní banka (ČNB) se sídlem v Praze, jež vykonává dohled nad domácím peněžním trhem a řeší případné krize. ČNB patří do Evropského systému centrálních bank, a tudíž přispívá k uskutečňování jeho záměrů. Nejvyšším řídicím orgánem je bankovní rada, která sestává z guvernéra, dvou viceguvernérů a dalších čtyř členů bankovní rady. Členové bankovní rady jsou jmenováni prezidentem České republiky, a to nejdéle na dvě šestiletá období. Primárním cílem ČNB je dle Ústavy ČR udržování cenové stability (ČNB, 2023a).

Dle Jílka (2013) prošla měnová politika v rozvinutých zemích nepatrným procesem konvergence a aktuálním posláním centrálních bank je pouze regulace krátkodobé úrokové míry domácí měny, aby docílila požadované úrovně inflace, HDP a nezaměstnanosti.

Monetární politika se vyskytuje pouze v tržních ekonomikách, jelikož v centrálně plánovaných ekonomikách dochází k přímé regulaci cen. Dle Černohorského (2020) je podstatou monetární politiky především usměrňování inflace, případně jiných ukazatelů vývoje národního hospodářství. Je důležité poznamenat, že nástroje monetární politiky nepůsobí přímo na vytyčené cíle, ale prostřednictvím několika mezistupňů. Tato forma působení centrální banky na vytyčené cíle je tzv. transmisní mechanismus měnové politiky. Počátek tohoto mechanismu je vždy nejprve vyvolán změnou vhodného nástroje monetární politiky, který působí na operační cíl. Ten dále působí na zprostředkující cíl, přes který posléze dochází k dosažení původního záměru centrální banky. Na základě operačního cíle provádí centrální banka buď expanzivní měnovou politiku (monetární expanze), nebo restriktivní měnovou politiku (monetární restrikce).

Dle Jílka (2013) je expanzivní měnová politika směr centrální banky, který spočívá ve snižování krátkodobé úrokové míry, čímž dochází k reakci obchodních bank, a to prostřednictvím poskytování levnějších úvěrů jejich klientům, kteří pak vyjadřují větší ochotu půjčovat si peníze. Tím se do ekonomiky dostane větší množství peněz, jelikož domácnosti a firmy utrácejí své finanční prostředky ve větší míře a dochází pak k rychlejšímu peněžnímu oběhu. Expanzivní měnová politika stimuluje hospodářství. Centrální banka ji prosazuje v době nízké míry inflace, ekonomického růstu a vysoké míry nezaměstnanosti.

Restriktivní měnová politika je dle Jílka (2013) směr centrální banky, který spočívá ve zvyšování krátkodobé úrokové míry, čímž dochází k nižší ochotě obchodních bank poskytovat svým klientům nové půjčky a ti pak vyjadřují nižší ochotu brát si nové úvěry. Domácnosti a firmy v období „drahých peněz“ utrací méně, čímž dochází ke zpomalení peněžního oběhu v ekonomice. Restriktivní měnová politika tlumí hospodářství. Centrální banka ji prosazuje v době tzv. „přehřáté ekonomiky“, tj. v období zvyšující se míry inflace, nezdravě vysokého ekonomického růstu a příliš nízké míry nezaměstnanosti.

3.8.1 Funkce centrální banky

Dle Rejnuše (2014) je funkce centrálních bank prakticky ve všech vyspělých zemích téměř totožná. V základu lze tyto funkce členit na makroekonomické a mikroekonomické, které spolu ale blízce souvisí a funkce centrálních bank je při jejich vykonávání nezastupitelná.

Primárním účelem makroekonomické funkce centrální banky je dle Rejnuše (2014) zajištění stability domácí měny společně s vytvořením vhodných podmínek pro příznivý ekonomický růst. Stabilita domácí měny nepředstavuje pouze udržování mírného růstu všeobecné cenové hladiny, ale také udržování domácího měnového kurzu vůči zahraničním měnám. Mezi činnostmi centrální banky vedoucí ke splnění její makroekonomické funkce patří vykonávání měnové politiky, o které se podrobněji píše v předešlé kapitole. Další činností je emitování hotovostních peněz. Centrální banky disponují tzv. emisním monopolem na bankovky a v mnoha zemích i na mince. Třetí funkcí je devizová činnost, která představuje zajišťování a správu zahraničních aktiv ve směnitelných měnách, a to za účelem zabezpečení devizové likvidity země.

Účelem mikroekonomické funkce centrální banky je dle Rejnuše (2014) zaopatření bezpečnosti, efektivnosti, spolehlivosti a důvěryhodnosti bankovního systému. Tohoto

centrální banka dosahuje pomocí regulování obchodních bank, provádění bankovního dohledu a povinného pojišťování vkladů klientů obchodních bank. Regulace obchodních bank představuje stanovení podmínek, za kterých může být obchodní banka založena a vykonávat svoji činnost, kdežto bankovní dohled představuje nepřetržitou kontrolu nad dodržováním stanovených pravidel obchodních bank a přijímání případných nápravných opatření při jejich nedodržování. Povinnost pojišťování vkladů klientů obchodních bank pramení z potřeby ochrany klientů v případě krachu obchodní banky. Toto pojištění bývá garantováno státem, avšak ve většině případů pouze do předem stanovené maximální výše vkladu.

Dalšími funkcemi z mikroekonomického hlediska je dle Rejnuše (2014) působení centrální banky jako banky bank, pod čímž si lze představit činnosti jako vedení účtů obchodních bank, přijímání jejich vkladů, poskytování úvěrů apod. Mimo jiné centrální banka působí jako věřitel poslední instance. Centrální banka dále funguje jako banka státu, tzn. vede vládní účty a prostřednictvím nich provádí různé transakce týkající se vládního hospodaření. Působí také jako zprostředkovatel při spravování státního dluhu, platbě úroků, poskytování úvěrů apod. Poslední významnou mikroekonomickou funkcí centrální banky je reprezentace státu v měnové oblasti. Centrální banky rozvinutých zemí mají reprezentační funkci ve významných mezinárodních finančních institucích. Co se týče reprezentace na domácí půdě, ta spočívá hlavně ve stálém poskytování informací veřejnosti o vývoji měny, jeho významných problémech a potenciálních řešení.

3.8.2 Nástroje měnové politiky

Nepřímé nástroje měnové politiky

Mejstřík a kol. (2014) podrobněji popisuje tři hlavní nepřímé nástroje centrální banky, prostřednictvím nichž dosahuje svých měnově politických cílů. Mezi tyto nástroje patří operace na volném trhu, povinné minimální rezervy a úrokové sazby.

Záměrem operací na volném trhu je dle Mejstříka a kol. (2014) hlavně řízení vývoje úrokových sazeb v hospodářství. Centrální banka k tomu nejčastěji využívá tzv. repo operací, které představují formu úvěru, jež je zajištěn cennými papíry. Repo operace jsou členěny na dva hlavní druhy – klasické a reverzní. Klasické nebo také stahovací repo operace spočívají v prodeji a následném zpětném odkupu cenných papírů. Reverzní nebo také dodávací repo operace představují nákup cenných papírů, který je následován jejich zpětným prodejem. Doba splatnosti těchto operací je čtrnáct dní a nákupy a prodeje jsou prováděny

za dvoutýdenní repo sazbu, ke které zasedá Bankovní rada dle předem stanoveného harmonogramu přibližně osmkrát ročně. Centrální banka dosahuje prostřednictvím repo obchodů změny v nabídce peněz na trhu a nepřímo tak ovlivňuje současnou úroveň tržní úrokové míry v hospodářství (Rejnuš, 2014).

Dalším z hlavních nástrojů měnové politiky jsou dle Rejnuše (2014) povinné minimální rezervy (PMR), které představují jistou část z přijatých vkladů obchodních bank, kterou jsou obchodní banky povinny uložit na svůj účet u centrální banky jako depozitum. Tento povinný vklad je úročen dvoutýdenní repo sazbou (Mejstřík a kol., 2014). Z pohledu centrální banky se jedná o snahu řídit multiplikaci depozit, která má potenciál zvyšovat množství peněz v ekonomice a tím způsobit zvýšení inflace. Změna míry PMR má na obchodní banky významný dopad, jelikož ovlivňuje jejich úvěrovou kapacitu. Ke změnám PMR nedochází často, ale když už se centrální banka rozhodne tento nástroj měnové politiky využít, poskytne obchodním bankám nějaký čas na adaptaci. Pokud je stav depozit na účtu obchodní banky vedeného u centrální banky nižší, než stav odpovídající PMR, jedná se o závazek, který je postihován sankčním úrokem.

Posledním hlavním nepřímým nástrojem monetární politiky jsou dle Mejstříka (2014) úrokové sazby, jimiž centrální banka přímo ovlivňuje hospodaření obchodních bank a nepřímo pak hospodaření celé země. Z perspektivy obchodních bank je výše úrokových sazeb významná, jelikož představuje cenu, za kterou obchodují s centrální bankou a také vypovídá o cílech a jim odpovídajících budoucích krocích centrální banky. ČNB využívá tři základní úrokové sazby, a to diskontní, repo a lombardní sazbu. Diskontní sazba představuje míru úročení vkladů obchodních bank na jejich účtech vedených u centrální banky a bývá zpravidla nejnižší ze sazeb vyhlášených ČNB. Repo sazba představuje tarif, za který centrální banka provádí repo operace (popsány výše) s obchodními bankami. Pod lombardní sazbou si lze představit úrokovou míru, za kterou poskytuje centrální banka tzv. lombardní úvěr neboli půjčku obchodním bankám, a to oproti zástavě cenných papírů. Lombardní úvěr bývá pro obchodní banky využíván pouze v závažných problémech s likviditou, jelikož lombardní sazba bývá zpravidla nejvyšší sazbou ze všech sazeb využívaných centrálními bankami. Rejnuš (2014) navíc zmiňuje, že z důvodu kolísání cenných papírů bývá úvěr poskytnutý centrální bankou nižší než právě hodnota zástavy.

Rejnuš (2014) definuje další dva nepřímé nástroje monetární politiky. Prvním z nich jsou konverze a swapy cizích měn. Jedná se o formy nákupů a prodejů cizích měn mezi centrální bankou a obchodními bankami. Centrální banka je za pomoci tohoto nástroje

schopna snížit, nebo naopak zvýšit úvěrovou kapacitu obchodních bank, nepřímo pak i nabídku peněz na trhu. Konverze tedy znamená zprostředkování nákupu, nebo prodeje cizí měny mezi bankami. Swapy jsou od konverzí odlišné tím, že u nich navíc dochází k domluvě mezi bankami o zpětném odkupu cizí měny, a to za předem stanovených podmínek. Z výše uvedeného je pak zřejmé, že konverze ovlivňují nabídku peněz na trhu trvale, kdežto swapy pouze dočasně, a to v závislosti na předem dohodnutém termínu zpětného odkupu zahraniční měny.

Jako druhý nepřímý nástroj Rejnuš (2014) zmiňuje devizové intervence. Jedná se o takové operace, jejichž účelem je změnit vývoj devizového kurzu domácí měny, a to buď k jedné, nebo více zahraničních měn zároveň. Výsledkem je pak dočasné oslabení, nebo posílení devizového kurzu domácí měny. Centrální banka využívá tento nástroj monetární politiky primárně za účelem ovlivnění obchodní bilance státu nebo míry inflace. Dojde-li prostřednictvím devizových intervencí k oslabení domácí měny, pak bude zvýhodněn export na úkor importu, což bude mít pozitivní dopad na obchodní bilanci, ale na druhé straně bude kvůli dražším nákupům ze zahraničí vzrůstat domácí cenová hladina. Posílení domácí měny skrze devizové intervence bude mít důsledek přesně opačný.

Přímé nástroje měnové politiky

Přímé nástroje monetární politiky představují taková nařízení centrální banky, která musí být obchodními bankami respektována při poskytování svých služeb klientům. Nejčastěji se jedná o nastavení výše úrokových měr, maximální výše úvěru apod. (Černohorský, 2020).

Dle Rejnuše (2014) se jedná pouze o nástroje administrativní povahy. Jsou využívány spíše výjimečně v situacích, kdy nepřímé nástroje nesplnily stanovené cíle. Existuje více přímých nástrojů monetární politiky. Rejnuš (2014) uvádí čtyři nejčastěji využívané. Prvním z nich jsou tzv. pravidla likvidity, jež představují nástroj, který má za úkol zajistit likviditu obchodních bank. Nejčastější formou zajištění likvidity je nařízení centrální banky o přesné struktuře aktiv a pasiv, nebo určení jejich vzájemného propojení. Využití tohoto nástroje nebývá zpravidla významným činitelem monetárních regulací, avšak záleží na tom, zdali centrální banka směřuje toto opatření na všechny obchodní banky v systému, nebo účelně usměrňuje pouze jednu vybranou. Nedodržování nařízených opatření může vést k sankcím, které mohou dosáhnout až odejmutí bankovní licence.

Druhým přímým nástrojem jsou dle Rejnuše (2014) tzv. úvěrové kontingenty. Ty představují vůbec nejprísnější formu nařízení centrální banky, která spočívá ve stanovení úvěrových stropů. Jelikož se jedná o absolutně nejprísnější nástroj monetární politiky, bývá plošně využíván pouze v ojedinělých situacích, kdy to daná ekonomika vyžaduje, jinak bývá směřován k ovlivnění činnosti vybraných obchodních bank. Centrální banka může stanovovat buď relativní, nebo absolutní úvěrové kontingenty. Nástroj, s jehož pomocí je centrální banka schopna určit maximální výši úvěru, jež obchodní bance poskytne, představuje tzv. relativní úvěrový kontingent. Maximální hodnotu úvěru, kterou může obchodní banka po nařízení centrální banky poskytnout svým klientům určuje tzv. absolutní úvěrový kontingent. Úvěrové kontingenty, obzvlášť jejich absolutní forma, jsou vysoce účinným nástrojem, ale jelikož přímo zasahují do činnosti obchodních bank, nejsou téměř využívány.

Rejnuš (2014) upozorňuje, že centrální banka může také využít stanovení úrokových limitů (stropů), s jejichž pomocí může obchodním bankám stanovit na jedné straně maximální výši úroku, kterou mohou požadovat od svých klientů za poskytované úvěry, na druhé straně také minimální výši úroku, kterou obchodní banky musí svým klientům poskytovat za svěřená depozita. Tímto centrální banka docílí snížení čistého úrokového výnosu obchodních bank. Tento nástroj je centrální bankou využíván pouze v případech nutné a intenzivní regulace ekonomiky, jelikož opět poměrně striktně zasahuje do hospodářské činnosti obchodních bank.

Posledním z nejvýznamnějších přímých nástrojů monetární politiky jsou dle Rejnuše (2014) tzv. povinné vklady. Toto opatření představuje povinnost některých subjektů zakládat bankovní účty, ukládat svá depozita a uskutečňovat platební styk pouze skrze centrální banku. Toto nařízení ukládá nejčastěji orgánům místní samosprávy či centrálním organizacím, a to většinou z vícero důvodů. Jednak tím dochází ke stažení finančních prostředků z oběhu, ale také má centrální banka plnou kontrolu nad hospodařením těchto organizací.

3.8.3 Cílování inflace

Dle Mandela a Tomšíka (2018) se cílování inflace poprvé objevilo již v roce 1990 na Novém Zélandu. Česká republika byla v pořadí devátou zemí, když v roce 1998 přistoupila na tento systém vedení měnové politiky.

Jurečka a kol. (2017) zmiňuje, že do té doby, než se objevilo inflační cílování, byla zeměmi inflace obvykle usměřována prostřednictvím množství peněžní zásoby v ekonomice. S nastupující liberalizací mezinárodních pohybů peněz a kapitálu začalo být měření peněžní zásoby v ekonomice obtížné, a tak docházelo k postupnému přechodu jednotlivých vyspělých zemí k režimu cílování inflace. To ale neznamená, že vývoj množství peněz v ekonomice ztrácí z hlediska udržování přiměřené cenové hladiny na důležitosti.

Jílek (2013) definuje cílování inflace jako režim monetární politiky, ve kterém dochází k trvalé snaze o dosažení konečného cíle, jímž je určitá míra inflace. Tohoto výsledku se centrální banka snaží dosáhnout prostřednictvím operačních cílů, které následně působí na cíle zprostředkující. Jedná se o využití Keynesovy teorie, dle které je inflace způsobena vícero faktory, a ne pouze měnovými agregáty.

Dle Rojíčka a kol. (2016) je principem cílování inflace snaha centrální banky o dosažení tzv. inflačního cíle, a to prostřednictvím nástrojů monetární politiky. Nejčastějším způsobem, jímž tohoto cíle dosahuje, je úprava krátkodobých úrokových sazeb, která má následně vést ke změně míry inflace, a to směrem k inflačnímu cíli, jež je stanovován pro jisté časové období. Základními systémovými prvky při cílování inflace jsou stanovení inflačního cíle, prognózování inflace a operativní řízení skrze úpravu krátkodobých úrokových sazeb centrální bankou.

Mandel a Tomšík (2018) upozorňují, že centrální banka se při stanovování inflačního cíle musí nejprve přiklonit k jednomu z cenových indexů, na základě kterého bude inflační vývoj v zemi sledovat, a kterému přidělí optimální hodnotu, jež bude představovat zmíněný inflační cíl. Standardně bývá používán klasický cenový index spotřebitelských cen, ale centrální banka se může rozhodnout pro sledování nějakého specificky upraveného cenového indexu.

Vzhledem k tomu, že se dle Rojíčka a kol. (2016) výsledky monetární politiky dostávají zpravidla s nějakým časovým prodlením, je důležité, aby centrální banka přijímala měnová opatření s předstihem. K tomu jí napomáhají inflační prognózy, které si centrální banka na určité období vytváří a následně je porovnává se stanoveným inflačním cílem na toto období. Při zjištění odchylky těchto dvou prvků pak centrální banka aplikuje taková měnová opatření, která budou vývoj cenové hladiny směřovat k vytyčenému inflačnímu cíli.

Černohorský (2020) doplňuje v souvislosti s prognózováním tzv. horizont měnové politiky, což je období, na které je prognóza vývoje inflace stanovována a zároveň také

období, ve kterém se případné změny v nastavení krátkodobých úrokových sazbách projevují. Zmiňovaný horizont měnové politiky je nejčastěji uváděn jako nadcházejících dvanáct až osmnáct měsíců. Příčinou tohoto prodloužení je fixovaná úroková míra, již jsou úvěrové a obchodní smlouvy zaopatřeny.

Jílek (2013) zmiňuje v souvislosti s cílováním inflace důležitost znalosti minulých jevů z důvodu jejich středně až dlouhodobého působení na inflaci a samozřejmě také výborné znalosti současných jevů.

Inflační cílování, jako nový režim monetární politiky, vyžaduje splnění některých předpokladů. Dle Jílka (2013) mezi ně patří záruka cenové stability jako hlavního cíle centrální banky. Udržení přiměřené míry inflace je výlučným postavením centrálních bank. Dalším předpokladem je záruka spolupráce centrální banky s exekutivou při realizaci stanovené protiinflační politiky a posledním předpokladem je uplatňování takových kroků, které centrální banka shledává za vhodné ke splnění stanoveného inflačního cíle.

Dle Jílka (2013) spočívá cílování inflace v explicitním inflačním cíli a ve vysoké transparentnosti a odpovědnosti centrální banky. Nejdůležitějším znakem cílování inflace je bezesporu otevřené explicitní vyhlášení stávajícího inflačního cíle centrální bankou. Veřejným představením inflačního cíle vyjadřuje centrální banka jistý závazek vůči veřejnosti, čímž současně napomáhá zvýšené intenzitě inflačního očekávání ekonomických subjektů. Co se týče konkrétní hodnoty inflačního cíle, měla by být dostatečně nad nulou z důvodu zabránění deflace. Ve většině vyspělých zemích bývá inflační cíl stanoven v rozmezí od dvou do tří procent, a to buď ke konkrétnímu období, nebo v rozmezí nějakého časového horizontu, ve kterém chce centrální banka tohoto cíle dosáhnout. Inflační cíl je zapotřebí porovnávat s inflačními prognózami, případně se skutečnou mírou inflace, a tato porovnání zveřejňovat, aby byla snaha centrální banky o dlouhodobou cenovou stabilitu veřejně deklarována. Díky tomu dochází k omezování nejistoty ekonomických subjektů. Domácnosti a firmy jsou si vědomy, že pokud dojde k překročení inflačního pásma, centrální banka zahájí monetární restrikce.

