

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Modelování makroekonomických ukazatelů České republiky

Bc. Jessica Zlámalová

© 2021 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Jessica Zlámalová

Hospodářská politika a správa
Podnikání a administrativa

Název práce

Modelování makroekonomických ukazatelů České republiky

Název anglicky

Modelling of macroeconomic indicators of the Czech Republic

Cíle práce

Hlavním cílem této diplomové práce je identifikace hlavních determinant vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky s využitím ekonometrického modelování.

Dílní cíle:

- definice zvolených makroekonomických ukazatelů
- konstrukce ekonometrického modelu
- interpretace výstupů
- prognóza budoucích hodnot

Metodika

V první části práce jsou pomocí studia českých i zahraničních odborných publikací formulována teoretická východiska, na která navazuje část praktická obsahující následující metodické postupy:

- ekonometrické modelování
- testování statistických hypotéz
- prognostické metody

Doporučený rozsah práce

70 stran

Klíčová slova

ekonometrický model, HDP, makroekonomie, inflace, nezaměstnanost

Doporučené zdroje informací

- BRČÁK, J. – SEKERKA, B. – STARÁ, D. *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2014. ISBN 978-80-7380-492-3.
- HANČLOVÁ, J. *Ekonometrické modelování : klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- HOLMAN, R. *Ekonomie*. Praha: C.H. Beck, 2002. ISBN 80-7179-681-6.
- ROJÍČEK, M. – SPĚVÁČEK, V. – VEJMĚLEK, J. – ZAMRAZILOVÁ, E. – ŽDÁREK, V. *Makroekonomická analýza : teorie a praxe*. Praha: Grada Publishing, 2016. ISBN 978-80-247-5858-9.
- SAMUELSON, P A. – NORDHAUS, W D. *Ekonomie : 19. vydání*. Praha: NS Svoboda, 2013. ISBN 978-80-205-0629-0.

Předběžný termín obhajoby

2020/21 LS – PEF

Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 27. 2. 2021

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 1. 3. 2021

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 31. 03. 2021

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Modelování makroekonomických ukazatelů České republiky" jsem vypracovala 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 autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31.3.2021

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala vedoucímu své diplomové práce panu doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D., za vstřícný přístup, odborné vedení a cenné rady, kterými přispěl k vypracování této práce. Zároveň bych chtěla poděkovat své rodině, která mi byla oporou po celou dobu mého studia na České zemědělské univerzitě v Praze.

Modelování makroekonomických ukazatelů České republiky

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá modelováním vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky, kterými jsou hrubý domácí produkt, obecná míra nezaměstnanosti a míra inflace. Cílem této práce je definovat podstatné determinanty mající vliv na tyto ukazatele s následným odvozením prognózy budoucího vývoje.

Úvodní část se věnuje metodice ekonometrického modelování, která slouží jako základ pro vlastní práci. Literární rešerše poté vymezuje důležité pojmy spojené s vybranými ukazateli. V praktické části jsou na základě těchto teoretických východisek zkonstruovány tři modely reprezentující výše zmíněné ukazatele a také model simultánní, který je následně využit pro vyhodnocení budoucího vývoje. Nejprve je však provedena prognóza ex post sloužící k ověření prognostických vlastností modelu. Na závěr diplomové práce je vytvořena prognóza ex ante, podle které by se dal očekávat mírný pokles HDP v roce 2021, nicméně po překlenutí tohoto období by mělo znovu dojít k jeho nárůstu. Dále by obecná míra nezaměstnanosti v následujících letech měla po prvotním nárůstu vykazovat klesající trend a současně míra inflace by v roce 2020 měla zůstat v dolní polovině tolerančního pásma inflačního cíle České národní banky. V dalších letech by však mělo opět dojít k jejímu nárůstu.

Klíčová slova: Česká republika, ekonometrický model, makroekonomie, HDP, inflace, nezaměstnanost

Modelling of macroeconomics indicators of the Czech Republic

Abstract

This diploma thesis deals with modelling of selected macroeconomics indicators of the Czech Republic such as gross domestic product, unemployment rate and inflation rate. The goal of this thesis is to define the main determinants of these indicators with the subsequent forecast of future development.

The first part of the thesis is focused on the methodology of econometric modelling, which is used as a basis for the empirical part. The theoretical part then defines important terms associated with the selected indicators. In the practical part, based on theoretical framework, three models representing the above-mentioned indicators are constructed, as well as a simultaneous model, which is used to evaluate future development. First of all, an ex post forecast is made to check the prognostic properties of the model. After that, an ex ante forecast is created, which indicate that a slight decline in GDP could be expected in 2021, however, after bridging this period, it should increase again. Furthermore, the general unemployment rate in the following years should show a declining trend after the initial increase. At the same time the inflation rate should remain in the lower half of the tolerance band of the Czech National Bank's inflation target in 2020, but it should increase again in the following years.

Keywords: the Czech Republic, econometric model, macroeconomics, GDP, inflation, unemployment

Obsah

1 Úvod	14
2 Cíl práce	16
3 Metodika	17
3.1 Podstata ekonometrie	18
3.2 Konstrukce ekonometrického modelu	18
3.2.1 Ekonomický model	19
3.2.2 Ekonometrický model	19
3.2.3 Sběr, zpracování a analýza vstupních dat	24
3.2.4 Odhad strukturálních parametrů	25
3.2.5 Verifikace odhadnutého modelu	27
3.2.6 Aplikace ekonometrického modelu	36
4 Teoretická východiska	40
4.1 Makroekonomie	40
4.2 Hrubý domácí produkt	41
4.2.1 Nominální a reálný produkt	42
4.2.2 Měření hrubého domácího produktu	44
4.2.3 Nedostatky měření	47
4.3 Nezaměstnanost	48
4.3.1 Měření nezaměstnanosti	49
4.3.2 Přírozená míra nezaměstnanosti	53
4.3.3 Typy nezaměstnanosti	54
4.3.4 Důsledky nezaměstnanosti	57
4.4 Inflace	58
4.4.1 Měření inflace	58
4.4.2 Typy inflace	63
4.4.3 Důsledky inflace	67
4.5 Magický čtyřúhelník	68
4.5.1 Okunův zákon	69
4.5.2 Phillipsova křivka	70
5 Vlastní práce	72
5.1 Model HDP	72
5.1.1 Teoretické předpoklady	73
5.1.2 Korelační matice	74
5.1.3 Odhad modelu	75
5.1.4 Ekonomická verifikace	76

5.1.5	Statistická verifikace	77
5.1.6	Ekonometrická verifikace	77
5.1.7	Elasticita	78
5.1.8	Shrnutí modelu HDP	80
5.2	Model nezaměstnanosti	80
5.2.1	Teoretické předpoklady	81
5.2.2	Korelační matice	82
5.2.3	Odhad modelu	83
5.2.4	Ekonomická verifikace	84
5.2.5	Statistická verifikace	85
5.2.6	Ekonometrická verifikace	85
5.2.7	Elasticita	86
5.2.8	Shrnutí modelu nezaměstnanosti	87
5.3	Model inflace	88
5.3.1	Teoretické předpoklady	89
5.3.2	Korelační matice	90
5.3.3	Odhad modelu	91
5.3.4	Ekonomická verifikace	91
5.3.5	Statistická verifikace	92
5.3.6	Ekonometrická verifikace	93
5.3.7	Elasticita	94
5.3.8	Shrnutí modelu inflace	95
5.4	Simultánní model	96
5.4.1	Identifikace modelu	97
5.4.2	Odhad modelu	97
5.4.3	Verifikace modelu	99
5.4.4	Redukce modelu	103
5.4.5	Elasticita	106
5.4.6	Prognózování	108
6	Závěr	118
7	Seznam použitých zdrojů	123
8	Přílohy	127

Seznam obrázků

Obrázek 1: Grafické znázornění homoskedasticity	32
Obrázek 2: Vyhodnocení Durbin-Watsonova testu	34
Obrázek 3: Normalita dat	35
Obrázek 4: Struktura obyvatelstva ČR	48
Obrázek 5: Odhad modelu HDP	75
Obrázek 6: Odhad modelu nezaměstnanosti	83
Obrázek 7: Odhad modelu inflace	91
Obrázek 8: Odhad 1. rovnice simultánního modelu	98
Obrázek 9: Odhad 2. rovnice simultánního modelu	98
Obrázek 10: Odhad 3. rovnice simultánního modelu	99

Seznam grafů

Graf 1: Vývoj HDP ve stálých cenách (1995-2019)	43
Graf 2: Struktura HDP z roku 2019 dle výdajové metody	45
Graf 3: Vývoj obecné míry nezaměstnanosti (1995-2019)	51
Graf 4: Vývoj míry inflace (1995-2019)	61
Graf 5: Inflace tažená poptávkou	66
Graf 6: Inflace tažená náklady	66
Graf 7: Optimální magický čtyřúhelník dle OECD	69
Graf 8: Původní Phillipsova křivka	70
Graf 9: Modifikovaná Phillipsova křivka	71
Graf 10: Prognóza ex post HDP (2017-2019)	109
Graf 11: Prognóza ex post obecné míry nezaměstnanosti (2017-2019)	110
Graf 12: Prognóza ex post míry inflace (2017-2019)	112
Graf 13: Prognóza ex ante HDP (2020-2022)	115
Graf 14: Prognóza ex ante obecné míry nezaměstnanosti (2020-2022)	116
Graf 15: Prognóza ex ante míry inflace (2020-2022)	117

Seznam tabulek

Tabulka 1: Struktura spotřebního koše v ČR (2020)	59
Tabulka 2: Deklarace proměnných modelu HDP	72
Tabulka 3: Korelační matice modelu HDP (1995-2019)	74
Tabulka 4: Upravená korelační matice modelu HDP (1996-2019)	74
Tabulka 5: Ekonomická verifikace modelu HDP	76
Tabulka 6: Statistická významnost parametrů modelu HDP	77
Tabulka 7: Vyhodnocení ekonometrické verifikace modelu HDP	78
Tabulka 8: Koeficienty pružnosti proměnných modelu HDP	79
Tabulka 9: Deklarace proměnných modelu nezaměstnanosti	81
Tabulka 10: Korelační matice modelu nezaměstnanosti (1995-2019)	82