Druhým velice důležitým znakem monetárního režimu cílování inflace je dle Jílka (2013) transparentnost a odpovědnost centrální banky, a to z několika důvodů. Jednak zvyšuje povědomí o aktuální situaci měnové politiky, napomáhá ke směřování chování ekonomických subjektů cestou k inflačnímu cíli a také působí jako pevná ruka nad operacemi prováděnými centrální bankou. Transparentnost monetární politiky lze také

charakterizovat faktem, že případná změna krátkodobých úrokových měr je pro trh očekávaná, a navíc je poměrně dobře předvídatelná.

Černohorský (2020) definuje další znaky cílování inflace, které lze považovat za výhodné. Patří mezi ně jednoznačná zodpovědnost za dosažení cíle, kterou nese právě a pouze centrální banka. Dalším znakem je prokázaná nižší pohyblivost inflace v zemích, které využívají režimu jejího cílování. Díky tomu mají podnikatelé i domácnosti relativní jistotu v jejich inflačním očekávání, kterou pak promítají do svých investičních a spotřebitelských rozhodnutí. V souvislosti s pozitivními znaky cílování inflace nelze opomenout zvýšenou hospodářskou stabilitu, jelikož ustálený vývoj inflace v okolí hodnoty inflačního cíle a bez výrazných odchylek působí pozitivně na ekonomický vývoj země a tím napomáhá odolnosti vůči dlouhodobým hospodářským krizím.

Černohorský (2020) zmiňuje v souvislosti s režimem monetárního cílování inflace také nevýhody, mezi které řadí riziko dlouhodobého nedocílení stanovené míry inflace, což vede k nedůvěře ekonomických subjektů v prognózy centrální banky a ta pak musí vynakládat spoustu úsilí na vysvětlování příčin neúspěchu. Dalším nežádoucím projevem inflačního cílování může být pomalý růst ekonomiky, který nastává v případě, kdy centrální banka dlouhodobě udržuje vyšší úrokové míry za účelem snížení dlouhotrvající vysoké míry inflace, což se pak projevuje v brždění ekonomického růstu, které vede až k hospodářskému poklesu či růstu nezaměstnanosti. Autor v souvislosti s negativními znaky inflačního cílování zmiňuje také nesprávné chápání inflačního cíle veřejností. Inflační cíl centrální banky nepředstavuje její snahu o růst cen všech statků a služeb právě o hodnotu inflačního cíle. U různých statků a služeb rostou ceny různým tempem, stagnují, nebo dokonce i klesají.

3.8.4 Měnová politika ČNB

Rojíček a kol. (2016) zmiňuje, že dle Ústavy České republiky a zákona o ČNB je hlavním cílem měnové politiky zabezpečovat stabilitu české měny. ČNB se v době jejího vzniku při provádění měnových opatření opírala o dva pilíře. Jedním z nich byl pevný kurz koruny vzhledem k tzv. měnovému koši, který se z původních pěti měn omezil pouze na německou marku a americký dolar, což bylo vzhledem k obchodním vztahům dostačující. Druhým pilířem byla snaha o přiměřený vývoj peněžní zásoby, jež byl považován za klíčový pro budoucí vývoj úrovně cenové hladiny. Kritériem byl konkrétně vývoj měnového agregátu M2, který zahrnuje oběživo, bezhotovostní a termínované vklady na účtech obchodních bank.

Dle Rojíčka a kol. (2016) se postupem času začaly vynořovat problémy plynoucí z dosavadního režimu měnové politiky ČNB, které se týkaly především souběžného využívání dvou zmíněných pilířů, jelikož peněžní zásoba je pevným peněžním kurzem ovlivňována. Z tohoto důvodu se na čas staly hlavním nástrojem monetární politiky repo operace, které jsou využívány dodnes. Nicméně seskupení makroekonomických problémů a neoptimálního řízení hospodářské politiky vedlo v roce 1997 k měnové krizi, po které již nebylo možné souběžné využívání původních dvou pilířů, a tak došlo k přechodu na volně plovoucí měnový kurz, který již nepůsobí na peněžní zásobu jako exogenní veličina a poskytuje tak ČNB více možností při vykonávání měnové politiky. Tím došlo k zániku původních pilířových opatření centrální banky a ke konci roku 1997 byl v České republice přijat nový režim měnové politiky – cílování inflace.

V průběhu času docházelo v měnovém režimu cílování inflace centrální banky k různým metodickým změnám, až bylo docíleno dnešní podoby inflačního cílování.

Na základě údajů ČNB (2023b) je jejím aktuálním inflačním cílem meziroční přírůstek indexu spotřebitelských cen o 2 %. Tento cíl bývá zaveden centrálními bankami ve většině vyspělých zemích. ČNB následně dosahování inflačního cíle vyhodnocuje, přičemž k tomu využívá údajů o aktuálním vývoji inflace zveřejňovaných Českým statistickým úřadem. ČSÚ je institucí, která je na ČNB nezávislá, čímž nabývá inflační cílování na důvěryhodnosti. Ačkoli je inflační cíl ČNB nastaven na úrovni 2 %, skutečná inflace se v tomto bodě téměř nenachází, jelikož dochází k nepředpokládaným jevům, na které ČNB svými monetárními nástroji reaguje, ale z makroekonomického hlediska není možné, aby se úroveň cenové hladiny vracela k inflačnímu cíli okamžitě. Z tohoto důvodu existuje toleranční pásmo, které se nachází plus minus jeden procentní bod od inflačního cíle. Toto toleranční pásmo představuje přirozenou kolísavost inflace. ČNB uplatňuje jisté výjimky z plnění inflačního cíle, jimiž jsou administrativní či regulatorní opatření, nabídkové šoky a další výjimky, které jsou mimo dosah měnových nástrojů ČNB. Typickým příkladem je změna nepřímých daní.

Dle údajů ČNB (2023c) jsou hlavním nástrojem její měnové politiky úrokové sazby, jejichž výše se zobrazuje v tržních sazbách a posléze dochází k ovlivnění inflačního vývoje. Bankovní rada zasedá k tématu úrokových sazeb zpravidla osmkrát ročně. Na konci těchto jednání Bankovní rady je rozhodnuto, zdali dojde ke změně ve výši úrokových sazeb, nebo zdali zůstanou na dosavadní úrovni. Nastavené úrokové sazby se v míře inflace projeví

zpravidla za dvanáct až osmnáct měsíců, proto Bankovní rada využívá při rozhodování makroekonomických prognóz.

Dle ČNB (2023d) jsou její inflační prognózy sestavovány měnovou sekcí čtyřikrát ročně. Jedná se o složitý proces, jehož výsledkem je tzv. základní prognóza, což je nejpravděpodobnější scénář vývoje domácí ekonomiky. Měnová sekce sestavuje, mimo základní scénář také další scénáře, které popisují hlavní nejistoty a rizika prognózy. V konečné fázi měnová sekce prezentuje své poznatky Bankovní radě.

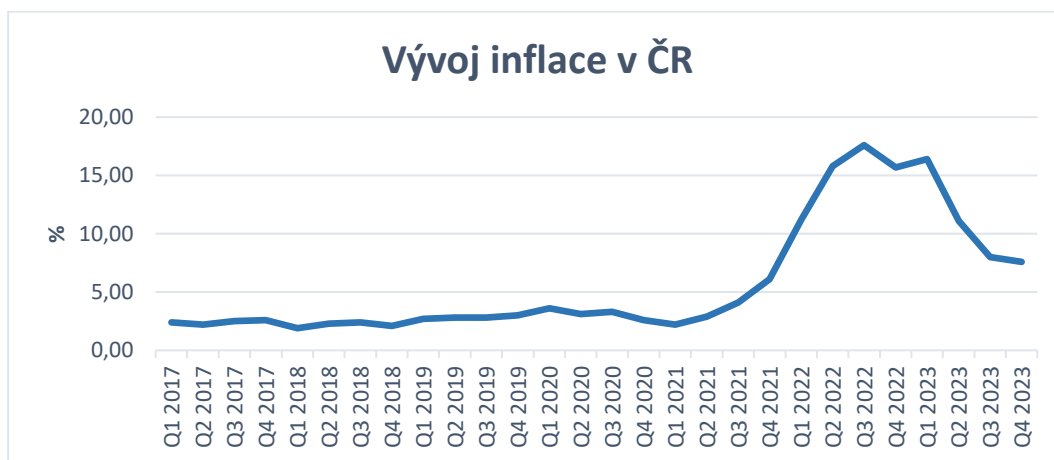
4 Vlastní práce

Vývoj všech ukazatelů, které byly zvoleny pro analytické účely této diplomové práce, byl sledován ve čtvrtletních intervalech v období od prvního čtvrtletí roku 2017 do čtvrtého čtvrtletí roku 2023. Toto období bylo vybráno z důvodu zajištění dostatečně dlouhého referenčního období pro analýzu dat. Zároveň novější data nebyla v době zpracování diplomové práce dostupná.

4.1 Vývoj inflace v České republice

Na grafu č. 1 je znázorněn vývoj inflace v České republice, která je vyjádřena meziročními změnami indexů spotřebitelských cen (CPI). CPI je jedním z nejčastěji používaných indikátorů vývoje inflace, slouží k monitorování změn v cenách a odráží tak inflační, či deflační tlaky. Právě z tohoto důvodu byl pro účely ekonometrické analýzy vybrán vývoj inflace, vyjádřený pomocí meziročních změn CPI.

Graf 1 Vývoj inflace v ČR v letech 2017–2023, čtvrtletně, v %



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2024

Z grafu č. 1 lze vyčíst, že se inflace v České republice pohybovala od začátku sledovaného období až do čtvrtého čtvrtletí roku 2019 v rámci tolerančního pásma dlouhodobého inflačního cíle ČNB. Od této doby se míra inflace nacházela nad úrovní 3 %, a to až do třetího čtvrtletí roku 2020. Posléze došlo ke krátkodobému návratu do tolerančního pásma inflačního cíle, který byl ale narušen ve třetím čtvrtletí roku 2021, odkdy se míra inflace pohybuje na hodnotách, které jsou inflačnímu cíli velmi vzdálené. Hlavními příčinami vysoké míry inflace ve třetím a čtvrtém čtvrtletí roku 2021 byly nákladové tlaky,

především pak růst dovozních cen energií. Výrazně pak vzrostly také ceny domácí meziprodukce. Svůj podíl na tom mělo i domácí proinflační prostředí, které nastalo z důvodu zvýšené poptávky spotřebitelů poté, co odeznenly restriktce související s pandemií Covid-19.

Od prvního čtvrtletí roku 2022, kdy dosáhla míra inflace hodnoty 11,2 %, se již do růstu cen začal promítat válečný konflikt na Ukrajině. Vlivem války došlo k mimořádně silným nákladovým tlakům ze zahraničí, a to především skrze dovozní ceny energií. Zároveň se do míry inflace mohla promítnout zvýšená poptávka spotřebitelů po jejím utlumení v době pandemie. Důvodem vysoké poptávky spotřebitelů jsou především jejich úspory, jejichž akumulace byla pandemií velmi podpořena. Kombinace nejen těchto faktorů způsobily, že se míra inflace dostala ve třetím čtvrtletí roku 2022 na druhou nejvyšší hodnotu od vzniku samostatné České republiky, a to na hodnotu 17,6 %.

Ve čtvrtém čtvrtletí roku 2022 došlo po téměř dvou letech ke zpomalení růstu inflace. Od té doby tento trend setrvává a inflace se pomalu blíží směrem k inflačnímu cíli. Ve třetím čtvrtletí roku 2023 se dostala pod 10% hranici. Důvodem snižující se míry inflace jsou především umírněné nákladové tlaky, ke kterým největší měrou přispěly opět dovozní ceny energií. Ačkoli ceny domácí meziprodukce rostly, což bylo možné spatřit především na cenách potravin, pokles dovozních cen energií byl natolik výrazný, že se míra inflace snižovala. Svůj podíl na pokles inflace měl ve čtvrtém čtvrtletí roku 2022 vládní úsporný tarif, který přišel v platnost 1. října 2022. Od začátku roku 2023 ho vystřídal tzv. cenové stropy, které vláda stanovila pro elektřinu a plyn. Přejchod z úsporného tarifu na cenové stropy energií zapříčinil krátkodobý nárůst inflace v lednu 2023, nicméně v dalších měsících míra inflace opět klesala.

Od začátku sledovaného období se míra inflace dostala pouze jednou pod úroveň inflačního cíle, a to v prvním čtvrtletí roku 2018. Od roku 2017 až do druhého čtvrtletí roku 2021 byla průměrná míra inflace 2,6 %. Od třetího čtvrtletí téhož roku, kdy začaly zpětně působit zavedené restriktce v období pandemie a později důsledky neočekávaného válečného konfliktu na Ukrajině, do konce sledovaného období dosahovala průměrná míra inflace více než 11,3 %. Vzhledem k úrokovým sazbám, které se stále drží na vysokých úrovních, a odeznívajícím vlivům ekonomických šoků, lze předpokládat, že klesající trend míry inflace, který započal na konci roku 2022, bude pokračovat i v dalších obdobích. Dalším z faktorů snižující se míry inflace bude mimo jiné porovnávací báze v případě meziročního srovnávání indexů spotřebitelských cen, jelikož bude docházet k porovnávání s již vysokou úrovní všeobecné cenové hladiny.

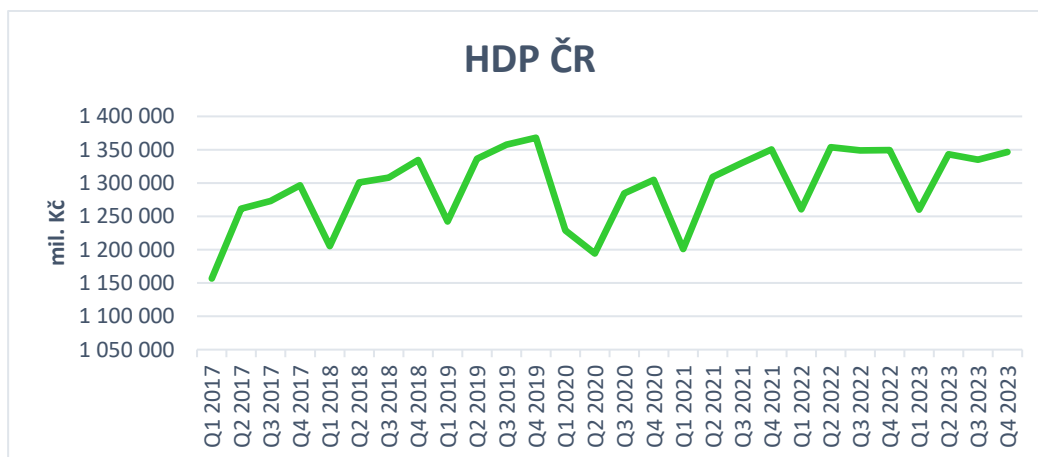
4.2 Vývoj determinantů inflace v České republice

Na základě literární rešerše byly jako determinanty inflace, které slouží ke konstrukci ekonometrického modelu, vybrány následující ukazatele:

- HDP
- export
- import
- obecná míra nezaměstnanosti
- měnový agregát M3
- 2T repo sazba
- cena elektřiny
- průměrná hrubá nominální mzda
- kurz EUR/CZK
- cena ropy BRENT

4.2.1 Hrubý domácí produkt

Graf 2 Čtvrtletní vývoj HDP v ČR, v mil. Kč



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2024

Graf č. 2 nabízí pohled na vývoj HDP vypočítaného výdajovou metodou, vyjádřeného čtvrtletně ve stálých cenách roku 2015. Proměnná HDP ve zmíněné formě byla zvolena z důvodu vyjádření jejího vlivu na inflaci skrze úroveň ekonomické aktivity a s ní související zvýšení, nebo naopak snížení poptávky po statcích a službách, která může následně způsobovat inflační tlaky. Z grafu č. 2 je patrné, že na úroveň HDP značně působí sezónní vlivy, z tohoto důvodu budou data pro účely analýzy sezónně očištěna.

HDP v České republice vykazuje z dlouhodobého hlediska rostoucí tendenci se značnými sezónními výkyvy. Nepříznivý vývoj HDP byl zaznamenán v průběhu roku 2020, který byl významně zasažen pandemií Covid-19. V tomto roce klesala úroveň HDP čtvrtletně v průměru o 5,4 %, ve druhém čtvrtletí roku 2020 došlo k meziročnímu poklesu HDP o 10,6 %, což značí nejvýznamnější pokles HDP v rámci celého sledovaného období. V roce 2021 a 2022 úroveň HDP v meziročním srovnání rostla, ve druhém čtvrtletí roku 2021 dokonce o 9,6 %, což bylo mimo jiné zapříčiněno nižší bází z roku 2020. Nicméně vzhledem k nejistému ekonomickému prostředí a vysoké cenové hladině došlo ve všech čtyřech čtvrtletí roku 2023 opět k meziročnímu poklesu HDP, který byl zapříčiněn především sníženou spotřebou domácností.

4.2.2 Export

Graf 3 Vývoj exportu ČR, v mil. Kč



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2024

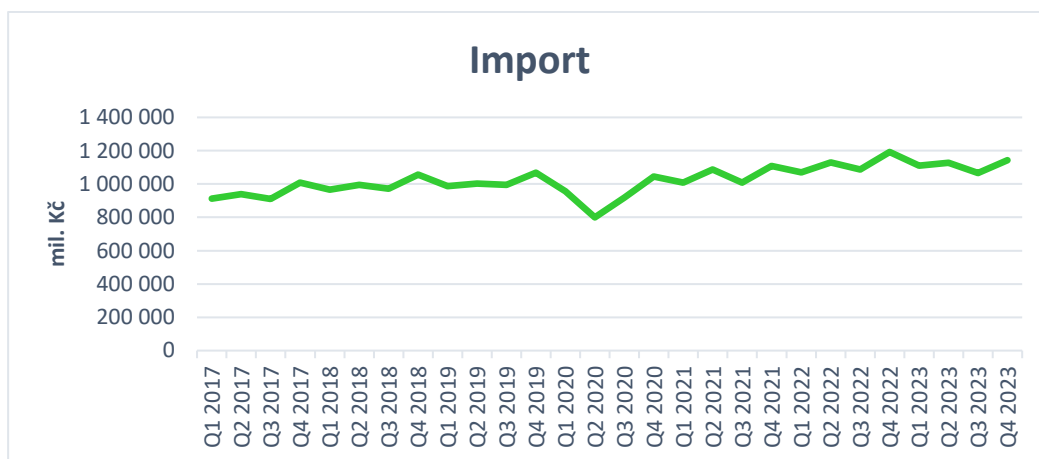
Na grafu č. 3 je zobrazen vývoj exportu zboží z České republiky, vyjádřený čtvrtletně ve stálých cenách roku 2015. Export může na míru inflace působit zejména skrze směnný kurz. Zvýšený export zboží může zapříčinit posílení domácí měny vůči ostatním měnám, a to skrze zvýšenou poptávku po domácí měně. Posílení domácí měny posléze přímo působí na úroveň importu, který na proměnnou inflaci také působí. Z grafu č. 3 lze vyčíst sezónní výkyvy, proměnná bude proto sezónně očištěna.