Tabulka 11: Upravená korelační matice modelu nezaměstnanosti (1996-2019).....	83
Tabulka 12: Ekonomická verifikace modelu nezaměstnanosti.....	84
Tabulka 13: Statistická významnost parametrů modelu nezaměstnanosti	85
Tabulka 14: Vyhodnocení ekonometrické verifikace modelu nezaměstnanosti.....	86
Tabulka 15: Koeficienty pružnosti proměnných modelu nezaměstnanosti.....	86
Tabulka 16: Deklarace proměnných modelu inflace.....	89
Tabulka 17: Korelační matice modelu inflace (1995-2019).....	90
Tabulka 18: Ekonomická verifikace modelu inflace.....	91
Tabulka 19: Statistická významnost parametrů modelu inflace	92
Tabulka 20: Vyhodnocení ekonometrické verifikace modelu inflace.....	93
Tabulka 21: Koeficienty pružnosti proměnných modelu inflace.....	94
Tabulka 22: Deklarace proměnných simultánního modelu	96
Tabulka 23: Vyhodnocení ekonometrické verifikace 1. rovnice	100
Tabulka 24: Vyhodnocení ekonometrické verifikace 2. rovnice	101
Tabulka 25: Vyhodnocení ekonometrické verifikace 3. rovnice	102
Tabulka 26: Ekonomická verifikace 1. rovnice	104
Tabulka 27: Ekonomická verifikace 2. rovnice	105
Tabulka 28: Ekonomická verifikace 3. rovnice	105
Tabulka 29: Koeficienty pružnosti proměnných 1. rovnice.....	106
Tabulka 30: Koeficienty pružnosti proměnných 2. rovnice.....	107
Tabulka 31: Koeficienty pružnosti proměnných 3. rovnice.....	107
Tabulka 32: Prognóza ex post HDP (2017-2019).....	108
Tabulka 33: Prognóza ex post obecné míry nezaměstnanosti (2017-2019)	110
Tabulka 34: Prognóza ex post míry inflace (2017-2019)	111
Tabulka 35: Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných (2020-2022)	113
Tabulka 36: Upravená tabulka budoucích hodnot predeterminovaných proměnných.....	113
Tabulka 37: Bodová prognóza ex ante daných ukazatelů (2020-2022)	114
Tabulka 38: Intervalová prognóza ex ante HDP (2020-2022).....	114
Tabulka 39: Intervalová prognóza ex ante obecné míry nezaměstnanosti (2020-2022) ..	115
Tabulka 40: Intervalová prognóza ex ante míry inflace (2020-2022).....	115

Seznam použitých zkratek

AIC	Akaikovo informační kritérium (Akaike Information Criterion)
BMNČ	Běžná metoda nejmenších čtverců
CPI	Index spotřebitelských cen (Customer Price Index)
ČNB	Česká národní banka
ČSÚ	Český statistický úřad
DMNČ	Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
HDI	Index lidského rozvoje (Human Development Index)
HPI	Index lidské chudoby (Human Poverty Index)
ILO	Mezinárodní organizace práce (International Labour Organization)
MAPE	Střední absolutní procentuální chyba (Mean Absolute Percentage Error)
MPR	Metoda minimalizace poměru rozptylu
MPSV	Ministerstvo práce a sociálních věcí
NEW	Čisté ekonomické bohatství (Net Economic Welfare)
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
PPI	Index cen výrobců (Production Price Index)
RMSE	Střední kvadratická chyba (Root Mean Square Error)
TMNČ	Třístupňová metoda nejmenších čtverců
VŠPS	Výběrové šetření pracovních sil

1 Úvod

Ekonomie jako jedna ze společenských věd bývá často nesprávně zaměňována s pojmem ekonomika. Zatímco ekonomikou lze rozumět určitou sféru reálného hospodářského prostředí, ekonomie přichází s nejrůznějšími teoriemi, které toto prostředí vysvětlují. Je však nutné poznamenat, že se v rámci této vědní disciplíny vyskytuje celá řada názorových proudů, které mají poněkud odlišný pohled na věc, čímž umožňují interpretovat stejná fakta několika různými způsoby.

Nicméně v obecné rovině lze na ekonomii nahlížet z pohledu mikroekonomie či makroekonomie. Mikroekonomie zkoumá a vysvětluje chování jednotlivých ekonomických subjektů, z nichž se ekonomika skládá, kdežto makroekonomie umožňuje poznávat ekonomiku dané země jako celek. Nezabývá se tedy tím, co určuje výrobu jedné firmy nebo jednoho odvětví, ani tím, jak rozdělují domácnosti své důchody na úspory a spotřebu, ale spíše tím, jaké faktory určují národní produkt země, jaká je celková výroba v dané zemi, úroveň nezaměstnanosti či deficit státního rozpočtu. Je však zřejmé, že za každou makroekonomickou veličinou se skrývá velké množství mikroekonomických dějů.

Pro celkové hodnocení hospodářské výkonnosti daného státu se využívá nespočet makroekonomických ukazatelů, zejména však hrubý domácí produkt neboli HDP, který hraje klíčovou roli v systému národních účtů a při vzájemném porovnání světových ekonomik. Mezi další významné ukazatele lze zařadit také obecnou míru nezaměstnanosti či míru inflace. Společně se saldem platební bilance tvoří tzv. magický čtyřúhelník, který vypovídá o míře úspěšnosti stabilizační politiky státu a současně zobrazuje i vzájemné působení uvedených ukazatelů. Tento nástroj je konstruován podle zásady, která tvrdí, že rostoucí vzdálenost od průsečíku os představuje zlepšující se hospodářské statistiky, nicméně dlouhodobá zkušenost ukazuje, že nelze dosahovat všech čtyř makroekonomických cílů najednou.

Právě toto vzájemné působení jednotlivých ukazatelů je možné zkoumat rovněž pomocí nástrojů ekonometrického modelování. Ekonometrie jako věda totiž propojuje poznatky z ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době stále více i informatiky, přičemž jejím primárním cílem je pomocí adekvátních metod kvantifikovat vztahy mezi reálnými veličinami na základě disponibilních empiricky zjištěných dat a také vytvářet prognózy budoucího vývoje ukazatelů zahrnutých do příslušného modelu.

Kvantitativní vyjádření závislostí zároveň umožňuje lépe pochopit fungování ekonomických teorií a přesněji ovlivňovat skutečné dění, v čemž spočívá hlavní přínos těchto informací.

Je důležité zmínit, že v České republice tvoří výsledky ekonometrického modelování také součást klíčových podkladů, které využívá Česká národní banka při vytváření žádoucích podmínek pro udržitelný hospodářský růst. Toto téma je rovněž viditelně propojeno se studovaným ekonomickým oborem, v důsledku čehož je možné využít a prohloubit dosud získané vědomosti z uplynulého studia na Provozně ekonomické fakultě České zemědělské univerzity v Praze.

2 Cíl práce

Hlavním cílem této diplomové práce je nejprve stanovit hlavní determinanty, které mají významný vliv na vybrané makroekonomické ukazatele České republiky a následně odhadnout budoucí vývoj těchto ukazatelů pomocí nástrojů ekonometrického modelování.

K naplnění hlavního cíle práce je nezbytné naplnit i cíle dílčí, kterými jsou:

- definování makroekonomických ukazatelů,
- konstrukce ekonometrického modelu,
- interpretace výstupů,
- aplikace vytvořeného modelu.

Důležitým cílem praktické části, která se zabývá samotným ekonometrickým modelováním daných makroekonomických veličin, je mimo jiné i ověření následujících hypotéz:

H₁: Změny HDP jsou nejvíce ovlivňovány změnami čistého disponibilního důchodu domácností.

H₂: Největší vliv na proměnnou obecné míry nezaměstnanosti mají výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti.

H₃: Změny míry inflace jsou nejvíce ovlivňovány změnami směnného kurzu EUR/CZK.

Pro vyhodnocení budoucího vývoje ukazatelů je zvolen simultánní model respektující vzájemné vazby mezi všemi endogenními proměnnými. Nejprve je však provedena prognóza ex post, která slouží k ověření prognostických vlastností modelu a jeho vhodnosti pro prognózování do budoucnosti.

3 Metodika

Úvodní část diplomové práce se věnuje metodice ekonometrického modelování, která je následně využita jako podklad pro praktickou část práce. Literární rešerše je zpracována převážně pomocí deskriptivní metody na základě studia českých i zahraničních odborných publikací či internetových zdrojů souvisejících s danou problematikou a vymezuje základní pojmy spojené s makroekonomickými ukazateli hrubého domácího produktu, nezaměstnanosti a inflace. Tato rešerše je tvořena výhradně za účelem předložení nashromážděných informací a charakteristiky zkoumaných makroekonomických jevů. Jejich dosavadní průběh je rovněž proložen zvolenými trendovými funkcemi.

Na základě nastudované teorie jsou dále sestaveny modely vystihující relevantní proměnné mající významný vliv na dané makroekonomické ukazatele. Každý model je tvořen určitým počtem proměnných a zároveň reprezentován ekonomickou a ekonometrickou podobou. Datová základna je sestavena ve formě adekvátních časových řad s roční frekvencí a slouží jako podklad pro odhad modelu pomocí metody nejmenších čtverců. Model je rovněž podroben ekonomické, statistické a ekonometrické verifikaci.

V rámci ekonomické verifikace je ověřováno, zda se odhadnuté parametry shodují s výchozí ekonomickou teorií. Porovnává se především směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Prostřednictvím statistické verifikace je následně t-testem zjišťována statistická významnost odhadnutých parametrů a významnost modelu jako celku pomocí F-testu. Na závěr statistické verifikace je zkoumán adjustovaný koeficient determinace pro vyhodnocení shody modelu s daty. Součástí ekonometrické verifikace je testování homoskedasticity, autokorelace a normálního rozdělení náhodné složky prostřednictvím SW Gretl.

Po splnění všech dosud uvedených předpokladů jsou vypočteny koeficienty pružnosti vyjadřující vliv vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou při odlišných jednotkách. U simultánního modelu je dále provedena bodová i intervalová prognóza budoucího vývoje zvolených makroekonomických ukazatelů na pozitivní prognostický horizont 3 období. Pro ověření přijatelnosti daného modelu pro prognózu ex ante je však nejprve sestavena prognóza ex post na negativní prognostický horizont shodného počtu období.

3.1 Podstata ekonometrie

Ekonometrie je dle Hančlové (2012, str. 12) definována jako vědní disciplína, „jejímž cílem je pomocí nástrojů kvantitativní a kvalitativní analýzy ověřovat závěry ekonomických teorií s využitím matematických nástrojů a statistické dedukce.“ Tvoří tedy most mezi ekonomickou teorií a reálně fungujícím ekonomickým systémem. Jednotlivé ekonomické úvahy totiž získávají určitý empirický obsah právě prostřednictvím uvedené vědy (Studenmund, 2014, str. 2).

Dle Fábryho (2011, str. 16) je základním cílem této vědní disciplíny odhadnout typ a intenzitu závislosti mezi ekonomickými veličinami, přičemž je neméně důležité určit, do jaké míry se lze na získané odhady spolehnout. Tuleja (2007, str. 12) rovněž považuje za podstatné určení tvaru závislosti mezi těmito ekonomickými veličinami.