V rámci sledovaného období lze zaznamenat poměrně pravidelný pokles úrovně exportu ve třetích čtvrtletí jednotlivých let. To může být zapříčiněno nižší aktivitou ekonomických subjektů v období letních prázdnin. Naopak čtvrté čtvrtletí bývá pro export zpravidla silnější, což lze připsat zvýšené poptávce po zboží v předvánočním období,

kdy bývá zvýšená produkce i spotřeba. Úroveň exportu významně poklesla v roce 2020, ve druhém čtvrtletí téhož roku dosáhl export nejnižší hodnoty v rámci celého sledovaného období. Příčinou tohoto poklesu je pandemie Covid-19, která významně ovlivnila přeshraniční pohyb zboží a zapříčinila celkový pokles ekonomiky.

4.2.3 Import

Graf 4 Vývoj importu ČR, v mil. Kč



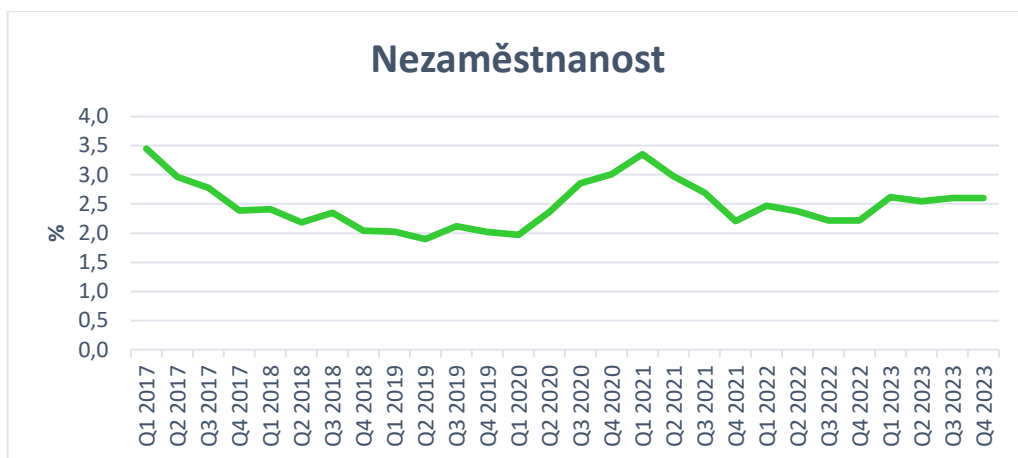
Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2024

Graf č. 4 zobrazuje vývoj importu zboží do České republiky. Data jsou vyjádřena v mil. Kč, bází jsou ceny z roku 2015. Proměnná import působí na inflaci zprostředkovaně převážně skrze směnný kurz. Dojde-li k posílení domácí měny vůči zahraniční měně, stává se dovážené zboží levnější, což působí protiinflačně. Zároveň může levnější dovážené zboží způsobit tlak na snižování cen domácích výrobců, což má opět protiinflační účinky.

Z grafu č. 4 je patrné, že úroveň dovozu v čase roste. Nicméně tento růst je doprovázen čtvrtletními výkyvy, které jsou zapříčiněny mnoha faktory, jako například změnami na mezinárodních trzích, aktuální poptávkou po dováženém zboží, vývojem měnového kurzu, úrovní cenové hladiny apod. Nejvýznamnější výkyv je opět zaznamenán v roce 2020, který souvisí s útlumem ekonomiky zapříčiněným restriktivními opatřeními v rámci zabránění šíření pandemie Covid-19.

4.2.4 Nezaměstnanost

Graf 5 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v ČR, v %



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2024

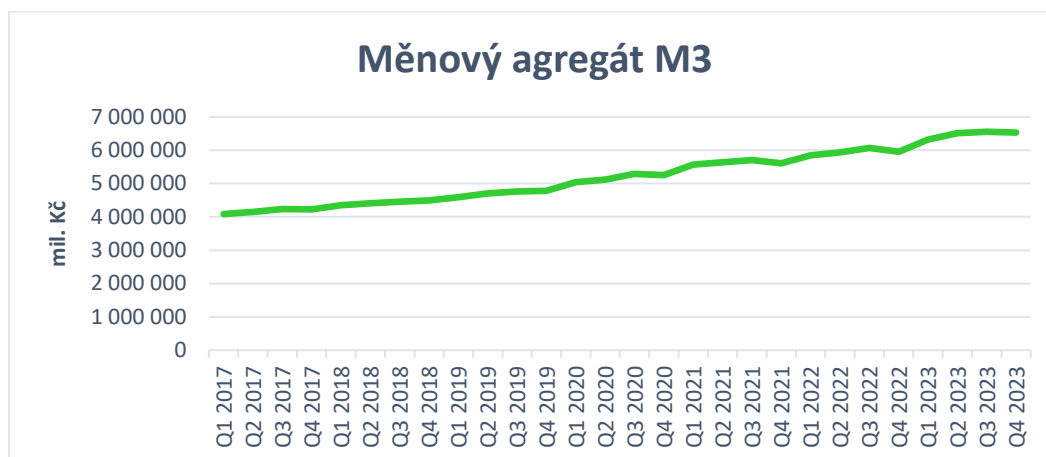
Graf č. 5 znázorňuje vývoj obecné míry nezaměstnanosti, která je sledována Českým statistickým úřadem, vyjádřena jako procentuální podíl nezaměstnaných na celkovém počtu ekonomicky aktivního obyvatelstva. Zahrnutí proměnné nezaměstnanost vychází z modifikované Phillipsovy křivky, která vyjadřuje inverzní vztah mezi inflací a mírou nezaměstnanosti. Dochází-li k růstu inflace, roste ochota ekonomických subjektů pracovat, a tím dochází ke snižování nezaměstnanosti a naopak.

Míra nezaměstnanosti je v České republice dlouhodobě na nízké úrovni v porovnání s průměrnou mírou nezaměstnanosti států Evropské unie. Dle nejaktuálnějších dat ČSÚ je míra nezaměstnanosti v České republice na úrovni 2,6 %. Na začátku roku 2017 byla míra nezaměstnanosti v rámci sledovaného období nejvyšší, společně s prvním čtvrtletím roku 2021, které bylo vrcholem rostoucí nezaměstnanosti, jež započala ve druhém čtvrtletí roku 2020 v reakci na restriktivní opatření zavedená v souvislosti s pandemií Covid-19. Vyjma období, které bylo postiženo pandemií, je rok 2017 obdobím nejvyšší míry nezaměstnanosti v rámci sledovaného období. Nicméně rok 2017 zahrnuje pokračující trend snižující se míry nezaměstnanosti, který započal již v roce 2014, tedy po období ekonomické krize v roce 2013. V České republice je míra nezaměstnanosti dlouhodobě nízká, což staví zaměstnavatele do nevýhodné pozice a zároveň působí proinflačně skrze tlak na zvyšování mezd. Nízká míra nezaměstnanosti tedy může skrze mzdové tlaky způsobovat inflační spirálu. Na druhou stranu je stav nízké nezaměstnanosti výhodný pro zaměstnance,

a to především právě z důvodu jejich síly při vyjednávání o výši mezd, ale také z důvodu menšího rizika ztráty zaměstnání či větší nabídky pracovních příležitostí.

4.2.5 Měnový agregát M3

Graf 6 Vývoj peněžní zásoby vyjádřené měnovým agregátem M3, v mil. Kč



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČNB, 2024

Graf č. 6 zobrazuje vývoj peněžní zásoby vyjádřené měnovým agregátem M3, který zahrnuje oběživo a jednodenní vklady, termínované vklady a ostatní vklady v bankách, podílové listy a emitované cenné papíry. Proměnná měnový agregát M3 popisuje vývoj celkového množství peněz v ekonomice, které může být ovlivňováno monetárními nástroji centrální banky, a to především za účelem regulace vývoje cenové hladiny. Z tohoto důvodu byl měnový agregát M3 zahrnut jako jedna z vysvětlujících proměnných míry inflace.

Vývoj peněžní zásoby v ekonomice závisí především na aktuální hospodářské situaci státu. V České republice vykazuje vývoj peněžní zásoby v rámci sledovaného období lineární rostoucí trend s několika drobnými mezičtvrtletními poklesy, a to vždy ve čtvrtém čtvrtletí. Tyto poklesy mohou být spojené se zvýšeným zájmem domácností o peněžní vklady či úvěry v předvánočním období. Mezičtvrtletní pokles peněžní zásoby může být způsoben také vyšší produkcí firem v období zvýšené poptávky domácností. Navýšení produkce obnáší vyšší čerpání peněžních vkladů a úvěrů, což peněžní zásobu snižuje.

4.2.6 2T repo sazba

Graf 7 Vývoj 2T repo sazby, v %



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČNB, 2024

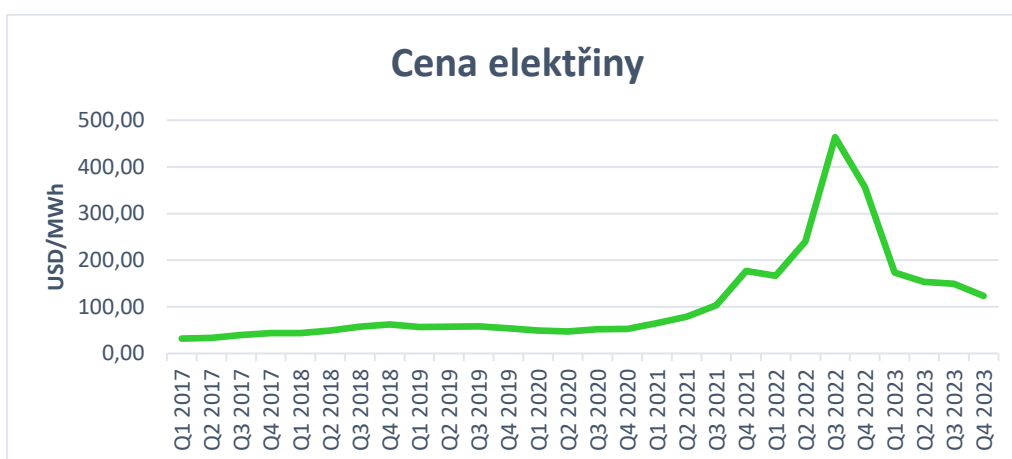
Vývoj 2T repo sazby, vyjádřené v %, popisuje graf č. 7. Repo sazba je jedním z hlavních monetárních nástrojů centrální banky, skrze který se snaží o udržení mírného růstu cenové hladiny, a to prostřednictvím regulace stavu peněžní zásoby v ekonomice. Právě z důvodu nepřímého působení repo sazby na míru inflace byla tato proměnná zařazena mezi její determinanty.

Z grafu č. 7 lze vyčíst, že Česká národní banka držela na začátku roku 2017 hodnotu repo sazby na tzv. technické nule, což odpovídá hodnotě 0,05 %. Od třetího čtvrtletí roku 2017 se bankovní rada rozhodla zvýšit repo sazbu o 0,2 procentního bodu. V restriktivní monetární politice pokračovala až do druhého čtvrtletí roku 2019, kdy se 2T repo sazba vyšplhala na hodnotu 2 %, na které zůstala až do konce téhož roku. Zvyšování repo sazby bylo reakcí centrální banky na domácí inflační tlaky a makroekonomickou prognózu. Za účelem zmírnění ekonomického dopadu pandemie Covid-19 přešla centrální banka v roce 2020 zpět na expanzivní měnovou politiku a začala snižovat úrokové sazby, a to až na 2% úroveň, na kterou se repo sazba dostala ve druhém čtvrtletí roku 2020. Na této úrovni setrvala až do prvního čtvrtletí roku 2021. V následujícím čtvrtletí se bankovní rada rozhodla zvýšit repo sazbu o 0,25 procentního bodu, a to v reakci na zahraniční i domácí cenové tlaky, a také z důvodu oživující se domácí poptávky po období utlumené poptávky zapříčiněné pandemií. V restriktivní měnové politice pokračovala centrální banka i nadále. K významnému navýšení repo sazby došlo v rámci čtvrtého čtvrtletí roku 2021, kdy bankovní rada zvýšila repo sazbu o 3 procentní body na úroveň 3,75 %. V rapidním

zvyšování úrokové sazby pokračovala centrální banka i v roce 2022, kdy reagovala především na nejistý vývoj válečného konfliktu na Ukrajině a s ním spojené ekonomické hrozby, především pak na vývoj cen energetických surovin. Zvyšování repo sazby ale nebylo pouze reakcí na zahraniční cenové tlaky, ale také na přetrvávající domácí inflační tlaky, které byly podpořeny vysokými cenami energií. Takto se 2T repo sazba vyšplhala až na úroveň 7 %, na které setrvala téměř až do konce roku 2023. Bankovní rada centrální banky se rozhodla pro snížení repo sazby až v prosinci roku 2023, kdy byla repo sazba snížena o 0,25 procentního bodu na úroveň 6,75 %. Ke snížení repo sazby tak došlo poprvé od roku 2020.

4.2.7 Vývoj ceny elektřiny

Graf 8 Vývoj ceny elektřiny, v USD/MWh



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat Kurzy.cz, 2024

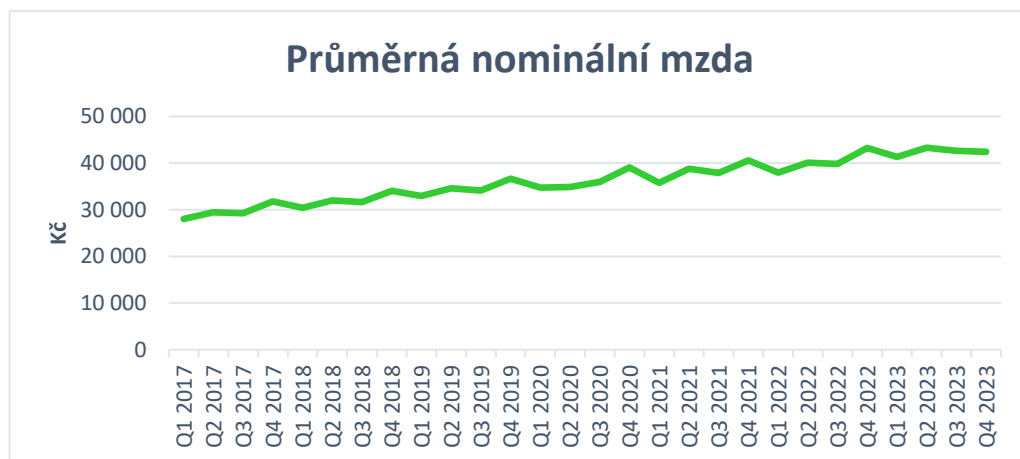
Cena elektrické energie je jedním z determinantů inflace, který se do inflace počítané Českým statistickým úřadem propisuje přes spotřebitelský koš. Vývoj ceny elektřiny na komoditní burze nabízí graf č. 8. V posledních letech se právě cena elektrické energie významně propsala do úrovně cenové hladiny nejen v České republice, a proto byla tato proměnná zahrnuta jako jedna z vysvětlujících proměnných inflace.

Od začátku sledovaného období až do roku 2021 se cena elektřiny vyvíjela bez významných výkyvů. To se ale změnilo ve druhé polovině roku 2021, kdy začalo docházet k energetické krizi. Ta započala v reakci na růst ceny uhlí a plynu, jež jsou jedněmi ze základních zdrojů energií pro výrobu elektřiny. Prvotním impulsem pro růst cen těchto komodit byla rostoucí mezinárodní poptávka po energiích, která začala růst v důsledku oživení ekonomiky po pandemii Covid-19. Do růstu ceny elektrické energie se také projevil růst ceny emisních povolenek, či nepříznivé počasí pro výrobu elektřiny z obnovitelných

zdrojů (PPF banka, 2021). Růst ceny elektrické energie eskaloval v roce 2022, kdy Rusko zahájilo válečný konflikt na Ukrajině. V důsledku toho byly zavedeny sankce proti Rusku, které mimo jiné způsobily omezení dodávek plynu z Ruska, jež bylo do té doby jedním z hlavních dodavatelů plynu nejen do České republiky. Cena elektřiny se tak ve třetím čtvrtletí roku 2022 v průměru vyšplhala na rekordních 463 USD/MWh. Od té doby docházelo k poklesu ceny elektřiny, jež se v posledním čtvrtletí roku 2023 v průměru nacházela na hodnotě 123 USD/MWh. Příčinami tohoto poklesu bylo především rychlé nahrazování ruského plynu, snižování spotřeby energií a spuštění provozu jaderných elektráren ve Francii (MPO, 2023).

4.2.8 Průměrná nominální mzda

Graf 9 Vývoj průměrné nominální mzdy, v Kč



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ, 2024

Graf č. 9 zobrazuje vývoj průměrné hrubé nominální mzdy v České republice. Rostoucí mzdy způsobují poptávkové tlaky. Rostoucí úroveň mezd může zároveň zvyšovat náklady firem na zaměstnance, což se může posléze projevit v cenách statků a služeb. Tyto skutečnosti pak působí na všeobecnou cenovou hladinu, a proto byla tato proměnná zařazena mezi determinanty inflace.

Průměrná mzda vykazuje dlouhodobý rostoucí lineární trend se sezónními výkyvy, projevujícími se většinou v posledním čtvrtletí jednotlivých let, kdy dochází k růstu průměrné mzdy, v prvních čtvrtletí pak naopak dochází k mezičtvrtletnímu poklesu. Příčinou sezónních výkyvů může být zvýšená aktivita ekonomických subjektů před koncem kalendářního roku, a naopak snížená aktivita těchto subjektů v prvních čtvrtletích, a to např. z důvodu utlumenější poptávky po vánočním období.

4.2.9 Kurz EUR / CZK

Graf 10 Vývoj kurzu EUR/CZK, v Kč



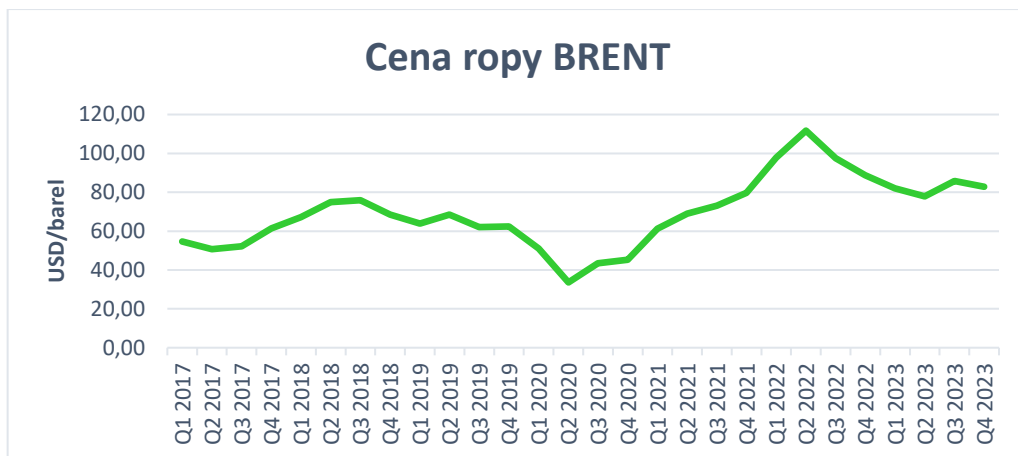
Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČNB, 2024

Graf č. 10 znázorňuje vývoj kurzu eura vůči české koruně. Směnný kurz může na inflaci působit skrze úroveň exportu a importu. Dojde-li k posílení české koruny vůči euru, může to mít pozitivní dopad na import, neboť se pro Českou republiku stává dovážené zboží levnější. Naopak negativní dopad může mít posilování koruny vůči euru na export, jelikož může docházet k nižším výnosům či kurzovým ztrátám při prodeji do zahraničí. Oslabení české koruny vůči euru má pak přesně opačné následky, tzn. dovážené zboží se stává dražším a vyvážené zboží může být díky vyššímu kurzu výnosnější.