Obecně zahrnuje ekonometrie formulaci ekonomické teorie pomocí modelového přístupu, rozvoj této teorie spočívající v navrhování odhadových a testovacích metod vhodných pro ekonometrické modely a také aplikaci těchto modelů v jednotlivých oblastech ekonomické teorie a praxe (Hušek, 2007, str. 9). Konkrétně je pak z pohledu Greena (2002, str. 5) tato věda využívána pro odhad důležitých ekonomických veličin a jejich analýzu či testování hypotéz o jejich ekonomickém chování. Autor Wooldridge (2002, str. 1) navíc dodává, že „*the most common application of econometrics is the forecasting of such important macroeconomic variables as interest rates, inflation rates, and gross domestic product.*“

3.2 Konstrukce ekonometrického modelu

Fáze konstrukce ekonometrického modelu se liší dle vybraného autora, jelikož každý klade odlišný důraz na jejich obsah. Na základě publikací od autorů Cipry (2013, str. 24) či Maddaly (1992, str. 5) lze tento metodologický postup rozčlenit do následujících fází:

1. Ekonomická teorie – studium dokumentů,
2. Tvorba ekonomického modelu,
3. Tvorba ekonometrického modelu,
4. Sběr, zpracování a analýza vstupních dat,
5. Odhad parametrů,
6. Ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace,

7. Aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí.

Je však nutné zdůraznit, že počáteční fáze konstrukce ekonometrického modelu jsou často doprovázeny metodou „pokus-omyl“, a to převážně u výběru potenciálně vhodných vysvětlujících proměnných. Finální podoba modelu je totiž často naprosto odlišná od původní představy (Cipra, 2013, str. 24).

3.2.1 Ekonomický model

Výchozí etapou tvorby ekonometrického modelu je určení modelu ekonomického, který vychází z dané ekonomické teorie. Tento proces zahrnuje nejprve stanovení předmětu zkoumání, klasifikaci ekonomických veličin, vymezení a verbální popis vazeb a vztahů mezi veličinami ve zkoumaném systému a následnou formulaci základní hypotézy či tvrzení o chování ekonomických veličin nebo společenských jevů. V závislosti na různých předpokladech jednotlivých ekonomických teorií lze však dospět k více než jedné základní hypotéze, přičemž nelze předem stanovit, která z nich je ta správná (Hančlová, 2012, str. 19; Hušek, 2007, str. 11).

Jsou-li tyto teoretické poznatky popsány verbálně, je model převeden do matematické podoby jedné či více rovnic. Při matematické specifikaci a transformaci modelu však dochází k určitému stupni zjednodušení, poněvadž ekonomický model je zpravidla složitější než matematický aparát (Hušek, 2007, str. 11).

Obecný ekonomický model má tvar například:

$$y = fce(x_1; x_2; x_3 \dots x_n), \quad (3.1)$$

což lze interpretovat jako model závislosti endogenní proměnné y na příslušných veličinách x_1, x_2 atd. Takto matematicky formulované závislosti nejen ekonomických veličin umožňují v další fázi kvantifikovat intenzitu a směr vzájemného působení do modelu zahrnutých proměnných na základě disponibilních empiricky zjištěných statistických dat (Fiala, 2008, str. 100).

3.2.2 Ekonometrický model

Ekonomický model se stává ekonometrickým určením funkční formy, volbou adekvátních operátorů a doplněním náhodné proměnné u do modelu (Maddala, 1992, str. 4).

Součástí takového modelu jsou také endogenní a exogenní proměnné. **Endogenní** (vysvětlované či závislé) **proměnné** stojí vždy na levé straně rovnice a jsou předmětem zkoumání modelu, respektive jsou modelem vysvětlovány. Počet těchto proměnných se tak musí rovnat počtu rovnic, jež tvoří daný model, a jejich hodnoty představují výsledek působení vysvětlujících a náhodných proměnných. **Exogenní** (vysvětlující či nezávislé) **proměnné** stojí naopak na pravé straně rovnice a slouží k vysvětlení endogenní proměnné. Hodnoty těchto proměnných nejsou získány modelem, nýbrž z vnějšího ekonomického prostředí a jejich počet je dán počtem ekonomických činností zahrnutých do daného modelu (Gujarati, 2004, str. 5; Tuleja, 2007, str. 11).

Kromě výše uvedených proměnných se v modelu mohou vyskytovat také zpožděné proměnné, které vyjadřují působení vybrané proměnné v některém z předešlých období. Soubor exogenních proměnných, zpožděných exogenních proměnných a zpožděných endogenních proměnných je souhrnně označován termínem **predeterminované proměnné** (Hušek, 2007, str. 13; Maddala, 1992, str. 357).

Mimo měřitelné proměnné obsahují rovnice ekonometrického modelu i **náhodnou proměnnou**, také nazývanou jako stochastická proměnná, reziduální složka či reziduum, jejíž hodnotu nelze získat měřením. Tato proměnná slouží pro zachování rovnosti rovnic a obsahuje vliv všech nezahrnutých proměnných do modelu a náhodné chyby, které vznikají například nepřesností při měření nebo zkreslením plynoucím z volby nevhodného typu funkce. Přidáním této náhodné složky je tak respektována stochastická povaha modelovaného vztahu (Maddala, 1992, str. 64; Studenmund, 2014, str. 9).

V ekonometrických modelech jsou dále rozlišovány i **strukturální a stochastické parametry**, přičemž odvození strukturálních parametrů je právě jedním z cílů ekonometrického modelování, jelikož vyjadřují směr a intenzitu působení predeterminovaných proměnných na proměnné endogenní, čímž vytvářejí kvantitativní obraz popisované ekonomické situace. Tyto parametry jsou rovněž analogické regresním koeficientům (Wooldridge, 2002, str. 5). Naopak stochastické parametry vyjadřují základní charakteristiky rozložení náhodných proměnných jako jsou střední hodnota či rozptyl. Model totiž popisuje realitu tím lépe, čím se hodnota rozptylu blíží nule (Gujarati, 2004, str. 109).

Dynamizace modelu

Vzhledem ke skutečnosti, že se vnější prostředí, které má být modelem popsáno, vyznačuje značnou dynamikou vztahů mezi proměnnými, je vhodné model dynamizovat neboli zahrnout do něj faktor času. Jedním ze způsobů, jak tohoto procesu dosáhnout, je zahrnutí zpožděných proměnných, a to nejen exogenních, ale i endogenních (Maddala, 1992, str. 357).

Dynamizace modelu lze docílit rovněž vyjádřením proměnných v postupných diferencích nebo relativně, zahrnutím dummy proměnné (viz kap. 3.2.3), popřípadě časového vektoru do daného modelu. Modely, které nejsou ovlivněny tímto faktorem bývají označovány jako statické či modely jednoho okamžiku (Hančlová, 2012, str. 24).

Typy ekonometrických modelů

Dle Fialy (2008, str. 10) má členění ekonometrických modelů na jednotlivé typy čistě metodický charakter, jelikož daný „*typ modelu je v zásadě určen praktickým cílem jeho konstrukce a dostupností napozorovaných dat.*“ Stejně jako při výběru podstatných relevantních proměnných nedává totiž ekonomická teorie přesný návod obvykle ani pokud jde o určení matematického tvaru zkoumaných závislostí.

Jednorovnicový model má charakter stochastického regresního modelu vyjadřující jednu vysvětlovanou proměnnou v závislosti na několika vysvětlujících měřitelných proměnných a na neměřitelné náhodné složce (Gujarati, 2004, str. 15).

Obecný lineární jednorovnicový model má následně tvar:

$$y_{it} = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \dots + \gamma_n x_{nt} + u_{it} \quad (3.2)$$

kde y_{it} endogenní proměnná,
 $x_{1\dots nt}$ predeterminovaná proměnná,
 $\gamma_{1\dots n}$ strukturální parametr predeterminované proměnné,
 u_{it} náhodná složka.

Víceroovnicové modely se dále dělí na modely s nezávislými rovnicemi, kdy každou rovnici lze zkoumat odděleně a nahlížet na ni jako na jednorovnicový model, a na modely simultánní, které jsou tvořeny soustavou vzájemně závislých rovnic. V jednotlivých

rovnících tak vystupují nezpožděné endogenní proměnné v simultánní roli, tj. současně ve funkci vysvětlované i vysvětlující proměnné (Hušek, 2007, str. 14).

Simultánní model

Soustavu simultánních rovnic lze zapsat ve dvou formách podle způsobu vyjádření závislostí vysvětlovaných proměnných na proměnných vysvětlujících. Modely ve **strukturální formě** vyjadřují závislost endogenních proměnných nejen na predeterminovaných, ale i na jiných vysvětlujících proměnných. Obecná maticová forma zápisu má podobu (Fiala, 2008, str. 143):

$$\mathbf{B} y_t + \mathbf{\Gamma} x_t = u_t \quad (3.3)$$

- kde y_t vektor endogenních proměnných,
 x_t vektor predeterminovaných proměnných,
 u_t vektor náhodných složek strukturálního tvaru,
 B matice strukturálních parametrů endogenních proměnných,
 Γ matice strukturálních parametrů predeterminovaných proměnných.

Ekonometrický model je primárně vyjádřen v uvedené strukturální formě, ale lze jej pro účely aplikace upravit i tak, aby každá endogenní proměnná byla v závislosti pouze na predeterminovaných proměnných. V takovém případě se jedná o model v **redukované formě** a jeho obecný maticový zápis je (Krkošková a kol., 2010, str. 227):

$$y_t = \mathbf{M} x_t + v_t \quad (3.4)$$

- kde v_t vektor náhodných složek redukovaného tvaru,
 M matice multiplikátoru vyjadřující přímé i zprostředkované vazby endogenních proměnných vycházející ze vztahu $\mathbf{M} = -\mathbf{B}^{-1} \mathbf{\Gamma}$

V rámci této diplomové práce jsou zkonstruovány tři jednoduché lineární regresní modely, jeden pro každou zkoumanou makroekonomickou veličinu, a také jeden model simultánní představující vzájemné působení těchto ukazatelů.

Identifikace modelu

Před samotným odhadem simultánního modelu je však nutné provést tzv. identifikaci, která slouží k zajištění řešitelnosti modelu, resp. jeho jednoznačnosti,

a zároveň ověření neexistence lineární závislosti. Ověřovací kritérium, které umožňuje relativně rychle a jednoduše zjistit identifikaci zkoumané rovnice, je vyjádřeno následujícím vztahem (Cipra, 2013, str. 211):

$$k_{**} \geq g_* - 1 \quad (3.5)$$

- kde k počet predeterminovaných proměnných v modelu,
 g počet endogenních proměnných v modelu,
 $*$ proměnná je zahrnuta v dané rovnici,
 $**$ proměnná není zahrnuta v dané rovnici, ale je zahrnuta v jiných rovnicích modelu.

Na základě uvedeného kritéria lze řešitelnosti modelu dosáhnout při rovnosti či ostré nerovnosti. Pokud dojde k porušení tohoto kritéria, je daná rovnice neidentifikovaná a odhad díky tomu není možný. Je nutné zmínit, že model se považuje za identifikovaný (řešitelný), jsou-li identifikované všechny jeho rovnice (Greene, 2002, str. 393-394).

Kritéria pro výběr modelu

S množstvím proměnných přidávaných do regresního modelu sice může dojít ke zvýšení přesnosti odhadu, ale zároveň roste také nebezpečí jeho nadhodnocení. Při výběru modelu se lze proto kromě kritérií jako je koeficient determinace, Durbin-Watsonova statistika či testování normálního rozdělení reziduální složky, opírat i o takzvané **informační kritéria** určená právě pro výběr modelu. Tato kritéria nacházejí uplatnění zejména při stanovení počtu a výběru vysvětlujících proměnných a mezi nejznámější se řadí Akaiikovo a Bayesovo informační kritérium (Gujarati, 2004, str. 536). Dle Hančlové (2012, str. 94) řeší „problém, který spočívá v tom, že korigovaný koeficient determinace při posouzení výběru vysvětlujících proměnných dostatečně nepenalizuje narůstající počet vysvětlujících proměnných.“

Kritérium AIC neboli Akaike Information Criterion je dáno vztahem:

$$AIC(k) = \ln(s_u^2(k)) + \frac{2k}{n} \quad (3.6)$$

Hodnota tohoto kritéria závisí na počtu regresorů k , na počtu pozorování n a na maximálně věrohodném odhadu rozptylu reziduální složky $s_u^2(k)$ v závislosti na k . S rostoucím k první člen klesá a druhý člen penalizuje větší počet vysvětlujících

proměnných. Optimální počet regresorů se následně určuje pomocí minimalizace daného kritéria (Cipra, 2013, str. 127).

3.2.3 Sběr, zpracování a analýza vstupních dat

Po formulaci ekonometrického modelu následuje fáze sběru a zpracování relevantních dat, jelikož právě kvantifikace modelu slouží k odhadu numerických hodnot jeho parametrů. Data používaná při kvantifikaci mají většinou kvantitativní povahu, ale existují i postupy umožňující použít při odhadu parametrů kvalitativní veličiny, které nejsou přímo měřitelné jako pohlaví, stupeň dosažené kvalifikace, náboženství, počasí, barvy a podobně (Hušek, 2007, str. 18). Tyto veličiny lze transformovat do podoby **umělých (dummy) proměnných**, které nabývají zpravidla hodnoty 1 („ano“) nebo 0 („ne“) podle toho, zda jev nastal či nikoliv. Stejně jako ostatní proměnné jsou opatřeny příslušným indexem značícím konkrétní pozorování a mohou být začleněny do modelů jako proměnné kvantitativní (Gujarati, 2004, str. 298).

Aby bylo možné naplnit cíle modelování, je nezbytné získat pouze adekvátní data. Vhodným příkladem spolehlivých informačních zdrojů jsou například databáze Eurostatu, Evropské centrální banky, České národní banky či údaje získané z Českého statistického úřadu (Hančlová, 2012, str. 16).

Ekonometrická analýza může následně vycházet z modelů zahrnujících:

- časové řady – poskytují informaci o numerických hodnotách proměnných v určitém časovém intervalu s určitou frekvencí záznamu (nejčastěji roky, čtvrtletí nebo měsíce),
- průřezová data – představují pozorování týkající se subjektů ve stejném období, tj. k určitému okamžiku,
- panelová data – jedná se o kombinaci časových a průřezových dat, které vznikají opakovaním výběrového šetření u stejného souboru respondentů v různých obdobích (Cipra, 2013, str. 27; Hušek, 2007, str. 18).

Pro účely této diplomové práce je sestavena datová základna převážně pomocí údajů z Českého statistického úřadu a veřejné databáze ARAD, která je součástí informačního servisu ČNB, a zahrnuje časové období v rozmezí let 1995 až 2019.

Stacionarita časových řad

Dle Huška (2007, str. 121) se o dynamických modelech ekonomických časových řad předpokládá, „že jsou konstruovány z pozorování ekonomických veličin, která vyhovují požadavku stacionárnosti.“

Obecně se pod pojmem stacionární časová řada rozumí taková řada, jejíž základní vlastnosti jako rozptyl či průměr jsou v čase neměnné čili konstantní (Studenmund, 2014, str. 402). Pokud tyto vlastnosti splněny nejsou, což je bohužel častý případ zejména u hodnotových ukazatelů jako jsou například HDP, investice, export či import, je třeba transformovat řadu původních pozorování, a to buď zahrnutím proměnné času do regresního modelu jako jedné z vysvětlujících proměnných nebo nahrazením původních dat prvními nebo vyššími diferencemi. Právě makroekonomické údaje totiž vykazují zřetelný trend, který je potřeba eliminovat (Cipra, 2013, str. 328; Hušek, 2007, str. 121).

3.2.4 Odhad strukturálních parametrů

Vlastní odhad parametrů spočívá ve výběru a aplikaci adekvátní odhadové metody. Při její volbě je potřeba přihlížet k charakteru ekonometrického modelu, k optimálním vlastnostem poskytovaných odhadů či účelu, pro který je odhadnutý model určen. Tyto metody lze rozdělit do dvou základních skupin (Hančlová, 2012, str. 17):

- metody s omezenou informací – odhad jednotlivých parametrů je prováděn u každé rovnice zvlášť, např. metoda minimalizace poměru rozptylu (MPR), běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ) nebo dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ),
- metody s úplnou informací – umožňují odhad celé soustavy rovnic najednou, např. třístupňová metoda nejmenších čtverců (TMNČ).

Nejčastěji se k odhadu strukturálních parametrů pro svou jednoduchost využívá metoda nejmenších čtverců. „Při adekvátním použití odhadové metody nejmenších čtverců lze očekávat, že odhadnuté regresní parametry splňují vlastnosti nestrannosti, eficiency, konzistentnosti a takové odhady označujeme jako BLUE“ (Hančlová, 2012, str. 76). Tato zkratka představuje anglický překlad uvedených vlastností Best Linear Unbiased Estimator. Odhad se tedy nazývá **nestranný**, je-li jeho střední hodnota rovna hodnotě odhadovaného parametru, tj. nedochází u nich k systematickému nadhodnocení či podhodnocení.

Konzistentní odhad nastává, jestliže při rostoucím rozsahu výběru T konverguje v pravděpodobnosti ke skutečné hodnotě odhadovaného parametru. A **nejlepší** neboli eficientní odhad je takový, který nemá větší rozptyl než jiný odhad téhož parametru (Gujarati, 2004, str. 79).

Běžná metoda nejmenších čtverců

Hlavní podstatou metody BMNČ u jednoduchých lineárních modelů je nalezení vektoru regresních koeficientů predeterminovaných proměnných, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot, což lze zapsat jako (Studenmund, 2014, str. 37):

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (3.7)$$

kde y_t skutečné hodnoty endogenní proměnné,
 \hat{y}_t teoretické hodnoty endogenní proměnné.

Pro praktické účely lze toto kritérium vyjádřit i v maticové podobě pomocí následujícího vztahu (Verbeek, 2004, str. 13):

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (3.8)$$

kde γ vektor odhadovaných parametrů,
 X matice napozorovaných hodnot vysvětlujících proměnných,
 y vektor napozorovaných hodnot vysvětlované proměnné.

Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

V případě simultánních modelů bývá aplikována dvoustupňová metoda nejmenších čtverců, která je vhodná pro přesně identifikované i přeidentifikované rovnice. Tato metoda je založena na opakované aplikaci BMNČ, tj. na dvou stupních, „*a sice nejprve k odhadu vyrovnaných hodnot vysvětlujících endogenních proměnných rovnice na základě neomezeného redukovaného tvaru, odpovídajícího všem vysvětlujícím endogenním proměnným v odhadované strukturní rovnici a podruhé již k vlastnímu odhadu strukturních parametrů této rovnice*“ (Hušek, 2007, str. 219).

Základní myšlenkou DMNČ je v **1. stupni** vyčíslení matice teoretických hodnot \hat{Y}_2 ze vztahu (Fiala, 2008, str. 148):

$$\hat{Y}_2 = X(X^T X)^{-1} X^T Y_2 \quad (3.9)$$

- kde Y_2 matice napozorovaných hodnot vysvětlované proměnné,
 $X = [X^*, X^{**}]$, matice hodnot vzniklá prostým sloučením všech predeterminovaných proměnných,
 X^* matice hodnot predeterminovaných proměnných zahrnutých v odhadované rovnici,
 X^{**} matice hodnot predeterminovaných proměnných v odhadované rovnici nezahrnutých, ale obsažených v ostatních rovnicích modelu.

Ve **2. stupni** této metody dochází následně k vyčíslení vektoru strukturálních parametrů odhadované rovnice. Nicméně, v rámci této diplomové práce je odhad jednotlivých strukturálních parametrů prováděn za pomoci SW Gretl.

3.2.5 Verifikace odhadnutého modelu

Po odhadnutí strukturálních parametrů ekonometrického modelu je nutné nejprve ověřit a vyhodnotit, zda jsou všechny odhady v souladu s výchozími hypotézami. Součástí tohoto kroku je ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace.

Ekonomická verifikace

V rámci ekonomické verifikace se porovnává především směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou, což představuje v podstatě kontrolu správnosti znamének a velikosti numerických hodnot odhadnutých parametrů. Nesouhlasí-li znaménka parametrů a jejich velikost s ekonomickými předpoklady, model nelze považovat za ověřený a je nutné jej zcela nebo alespoň z části specifikovat vhodnějším způsobem (Hančlová, 2012, str. 18).

Hušek (2007, str. 20) také dodává, že „častou příčinou odmítnutí získaných odhadů jsou neadekvátní empirická data použitá k odhadu modelu, ale důvodem může být i nesplnění některých předpokladů, nutných pro použité konkrétní ekonometrické metody odhadu.“

Statistická verifikace

Přesnost, s jakou model vysvětluje změny endogenních proměnných a reálnost celého ekonometrického modelu, posuzuje statistická verifikace. Je založena na statistických testech, které určují statistickou významnost odhadnutých parametrů na stanovené hladině

významnosti prostřednictvím t-testu, popřípadě celého modelu pomocí F-testu. Zároveň bývá hodnocena i shoda modelu s daty (Hančlová, 2012, str. 17).