Kurz eura vůči české koruně se od začátku sledovaného období významně snížil. Od roku 2017 do začátku roku 2018 došlo k posílení české koruny vůči euru z 26,5 EUR/CZK na 25,4 EUR/CZK. Okolo této hladiny se směnný kurz pohyboval až do prvního čtvrtletí roku 2020. Ve druhém čtvrtletí roku 2020 došlo k výraznému oslabení české koruny vůči euru, což bylo zapříčiněno koronavirovou krizí a snižováním úrokových sazeb centrální bankou. Od začátku roku 2021 opět docházelo k posilování české koruny vůči euru, což bylo způsobeno především restriktivní měnovou politikou centrální banky. Především zvyšování úrokových sazeb dostalo směnný kurz eura vůči koruně ve druhém čtvrtletí roku 2023 na nejnižší úroveň v rámci celého sledovaného období, česká koruna tak během dvou let posílila vůči euru až na úroveň směnného kurzu 23,5 EUR/CZK. V posledních dvou čtvrtletí roku 2023 docházelo k oslabení české koruny vůči euru a směnný kurz se tak dostal na úroveň 24,5 EUR/CZK. Příčinou tohoto oslabení koruny bylo vícero faktorů – situace na finančních trzích, snižování úrokových sazeb ČNB, slabý vývoj české ekonomiky apod.

4.2.10 Cena ropy BRENT

Graf 11 Vývoj ceny ropy BRENT, v USD



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat Kurzy.cz, 2024

Ropa je jednou z nejdůležitějších surovin na světě. Vývoj ceny ropy BRENT za barel na komoditním trhu zobrazuje graf č. 11. Ropa je nejčastěji využívána při výrobě topných plynů a olejů, pohonných hmot, plastů, hnojiv a dalších nezbytných produktů. Cena ropy se pak odráží v cenách těchto finálních produktů a vstupuje tak do všeobecné cenové hladiny, vyjádřené prostřednictvím spotřebitelských cen.

Cena ropy je závislá na mnoha faktorech. V roce 2018 se její průměrná čtvrtletní cena za barel vyšplhala až na hranici 75 USD. Příčinou růstu ceny ropy byly události, které zapříčinily převis poptávky nad nabídkou. Během posledního čtvrtletí roku 2018 došlo k poklesu ceny ropy na průměrnou čtvrtletní cenu 68,5 USD za barel, k čemuž došlo především zvýšením těžby ropy, které nastalo v reakci na vzrostlou poptávku po ropných produktech. Od té doby se průměrná čtvrtletní cena ropy pohybovala v pásmu od 60 USD do 70 USD až do konce roku 2019. Na začátku roku 2020 došlo k prudkému poklesu ceny až na úroveň 51 USD za barel. K tomuto poklesu došlo v reakci na koronavirovou krizi, která především kvůli zavedeným opatřením zapříčinila sníženou poptávku po ropných produktech a nastal tak významný převis nabídky ropy nad její poptávkou. Cena ropy se v průběhu dalších měsíců nadále snižovala a svého minima dosáhla v rámci druhého čtvrtletí roku 2020, tedy v době, kdy v mnoha zemích započalo uvolňování koronavirových opatření. Toto uvolňování opatření způsobilo pozvolný nárůst ceny ropy, který pokračoval i přes výskyt dalších vln pandemie Covid-19. K významnému nárůstu ceny ropy došlo v rámci prvních dvou čtvrtletí roku 2022 v reakci na válečný konflikt na Ukrajině, kdy se průměrná

čtvrtletní cena ropy za barel vyšplhala na nejvyšší hodnotu v rámci celého sledovaného období, a to na téměř 112 USD. Od té doby dochází k poklesu ceny ropy BRENT, nicméně se stále nachází nad hladinou cen před koronavirovou pandemií.

4.3 Popisné statistiky sledovaných proměnných

Za účelem dosažení komplexního přehledu o vývoji jednotlivých proměnných byly s pomocí SW Gretl vypočteny popisné statistiky proměnných – střední hodnota, medián, minimální a maximální hodnota a směrodatná odchylka. Výsledky shrnuje tabulka č. 2.

Tabulka 2 Popisné statistiky proměnných

Proměnná	Střední hodnota	Medián	MIN	MAX	Směr. odchylka
Inflace	5,75	2,95	1,90	17,60	5,10
HDP	1 294 345	1 306 279	1 156 735	1 367 949	57 933
Export	1 092 759	1 099 213	838 275	1 229 056	81 304
Import	1 023 902	1 008 960	799 696	1 192 266	86 857
Obecná míra nezaměstnanosti	2,49	2,40	1,90	3,45	0,41
Měnový agregát M3	5 222 334	5 187 100	4 085 562	6 555 878	799 547
2T repo sazba	2,64	1,63	0,05	7,00	2,74
Cena elektřiny	108,5	57,9	31,9	463,7	102,1
Průměrná hrubá nominální mzda	36 332	35 890	28 034	46 013	4 760
Kurz EUR/CZK	25,47	25,63	23,58	27,07	0,91
Cena ropy BRENT	69,38	68,51	33,62	111,70	17,89

Zdroj: vlastní zpracování na základě výstupu SW Gretl, 2024

Endogenní proměnná, inflace, dosáhla nejvyšší úrovně 17,6 % ve třetím čtvrtletí roku 2022, naopak nejnižší hodnoty, 1,9 %, dosáhla v prvním čtvrtletí roku 2018. V rámci sledovaného období byla průměrná čtvrtletní meziroční míra inflace 5,75 % a medián dat sledovaného období byl 2,95 %. Směrodatná odchylka, která udává, jak moc jsou hodnoty odchýleny od průměru časové řady, činí u endogenní proměnné 5,1 %.

Z řad exogenních proměnných je zajímavé zmínit směrodatnou odchylku nezaměstnanosti, která činí 0,41 %. Nezaměstnanost se v ČR dlouhodobě drží na nízkých úrovních a nebyť koronavirové krize, která krátkodobě zvýšila úroveň nezaměstnanosti, hodnota směrodatné odchylky by dosahovala ještě nižší hodnoty. 2T repo sazba se v rámci sledovaného období pohybovala ve výši od 0,05 % do 7 %. Toto rozpětí bylo způsobeno reakcemi ČNB na ekonomické šoky, které sledované období zahrnuje. Průměrná cena

elektriny činila 108,5 USD/MWh, přičemž nejnižší hodnoty dosáhla na začátku roku 2017, a to konkrétně 31,9 USD/MWh, a naopak nejvíce vzrostla ve třetím čtvrtletí roku 2022, a to až na hodnotu 463,7 USD/MWh. Průměrná mzda v souladu s očekáváním vykazovala nejnižší hodnotu, 28 034 Kč, na začátku sledovaného období, a nejvyšší hodnotu, 46 013 Kč, na samém konci sledovaného období. Kurz EUR/CZK se v rámci sledovaného období dle směrodatné odchylky pohyboval o 0,91 Kč od průměru celé časové řady. Cena ropy BRENT průměrně dosahovala hodnoty 69,38 USD za barel. Podobně jako u ceny elektriny je rozpětí mezi minimální a maximální hodnotou ceny ropy ve sledovaném období významné, a to právě z důvodu výskytu ekonomických šoků.

4.4 Posouzení sezónnosti časových řad

Sezónnost je jedním z často se vyskytujících jevů u ekonomických časových řad. Při jejich analýze je zapotřebí za účelem stabilizace dat tuto sezónnost identifikovat a odstranit. Pro identifikaci sezónnosti dat jednotlivých proměnných byl využit program X-12 ARIMA, jakožto doplněk dostupný v rámci softwaru Gretl. V tomto programu byly sledovány výsledky F-testů sezónnosti, na základě kterých byl posouzen a vyhodnocen výskyt sezónnosti v časové řadě. Výsledky shrnuje tabulka č. 3.

Tabulka 3 Test sezónnosti dat proměnných

X-12 ARIMA	
Proměnná	Výskyt sezónní složky na základě F-testu
Inflace	ne
HDP	ano
Export	ano
Import	ano
Obecná míra nezaměstnanosti	ne
Měnový agregát M3	ano
2T repo sazba	ano
Cena elektriny	ano
Průměrná hrubá nominální mzda	ano
Kurz EUR/CZK	ano
Cena ropy BRENT	ne

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl, 2024

Na základě výsledků F-testů sezónnosti byl zjištěn výskyt sezónní složky celkem u osmi z jedenácti proměnných. Časové řady těchto proměnných byly v rámci programu

X-12 ARIMA sezónně očištěny. V následujících analýzách již byla používána sezónně očištěná data u proměnných s prokázaným výskytem sezónní složky.

4.5 Posouzení stacionarity časových řad

Slabá stacionarita časových řad je jedním ze základních předpokladů pro jejich analyzování. K posouzení výskytu stacionarity u sledovaných proměnných bylo využito rozšířeného Dickey-Fullerova testu (ADF test), který umožňuje na základě p-hodnoty posoudit, zdali bude, či nebude zamítnuta nulová hypotéza.

V rámci ADF testu byly zkoumány p-hodnoty testu bez konstanty, testu s konstantou a testu s konstantou a trendem. Pro jednotlivé testy byly zobrazeny také výsledky regrese a právě na základě statistické významnosti parametrů zobrazené regrese byl zvolen test, dle jehož p-hodnoty byla posuzována stacionarita časových řad u jednotlivých proměnných.

Hypotézy:

H0: Časová řada není stacionární

H1: Časová řada je stacionární

Tabulka 4 ADF test jednotkového kořene – původní data

Proměnná	p-hodnota testu bez konstanty	p-hodnota testu s konstantou	p-hodnota testu s konstantou a trendem
Inflace	0,284	0,3416	0,06844
HDP_d11	0,8121	0,07523	0,1676
Export_d11	0,7965	0,08546	0,06326
Import_d11	0,7402	0,2451	0,2758
Obecná míra nezaměstnanosti	0,2737	0,05949	0,1479
Měnový agregát M3_d11	1,000	1,000	0,1423
2T repo sazba_d11	0,3773	0,4511	0,2313
Cena elektřiny_d11	0,8218	0,8805	0,6856
Průměrná hrubá nominální mzda_d11	0,9967	0,566	0,07628
Kurz EUR/CZK_d11	0,1777	0,434	0,624
Cena ropy BRENT	0,6869	0,2789	0,4569

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl, 2024

Na základě výsledků ADF testu, které jsou uvedeny v tabulce č. 4, nelze na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ zamítnout nulovou hypotézu u všech sledovaných proměnných. Všechny sledované proměnné tedy vykazují nestacionární průběh dat v čase, a to v případě všech třech zobrazených testů. Z tohoto důvodu budou jednotlivé proměnné otestovány

na stacionaritu v jejich diferencované podobě. Výsledky ADF testu diferencovaných proměnných shrnuje tabulka č. 5.

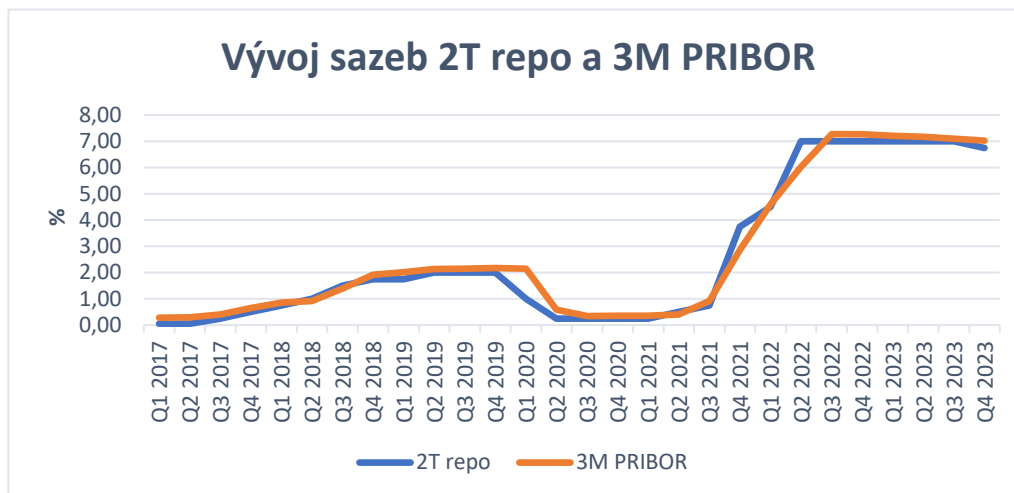
Tabulka 5 ADF test jednotkového kořene – diferencovaná data

Proměnná	p-hodnota testu bez konstanty	p-hodnota testu s konstantou	p-hodnota testu s konstantou a trendem
Inflace	0,0007138	0,0009878	1,473e-06
HDP_d11	8,243e-007	3,596e-005	0,0002685
Export_d11	6,922e-008	5,047e-006	4,176e-005
Import_d11	1,931e-006	7,741e-005	0,0005621
Obecná míra nezaměstnanosti	4,737e-005	0,001335	0,00685
Měnový agregát M3_d11	0,671	0,1231	4,711e-005
2T repo sazba_d11	0,07226	0,344	0,7175
Cena elektřiny_d11	0,0005661	0,005499	0,0332
Průměrná hrubá nominální mzda_d11	0,0005399	0,0003051	0,001528
Kurz EUR/CZK_d11	3,099e-005	0,0006089	0,003929
Cena ropy BRENT	0,0007849	0,01248	0,05589

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl, 2024

Po provedení diference prvního řádu již téměř všechny proměnné vykazovaly v případě všech zobrazených testů stacionární průběh v čase. Výjimkou byly pouze proměnné měnový agregát M3 a 2T repo sazba. Diferencovaná proměnná měnový agregát M3 vyšla jako stacionární v čase pouze v případě testu s konstantou a trendem. Vzhledem k výsledkům statistické významnosti parametrů zobrazené regrese byl tento test vyhodnocen jako nejvhodnější, a z tohoto důvodu byla proměnná měnový agregát M3 vyhodnocena jako stacionární. Podrobné výsledky testu stacionarity pro proměnnou měnový agregát M3 jsou dostupné v příloze č. 2. Diferencovaná proměnná 2T repo sazba vykazovala nestacionární průběh v čase v případě všech třech testů. Vzhledem k tomu, že se jedná o jeden z hlavních monetárních nástrojů, který je Českou národní bankou využíván k regulaci inflace, nelze jeho vliv z modelu úplně vyřadit. Nicméně 2T repo sazba velmi těsně koreluje se sazbou 3M PRIBOR, přitom nevykazuje skokové změny. Z tohoto důvodu přichází v úvahu nahrazení proměnné 2T repo sazba právě proměnnou 3M PRIBOR. Tento krok byl navíc podpořen vypočtením korelačního koeficientu, který prokázal, že vývoj proměnné 2T repo sazba koreluje ve sledovaném období s vývojem proměnné 3M PRIBOR z 99,11 %. Graf č. 12 nabízí vizuální znázornění a vzájemné porovnání vývoje obou sazeb.

Graf 12 Vývoj sazeb 2T repo a 3M PRIBOR



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČNB, 2024

Nahrazující proměnná 3M PRIBOR byla také otestována na výskyt sezónnosti a stacionarity. Výsledky testů nabízí tabulky č. 6 a 7.

Tabulka 6 Test sezónnosti dat proměnné 3M PRIBOR

X-12 ARIMA	
Proměnná	Výskyt sezónní složky na základě F-testu
3M PRIBOR	ne

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl, 2024

Tabulka 7 ADF test jednotkového kořene – proměnná 3M PRIBOR

Proměnná	p-hodnota testu bez konstanty	p-hodnota testu s konstantou	p-hodnota testu s konstantou a trendem
3M PRIBOR	0,5108	0,5932	0,375
d_3M PRIBOR	0,03303	0,1884	0,47

Zdroj: vlastní zpracování na základě SW Gretl, 2024

Proměnná 3M PRIBOR nevykazovala na základě výsledků programu X-12 ARIMA sezónní složku v čase. Z tabulky č. 7 lze konstatovat, že proměnná 3M PRIBOR neprojevovala stacionární průběh v čase. Nicméně její diferencovaná podoba již stacionární průběh vykazovala, a to v případě testu bez konstanty. Vzhledem ke statistické významnosti parametru zobrazené regrese byl zmíněný test vybrán jako nejvhodnější k posouzení

stacionarity. Z tohoto důvodu lze konstatovat, že první diference proměnné 3M PRIBOR vykazovala stacionární průběh v čase. Proměnná byla tedy vyhodnocena jako vhodná k použití při konstrukci ekonometrického modelu, a plně nahradila proměnnou 2T repo sazba. Podrobné výsledky testu stacionarity pro proměnnou 3M PRIBOR jsou dostupné v příloze č. 3.

4.6 Konstrukce ekonometrického modelu

Pro účely této diplomové práce byl sestaven jednorovnicový ekonometrický model, který vyjadřuje vliv vybraných exogenních proměnných na proměnnou endogenní, jíž je inflace. V rámci zpracování analytické části bylo vytvořeno více modelů, z nichž byl vybrán jeden, který popisoval vývoj inflace v České republice ve sledovaném období nejlépe.

4.6.1 Deklarace proměnných

Endogenní proměnná:

Tabulka 8 Deklarace endogenní proměnné

Proměnná	Označení	Zkratka	Jednotky
Inflace	y_{1t}	inflace	%

Zdroj: vlastní zpracování, 2024

Exogenní proměnné:

Tabulka 9 Deklarace exogenních proměnných

Proměnná	Označení	Zkratka	Jednotky
Jednotkový vektor	X_{1t}	JV	
HDP	X_{2t}	HDP_d11	mil. Kč
Export	X_{3t}	export_d11	mil. Kč
Import	X_{4t}	import_d11	mil. Kč
Nezaměstnanost	X_{5t}	nezam	%
Agregát M3	X_{6t}	agr_M3_d11	mil. Kč
3M PRIBOR	X_{7t}	PRIBOR	%
Cena elektřiny	X_{8t}	cena_el_d11	USD/MWh
Průměrná mzda	X_{9t}	prum_mzda_d11	Kč
Kurz EUR/CZK	X_{10t}	EURCZK_d11	Kč
Cena ropy BRENT	X_{11t}	ropa_BRENT	USD/barel
Dummy – Covid-19	X_{12t}	DUMMY_covid	dummy
Dummy – válka	X_{13t}	DUMMY_valka	dummy

Zdroj: vlastní zpracování, 2024

Náhodná složka:

Tabulka 10 Náhodná složka v rovnici

Stochastická proměnná	Označení
Náhodná složka v rovnici	u_{1t}

Zdroj: vlastní zpracování, 2024

4.6.2 Obecná formulace ekonomického modelu

$$y_1 = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10}, x_{11}, x_{12}, x_{13})$$

Ještě před formulací a odhadem samotného ekonometrického modelu je zapotřebí posoudit vhodné zpoždění jednotlivých exogenních proměnných, jelikož endogenní proměnná, inflace, může na exogenní proměnné reagovat s jistým časovým odstupem. Po důkladném posouzení bylo rozhodnuto, že proměnná nezaměstnanost bude do modelu vstupovat zpožděná o 2 období, proměnná 3M PRIBOR bude do modelu vstupovat zpožděná o 4 období a proměnné měnový agregát M3 a cena elektřiny budou do modelu vstupovat zpožděné o 1 období.

4.6.3 Obecná formulace ekonometrického modelu

$$y_{1t} = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{14}x_{4t} + \gamma_{15}x_{5(t-2)} + \gamma_{16}x_{6(t-1)} + \gamma_{17}x_{7(t-4)} + \gamma_{18}x_{8(t-1)} + \gamma_{19}x_{9t} + \gamma_{110}x_{10t} + \gamma_{111}x_{11t} + \gamma_{112}x_{12t} + \gamma_{113}x_{13t} + u_{1t}$$

4.6.4 Očekávané závislosti mezi proměnnými

HDP: S rostoucí úrovní HDP dojde ke zvýšení cenové hladiny.

Export: S rostoucí úrovní exportu dojde ke zvýšení cenové hladiny.

Import: S rostoucí úrovní importu dojde ke snížení cenové hladiny.