Shoda modelu s daty

Shoda odhadnutého modelu s daty se ověřuje u lineární funkce pomocí koeficientu vícenásobné determinace R^2 , který udává, z kolika procent jsou změny závisle proměnné vysvětleny změnami všech nezávisle proměnných současně. Tento koeficient je dán vztahem, kde v čitateli stojí reziduální rozptyl endogenní proměnné a ve jmenovateli celkový rozptyl hodnot této proměnné (Gujarati, 2004, str. 212):

$$R^2 = 1 - \frac{S^2u}{S^2y} \quad (3.10)$$

Hodnota tohoto koeficientu se pohybuje v intervalu od 0 do 1. Pokud se R^2 rovná 1, všechna výběrová pozorování leží přímo na regresní přímce. Naopak $R^2 = 0$ znamená, že ani jedno pozorování neleží na odhadnuté regresní přímce a veškeré informace zůstávají nevysvětleny v reziduální části (Hančlová, 2012, str. 41).

Jelikož hodnota R^2 zpravidla roste přidáním dalších vysvětlujících proměnných do modelu, je častěji využíván korigovaný koeficient vícenásobné determinace $\overline{R^2}$, který bývá nižší a s růstem počtu stupňů volnosti $n - p$ se odchylka těchto dvou koeficientů snižuje. Tento korigovaný koeficient je vyjádřen jako (Krkošková a kol., 2010, str. 69):

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - p} \quad (3.11)$$

kde p počet odhadovaných parametrů v dané rovnici,

n počet pozorování.

Testování statistické významnosti

Základní principy tohoto testování vychází ze statistické teorie testování hypotéz a lze je shrnout do tří základních fází (Hančlová, 2012, str. 41):

- formulace nulové a alternativní hypotézy,
- výpočet testovací statistiky,
- rozhodovací pravidlo o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy pro stanovenou hladinu významnosti.

a) významnost parametrů

Statistická významnost jednotlivých parametrů se zjišťuje pomocí t-testu, kde je využíváno standardní chyby odhadnutých parametrů S_{bi} . Základním krokem tohoto postupu je sestavení matice $(X^T X)^{-1}$ a výpočet korigovaného reziduálního rozptylu, označovaného jako $\overline{S_u^2}$, pomocí následujícího vzorce:

$$\overline{S_u^2} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n - p} \quad (3.12)$$

Prvky umístěné na hlavní diagonále výsledné matice vzniklé vynásobením korigovaného reziduálního rozptylu a matice $(X^T X)^{-1}$ představují rozptyly jednotlivých parametrů S_{ii} . Standardní chyby jednotlivých parametrů jsou vyčísleny jako odmocniny těchto rozptylů. V závěrečné části tohoto postupu je vypočtena hodnota testovacího kritéria jako podíl těchto dvou hodnot (Hušek, 2007, str. 37):

$$t - \text{hodnota} = \frac{\text{hodnota parametru}}{\text{chyba odhadu}} = \frac{|\gamma_{it}|}{S_{bi}} \quad (3.13)$$

Získaná t-hodnota je následně porovnána s tabulkovou hodnotou t-testu na zvolené hladině významnosti (nejčastěji $\alpha = 0,05$ či $\alpha = 0,01$) s přihlédnutím k příslušnému počtu stupňů volnosti (Fiala, 2008, str. 107).

Je-li t-hodnota vyšší než tabulková hodnota, zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametru, tzn. vysvětlující proměnná je z hlediska svého vlivu statisticky významná. Na druhé straně, je-li t-hodnota nižší než hodnota tabulková, není sledovaný parametr statisticky významně odlišný od nuly (Studenmund, 2014, str. 140).

Je namístě podotknout, že zamítnutí nulové hypotézy ještě neznamená, že bodové odhady parametrů jsou přesnými odhady jejich skutečných hodnot. Stupeň shody mezi těmito hodnotami vyjadřuje tzv. interval spolehlivosti:

$$\gamma_{ii \text{ interval}} = \gamma_{ii} \pm t_{\alpha} S_{bi} \quad (3.14)$$

Ten vymezuje hranice, uvnitř kterých se skutečná hodnota parametru bude při opakovaných výběrech nacházet s požadovanou pravděpodobností. Obsahuje-li tento interval nulu, odhadnutý koeficient se významně neliší od nuly, což znamená, že parametr je statisticky nevýznamný (Hušek, 2007, str. 38-39).

b) významnost modelu

Statistická významnost modelu jako celku se ověřuje pomocí F-testu, který využívá koeficient vícenásobné determinace R^2 :

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \times \frac{n - p}{p - 1} \quad (3.15)$$

Stejně jako u výše popsaného t-testu je třeba porovnat získanou testovací statistiku s tabulkovou hodnotou a na základě toho buď přijmout či zamítnout nulovou hypotézu. Pokud je tedy tento poměr větší než tabulková hodnota, potom se na zvolené hladině významnosti zamítá nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti modelu (Krkošková a kol., 2010, str. 77; Cipra, 2013, str. 56).

Ekonometrická verifikace

Aby získané parametry měly požadované vlastnosti, tj. jsou nejlepší, nestranné a konzistentní, je nutné v rámci ekonometrické verifikace ověřit splnění jistých předpokladů nezbytných k úspěšné aplikaci konkrétních ekonometrických metod, testů a technik. Dle Huška (2007, str. 21) mezi podstatné předpoklady patří:

- a) specifikační předpoklady,
 - a. neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné,
 - b. vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných,
 - c. volba správné funkční formy modelu,
 - d. stabilní odhadnuté parametry, časová invariantnost
 - e. respektování simultánnosti vztahů mezi proměnnými,
- b) nulový průměr náhodné složky u_t ,
- c) homoskedasticita,
- d) nepřítomnost autokorelace reziduí,
- e) nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech,
- f) neexistence perfektní multikolinearity,
- g) normální rozdělení náhodné složky.

K praktickému využití jsou vhodné pouze takové výsledky, které vyhovují všem zmíněným kritériím současně. V případě zjištěných nedostatků je potřeba vrátit se

k předcházejícím etapám a provést nutné korekce, resp. přehodnocení použitých postupů při odhadování parametrů (Hančlová, 2012, str. 18).

Multikolinearita

Podstata multikolinearity spočívá ve zkoumání intenzity závislosti mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými v daném výběrovém souboru. Určitá míra závislosti je sice v modelu vždy přítomna, avšak výskyt vysoké multikolinearity je nežádoucí, jelikož znemožňuje separaci vlivů jednotlivých vysvětlujících na vysvětlovanou proměnnou a taktéž snižuje přesnost odhadnutých regresních koeficientů (Dougherty, 2011, str. 166).

Pro posouzení multikolinearity lze využít korelační matici, která obsahuje párové korelační koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných. Dosáhne-li některá z výsledných hodnot 0,8 a více, vyskytuje se v modelu **vysoká multikolinearita**, která způsobuje velkou citlivost parametrů na malé změny v datech či specifikační chyby v modelu. Pokud je párový korelační koeficient roven 1, značí to přítomnost tzv. **perfektní multikolinearity**. V takovém případě obsahuje korelační matice determinant blízky nule, který brání jejímu invertování, a tudíž nelze provést ani odhad parametrů metodou nejmenších čtverců (Hančlová, 2012, str. 174; Wooldridge, 2002, str. 95).

Multikolinearita je bohužel velmi častým jevem v regresním modelu způsobená převážně stejnou trendovou tendencí zejména makroekonomických časových řad, nízkou variabilitou vysvětlujících proměnných nebo nevhodným zavedením zpožděných vysvětlujících proměnných, případně dummy proměnných (Hušek, 2007, str. 95-96).

Tato nežádoucí lineární závislost může být snížena například vhodnou transformací podkladových údajů, ignorováním či nahrazením proměnné způsobující multikolinearitu a v krajním případě i vyřazením dané proměnné z modelu. Je však nutné zdůraznit, že korelovanost mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou se rozhodně za multikolinearitu nepovažuje (Cipra, 2013, str. 117).

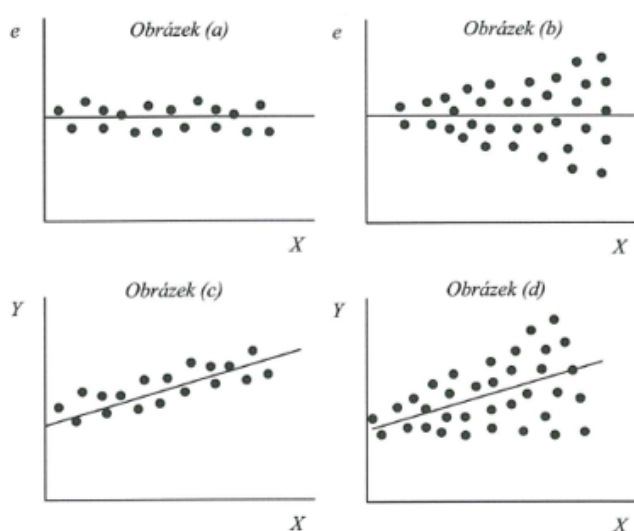
Homoskedasticita

Homoskedasticita je jedním z předpokladů klasického regresního modelu pro odhadování pomocí běžné metody nejmenších čtverců a představuje konstantní a konečný rozptyl náhodné složky v čase. Opakem homoskedasticity je heteroskedasticita, jejíž přítomnost je v modelu nežádoucí, a proto je potřeba ji testovat. Nejčastěji se s tímto jevem lze setkat u modelů odhadnutých z průřezových dat, jelikož dochází k velkým změnám

v hodnotách vysvětlujících proměnných, méně pak při odhadu modelu získaném z údajů časových řad (Wooldridge, 2002, str. 52).

Na následujícím Obrázku 1 je vyobrazen rozdíl mezi zkoumanými jevy. V případě (a) a (c) je možné vypořádat homoskedasticitu, jelikož jsou rezidua rovnoměrně rozptýlena kolem svého průměru, resp. podél regresní přímky. Oproti tomu obrázky (b) a (d) jsou znázorněním heteroskedasticity neboli lineární závislosti reziduí na vysvětlující proměnné X .

Obrázek 1: Grafické znázornění homoskedasticity



Zdroj: Krkošková a kol., 2010, str. 146

Mezi hlavní příčiny vzniku heteroskedasticity patří chybná specifikace modelu spočívající ve vynechání některé podstatné vysvětlující proměnné, dále odlehlá pozorování (outliers), nevhodná transformace dat nebo neadekvátní nahrazení chybějících hodnot či agregace údajů (Dougherty, 2011, str. 283).

Pro ověření tohoto jevu je nejčastěji využívána grafická analýza doprovázená adekvátním statistickým testem. Jako příklad lze uvést Breusch-Paganův test, Whiteův zobecněný test, Pesaran-Taylorův test a další. Daný test je zvolen dle charakteristického vývoje funkční závislosti měnícího se rozptylu reziduí (Hančlová, 2012, str. 163).

Whiteovým zobecněným testem lze kromě výskytu heteroskedasticity zjišťovat i chyby specifikace modelu, avšak při malém počtu pozorování nemá příliš velkou vypovídací schopnost. Vztahuje se k vícenásobnému koeficientu determinace a využívá rozhodovacího pravidla (Gujarati, 2004, str. 413-414):

$$n \times R^2 \sim \chi_{df}^2 \quad (3.16)$$

kde df počet vysvětlujících proměnných v modelu po odhadu MNČ.

Nulová hypotéza opět udává, že model splňuje předpoklad homoskedasticity. Jestliže tedy $n \times R^2 > \chi_{df}^2$, potom se testovací statistika nachází v kritickém oboru a zamítá se H_0 o homoskedasticitě na hladině významnosti α (Hančlová, 2012, str. 166).

V případě porušení předpokladu homoskedasticity lze najít řešení v úpravě chybné specifikace, ve volbě vhodnější odhadové metody (např. váženou metodou nejmenších čtverců) či adekvátnější transformací dat (Cipra, 2013, str. 89). Pokud totiž mění se rozptyl náhodné složky přetrvává, odhady regresních i stochastických parametrů získané metodou BMNČ ztrácejí některé optimální vlastnosti. Jsou sice stále nestranné a konzistentní, ale již ztrácejí svou vydatnost, tj. nemají nejmenší rozptyl (Hušek, 2007, str. 74).

Autokorelace reziduí

Model vykazuje autokorelovanost reziduí v případě, že dochází k opakované závislosti náhodné složky na svých vlastních zpožděných či budoucích hodnotách v rámci jedné časové řady (Verbeek, 2004, str. 97). Hlavní příčinou bývá kvantifikace regresního modelu pomocí dat ve tvaru časových řad, dále setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin, chybná specifikace modelu, nepřesnosti v napozorovaných hodnotách či nesprávně nastavená zpoždění. Při jejím výskytu dochází k obdobným důsledkům jako u heteroskedasticity, a to k nepřesnosti testování statistických hypotéz a zároveň ke ztrátě vypovídací schopnosti odhadnutých regresních parametrů (Hušek, 2007, str. 84).

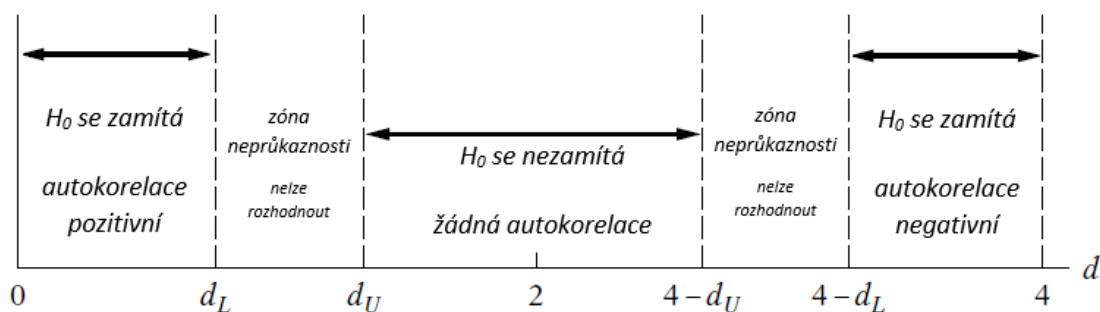
Tuto závislost lze zjišťovat pomocí několika testů. Pro detekování autokorelace 1. řádu, tj. závislosti na bezprostředně předcházející reziduální složce, se nejčastěji využívá Durbin-Watsonův test, pro testování autokorelace vyšších řádů pak lze využít Breusch-Godfreyho či Godfreyho test (Hušek, 2007, str. 87, 93).

Výpočet testovací statistiky Durbin-Watsonova testu chovající se podle d-rozdělení lze zachytit vzorcem (Gujarati, 2004, str. 467):

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \quad (3.17)$$

Rozsah přípustných hodnot DW statistiky se pohybuje v rozmezí $< 0; 4 >$, přičemž obě krajní hodnoty signalizují maximální možnou korelovanost dvou následujících reziduálních hodnot. Nulová hypotéza je opět formulována žádoucím způsobem pro model a říká, že autokorelace reziduí není významná (Gujarati, 2004, str. 469).

Obrázek 2: Vyhodnocení Durbin-Watsonova testu



Zdroj: vlastní zpracování dle Gujarati, 2004, str. 469

Pokud se testovací statistika nenachází v kritické oblasti znázorněné na Obrázku 2, dochází k potvrzení této hypotézy a model tak splňuje daný předpoklad nekorelovaných náhodných složek. Při nepříznivém výsledku testu je třeba postupovat analogicky jako v případě výskytu heteroskedasticity (Krkošková a kol., 2010, str. 123).

Normální rozdělení náhodné složky

Součástí ekonometrické verifikace je i ověření normálního rozdělení náhodné složky. Tento předpoklad se využívá zejména při specifikaci pravděpodobnostního rozdělení reziduální složky a následném testování hypotéz v modelu. Pro jeho zkoumání lze využít nejen grafických nástrojů jako například histogramu rozdělení četností reziduí, který se porovnává s Gaussovou teoretickou křivkou, ale i neparametrické testy normality reziduí. Mezi nejvyužívanější testy tohoto typu se řadí χ^2 test dobré shody, Jarque-Bera test nebo Kolmogorov-Smirnovův test (Hančlová, 2012, str. 96).

χ^2 test dobré shody je vyjádřen vzorcem:

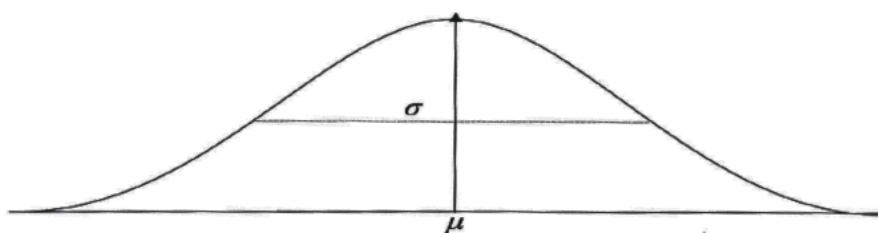
$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \sim \chi^2(df) \quad (3.18)$$

kde O_i empirické (skutečné) četnosti v i -té třídě,
 E_i očekávané četnosti v i -té třídě,
 df počet stupňů volnosti.

Jestliže $\chi^2 > \chi^2_{1-\alpha}(df)$, zamítáme nulovou hypotézu, z čehož vyplývá, že na zvolené hladině významnosti α existují statisticky významné rozdíly mezi skutečným a teoretickým rozdělením četností reziduální složky (Hančlová, 2012, str. 99).

Obdobně jako v předchozích případech bude uvedený test prováděn pomocí softwaru Gretl, kde bude porovnávána výsledná p-hodnota s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$.

Obrázek 3: Normalita dat



Zdroj: Krkošková a kol., 2010, str. 18

Normální rozdělení náhodné složky má tvar zvonovité křivky a je určeno dvěma parametry μ a σ , kde μ je střední hodnota charakterizující polohu tohoto rozdělení a σ jeho směrodatná odchylka, jejíž umocněním lze získat rozptyl, který představuje rozptýlení hodnot okolo střední hodnoty (Hindls a kol., 2007, str. 85).

Testování specifikace modelu

Obecným testem k diagnostice specifikačních chyb, které vznikly v důsledku vynechání relevantních proměnných nebo nesprávnou specifikací funkční formy ekonometrického modelu, je Ramseyův RESET test (Hušek, 2007, str. 61).

Dle Hančlové (2012, str. 93) spočívá tento test v přidání odhadnuté predikované proměnné ve formě druhé a třetí mocniny do deterministické části původního zkoumaného regresního modelu $S1$, čímž vzniká nový rozšířený model $S2$, který lze vyjádřit jako:

$$S2: Y_t = \beta_1^* + \beta_2^* X_{t2} + \beta_3^* X_{t3} + \dots + \beta_k^* X_{tk} + \alpha_1 \hat{Y}_t^2 + \alpha_2 \hat{Y}_t^3 + u_t^* \quad (3.19)$$

Po odhadu těchto modelů se zkoumá významnost nově zahrnutých proměnných do funkce pomocí testovací statistiky F ve tvaru:

$$F_{vyp} = \frac{(R_{S2}^2 - R_{S1}^2)/df_1}{(1 - R_{S2}^2)/df_2} \sim F(df_1, df_2) \quad (3.20)$$

- kde R_{S1}^2 koeficient determinace odhadnutého modelu S1,
 R_{S2}^2 koeficient determinace odhadnutého modelu S2,
 df_1 počet nově zavedených vysvětlujících proměnných do modelu S2 po jeho odhadu ve srovnání s modelem S1,
 df_2 $n - (k+2) = n - k - 2$ neboli rozdíl počtu pozorování a počtu regresních parametrů včetně úrovně konstanty.

Pokud dojde k podstatnému zvýšení koeficientu determinace na základě rozhodovacího pravidla $F_{vyp} > F_{1-\alpha}(df_1, df_2)$ pro zvolenou hladinu významnosti α , dochází k odmítnutí nulové hypotézy o správnosti specifikace modelu a je tak zřejmé, že původní model je chybně specifikován.

Gujarati (2004, str. 523) shledává jako jednu z výhod tohoto testu jeho snadnou aplikaci, nicméně připouští, že neposkytuje žádné informace, jak pokračovat v případě odmítnutí modelu. Stejný názor zastává i autor Wooldridge (2006, str. 283) a současně dodává, že „*RESET is a functional form test, and nothing more.*“

3.2.6 Aplikace ekonometrického modelu

Po splnění všech dosud uvedených předpokladů nachází ekonometrický model uplatnění nejen při kvantifikaci a verifikaci ekonomických hypotéz na makroúrovni, ale i při zkoumání vztahů mezi ekonomickými proměnnými jako jsou poptávka, příjmy a ceny nebo spotřeba a důchody na úrovni mikroekonomické (Hušek, 2007, str. 23).