Nezaměstnanost: S rostoucí mírou nezaměstnanosti dojde ke snížení cenové hladiny.

Agregát M3: S rostoucí peněžní zásobou dojde ke zvýšení cenové hladiny.

2T repo sazba: S rostoucí repo sazbou dojde ke snížení cenové hladiny.

Cena elektřiny: S rostoucí cenou elektřiny dojde ke zvýšení cenové hladiny.

Průměrná mzda: S rostoucí průměrnou mzdou dojde ke zvýšení cenové hladiny.

Kurz EUR/CZK: S rostoucím směnným kurzem dojde ke zvýšení cenové hladiny.

Cena ropy BRENT: S rostoucí cenou ropy dojde ke zvýšení cenové hladiny.

Dummy Covid: S výskytem pandemie dojde ke zvýšení cenové hladiny.

Dummy válka: S výskytem války na území Evropy dojde ke zvýšení cenové hladiny.

4.6.5 Odhad parametrů ekonometrického modelu

K odhadu parametrů ekonometrického modelu bylo využito běžné metody nejmenších čtverců. Model byl odhadnut prostřednictvím softwaru Gretl, jehož výstup nabízí tabulka č. 11. V rámci sledovaného období nejlépe popisovaly inflaci proměnné nezaměstnanost, 3M PRIBOR, cena elektřiny, průměrná mzda a dummy proměnná válka.

Tabulka 11 Odhad parametrů modelu pomocí OLS

Model 9: OLS, za použití pozorování 2018:1-2023:4 (T = 24) Závisle proměnná: inflace					
	<i>koeficient</i>	<i>směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
<i>const</i>	-7,43915	4,10525	-1,812	0,0867	*
<i>nezam_2</i>	-1,90622	0,718485	-2,653	0,0162	**
<i>PRIBOR_4</i>	-0,93442	0,163151	-5,727	1,98E-05	***
<i>cena_el_d11_1</i>	0,019787	0,00483597	4,092	0,0007	***
<i>prum_mzda_d11</i>	0,000425	0,000138627	3,066	0,0066	***
<i>DUMMY_valka</i>	6,27398	1,05558	5,944	1,27E-05	***

Střední hodnota závisle proměnné	6,304167
Sm. odchylka závisle proměnné	5,315971
Součet čtverců reziduí	21,37061
Sm. chyba regrese	1,089613
Koeficient determinace	0,967121
Adjustovaný koeficient determinace	0,957987
F(5, 18)	105,891
P-hodnota(F)	1,06E-12
Logaritmus věrohodnosti	-32,66208
Akaikovo kritérium	77,32416
Schwarzovo kritérium	84,39248
Hannan-Quinnovo kritérium	79,19939
rho (koeficient autokorelace)	-0,393545
Durbin-Watsonova statistika	2,744286

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

Ekonometrický zápis odhadnutého modelu

$$y_{1t} = -7,43915 - 1,90622x_{5(t-2)} - 0,934418x_{7(t-4)} + 0,0197867x_{8(t-1)} + 0,000425098x_{9t} + 6,27398x_{13t} + u_{1t}$$

Ekonomická verifikace

V rámci ekonomické verifikace byl posuzován směr a intenzita, se kterou parametry vysvětlujících proměnných působí na vysvětlovanou proměnnou. Následně byly zmíněné vlastnosti odhadnutých parametrů porovnány s očekávanými závislostmi deklarovanými v předchozí kapitole.

- **Parametr γ_{15} :** Pokud vzroste obecná míra nezaměstnanosti o jeden procentní bod, pak se za dvě čtvrtletí sníží inflace o 1,9 p.b., ceteris paribus. Vzhledem ke vztahu prokázanému Phillipsovou křivkou lze konstatovat, že směr a intenzita působení nezaměstnanosti na inflaci je v souladu s ekonomickou teorií.
- **Parametr γ_{17} :** Pokud vzroste sazba 3M PRIBOR o jeden procentní bod, pak se za čtyři čtvrtletí sníží inflace o 0,93 p.b., ceteris paribus. Jedním z hlavních monetárních nástrojů centrální banky při boji s inflací je zvyšování úrokových sazeb, jehož hlavním cílem je regulace růstu všeobecné cenové hladiny. Z tohoto důvodu lze konstatovat, že směr a intenzita působení parametru sazby 3M PRIBOR na úroveň inflace je v souladu s očekávaným vývojem stanoveném na základě ekonomické teorie.
- **Parametr γ_{18} :** Pokud vzroste cena elektrické energie o jednu jednotku, tedy o 1 USD/MWh, pak se za jedno čtvrtletí zvýší inflace o 0,02 p.b., ceteris paribus. Směr a intenzita působení tohoto parametru je v souladu s očekávaným vývojem, jelikož zvyšující se ceny komodit zvyšují všeobecnou cenovou hladinu.
- **Parametr γ_{19} :** Pokud vzroste průměrná mzda o jednu jednotku, tedy o 1 Kč, pak se zvýší inflace o 0,0004 p.b., ceteris paribus. Směr a intenzita působení parametru průměrné mzdy je v souladu s očekáváním, jelikož zvyšující se úroveň průměrných nominálních mezd, obzvláště pokud není doprovázena zvýšenou produktivitou práce, zvyšuje míru inflace.
- **Parametr γ_{113} :** Pokud nastane extrémní ekonomický šok, který je v modelu demonstrován válkou na Ukrajině, pak se zvýší míra inflace o 6,27 p.b., ceteris paribus. V případě dummy proměnné, která v této práci demonstruje ekonomický šok v časové řadě, záleží na konkrétní situaci, která ekonomický šok způsobila. Výskyt války na území Evropy je faktorem, který významně ovlivňuje nejen ekonomický vývoj všech zemí Evropy. Vzhledem k této skutečnosti a stanoveným

očekáváním lze považovat parametr této dummy proměnné za ekonomicky verifikovaný.

Statistická verifikace

Statistická verifikace zahrnuje ověření významnosti parametrů jednotlivých proměnných, ale i významnosti modelu jako celku. Statistická významnost parametrů byla posuzována na základě jejich p-hodnoty, která byla porovnáována s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Nulová hypotéza H_0 deklaruje, že parametr není statisticky významný. Na základě testu statistické významnosti parametrů lze zamítnout nulovou hypotézu u všech parametrů a konstatovat, že parametry všech proměnných vstupujících do modelu jsou statisticky významné. Parametry proměnných 3M PRIBOR, cena elektřiny, průměrná mzda a dummy proměnné válka jsou statisticky významné dokonce na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Statistická významnost celého modelu byla porovnáována na základě P-hodnoty (F) s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Nulová hypotéza H_0 deklaruje, že model jako celek není statisticky významný. P-hodnota F-testu je menší než stanovená hladina významnosti, a proto lze zamítnout nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu.

Součástí statistické verifikace ekonometrického modelu je také koeficient determinace R^2 , který je roven hodnotě 0,967121. Znamená to, že úroveň endogenní proměnné inflace je v modelu vysvětlena exogenními proměnnými z více než 96 %. Hodnota adjustovaného koeficientu determinace R^2 , který zohledňuje zahrnutí nepodstatných proměnných v modelu, odpovídá 0,957987.

Ekonometrická verifikace

V rámci ekonometrické verifikace byla testována multikolinearita mezi exogenními proměnnými. Dále byl model testován na výskyt autokorelace reziduí, heteroskedasticity a normálního rozdělení reziduí.

Tabulka 12 Multikolinearita

	<i>nezam_2</i>	<i>PRIBOR_4</i>	<i>cena_el_d11_1</i>	<i>prum_mzda_d11</i>
<i>nezam_2</i>	1	-0,1428	-0,0063	0,2076
<i>PRIBOR_4</i>		1	0,3777	0,6421
<i>cena_el_d11_1</i>			1	0,7497
<i>prum_mzda_d11</i>				1

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

Multikolinearita exogenních proměnných je nežádoucím jevem, který je zapotřebí identifikovat, a to nejlépe prostřednictvím korelační matice. Tabulka č. 12 zobrazuje korelační matici exogenních proměnných vstupujících do modelu. Jednotlivé párové korelační koeficienty, jež mohou nabývat hodnot od -1 do 1, byly porovnány s absolutní hodnotou 0,8, která byla považována za hranici výskytu multikolinearity mezi exogenními proměnnými. Na základě výsledků korelační matice z tabulky č. 12 lze konstatovat, že se multikolinearita mezi exogenními proměnnými nevyskytuje, což je předpokladem pro další užití modelu.

Tabulka 13 Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí

H₀:	V modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí.
p-hodnota	0,0342
Hladina významnosti α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

Tabulka č. 13 shrnuje výsledky Breusch-Godfreyova testu autokorelace reziduí, kde je p-hodnota porovnávána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Na základě výsledku testu došlo k zamítnutí nulové hypotézy, tudíž nelze na stanovené hladině významnosti vyvrátit vzájemnou korelaci reziduí.

Tabulka 14 Whiteův test heteroskedasticity

H₀:	V modelu není přítomna heteroskedasticita.
p-hodnota	0,199178
Hladina významnosti α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

Tabulka č. 14 shrnuje výsledky Whiteova testu heteroskedasticity. Výsledná p-hodnota byla porovnávána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Na zvolené hladině významnosti nelze zamítnout nulovou hypotézu a lze tak konstatovat, že v modelu nedochází k výskytu heteroskedasticity.

Tabulka 15 Test normality reziduí

H₀:	Rezidua mají normální rozdělení.
p-hodnota	0,5298
Hladina významnosti α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

Tabulka č. 15 shrnuje výsledky testu normality reziduí. Po porovnání výsledné p-hodnoty s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$ nedošlo k zamítnutí nulové hypotézy, a tudíž lze potvrdit, že rezidua jsou normálně rozdělena.

V rámci ekonometrické verifikace modelu byla dle Breusch-Godfreyova testu vyvrácena nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace reziduí. Výskyt autokorelace reziduí v modelu může zkreslovat vypovídací schopnost celého modelu a z tohoto důvodu bylo zapotřebí její výskyt eliminovat. Eliminace porušeného předpokladu o nepřítomnosti autokorelace v modelu byla provedena pomocí autoregresního modelu AR (1) s uplatněním Cochran-Orcutt metody, a to po pečlivém posouzení rizika spojeného se ztrátou jednoho pozorování. Princip této metody spočívá ve vytvoření nové regresní rovnice využitím odhadnutého koeficientu autokorelace ρ .

4.6.6 Odhad parametrů ekonometrického modelu – metoda Cochran-Orcutt

Tabulka 16 Odhad parametrů modelu pomocí GLS, metoda Cochran-Orcutt

Model 10: Cochran-Orcutt, za použití pozorování 2018:2-2023:4 (T = 23) Závisle proměnná: inflace rho = -0,41704					
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-7,93471	3,12685	-2,538	0,0212	**
nezam_2	-2,11909	0,57080	-3,712	0,0017	***
PRIBOR_4	-0,969146	0,119623	-8,102	3,07E-07	***
cena_el_d11_1	0,0203655	0,00363207	5,607	3,14E-05	***
prum_mzda_d11	0,00045148	0,000112716	4,005	0,0009	***
DUMMY_valka	6,25155	0,798940	7,825	4,93E-07	***

Statistika založená na rho-diferencovaných datech	
Součet čtverců reziduí	16,93393
Sm. chyba regrese	0,998055
Koeficient determinace	0,973175
Adjustovaný koeficient determinace	0,965286
F(5, 17)	244,4026
P-hodnota(F)	3,30E-15
rho (koeficient autokorelace)	-0,245697
Durbin-Watsonova statistika	2,449984
Statistika založená na původních datech	
Střední hodnota závisle proměnné	6,495652
Sm. odchylka závisle proměnné	5,350147

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

Ekonometrický zápis odhadnutého modelu

$$y_{1t} = -7,93471 - 2,11909x_{5(t-2)} - 0,969146x_{7(t-4)} + 0,0203655x_{8(t-1)} + 0,00045148x_{9t} + 6,25155x_{13t} + u_{1t}$$

Ekonomická verifikace

Po provedení Cochrane-Orcutt metody došlo v rámci ekonomické verifikace pouze ke změně intenzity, se kterou parametry vysvětlujících proměnných působí na vysvětlovanou proměnnou, nikoliv ke změně jejich směru působení. V případě **parametru** γ_{15} došlo ke změně hodnoty z -1,90622 na -2,11909. V případě **parametru** γ_{17} došlo ke změně hodnoty z -0,93442 na -0,969146. **Parametr** γ_{18} vykázal změnu z hodnoty 0,019787 na 0,0203655. U **parametru** γ_{19} došlo ke změně jeho hodnoty z 0,000425 na hodnotu 0,00045148 a na závěr u **parametru** γ_{113} nastala změna hodnoty z 6,27398 na 6,25155.

Změny v parametrech modelu, které nastaly po aplikaci Cochrane-Orcutt metody, nejsou příliš významné. Po vzájemném porovnání směru a intenzity parametrů původního a nového modelu lze považovat oba modely za ekonomicky verifikované.

Statistická verifikace

V rámci nového modelu, upraveného pomocí Cochrane-Orcutt metody, došlo ke změně verifikačních kritérií. Nulová hypotéza H_0 předpokládá statistickou nevýznamnost parametrů. V novém modelu byly všechny parametry vysvětlujících proměnných statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$, tudíž došlo na zmíněné hladině významnosti k zamítnutí nulové hypotézy. Nulová hypotéza H_0 o statistické významnosti celého modelu deklaruje, že je model jako celek statisticky nevýznamný. Tato hypotéza byla ověřována na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, která byla porovnávána s p-hodnotou (F). Dle výsledku p-hodnoty F-testu došlo k zamítnutí nulové hypotézy na zmíněné hladině významnosti a model jako celek je považován za statisticky významný.

Rovněž došlo k vylepšení hodnoty koeficientu determinace R^2 . Ten narostl na hodnotu 0,973175, která říká, že endogenní proměnná inflace je v rámci nového modelu vysvětlována exogenními proměnnými z více než 97 %. Adjustovaný koeficient determinace R^2 , který zohledňuje zahrnutí nepodstatných proměnných v modelu, nově vykazuje hodnotu 0,965286.

Ekonometrická verifikace

V rámci ekonometrické verifikace nového modelu nebylo zapotřebí sledovat multikolinearitu, jelikož nedošlo k žádným změnám v datech proměnných vstupujících do nového modelu a párové korelační koeficienty zůstaly na stejných hodnotách jako v případě původního modelu. Na základě toho lze konstatovat, že se vysoká multikolinearita mezi exogenními proměnnými vstupujícími do modelu nevyskytuje.

Problém s autokorelací reziduí, který se vyskytoval v původním modelu, byl vyřešen prostřednictvím autoregresního modelu AR (1) metodou Cochrane-Orcutt. O snížení negativní autokorelace reziduí svědčí snížení Durbin-Watsonovy statistiky na hodnotu 2,449984.

Tabulka 17 ARCH test heteroskedasticity v novém modelu

H₀:	V modelu není přítomna heteroskedasticita.
p-hodnota	0,761372
Hladina významnosti α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

Přítomnost heteroskedasticity byla testována s pomocí testu ARCH (test autoregresní podmíněné heteroskedasticity), který je využíván pro autoregresní modely. Výsledná p-hodnota, která je dostupná v tabulce č. 17, byla porovnána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Na zvolené hladině významnosti nelze zamítnout nulovou hypotézu a byla tak potvrzena nepřítomnost heteroskedasticity v modelu.

Tabulka 18 Test normality reziduí v novém modelu

H₀:	Rezidua mají normální rozdělení.
p-hodnota	0,36961
Hladina významnosti α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl, 2024

V neposlední řadě bylo v novém modelu testováno normální rozdělení reziduí. V rámci tabulky č. 18 je vypočtená p-hodnota porovnána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Na zvolené hladině významnosti nelze zamítnout nulovou hypotézu a lze tudíž konstatovat, že rezidua mají normální rozdělení.

Pro úplné posouzení vhodnosti modelu pro jeho analytické využití byla závěrem posouzena stacionarita náhodné složky vyskytující se v modelu. Na základě výsledné

p-hodnoty ADF testu 0,001385 došlo k zamítnutí nulové hypotézy a lze tedy potvrdit žádoucí stacionární průběh náhodné složky v modelu.

Nový model prošel ekonomickou, statistickou i ekonometrickou verifikací, tudíž byl vyhodnocen jako vhodný pro následnou aplikaci, jež byla provedena prostřednictvím výpočtu koeficientů pružnosti a ex-post prognózy.

4.6.7 Koeficienty pružnosti

Pro každou exogenní proměnnou byl vypočten koeficient pružnosti, který představuje intenzitu působení exogenní proměnné na proměnnou endogenní. K výpočtu byly použity hodnoty proměnných v posledním sledovaném období. Výsledky vypočtených koeficientů pružnosti shrnuje tabulka č. 19.

Tabulka 19 Výpočet koeficientů pružnosti

	Výpočet koeficientů pružnosti			
	x5_nezam_2	x7_PRIBOR_4	x8_cena_el_1	x9_prum_mzda
$\partial y / \partial x_i$	-2,11909	-0,969146	0,0203655	0,00045148
x_i	2,55	7,27	149,16	46 013
\hat{y}	9,687254	9,687254	9,687254	9,687254
E (%)	-0,55706	-0,72723	0,313579	2,144462

Zdroj: vlastní zpracování, 2024

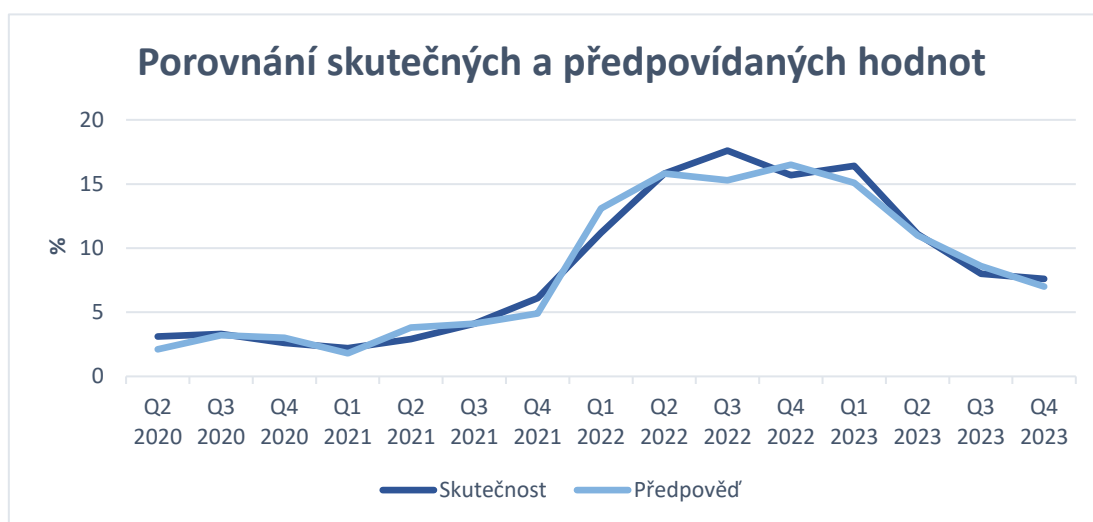
Z výsledků vypočtených koeficientů pružnosti vyplývá, že nejintenzivněji na inflaci působila proměnná průměrná mzda. S nejnižší intenzitou pak na inflaci působila proměnná cena elektřiny. Interpretace koeficientů pružnosti jednotlivých proměnných jsou následující:

- dojde-li ke zvýšení úrovně nezaměstnanosti o 1 %, pak se za dvě čtvrtletí sníží inflace o 0,56 %, ceteris paribus,
- pokud bude zvýšena sazba 3M PRIBOR o 1 %, pak dojde za čtyři čtvrtletí ke snížení inflace o 0,73 %, ceteris paribus,
- pokud se cena elektřiny zvýší o 1 %, pak dojde za jedno čtvrtletí k navýšení inflace o 0,31 %, ceteris paribus,
- zvedne-li se úroveň průměrné mzdy o 1 %, zapříčiní to nárůst inflace o 2,14 %, ceteris paribus.

4.7 Ex-post prognóza

Pro ověření vypovídací schopnosti modelu byla provedena prognóza ex-post, která byla zkonstruována pomocí softwaru Gretl. Výstupem této analýzy byly hodnoty předpovídané, odhadnuté modelem, které byly posléze porovnány s hodnotami skutečnými a následně byla posouzena vypovídací schopnost odhadnutého modelu jako celku. Předmětem posouzení ex-post prognózy byla poslední 4 sledovaná období, což odpovídá celému roku 2023. Výsledky jsou shrnuty v grafu č. 13, včetně porovnání se skutečně naměřenými hodnotami inflace publikovanými Českým statistickým úřadem.

Graf 13 Ex-post prognóza – grafické znázornění



Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků SW Gretl a dat ČSÚ, 2024

Hodnoty odhadnuté modelem se v prognostickém období, jímž byl celý rok 2023, významně neliší od skutečně naměřených měr inflace. V prvním čtvrtletí roku 2023 je míra inflace předpovídaná modelem o 1,3 procentního bodu nižší než skutečná míra inflace. Hned v následujícím čtvrtletí se tento rozdíl značně snížil, a to na 0,1 procentní bod, kdy byla skutečná míra inflace vyšší než její odhad. V posledních dvou čtvrtletí se odhad liší od skutečnosti o 0,6 procentního bodu, kdy ve třetím čtvrtletí je odhadem skutečná míra inflace o zmíněnou hodnotu nadhodnocena, a ve čtvrtém čtvrtletí je naopak odhadem podhodnocena. Při pohledu na graf č. 13 lze konstatovat, že míra inflace předpovídaná modelem kopíruje trend skutečně naměřené míry inflace Českým statistickým úřadem. Z tohoto důvodu lze usoudit dobrou vypovídací schopnost odhadnutého modelu, a to i přes zmíněné odchylky.

5 Výsledky a diskuse

Kapitola výsledky a diskuse pojednává o skutečnostech, které byly zjištěny v rámci analytické části této práce. Tyto skutečnosti jsou dány do souvislosti s tvrzeními a názory odborníků z oblasti cenové stability a zároveň jsou zde diskutovány možné příčiny a nástroje, které mohly úroveň inflace v České republice v posledních letech determinovat.

Míra inflace v České republice se počínaje rokem 2021 nacházela na úrovních výrazně se vzdalujících od inflačního cíle ČNB. Svého maxima dosáhla v roce 2022, a to konkrétně ve třetím čtvrtletí, kdy vzrostla na průměrnou čtvrtletní hodnotu 17,6 %. Není pochyb, že jedním z největších vlivů bylo zahájení ruské invaze na území Ukrajiny, které se výrazně promítlo především v rámci zahraničních inflačních tlaků, nejvíce pak prostřednictvím cen komodit (ropy, plynu, elektřiny, potravin apod.). Odborníci se ale shodují, že začátek války na Ukrajině byl událostí, která jen eskalovala růst všeobecné cenové hladiny v České republice. Rusnok (2022) hovoří o podstatném vlivu války a pandemie Covid-19 na rostoucí míru inflace, ale mimo tyto dvě události zmiňuje také nastavení energetické politiky EU, které také významně determinuje inflaci. Rychlé zbavování se fosilních paliv vyžaduje taková opatření, která ceny energií zvyšují. Jedná se o opatření jako emisní povolenky či vyřazování uhelných elektráren z provozu. Vykouřil (2023) doplňuje další příčiny rychlého růstu inflace v České republice, jako např. trvalý pokles míry nezaměstnanosti v ČR od roku 2016. Dále zmiňuje nastavení lokální energetické politiky a s tím spojenou přílišnou závislost Česka na ruském plynu. Jako poslední významný determinant inflace v ČR v posledních letech zmiňuje Vykouřil (2023) mnohdy zbytečně vynakládané vládní výdaje a přehnaně expanzivní monetární politiku v době pandemie Covid-19.

Právě nástroje monetární politiky, a především pak úrokové sazby, jsou nejsilnějším prostředkem centrální banky při regulaci inflace. Je možné, že pokud by došlo ke zvyšování úrokových sazeb dříve či prudčeji, bylo by v nejvíce inflačně zasažených letech docíleno nižších úrovní inflace, nebo by došlo k dřívějšímu zpomalování růstu cen. Zároveň je důležité zpětné posouzení vlivu snížení úrokových sazeb na technickou nulu v době pandemie Covid-19. Tyto kroky centrální banky byly významnými hybateli míry inflace v České republice a zároveň mohly být jednou z příčin odchýlení se české inflace od průměrné inflace EU, která za rok 2023 činila 6,3 %, kdežto průměrná inflace v ČR byla v roce 2023 10,7% (Eurostat a ČSÚ, 2024). Nicméně Michl (2022) zdůrazňuje nezbytnost

skončení nákladových šoků, které byly způsobeny pandemií a válkou, aby nástroje monetární politiky fungovaly tak, jak mají.

Míra inflace byla zkoumána vzhledem k jejím determinantům, které byly vybrány a posouzeny na základě literární rešerše. Nicméně ne všechny determinanty byly použity pro finální ekonometrický model, a to především z důvodu jejich statistické nevýznamnosti při konstruování modelu. Takové proměnné ve sledovaném období nevysvětlovaly vývoj míry inflace na požadované hladině statistické významnosti. Mezi tyto proměnné patří HDP, export, import, měnový agregát M3, kurz EUR/CZK a cena ropy BRENT. Zmíněné proměnné byly po uvážení z modelu odstraněny. Proměnnými, které vysvětlovaly míru inflace na požadované hladině statistické významnosti, byly obecná míra nezaměstnanosti, sazba 3M PRIBOR, cena elektřiny a průměrná mzda.

První proměnná zahrnutá do modelu, obecná míra nezaměstnanosti, byla začleněna na základě Phillipsovy křivky, která popisuje inverzní vztah mezi inflací a nezaměstnaností. Vzhledem k této teorii bylo předpokládáno, že s rostoucí mírou nezaměstnanosti bude docházet k poklesu inflace. Dle Hrdličky (2023) dlouhodobě nízká nezaměstnanost v České republice vystavuje zaměstnavatele nevýhodné pozici. Vzhledem k nízké nabídce na trhu práce vzniká tlak na zvyšování mezd, a to jak za účelem udržení si stávajících zaměstnanců, tak za účelem získání nových. V době vysoké inflace je tento tlak na zvyšování mezd ještě intenzivnější a pokud dojde k podlehnutí tomuto tlaku a významnému navyšování mezd bez adekvátního růstu produktivity práce, bude to podporovat inflační spirálu (Hrdlička, 2023). Z tohoto důvodu lze považovat dlouhodobě nízkou míru nezaměstnanosti v České republice za problém, kterým je zapotřebí se dále zabývat. Tato proměnná byla do modelu zahrnuta zpožděna o dvě období, jelikož byla očekávána půlroční prodleva reakce cenové hladiny na míru nezaměstnanosti. Nezaměstnanost byla v rámci modelu statisticky významná, tudíž lze konstatovat, že v případě České republiky je míra inflace vysvětlována mírou nezaměstnanosti. Po provedení ekonomické verifikace byl potvrzen inverzní vztah mezi inflací a nezaměstnaností, což bylo v souladu s očekáváním. Pro zmíněnou proměnnou byl také vypočten koeficient pružnosti, na základě jehož výsledku lze předpokládat, že pokud dojde ke zvýšení míry nezaměstnanosti o 1 %, projeví se to za půl roku v míře inflace jejím snížením o 0,56 %.

Druhou proměnnou zahrnutou do modelu byla sazba 3M PRIBOR, která nahradila původní proměnnou 2T repo sazba, a to z důvodu její nestacionarity. Pro účely posouzení vhodnosti vzájemné záměny těchto dvou proměnných byla provedena analýza, která

potvrdila jejich vzájemnou podobnost a bylo tak rozhodnuto o realizaci této záměny. Vzhledem k tomu, že 2T repo sazba je jedním z nejdůležitějších nástrojů monetární politiky při regulaci inflace, nebylo vhodné uvažovat nad úplným vyřazením proměnné z modelu. V případě sazby 3M PRIBOR a míry inflace opět platí inverzní vztah, tedy bylo předpokládáno, že pokud dojde ke zvýšení úrokové sazby, pak dojde přibližně za jeden rok ke snížení míry inflace. Rusnok (2022) upozorňuje na to, že dojde-li k neočekávaným nákladovým šokům, které byly v rámci sledovaného období způsobeny pandemií a válkou, pak jsou nástroje monetární politiky krátké, a to mimo jiné z důvodu nutnosti jejich předběžné aplikace. Nástroje monetární politiky působí totiž nejsilněji v horizontu 12–18 měsíců (ČNB, 2024). Proměnná 3M PRIBOR, zpožděná o 4 období, vyšla v rámci finálního modelu statisticky významná, což znamená, že inflace v České republice je ovlivňována sazbou 3M PRIBOR. Ekonomická verifikace potvrdila očekávaný inverzní vztah mezi mírou inflace a 3M PRIBOR a na základě vypočteného koeficientu pružnosti lze předpokládat, že dojde-li ke zvýšení sazby 3M PRIBOR o 1 %, pak se to v míře inflace projeví za jeden rok jejím snížením o 0,73 %.

Třetí proměnnou, která byla součástí ekonometrického modelu, je cena elektřiny. Vzhledem k tomu, že se jedná o cenu komodity, která je předmětem přímé i nepřímé spotřeby ekonomických subjektů, je předpokladem, že s rostoucí cenou elektřiny bude docházet ke zvyšování indexu spotřebitelských cen. U proměnné cena elektřiny nebylo prvotně uvažováno o jejím zahrnutí do modelu ve zpožděné variantě. Nicméně Gürtler (2022) hovoří o možném a těžko stanovitelném zpožděném vlivu ceny elektřiny při prognózování míry inflace. Jako hlavní příčinu uvádí různé délky fixací cen distributorů elektřiny, kteří ji nakoupili dříve a mohli pak svým zákazníkům nabízet levnější cenu, i když cena na trhu již byla vyšší. Ve skutečnosti se pak zdražení energií promítlo do cen pro konečné spotřebitele později, než bylo očekáváno (Gürtler, 2022). Při zahrnutí proměnné cena elektřiny se zpožděním o 1 období byla tato proměnná v rámci ekonometrického modelu statisticky významná, což svědčí o tvrzení o opožděném vlivu ceny elektřiny na míru inflace v České republice. Předpoklad o zvýšení míry inflace vlivem zvýšení ceny elektřiny byl také splněn. Konkrétně, dle výsledku koeficientu pružnosti, dojde při zvýšení ceny elektřiny o 1 % ke zvýšení míry inflace o 0,31 %.

Posledním determinantem inflace, který byl zahrnut do výsledného modelu, byla průměrná nominální mzda. Michl (2022) upozorňuje na to, že dochází-li ke zvyšování mezd bez toho, aniž by bylo podpořeno odpovídajícím růstem produktivity práce, může to podpořit

vznik inflační spirály, jelikož tlak na růst mezd vytváří inflační tlaky, a tím může dojít k zacyklení. Mzdy by v době vysoké inflace neměly být indexovány mírou inflace (Michl, 2022). Proměnná průměrná mzda vyšla ve výsledném ekonometrickém modelu jako statisticky významná, tudíž lze konstatovat, že zde existuje vliv na míru inflace. Předpokládá se, že s rostoucí průměrnou mzdou poroste i míra inflace. Tato proměnná byla do modelu zahrnuta mimo jiné za účelem zjištění intenzity vlivu výše nominální mzdy na vývoj míry inflace. Na základě výsledku koeficientu pružnosti lze potvrdit předpoklad o pozitivním vlivu mzdy na inflaci a zároveň lze konstatovat, že průměrná mzda působila ve sledovaném období na inflaci nejintenzivněji, jelikož při zvýšení průměrné mzdy o 1 % dojde ke zvýšení míry inflace o 2,14 %. Vysoká intenzita působení průměrné mzdy na inflaci může být právě důsledkem zvyšování mezd bez odpovídajícího růstu produktivity práce.

V průběhu sledovaného období došlo ke dvěma ekonomickým šokům, jimiž byly výskyt pandemie Covid-19 a válečný konflikt na území Ukrajiny. Obě události měly negativní dopad na ekonomický vývoj nejen v České republice. V období pandemie docházelo k omezování přeshraničního pohybu a uzavírání podniků, což způsobilo pokles spotřeby a s tím související růst úspor domácností. Mimo jiné došlo také ke zvýšení nezaměstnanosti, která se ale poměrně rychle vrátila zpět na svoji obvyklou úroveň pohybující se okolo 2–3 %. Obecně měla pandemie podstatný vliv na ekonomiku země, což se do určité míry jistě odrazilo i v míře inflace, a z tohoto důvodu byla při ekonometrickém modelování pandemie zohledněna prostřednictvím dummy proměnné. Sotva se svět začal vzpamatovávat z Covidu, přišel další (ekonomický) šok, jímž je stále probíhající invaze Ruska na území Ukrajiny. Ta se z ekonomického hlediska projevila nejvíce prostřednictvím růstu cen komodit, především pak plynu, ropy a elektřiny. To se samozřejmě projevilo i v dalších sektorech ekonomiky, což způsobilo významný nárůst míry inflace, a proto byla pro účely této práce válka na Ukrajině zohledněna prostřednictvím dummy proměnné. Při ekonometrickém modelování se ukázalo, že dummy proměnná Covid neměla významný vliv na míru inflace, na rozdíl od dummy proměnné válka. Z tohoto důvodu byla do výsledného modelu zařazena pouze dummy proměnná válka. Nicméně je velmi pravděpodobné, že opatření, která byla zavedena během pandemie, způsobila růst míry inflace až později, souvztažně s vlivem války. Rusnok (2022) uvádí jako příklad hospodaření vlády v letech 2020 a 2021, zejména pak zdůrazňuje zrušení superhrubé mzdy v období Covidu, které výrazně snížilo příjmy do státního rozpočtu a zároveň navýšilo úspory domácností, což mohlo mít později vliv na růst úrovně agregátní poptávky.

Výsledný model, jež sestává z parametrů proměnných popsanych výše, byl aplikován prostřednictvím výpočtu koeficientů pružnosti a prognózy ex-post. Jednotlivé výsledky koeficientů pružnosti jsou popsány výše. Prognóza ex-post byla provedena za účelem ověření vypovídací schopnosti modelu. Ověření proběhlo dosazením skutečných hodnot exogenních proměnných v jednotlivých čtvrtletích roku 2023 do nově odhadnutého modelu pro prognózu. Tento postup byl realizován s pomocí softwaru Gretl a jeho prognostických funkcí. Následně byly tyto předpovídané hodnoty, odhadnuté modelem, porovnány s hodnotami skutečnými, naměřenými Českým statistickým úřadem. Na základě porovnání odhadovaných a skutečných hodnot bylo zjištěno, že model nevykazuje významné odchylky od skutečně naměřené míry inflace. V rámci prognostického období byla odhadovaná míra inflace od té skutečné nejvíce vzdálena v prvním čtvrtletí roku 2023, kdy byl odhad podhodnocen o 1,3 procentního bodu oproti skutečnosti. Naopak k největšímu přiblížení odhadu a skutečnosti došlo ve druhém čtvrtletí roku 2023, kdy rozdíl činil pouze 0,1 procentního bodu. Vzhledem k intenzitě působení parametru dummy proměnné, která reprezentuje ekonomický šok způsobený válkou na Ukrajině, lze při zahrnutí, či nezahrnutí jejího vlivu očekávat poměrně významné ovlivnění výsledků při aplikaci modelu prostřednictvím prognózy ex-ante. Válka sice od roku 2022 inflaci významně determinovala, ale její efekt na inflaci se v čase snižuje. Hlavním důsledkem války na Ukrajině je totiž z ekonomického hlediska především rapidní zdražení plynu, ke kterému došlo v reakci na sankce zavedené proti Rusku. To bylo problémem, se kterým se musela téměř celá Evropa akutně vypořádat, vzhledem ke své dosavadní závislosti na plynu z Ruska. Dle Klímové (2024) se ale Česká republika k levnému ruskému plynu vrací, tudíž už pro Česko plyn nepředstavuje tak nákladnou komoditu, jíž byl v roce 2022. Z toho lze usoudit, že zahrnutí dummy proměnné válka bude v nadcházejících čtvrtletích odhadovanou míru inflace spíše nadhodnocovat. Zároveň nelze tuto proměnnou z modelu zcela eliminovat dosazením hodnoty dummy proměnné 0, jelikož efekty války na Ukrajině stále na ekonomiku České republiky působí a stávající poměr ruského plynu na jeho celkovém dovozu je i přes jeho růst nesrovnatelný s poměrem dovozu ruského plynu před rokem 2022.

6 Závěr

Tato diplomová práce si kladla za cíl identifikovat determinanty inflace, které na ni působí dlouhodobě, ale především také ty determinanty, které na ni působily v obdobích krize, jež v rámci referenčního období představovaly pandemie Covid-19 a válečný konflikt na Ukrajině. Následně bylo cílem identifikované determinanty kvantifikovat pomocí ekonometrického modelu a získat tak model co nejlépe odpovídající vývoji míry inflace v České republice v letech 2017–2023.

K dosažení cíle byla nejprve podrobně zpracována teoretická část práce, ve které byl specifikován samotný pojem inflace, způsoby jejího měření, její příčiny a důsledky. Následně byly popsány její makroekonomické determinanty a názory odborníků na vývoj inflace v posledních letech, na jejichž základě byly vybírány determinanty inflace pro účely analytické části práce. V neposlední řadě byla v rámci teoretické části práce podrobně popsána měnová politika centrální banky ve spojitosti s inflačním cílováním.

V rámci analytické části práce byl nejprve graficky znázorněn a podrobně popsán vývoj inflace v České republice ve sledovaném období. Následně byl graficky znázorněn a popsán vývoj všech determinantů inflace, které byly vybrány na základě teoretické části práce. Vzhledem k tomu, že data byla analyzována čtvrtletně, bylo zapotřebí ještě před samotným vytvořením ekonometrického modelu identifikovat případný výskyt sezónnosti proměnných. Poté vedl postup k otestování stacionarity časových řad jednotlivých proměnných a následně byla nastavena očekávání směru působení parametrů jednotlivých exogenních proměnných na inflaci. V této fázi již přišlo na řadu samotné ekonometrické modelování v softwaru Gretl. Model sestrojený pomocí běžné metody nejmenších čtverců byl ekonomicky, statisticky a ekonometricky verifikován, a právě na základě ekonometrické verifikace byl zjištěn výskyt autokorelace reziduí. Za účelem odstranění autokorelace byl sestrojen nový model s využitím Cochrane-Orcutt metody, která problém s autokorelací odstraňuje. Tento nový model již prošel všemi potřebnými verifikacemi bez problému. V rámci aplikace modelu byl proveden výpočet koeficientů pružnosti a prognóza ex-post.

Z výsledků analytické části práce vyplývá, že vývoj inflace v České republice je významně determinován mírou nezaměstnanosti, sazbou 3M PRIBOR, cenou elektřiny, průměrnou mzdou a v neposlední řadě ekonomickým šokem, jež v rámci sledovaného období představoval válečný konflikt na Ukrajině, který byl pro účely ekonometrického modelování zohledněn prostřednictvím dummy proměnné. Inflace se od roku 2021

nacházela na úrovních vzdalujících se od inflačního cíle. Bylo tomu dáno zejména právě z důvodu působení ekonomických šoků, které v rámci sledovaného období nastaly. Těmito šoky byla pandemie a válka, kdy především právě válka zapříčinila výkyvy na straně nabídky významných komodit, jimiž jsou hlavně ropa, zemní plyn a elektřina. To vytvořilo turbulentní ekonomické prostředí a míra inflace se stala těžko předvídatelnou a kontrolovatelnou. Po sestrojení prognózy ex-post bylo zjištěno, že hodnoty předpovídané modelem kopírují trend skutečně naměřené míry inflace. V rámci prognostického období sice byly identifikovány odchylky odhadu od skutečnosti, ale nebyly příliš významné. Závěrem lze usoudit, že výsledný model poskytuje přiměřenou vypovídací schopnost o míře inflace v České republice.