Mezi oblasti aplikace ekonometrického modelu lze zařadit:

- strukturální analýzu,
- simulaci efektů a výsledků různých scénářů,
- prognózu.

Při aplikaci v prvních dvou oblastech se často využívá zejména **koeficient pružnosti** (elasticity), jehož výpočet lze vyjádřit vztahem (Studenmund, 2014, str. 225):

$$E_{xi} = \frac{\partial y}{\partial x_i} \times \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (3.21)$$

V tomto vzorci je za pomoci parciální derivace vysvětlované proměnné podle zvolené vysvětlující proměnné získána její pružnost. Zatímco totiž odhadnutý strukturální parametr vyjadřuje vliv vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou ve sledovaných jednotkách, pružnost umožňuje vyjádřit toto působení relativně, tj. v procentech, při odlišných jednotkách (Verbeek 2004, str. 53).

Hodnotu získané pružnosti lze poté interpretovat jako: „Změní-li se vysvětlující proměnná x_i o 1 %, změní se tak vysvětlovaná proměnná o E_{xi} %, *ceteris paribus*.“

Prognózování

Získávání hodnot vysvětlovaných proměnných mimo interval pozorování je jedním z hlavních cílů ekonometrického modelování (Krkošková a kol., 2010, str. 77). Dle Hančlové (2012, str. 47) lze pod pojmem predikce také rozumět „*odhad očekávaných hodnot vysvětlované proměnné Y pro pozorování, která nejsou součástí výběrového datového souboru.*“

V součtu existují dva základní druhy předpovědí, a to *ex post* a *ex ante*. Předpověď **ex post** vysvětlované proměnné lze získat za předpokladu znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro predikované období, „*tudíž porovnáním předpovědi ex post se skutečnou hodnotou predikované endogenní proměnné určíme chybu předpovědi, pomocí které lze ověřit vhodnost ekonometrického modelu k prognózování*“ (Hušek, 2007, str. 260). Na druhé straně predikce **ex ante** je podmíněná předpověď, jelikož pro predikované období nelze určit s jistotou hodnoty všech vysvětlujících proměnných, a je proto nutné je rovněž odhadnout (Hančlová, 2012, str. 46).

Dále lze rozlišit také **bodovou předpověď**, která spočívá v odhadu hodnoty predikované proměnné ve stanoveném budoucím okamžiku, a **intervalovou**, jež je obdobou intervalu spolehlivosti zahrnujícího skutečnou hodnotu predikované proměnné s předem požadovanou pravděpodobností (Hušek, 2007, str. 260).

V rámci této diplomové práce je prvně využita bodová i intervalová předpověď *ex post* a poté *ex ante* na zvolený prognostický horizont¹.

¹ Prognostický horizont neboli horizont předpovědi lze chápat jako časovou vzdálenost předpovídané hodnoty od okamžiku konstrukce předpovědi (Cipra, 2013, str. 247).

Bodová prognóza

Bodová prognóza vychází z redukované formy modelu a pro její sestavení je nezbytné nejprve vyčíslit teoretické hodnoty všech predeterminovaných proměnných pro zvolený prognostický horizont pomocí trendových funkcí. Pro odhad jednotlivých trendových funkcí se zpravidla využívá metoda BMNČ a jejich zápis má následně podobu (Hindls a kol., 2007, str. 257):

$$\hat{x}_t = \gamma_0 + \gamma_1 t \quad (3.22)$$

kde \hat{x}_t teoretické hodnoty predeterminovaných proměnných,
 γ_0 parametr jednotkového vektoru,
 γ_1 parametr časového vektoru,
 t časový vektor.

Dosažením odpovídajícího počtu pozorování do vztahu 3.22 jsou poté získány hodnoty predeterminovaných proměnných, které jsou dále využity ve vztahu 3.23 při stanovení bodové prognózy vysvětlovaných proměnných.

$$\hat{y}_{T+h} = M\hat{x}_{T+h} \quad (3.23)$$

kde T délka časové řady,
 h délka prognostického horizontu,
 \hat{y}_{T+h} prognózované hodnoty endogenních proměnných v období $T + h$,
 \hat{x}_{T+h} prognózované hodnoty predeterminovaných proměnných v období $T + h$,
 M matice multiplikátoru.

Intervalová prognóza

Jak již bylo zmíněno výše, intervalová prognóza je úplnou analogií intervalu spolehlivosti z matematické statistiky, avšak místo neznámého parametru se nyní odhaduje neznámá hodnota časové řady. Stanovuje tedy dolní a horní meze, ve kterých se s určitou pravděpodobností pohybuje budoucí hodnota endogenní proměnné. Výpočet těchto mezí znázorňuje vztah (Hušek, 2007, str. 260):

$$(\hat{y}_{T+h}^{min}; \hat{y}_{T+h}^{max}) = \hat{y}_{T+h} \pm 2 \times RMSE \quad (3.24)$$

RMSE, jež je součástí uvedeného vzorce 3.24, představuje odmocninovou střední kvadratickou chybu odhadnutého parametru, kterou lze zjistit prostřednictvím vzorce 3.25 (Cipra, 2013, str. 128):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h} \sum (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (3.25)$$

Pro vyhodnocení kvality zkonstruované předpovědi je také využíván ukazatel MAPE neboli střední absolutní procentuální chyba:

$$MAPE = \frac{100}{h} \sum \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad (3.26)$$

Tento ukazatel obvykle nabývá hodnot od 0 do 100, jelikož se jedná o procentuální vyjádření. Za maximální míru, při které je model shledán jako vhodný k tvorbě prognóz ex ante, se obecně považuje hodnota 10 %, ve výjimečných případech až 15 %. S rostoucí výslednou hodnotou se však současně snižuje kvalita předpovědi (Cipra, 2013, str. 246).

4 Teoretická východiska

4.1 Makroekonomie

Ekonomická teorie se zabývá nejobecnějšími zákonitostmi ekonomického života společnosti, popisuje abstraktní mechanismy jejich fungování a pomáhá pochopit reálné ekonomické procesy. Zároveň dle Tuleji a kol. (2012, str. 5) „*popisuje mechanismus, jehož prostřednictvím jsou v dané společnosti rozdělovány vzácné zdroje mezi vzájemně si konkurující užítí.*“ Tato vědní disciplína se člení na dvě důležité oblasti, a to na mikroekonomii a makroekonomii. Zatímco mikroekonomie zkoumá a vysvětluje chování jednotlivých ekonomických subjektů, z nichž se ekonomika skládá, makroekonomie se zabývá hospodářstvím jako celkem (Macáková a kol., 2003, str. 13).

Nezabývá se tedy tím, co určuje výrobu jedné firmy nebo jednoho odvětví, ani tím, jak rozdělují domácnosti své důchody na úspory a spotřebu, ale spíše tím, jaké faktory určují národní produkt země, jaká je celková výroba v dané zemi, úroveň nezaměstnanosti či deficit státního rozpočtu. V součtu je však za každou makroekonomickou veličinou možné zpozorovat nespočet mikroekonomických dějů (Jurečka a kol., 2017, str. 17).

Za tradiční makroekonomické cíle jsou v ekonomické teorii považovány:

- vysoká úroveň a dynamika hrubého domácího produktu,
- průměrná roční míra nezaměstnanosti,
- stabilita cenové hladiny,
- vyrovnanost platební bilance.

Jejich spojením vzniká tzv. **magický čtyřúhelník**, který vypovídá o míře úspěšnosti stabilizační hospodářské politiky státu (Jurečka a kol., 2017, str. 353).

Makroekonomické subjekty

Ekonomického koloběhu statků, služeb, výrobních faktorů, důchodů a výdajů se účastní makroekonomické subjekty jako domácnosti, firmy, vláda a zahraničí. **Domácnosti** představují sektor národního hospodářství, jenž je vlastníkem výrobních faktorů, tj. práce, půdy a kapitálu. Tyto faktory jsou nezbytné při výrobě statků a služeb, a to především pro **sektor firem**. Dalším zapojeným sektorem je **vláda**, která představuje soustavu veřejných rozpočtů tvořenou například rozpočty ústředních a místních vlád či rozpočty fondů

hospodařících s povinnými odvody. Součástí daného koloběhu v otevřené ekonomice je také **zahraniční sektor** zprostředkující přesun vyrobených statků a služeb nejen do zahraničí, ale i z něj (Brčák a kol., 2014, str. 11-13).

4.2 Hrubý domácí produkt

Pro určení výkonnosti ekonomiky daného státu se využívá zejména hrubého domácího produktu neboli HDP, který hraje klíčovou roli v systému národních účtů. Dle Brčáka a kol. (2014, str. 15) vyjadřuje „*hodnotu finální produkce vytvořené za určité období výrobními faktory, které působily na území státu.*“

Jelikož nelze počítat rozmanité výrobky ve fyzických jednotkách, je tento ukazatel vyjádřen v penězích. Na rozdíl od ukazatele celkové produkce, hrubý domácí produkt neobsahuje tzv. **meziprodukt** zahrnující hodnotu všech výrobků a služeb, které byly v daném roce vyprodukovány a zároveň spotřebovány v procesu výroby jako například suroviny, materiál, energie či polotovary. Přesné určení hodnoty finální produkce vyžaduje, aby nedocházelo k duplicitnímu započítávání vyrobených statků a poskytnutých služeb, a proto je potřeba tento meziprodukt odečíst (Brčák a kol., 2014, str. 14; Spěváček a kol., 2016, str. 52).

Mají-li být statky a služby do hodnoty HDP zahrnuty, musí splňovat určitá kritéria (Tuleja a kol., 2012, str. 10):

- vyrobeny v běžném období,
- oceněny tržními hodnotami,
- určeny ke konečnému užití.

Součástí hrubého domácího produktu jsou tedy pouze ty statky a služby, které byly vyprodukovány na území daného státu. Pokud je však brána zřetel i na „*peněžní hodnotu celkové finální produkce, která byla v průběhu určitého časového období vyrobena pomocí národních výrobních faktorů, a to bez ohledu na to, zda tyto faktory byly umístěny v dané zemi nebo zahraničí*“, pak se jedná o **hrubý národní produkt**, též označován jako HNP (Tuleja a kol., 2012, str. 11).

V případě mezinárodního srovnání, kdy je porovnávána výkonnost různě velkých ekonomik, je vhodné využít HDP na obyvatele, popř. tempo růstu HDP, které udává, o kolik procent se změnil HDP oproti předchozímu období (Brčák a kol., 2014, str. 15).

4.2.1 Nominální a reálný produkt

Vzhledem k tomu, že HDP představuje peněžní vyjádření hodnoty finální produkce, je nutné vycházet z existujících cen statků a služeb. Jelikož se však tyto ceny každým rokem mění, vývoj tohoto ukazatele stojí převážně na vývoji cenové hladiny, a je proto potřeba tyto změny určitým způsobem vyloučit (Sojka a Konečný, 1999, str. 52).