7 Seznam použitých zdrojů

ADAMEC, Václav a Luboš STŘELEČ. *Ekonometrie I: cvičebnice*. 4. upravené vydání. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2020. ISBN 978-80-7509-704-0.

ARLT, Josef, Markéta ARLTOVÁ a Eva RUBLÍKOVÁ. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2002. ISBN 80-245-0307-7.

BRČÁK, Josef, SEKERKA, Bohuslav, STARÁ, Dana. *Makroekonomie - teorie a praxe*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2014. ISBN 9788073804923.

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

ČECHURA, Lukáš. *Cvičení z ekonometrie*. Vyd. 3. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2013. ISBN 978-80-213-

ČERNOHORSKÝ, Jan. *Finance: od teorie k realitě*. Praha: Grada Publishing, 2020. Finance (Grada). ISBN 978-80-271-2215-8.

DOUGHERTY, Christopher. *Introduction to econometrics*. 4th ed. New York: Oxford University Press, 2011. ISBN 9780199567089.

FLEISCHMANN, Luboš. *Evropská hospodářská a měnová unie v souvislostech*. Praha: Grada Publishing, 2022. Finance (Grada). ISBN 978-80-271-1026-1.

FORBELSKÁ, Marie. *Stochastické modelování jednorozměrných časových řad*. Brno: Masarykova univerzita, 2009. ISBN 978-802-1048-126.

FORBES, Steve, Nathan K. LEWIS a Elizabeth AMES. *Inflation: what it is, why it's bad, and how to fix it*. 5th ed. New York, NY: Encounter Books, c2013. ISBN 978-164-1772-433.

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.

HE, Liping. *Hyperinflation: A World History*. London: Routledge, 2017. ISBN 9780367529208.

HINDLS, Richard. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.

HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 6. vydání. V Praze: C.H. Beck, 2016. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-278-6.

HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.

HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 9788024513003.

JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice*. Praha: Grada, 2013. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-4516-9.

JUREČKA, Václav a Martin MACHÁČEK. *Makroekonomie*. 4., aktualizované a rozšířené vydání. Praha: Grada Publishing, 2023. Expert (Grada). ISBN 978-802-7136-353.

JUREČKA, Václav, HLAVÁČEK, Karel, JÁNOŠÍKOVÁ, Ivana. *Makroekonomie*. 3., aktualizované a rozšířené vydání. Praha: Grada Publishing, 2017. Expert (Grada). ISBN 978-80-271-0251-8.

MÁČE, Miroslav a Pavel ROUSEK. *Makroekonomie pro technické školy*. Praha: Grada, 2013. Finanční řízení. ISBN 978-80-247-4575-6.

MANDEL, Martin a Vladimír TOMŠÍK. *Monetární ekonomie v období konvergence a krize*. Praha: Management Press, 2018. ISBN 978-80-7261-545-2.

MANKIW, N. Gregory. *Brief Principles of Macroeconomics*. 9th ed. Boston, Massachusetts: Cengage, 2020. ISBN 9780357133507.

MANKIW, N. Gregory. *Principles of Economics*. 7th ed. Stamford, Connecticut: Cengage Learning, 2015. ISBN 9781285165875.

MEJSTRÍK, Michal, Magda PEČENÁ a Petr TEPLÝ. *Bankovníctví v teorii a praxi: Banking in theory and practice*. Praha: Karolinum, 2014. ISBN 978-80-246-2870-7.

MICHL, Aleš. Tři nutné kroky k nižší inflaci. *Mladá fronta DNES*. 2022, 11. 04. 2022, 2022, strana 10. ISSN 1210-1168.

REJNUŠ, Oldřich. *Finanční trhy*. 4., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Grada, 2014. Partners. ISBN 978-80-247-3671-6.

REVENDA, Zbyněk, MANDEL, Martin, KODERA, Jan, MUSÍLEK, Petr, DVOŘÁK, Petr. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2014. ISBN 978-80-7261-279-6.

ROJÍČEK, Marek, Vojtěch SPĚVÁČEK, Jan VEJMĚLEK, Eva ZAMRAZILOVÁ a Václav ŽDÁREK. *Makroekonomická analýza: teorie a praxe*. Praha: Grada Publishing, 2016. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-5858-9.

RUSNOK, Jiří. Zchudneme všichni. *Lidové noviny*. 22. 04. 2022, 2022, strana 1. ISSN 0862-5921.

SEKERKA, Bohuslav. *Makroekonomie*. Praha: Profess Consulting, 2007. ISBN 978-80-7259-050-6.

SOUKUP, Jindřich, Vít POŠTA, Pavel NESET a Tomáš PAVELKA. *Makroekonomie*. 3. aktualizované a doplněné vydání. Praha: Management Press, 2018. ISBN 9788072615377.

URBAN, Jan. *Teorie národního hospodářství*. 4., aktualiz. vyd. Praha: Wolters Kluwer, 2015. ISBN 978-80-7478-724-9.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: a modern approach*. Sixth edition. Boston: Cengage Learning, [2016]. ISBN 978-1-305-27010-7.

Elektronické zdroje

Česká národní banka. ARAD – Systém časových řad – ČNB. [online] Dostupné na: <https://www.cnb.cz/arad/#/cs/home>

Česká národní banka: Inflační cíl. *Česká národní banka* [online]. 2023b [cit. 2023-06-19]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/inflacni-cil/>

Česká národní banka: Jak vzniká prognóza. *Česká národní banka* [online]. 2023d [cit. 2023-06-19]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/casto-kladene-dotazy/Jak-vznika-prognoza/>

Česká národní banka: Měnová politika České národní banky. *Česká národní banka* [online]. 2024 [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/menova-politika-ceske-narodni-banky/

Česká národní banka: Měnová politika. *Česká národní banka* [online]. 2023c [cit. 2023-06-19]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/>

Česká národní banka: O ČNB. *Česká národní banka* [online]. 2023a [cit. 2023-06-15]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/

Český statistický úřad: Indexy spotřebitelských cen podle klasifikace COICOP – meziroční index. *Český statistický úřad – veřejná databáze* [online]. 2024 [cit. 2024-01-14]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&z=T&f=TABULKA&skupId=43&katalog=31779&pvo=CEN08B&pvo=CEN08B&evo=v1282 ! CEN-SPO-MEZIR-Q 1>

Český statistický úřad: Indexy spotřebitelských cen podle klasifikace ECOICOP – meziroční index. *Český statistický úřad – veřejná databáze* [online]. 2024 [cit. 2024-01-14]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&z=T&f=TABULKA&skupId=2218&katalog=31779&pvo=CEN08B3&pvo=CEN08B3&evo=v1877 ! CEN-SPO-MEZIR-EQ 1>

Český statistický úřad: Míra inflace v České republice v roce 2023. *Český statistický úřad* [online]. 2024 [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/xp/mira-inflace-v-ceske-republice-v-roce-2023>

Český statistický úřad: Mzdy, náklady práce – časové řady. *Český statistický úřad* [online]. 2024 [cit. 2024-01-14]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/pmz_cr

Český statistický úřad: Výdaje na hrubý domácí produkt, sezonně očištěno. *Český statistický úřad – databáze národních účtů* [online]. 2024 [cit. 2024-01-22]. Dostupné z: https://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenkavyber.kvart?mylang=CZ&j=Tab_VS

Český statistický úřad: Základní charakteristiky ekonomického postavení obyvatelstva ve věku 15 a více let. *Český statistický úřad – veřejná databáze* [online]. 2024 [cit. 2024-01-14]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=ZAM01-D&z=T&f=TABULKA&skupId=426&filtr=G%7EF M%7EF Z%7EF R%7ET P%7E S%7E null null &katalog=30853&pvo=ZAM01-D&str=v467&u=v413 VUZEMI 97 19#w=>

EUROSTAT. HICP – monthly data (annual rate of change). *EUROSTAT* [online]. 2024 [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC_HICP_MANR_custom_120601/bookmark/table?lang=en&bookmarkId=952bcf60-22e8-433b-ab93-fe85e2ab2367

GÜRTLER, Martin. Energie jsou hlavním hybatelem domácí inflace. *Hospodářské noviny* [online]. *Economia*, 2022, 14. 10. 2022, **2022** [cit. 2023-08-26]. ISSN 2787-950X. Dostupné z: <https://archiv.hn.cz/c1-67125900-energie-jsou-hlavnim-hybatelem-domaci-inflace>

HRDLIČKA, Jan. Nízká nezaměstnanost zadělává na jiný problém, varují ekonomové. Může znovu rozjet inflaci. *Echo24.cz* [online]. 2023, 15. 05. 2023 [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://echo24.cz/a/HK573/zpravy-domov-nizka-nezamestannaost-plus-varuje-rozjet-inflaci>

JANÍČKO, Martin. Růst cen zpomaluje. Na co se zaměřit, aby nás nespláchla další inflační vlna? *Hospodářské noviny* [online]. *Economia*, 2023, 25. 08. 2023, **2023** [cit. 2023-08-26]. ISSN 2787-950X. Dostupné z: <https://nazory.hn.cz/c1-67237630-rust-cen-zpomaluje-na-co-se-zamerit-aby-nas-nesplachla-dalsi-inflacni-vlna>

KLÍMOVÁ, Jana. Dovoz ruského plynu do Česka: Přesná čísla sice nejsou, toky ale ukazují, že ho bude hodně. *iRozhlas.cz* [online]. Praha, 2024, 8. února 2024 [cit. 2024-03-17]. Dostupné z: https://www.irozhlas.cz/ekonomika/plyn-rusko-dovoz_2402081822_gut

Kurzy.cz: Elektřina – historický vývoj ceny Elektřina po letech, minima, maxima, průměr. 1 MWh – měna USD. *Kurzy.cz* [online]. 2024 [cit. 2024-02-24]. Dostupné z: <https://www.kurzy.cz/komodity/cena-elektriny-graf-vyvoje-ceny/historie>

Kurzy.cz: Ropa Brent - historický vývoj ceny Ropa Brent po letech, minima, maxima, průměr. 1 barel - měna USD. *Kurzy.cz* [online]. 2024 [cit. 2024-02-24]. Dostupné z: <https://www.kurzy.cz/komodity/ropa-brent-graf-vyvoje-ceny/historie>

MATĚJŮ, Jakub. Inflace se bude rychle snižovat k 2% cíli. *Zpráva o měnové politice – léto 2023*. Česká národní banka [online]. 2023, 6-7 [cit. 2023-08-30]. ISSN 2695-1169. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/cnblog/Inflace-se-bude-rychle-snižovat-k-2-cili/

MPO. Ceny energií na trzích klesají. Cílem MPO je, aby to co nejdříve pocítili koneční zákazníci. *Ministerstvo průmyslu a obchodu* [online]. 2023 [cit. 2024-03-03]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/rozcestnik/pro-media/tiskove-zpravy/ceny-energii-na-trzich-klesaji--cilem-mpo-je--aby-to-co-nejdrive-pocitili-konecni-zakaznici--272338/>

PPF BANKA: Energetická krize. *PPF BANKA* [online]. 2021 [cit. 2024-03-03]. Dostupné z: <https://www.ppf.eu/insights/analyticky-mesicnik/listopad-2021-energeticka-krize/energeticka-krize>

VYKOUŘIL, Roman. Proč česká inflace stále patří mezi nejvyšší v EU? *Hospodářské noviny* [online]. 2023, 13. 09. 2023, **2023** [cit. 2024-03-16]. Dostupné z: <https://archiv.hn.cz/c1-67242400-proc-ceska-inflace-stale-patri-mezi-nejvyssi-v-evropske-unii>

8 Seznam obrázků, tabulek, grafů, příloh a zkratk

8.1 Seznam obrázků

Obrázek 1 Inlace tlačená poptávkou.....	30
Obrázek 2 Inlace tlačená nabídkou.....	31
Obrázek 3 Původní Phillipsova křivka.....	36
Obrázek 4 Magický čtyřúhelník.....	39

8.2 Seznam tabulek

Tabulka 1 Struktura spotřebního koše od ledna 2022.....	24
Tabulka 2 Popisné statistiky proměnných	66
Tabulka 3 Test sezónnosti dat proměnných.....	67
Tabulka 4 ADF test jednotkového kořene – původní data.....	68
Tabulka 5 ADF test jednotkového kořene – diferencovaná data	69
Tabulka 6 Test sezónnosti dat proměnné 3M PRIBOR.....	70
Tabulka 7 ADF test jednotkového kořene – proměnná 3M PRIBOR	70
Tabulka 8 Deklarace endogenní proměnné.....	71
Tabulka 9 Deklarace exogenních proměnných	71
Tabulka 10 Náhodná složka v rovnici.....	72
Tabulka 11 Odhad parametrů modelu pomocí OLS	73
Tabulka 12 Multikolinearita.....	75
Tabulka 13 Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí.....	76
Tabulka 14 Whiteův test heteroskedasticity	76
Tabulka 15 Test normality reziduí	76
Tabulka 16 Odhad parametrů modelu pomocí GLS, metoda Cochrane-Orcutt	77
Tabulka 17 ARCH test heteroskedasticity v novém modelu	79
Tabulka 18 Test normality reziduí v novém modelu	79
Tabulka 19 Výpočet koeficientů pružnosti	80

8.3 Seznam grafů

Graf 1 Vývoj inflace v ČR v letech 2017–2023, čtvrtletně, v %	54
Graf 2 Čtvrtletní vývoj HDP v ČR, v mil. Kč.....	56
Graf 3 Vývoj exportu ČR, v mil. Kč.....	57
Graf 4 Vývoj importu ČR, v mil. Kč	58
Graf 5 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v ČR, v %	59
Graf 6 Vývoj peněžní zásoby vyjádřené měnovým agregátem M3, v mil. Kč.....	60
Graf 7 Vývoj 2T repo sazby, v %	61
Graf 8 Vývoj ceny elektřiny, v USD/MWh	62
Graf 9 Vývoj průměrné nominální mzdy, v Kč	63
Graf 10 Vývoj kurzu EUR/CZK, v Kč	64
Graf 11 Vývoj ceny ropy BRENT, v USD	65
Graf 12 Vývoj sazeb 2T repo a 3M PRIBOR	70
Graf 13 Ex-post prognóza – grafické znázornění	81

8.4 Seznam příloh

Příloha 1 Podkladová data	97
Příloha 2 ADF test jednotkového kořene – proměnná Měnový agregát M3	98
Příloha 3 ADF test jednotkového kořene – proměnná 3M PRIBOR.....	99
Příloha 4 Původní odhadnutý model pomocí OLS	100
Příloha 5 Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí	100
Příloha 6 Whiteův test heteroskedasticity.....	101
Příloha 7 Test normality reziduí	101
Příloha 8 Nový odhadnutý model pomocí GLS, metoda Cochrane-Orcutt.....	102
Příloha 9 ARCH test heteroskedasticity v novém modelu	102
Příloha 10 Test normality reziduí v novém modelu	103
Příloha 11 ADF test jednotkového kořene – náhodná složka v modelu.....	103
Příloha 12 Odhadnutý model pro účely ex-post prognózy	104
Příloha 13 Prognóza ex-post – předpovídané a skutečné hodnoty	105
Příloha 14 Prognóza ex-post – grafické porovnání předpovídaných a skutečných hodnot	105

8.5 Seznam použitých zkratk

2T repo	Dvoutýdenní repo sazba
AD	Aggregate Demand
ADF test	Augmented Dickey-Fuller test
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
AS	Aggregate Supply
BMNČ	Běžná metoda nejmenších čtverců
CPI	Consumer Price Index
ČNB	Česká národní banka
ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
ECB	Evropská centrální banka
EU	Evropská unie
GLS	Generalized Least Squares
HDP	Hrubý domácí produkt
HICP	Harmonised Index of Consumer Prices
IPD	Implicit Price Deflator
OLS	Ordinary Least Squares
PMR	Povinné minimální rezervy

PPI	Producer Price Index
PRIBOR	Prague Inter Bank Offered Rate
SRAS	Short-run Aggregate Supply
SW	Software

Přílohy

Příloha 1 Podkladová data

	Inflace (CPI, meziroční změna, v %)	HDP (stálé ceny 2015, v mil. Kč)	Export (stálé ceny 2015, v mil. Kč)	Import (stálé ceny 2015, v mil. Kč)	Nezam ěstnan ost - obecná míra (v %)	M3 (v mil. Kč)	2T repo sazba (v %)	3M PRIB OR (v %)	Cena elektřiny (USD/M Wh)	Průměrná hrubá měsíční nominální mzda (v Kč)	Kurz EUR/CZK	Cena DU ropy BRENT (USD/b arel)	DU MM Y	DU MM Y
Q1 2017	2,40	1 156 735	1 041 211	911 486	3,4	4 085 562	0,05	0,28	31,90	28 034	27,02	54,59	0	0
Q2 2017	2,20	1 261 315	1 056 209	939 721	3,0	4 153 481	0,05	0,29	33,46	29 432	26,53	50,77	0	0
Q3 2017	2,50	1 273 213	989 772	911 043	2,8	4 238 765	0,25	0,40	39,57	29 234	26,08	52,14	0	0
Q4 2017	2,60	1 296 613	1 080 629	1 008 561	2,4	4 226 891	0,50	0,65	43,86	31 802	25,65	61,44	0	0
Q1 2018	1,90	1 205 161	1 076 147	966 648	2,4	4 349 924	0,75	0,86	43,95	30 427	25,40	67,22	0	0
Q2 2018	2,30	1 300 920	1 097 628	995 362	2,2	4 408 592	1,00	0,91	49,18	32 003	25,60	74,95	0	0
Q3 2018	2,40	1 308 046	1 021 967	971 043	2,3	4 455 305	1,50	1,39	57,55	31 685	25,71	75,83	0	0
Q4 2018	2,10	1 334 363	1 126 575	1 055 843	2,0	4 493 666	1,75	1,91	62,45	34 057	25,86	68,55	0	0
Q1 2019	2,70	1 242 313	1 088 505	986 789	2,0	4 588 153	1,75	2,01	56,47	32 951	25,68	63,81	0	0
Q2 2019	2,80	1 336 454	1 117 504	1 001 985	1,9	4 709 400	2,00	2,13	57,31	34 576	25,68	68,47	0	0
Q3 2019	2,80	1 357 767	1 067 273	994 234	2,1	4 768 192	2,00	2,15	58,23	34 127	25,74	62,05	0	0
Q4 2019	3,00	1 367 949	1 112 965	1 067 523	2,0	4 779 395	2,00	2,18	53,83	36 634	25,58	62,42	0	0
Q1 2020	3,60	1 229 041	1 049 354	956 037	2,0	5 045 006	1,00	2,15	49,04	34 761	25,61	50,97	1	0
Q2 2020	3,10	1 194 404	838 275	799 696	2,4	5 118 956	0,25	0,58	46,94	34 875	27,07	33,62	1	0
Q3 2020	3,30	1 284 623	1 006 931	917 433	2,9	5 292 669	0,25	0,34	52,22	35 975	26,46	43,38	1	0
Q4 2020	2,60	1 304 511	1 139 431	1 045 389	3,0	5 255 245	0,25	0,35	52,53	39 092	26,66	45,23	1	0
Q1 2021	2,20	1 201 105	1 091 175	1 009 359	3,4	5 568 150	0,25	0,36	65,31	35 804	26,07	61,24	1	0
Q2 2021	2,90	1 309 070	1 130 203	1 087 756	3,0	5 638 227	0,50	0,40	78,72	38 770	25,65	68,97	1	0
Q3 2021	4,10	1 329 993	989 978	1 007 622	2,7	5 701 554	0,75	0,92	103,67	37 896	25,50	73,15	1	0
Q4 2021	6,10	1 350 509	1 100 797	1 109 253	2,2	5 610 992	3,75	2,85	176,79	40 601	25,38	79,65	1	0
Q1 2022	11,20	1 260 547	1 122 069	1 069 087	2,5	5 847 235	4,50	4,59	166,46	37 999	24,64	97,89	1	1
Q2 2022	15,80	1 353 623	1 166 568	1 129 287	2,4	5 939 652	7,00	6,02	240,01	40 093	24,63	111,70	0	1
Q3 2022	17,60	1 348 933	1 119 470	1 088 111	2,2	6 073 627	7,00	7,27	463,69	39 848	24,57	97,46	0	1
Q4 2022	15,70	1 349 607	1 215 676	1 192 266	2,2	5 953 585	7,00	7,27	356,68	43 279	24,39	88,70	0	1
Q1 2023	16,40	1 259 984	1 208 456	1 110 958	2,6	6 317 149	7,00	7,20	173,58	41 338	23,78	82,06	0	1
Q2 2023	11,10	1 343 364	1 207 187	1 127 009	2,5	6 517 278	7,00	7,17	153,50	43 305	23,58	77,89	0	1
Q3 2023	8,00	1 334 975	1 106 248	1 066 165	2,6	6 555 878	7,00	7,10	149,16	42 678	24,13	85,75	0	1
Q4 2023	7,60	1 346 517	1 229 056	1 143 581	2,6	6 532 831	6,75	7,03	123,10	46 013	24,52	82,74	0	1

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat ČSÚ a ČNB, 2024

Příloha 2 ADF test jednotkového kořene – proměnná Měnový agregát M3

```

k = 4: AIC = 549,816
k = 3: AIC = 548,036
k = 2: AIC = 546,064
k = 1: AIC = 548,533
k = 0: AIC = 560,862

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_agr_M3_d11
testing down from 4 lags, criterion AIC
počet pozorování 24
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)d_agr_M3_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,00404431
testovací statistika: tau_nc(1) = -0,0354758
asymptotická p-hodnota 0,671
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,000
zpožděné diference: F(2, 21) = 13,015 [0,0002]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2018:1-2023:4 (T = 24)
Závisle proměnná: d_d_agr_M3_d11

-----
             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
d_agr_M3_d11_1   -0,00404431   0,114002   -0,03548   0,6710
d_d_agr_M3_d11_1 -1,03702        0,217310   -4,772     0,0001 ***
d_d_agr_M3_d11_2 -0,453961       0,221901   -2,046     0,0535 *

AIC: 595,112   BIC: 598,646   HQC: 596,049

k = 4: AIC = 546,378
k = 3: AIC = 544,645
k = 2: AIC = 543,400
k = 1: AIC = 542,931
k = 0: AIC = 543,485

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)d_agr_M3_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,778594
testovací statistika: tau_c(1) = -2,46917
asymptotická p-hodnota 0,1231
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,082

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2017:4-2023:4 (T = 25)
Závisle proměnná: d_d_agr_M3_d11

-----
             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          77377,5        31981,5        2,419     0,0243 **
d_agr_M3_d11_1 -0,778594       0,315326     -2,469     0,1231
d_d_agr_M3_d11_1 -0,361018       0,211332     -1,708     0,1017

AIC: 617,303   BIC: 620,96   HQC: 618,317

k = 4: AIC = 546,883
k = 3: AIC = 545,519
k = 2: AIC = 544,554
k = 1: AIC = 543,384
k = 0: AIC = 542,163

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)d_agr_M3_d11
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,34167
testovací statistika: tau_ct(1) = -6,68272
p-hodnota 4,711e-005
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,045

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2017:3-2023:4 (T = 26)
Závisle proměnná: d_d_agr_M3_d11

-----
             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          78545,8        25116,5        3,127     0,0047 ***
d_agr_M3_d11_1 -1,34167       0,200767     -6,683     4,71e-05 ***
time           3370,43       1339,10        2,517     0,0193 **

AIC: 637,699   BIC: 641,473   HQC: 638,786

```

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 3 ADF test jednotkového kořene – proměnná 3M PRIBOR

k = 4: AIC = 46,8176
 k = 3: AIC = 44,9089
 k = 2: AIC = 43,7444
 k = 1: AIC = 41,8379
 k = 0: AIC = 39,9266

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_M_PRIBOR
 testing down from 4 lags, criterion AIC
 počet pozorování 26
 nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
 s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)d_M_PRIBOR
 model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,311305
 testovací statistika: tau_nc(1) = -2,14601
 p-hodnota 0,03303
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,045

Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2017:3-2023:4 (T = 26)
 Závisle proměnná: d_d_M_PRIBOR

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
d_M_PRIBOR_1	-0,311305	0,145063	-2,146	0,0330 **

AIC: 42,654 BIC: 43,9121 HQC: 43,0163

k = 4: AIC = 47,1621
 k = 3: AIC = 45,5801
 k = 2: AIC = 44,9520
 k = 1: AIC = 43,1937
 k = 0: AIC = 41,3945

test s konstantou
 s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)d_M_PRIBOR
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,35569
 testovací statistika: tau_c(1) = -2,27025
 p-hodnota 0,1884
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,062

Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2017:3-2023:4 (T = 26)
 Závisle proměnná: d_d_M_PRIBOR

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,0899242	0,114228	0,7872	0,4388
d_M_PRIBOR_1	-0,355690	0,156675	-2,270	0,1884

AIC: 43,9911 BIC: 46,5073 HQC: 44,7157

k = 4: AIC = 48,1720
 k = 3: AIC = 47,1289
 k = 2: AIC = 46,8568
 k = 1: AIC = 45,1533
 k = 0: AIC = 43,3804

s konstantou a trendem
 s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)d_M_PRIBOR
 model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,361201
 testovací statistika: tau_ct(1) = -2,19991
 p-hodnota 0,47
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,065

Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2017:3-2023:4 (T = 26)
 Závisle proměnná: d_d_M_PRIBOR

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,0569840	0,249986	0,2279	0,8217
d_M_PRIBOR_1	-0,361201	0,164189	-2,200	0,4700
time	0,00221845	0,0148915	0,1490	0,8829

AIC: 45,966 BIC: 49,7403 HQC: 47,0529

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 4 Původní odhadnutý model pomocí OLS

Model 9: OLS, za použití pozorování 2018:1-2023:4 (T = 24)

Závisle proměnná: inflace

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-7,43915	4,10525	-1,812	0,0867	*
nezam_2	-1,90622	0,718485	-2,653	0,0162	**
PRIBOR_4	-0,934418	0,163151	-5,727	1,98e-05	***
cena_e1_dll_1	0,0197867	0,00483597	4,092	0,0007	***
prum_mzd_dll	0,000425098	0,000138627	3,066	0,0066	***
DUMMY_valka	6,27398	1,05558	5,944	1,27e-05	***
Střední hodnota závisle proměnné		6,304167			
Sm. odchylka závisle proměnné		5,315971			
Součet čtverců reziduí		21,37061			
Sm. chyba regrese		1,089613			
Koeficient determinace		0,967121			
Adjustovaný koeficient determinace		0,957987			
F(5, 18)		105,8910			
P-hodnota (F)		1,06e-12			
Logaritmus věrohodnosti		-32,66208			
Akaikovo kritérium		77,32416			
Schwarzovo kritérium		84,39248			
Hannan-Quinnovo kritérium		79,19939			
rho (koeficient autokorelace)		-0,393545			
Durbin-Watsonova statistika		2,744286			

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 5 Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci až do řádu 4

OLS, za použití pozorování 2018:1-2023:4 (T = 24)

Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1,38846	3,40386	0,4079	0,6895
nezam_2	0,490801	0,616389	0,7963	0,4392
PRIBOR_4	0,0895274	0,141003	0,6349	0,5357
cena_e1_dll_1	0,00497655	0,00428397	1,162	0,2648
prum_mzd_dll	-8,62099e-05	0,000116497	-0,7400	0,4715
DUMMY_valka	-0,416884	0,856182	-0,4869	0,6339
uhat_1	-0,402128	0,264086	-1,523	0,1501
uhat_2	-0,413405	0,277060	-1,492	0,1579
uhat_3	0,179258	0,266904	0,6716	0,5128
uhat_4	-0,367627	0,278094	-1,322	0,2074

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,502283

Testovací statistika: LMF = 3,532109,

s p-hodnotou = $P(F(4, 14) > 3,53211) = 0,0342$

Alternativní statistika: $TR^2 = 12,054792$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 12,0548) = 0,0169$

Ljung-Box Q' = 19,6752,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 19,6752) = 0,000579$

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 6 Whiteův test heteroskedasticity

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2018:1-2023:4 (T = 24)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	169,132	80,7569	2,094	0,1043	
nezam_2	27,1726	11,6662	2,329	0,0803	*
PRIBOR_4	41,2099	11,1548	3,694	0,0209	**
cena_e1_d11_1	-0,0937771	0,261083	-0,3592	0,7376	
prum_mzd_d11	-0,0125510	0,00540210	-2,323	0,0808	*
DUMMÝ_valka	-180,898	37,9079	-4,772	0,0088	***
sq_nezam_2	1,49612	1,03295	1,448	0,2211	
X2_X3	4,05043	1,82044	2,225	0,0901	*
X2_X4	0,147953	0,101151	1,463	0,2174	
X2_X5	-0,00136396	0,000652111	-2,092	0,1046	
X2_X6	-0,471530	8,81729	-0,05348	0,9599	
sq_PRIBOR_4	-0,624086	0,212389	-2,938	0,0425	**
X3_X4	0,0271489	0,0145485	1,866	0,1354	
X3_X5	-0,00145535	0,000444339	-3,275	0,0306	**
X3_X6	6,53281	1,65029	3,959	0,0167	**
sq_cena_e1_d11_1	5,38297e-05	3,54634e-05	1,518	0,2036	
X4_X5	-1,26218e-05	1,05949e-05	-1,191	0,2994	
X4_X6	0,0945360	0,0457013	2,069	0,1074	
sq_prum_mzd_d11	2,62083e-07	1,07276e-07	2,443	0,0710	*
X5_X6	0,00456603	0,00125677	3,633	0,0221	**

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,996732
 Testovací statistika: TR² = 23,921577,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(19) > 23,921577) = 0,199178

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 7 Test normality reziduí

Frekvenční rozdělení pro residual, poz. 5-28
 počet tříd = 7, střední hodnota = -2,18344e-015, so = 1,08961

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1,7800	-2,1275	2	8,33%	8,33%	***
-1,7800 - -1,0850	-1,4325	1	4,17%	12,50%	*
-1,0850 - -0,38995	-0,73747	5	20,83%	33,33%	*****
-0,38995 - 0,30508	-0,042438	7	29,17%	62,50%	*****
0,30508 - 1,0001	0,65259	6	25,00%	87,50%	*****
1,0001 - 1,6951	1,3476	2	8,33%	95,83%	***
>= 1,6951	2,0427	1	4,17%	100,00%	*

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 1,271 s p-hodnotou 0,52980

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 8 Nový odhadnutý model pomocí GLS, metoda Cochrane-Orcutt

Prováděn interaktivní výpočet rho...

ITER	RHO	ESS
1	-0,39354	16,9452
2	-0,41596	16,9340
3	-0,41699	16,9339
4	-0,41704	16,9339
5	-0,41704	16,9339

Model 7: Cochrane-Orcutt, za použití pozorování 2018:2-2023:4 (T = 23)

Závisle proměnná: inflace

rho = -0,41704

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-7,93471	3,12685	-2,538	0,0212	**
nezam_2	-2,11909	0,570800	-3,712	0,0017	***
PRIBOR_4	-0,969146	0,119623	-8,102	3,07e-07	***
cena_e1_d11_1	0,0203655	0,00363207	5,607	3,14e-05	***
prum_mzd_d11	0,000451480	0,000112716	4,005	0,0009	***
DUMMY_valka	6,25155	0,798940	7,825	4,93e-07	***

Statistika založená na rho-diferencovaných datech:

Součet čtverců reziduí	16,93393
Sm. chyba regrese	0,998055
Koeficient determinace	0,973175
Adjustovaný koeficient determinace	0,965286
F(5, 17)	244,4026
P-hodnota(F)	3,30e-15
rho (koeficient autokorelace)	-0,245697
Durbin-Watsonova statistika	2,449984

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Statistika založená na původních datech:

Střední hodnota závisle proměnné	6,495652
Sm. odchylka závisle proměnné	5,350147

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,99063
s p-hodnotou = 0,369608

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 9 ARCH test heteroskedasticity v novém modelu

Test pro ARCH řádu 4

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
alpha(0)	0,730731	0,481131	1,519	0,1511
alpha(1)	0,0220113	0,259874	0,08470	0,9337
alpha(2)	0,203809	0,257002	0,7930	0,4410
alpha(3)	0,134456	0,257075	0,5230	0,6091
alpha(4)	-0,231232	0,260683	-0,8870	0,3901

Nulová hypotéza: není zde žádný efekt ARCH

Testovací statistika: LM = 1,86064

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 1,86064) = 0,761372

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 10 Test normality reziduí v novém modelu

Frekvenční rozdělení pro residual, poz. 6-28
 počet tříd = 7, střední hodnota = 2,70315e-016, so = 0,998055

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1,3715	-1,6975	1	4,35%	4,35%	*
-1,3715 - -0,71952	-1,0455	4	17,39%	21,74%	*****
-0,71952 - -0,067521	-0,39352	6	26,09%	47,83%	*****
-0,067521 - 0,58448	0,25848	7	30,43%	78,26%	*****
0,58448 - 1,2365	0,91048	3	13,04%	91,30%	****
1,2365 - 1,8885	1,5625	1	4,35%	95,65%	*
>= 1,8885	2,2145	1	4,35%	100,00%	*

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chí-kvadrát (2) = 1,991 s p-hodnotou 0,36961

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 11 ADF test jednotkového kořene – náhodná složka v modelu

k = 4: AIC = 46,1160
 k = 3: AIC = 44,5408
 k = 2: AIC = 46,7552
 k = 1: AIC = 47,1045
 k = 0: AIC = 48,4523

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat2
 testing down from 4 lags, criterion AIC
 počet pozorování 19
 nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1
 test bez konstanty
 s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)uhat2
 model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -1,73104
 testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -3,19127$
 asymptotická p-hodnota 0,001385
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,110
 zpožděné diference: $F(3, 15) = 3,542 [0,0405]$

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2019:2-2023:4 (T = 19)
 Závisle proměnná: d_uhat2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
uhat2_1	-1,73104	0,542431	-3,191	0,0014	***
d_uhat2_1	0,631179	0,475614	1,327	0,2043	
d_uhat2_2	0,259497	0,341889	0,7590	0,4596	
d_uhat2_3	0,482720	0,218960	2,205	0,0435	**
AIC: 46,7502	BIC: 50,5279	HQC: 47,3895			

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 12 Odhadnutý model pro účely ex-post prognózy

Prováděn interativní výpočet rho...

ITER	RHO	ESS
1	-0,20935	15,7595
2	-0,26953	15,6758
3	-0,29301	15,6633
4	-0,30197	15,6615
5	-0,30536	15,6612
6	-0,30664	15,6612
7	-0,30713	15,6612
8	-0,30731	15,6612
9	-0,30738	15,6612

Model 3: Cochrane-Orcutt, za použití pozorování 2018:2-2022:4 (T = 19)

Závisle proměnná: inflace

rho = -0,307376

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-8,62544	4,04062	-2,135	0,0524	*
nezam_2	-2,14978	1,04073	-2,066	0,0594	*
PRIBOR_4	-1,01229	0,473227	-2,139	0,0520	*
cena_e1_d11_1	0,0176602	0,00627565	2,814	0,0146	**
prum_mzd_d11	0,000479040	0,000170925	2,803	0,0150	**
DUMMY_valka	6,50110	1,66458	3,906	0,0018	***

Statistika založená na rho-diferencovaných datech:

Součet čtverců reziduí	15,66119
Sm. chyba regrese	1,097592
Koeficient determinace	0,968212
Adjustovaný koeficient determinace	0,955986
F(5, 13)	127,6570
P-hodnota (F)	1,41e-10
rho (koeficient autokorelace)	-0,195038
Durbin-Watsonova statistika	2,304069

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Statistika založená na původních datech:

Střední hodnota závisle proměnné	5,594737
Sm. odchylka závisle proměnné	5,225628

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 13 Prognóza ex-post – předpovídané a skutečné hodnoty

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(13, 0,025) = 2,160$

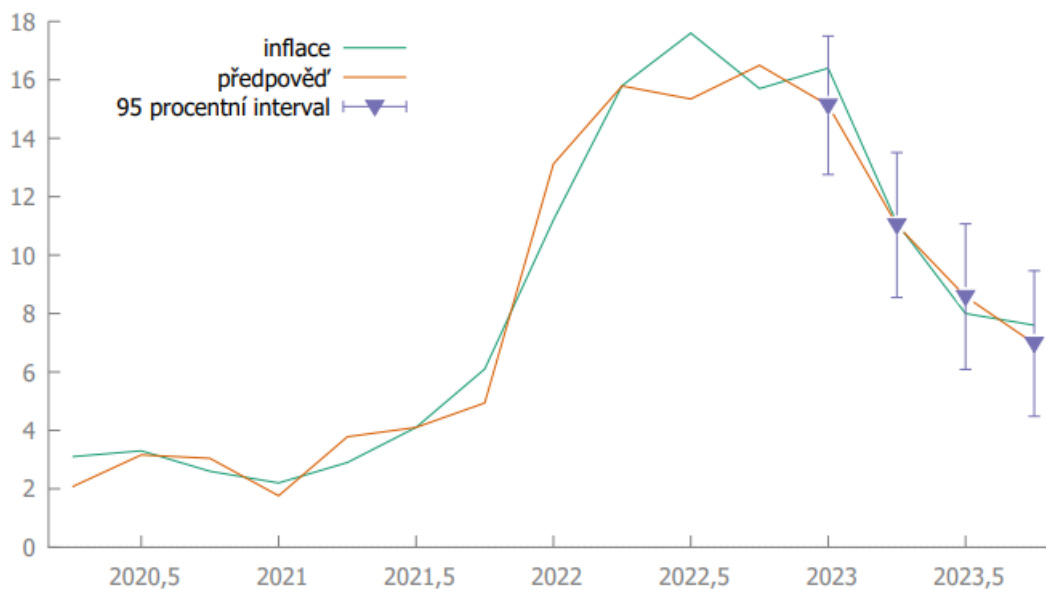
	inflace	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2020:2	3,1	2,1			
2020:3	3,3	3,2			
2020:4	2,6	3,0			
2021:1	2,2	1,8			
2021:2	2,9	3,8			
2021:3	4,1	4,1			
2021:4	6,1	4,9			
2022:1	11,2	13,1			
2022:2	15,8	15,8			
2022:3	17,6	15,3			
2022:4	15,7	16,5			
2023:1	16,4	15,1	1,10	12,8 -	17,5
2023:2	11,1	11,0	1,15	8,5 -	13,5
2023:3	8,0	8,6	1,15	6,1 -	11,1
2023:4	7,6	7,0	1,15	4,5 -	9,5

Statistiky vyhodnocující předpověď using 4 observations

Střední chyba	0,34724
Odmocnina střední kvadratické chyby	0,76602
Střední absolutní chyba	0,63661
Střední procentuální chyba	2,3489
Střední absolutní procentuální chyba	5,9661
Theil's U2	0,21915
Zastoupení vychýlení, UM	0,20548
Zastoupení regrese, UR	0,27255
Zastoupení disturbancí, UD	0,52197

Zdroj: SW Gretl, 2024

Příloha 14 Prognóza ex-post – grafické porovnání předpovídaných a skutečných hodnot



Zdroj: SW Gretl, 2024