HDP lze znázornit vztahem 4.1:

$$HDP_t = \sum Q_t \times P_t \quad (4.1)$$

kde Q produkt v čase t ,
 P cena výrobku v čase t .

Na základě uvedeného vztahu lze konstatovat, že k růstu HDP dochází buď v důsledku růstu produkce statků a služeb zahrnutých do hodnoty HDP nebo díky zvýšení jejich cen. Proto ekonomická teorie rozlišuje nominální a reálný hrubý domácí produkt.

Pokud je HDP vyjádřen v běžných cenách, tj. v cenách aktuálního období, jedná se o **nominální HDP**, který má však dobrou vypovídací schopnost pouze při stabilitě cen. V období vysoké inflace či deflace je třeba tento ukazatel očistit o důsledky změn cenové hladiny a zachytit tak skutečnou změnu v produkci statků a služeb. Takto očištěný produkt je již vyjádřen v cenách stálých neboli cenách vztažených k určitému výchozímu roku a bývá nazýván jako **reálný HDP** (Sojka a Konečný, 1999, str. 52; Tuleja a kol., 2012, str.12).

Je tedy důležité zajímat se vždy právě o ceny, které byly využity při výpočtu konkrétních makroekonomických ukazatelů. Například při sledování vývoje produktu v čase bývá využíván reálný HDP, zatímco pro konkrétní analýzy v daném roce je výhodnější vycházet z nominálního HDP (Jurečka a kol., 2017, str. 29; Brčák a kol., 2014).

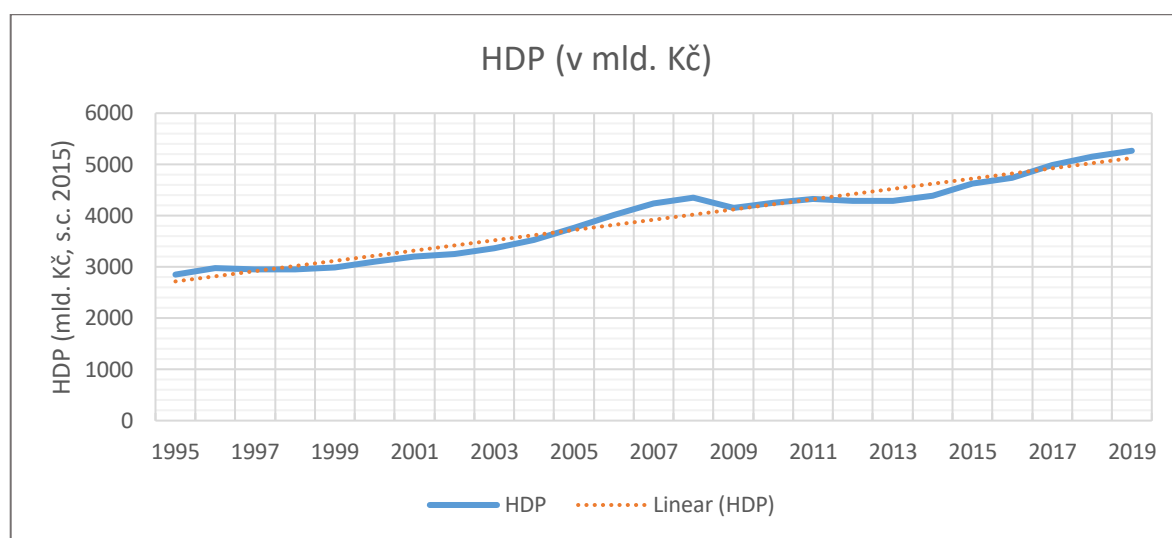
Pomocí podílu těchto dvou ukazatelů pro daný rok lze rovněž zjistit tzv. **cenový deflátor HDP** vyjádřený pomocí následujícího vzorce:

$$\text{deflátor HDP} = \frac{\text{nominální HDP}}{\text{reálný HDP}} \times 100 \quad (4.2)$$

Tento deflátor je jedním ze souhrnných cenových indexů, který nejkomplexněji zachycuje změny cenové hladiny v ekonomice (Holman, 2004, str. 16).

Na základě velikosti reálného produktu vytvořeného v jednotlivých letech lze usuzovat také o skutečném ekonomickém růstu či poklesu. Jeho vývoj v rámci České republiky je zachycen během let 1995 až 2019 v Grafu 1. Tento graf je vytvořen za pomoci údajů, které jsou součástí Přílohy 1.

Graf 1: Vývoj HDP ve stálých cenách (1995-2019)



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Trendová funkce lineární:

$$y = 100,31x + 2616,5$$

Koeficient determinace:

$$R^2 = 0,957 \rightarrow 95,7 \%$$

Pro zhodnocení vývoje tohoto ukazatele byla použita lineární trendová funkce, která je rovněž zachycena v Grafu 1. Tato funkce vystihuje průběh vývoje hrubého domácího produktu z 95,7 %, což lze vypočítat z uvedeného koeficientu determinace.

Je zřejmé, že hrubý domácí produkt vyjádřen ve stálých cenách (vztažených k roku 2015) má na území České republiky rostoucí trend. Na počátku této časové řady dosahovala hodnota HDP výše 2 850 mld. Kč, zatímco v posledním sledovaném roce se vyšplhala až na 5 266,5 mld. Kč. Mírný pokles produktu lze spatřit po roce 2008, což je bezesporu spojeno se sestupnou fází hospodářského cyklu, ale také globální finanční krizí, která sice Českou republiku v zásadě nezasáhla, avšak vyvolala znatelný propad zahraniční poptávky po zboží a službách v celosvětovém měřítku. V letech 2012 a 2013 se naopak potýkalo naše hospodářství s poklesem poptávky domácí (ČSÚ, online citace, 2021-01-15).

4.2.2 Měření hrubého domácího produktu

Vlastní výši hrubého domácího produktu lze v reálně fungující ekonomice získat třemi různými metodami výpočtu, a to:

- výdajovou metodou,
- důchodovou (příjmovou) metodou,
- nebo výrobní (produkční) metodou.

I přesto, že každá z těchto metod vychází z jiného hlediska, výsledná hodnota by neměla být rozdílná. V praxi však mohou vznikat určité neshody například v oblastech, kde chybí potřebné údaje (Spěváček a kol., 2016, str. 52-53).

Výdajová metoda

Touto metodou je dle Hřebíka (2013, str. 147) měřen hrubý domácí produkt jako „součet výdajů všech tržních subjektů působících v dané ekonomice na finální produkci.“ Do hodnoty hrubého domácího produktu jsou tedy započítány:

- **spotřební výdaje domácností (C)** zahrnující veškeré výdaje na statky a služby, které slouží k uspokojení individuálních potřeb domácností,
- **hrubé investice firem (I_g)**, které lze rozdělit na:
 - fixní investice – tvořeny výdaji firem spojenými s pořízením hmotného či nehmotného dlouhodobého majetku potřebného ke své výrobní činnosti,
 - investice v podobě zásob – získané rozdílem mezi přírůstkem a úbytkem zásob v daném časovém období,
- **výdaje na vládní nákupy statků a služeb (G)** obsahující pouze výdaje vlády sloužící k uspokojení kolektivních potřeb společnosti, nikoli však transferové platby, protože jejich smyslem není nákup statků a služeb pro potřeby vlády,
- **čistý export (NX)** představující vliv zahraničního prostředí v podobě rozdílu hodnoty celkového exportu a importu (Jurečka a kol., 2017, str. 30-32).

Export (X) zahrnuje veškeré výdaje zahraničních ekonomických subjektů za statky a služby vyprodukované na území daného státu, zatímco import (M) naopak tvoří výdaje

domácích subjektů za statky a služby vyprodukované v zahraničí. Výsledná hodnota má kladný či záporný charakter v závislosti na vztahu těchto dvou veličin a preferenci daného státu (Jurečka a kol., 2017, str. 32).

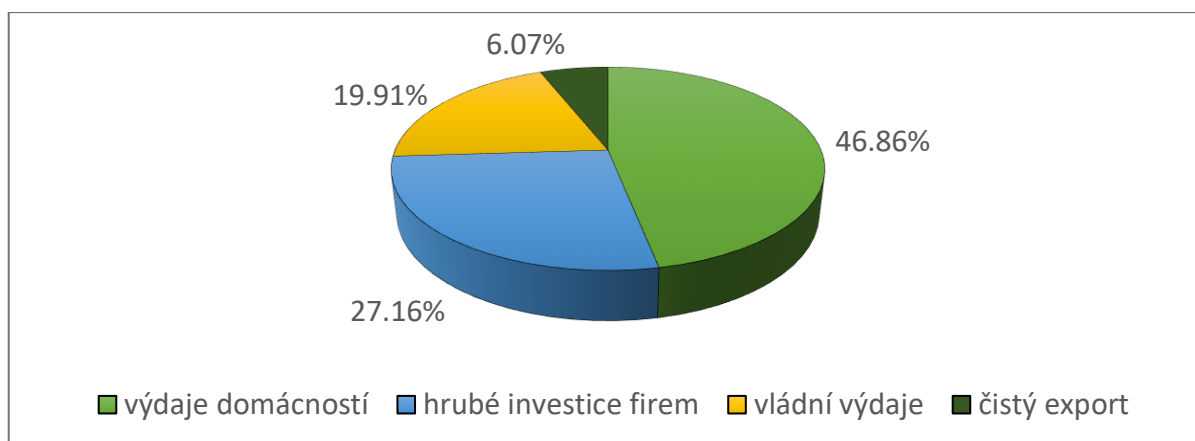
Po sečtení všech výše uvedených výdajů lze získat vzorec pro hodnotu HDP:

$$HDP = C + I_g + G + NX \quad (4.3)$$

kde $NX = X - M$.

V Grafu 2 je následně zachycena struktura HDP z roku 2019 získána touto metodou.

Graf 2: Struktura HDP z roku 2019 dle výdajové metody



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Je patrné, že nejvýznamnější položkou HDP je spotřeba domácností. Tento segment tvoří běžně ve vyspělých ekonomikách přes 50 %, nicméně vzhledem k probíhající nejisté ekonomické situaci a nepredikovatelnému budoucímu vývoji nelze předem určit, zda bude jeho hodnota i nadále stoupat. Tvorba hrubého kapitálu neboli investiční činnost firem poté představuje necelých 30 % a vládní výdaje spolu s čistým exportem tvoří zbytek hrubého domácího produktu.

Důchodová metoda

Metoda důchodová představuje dle Tuleji a kol. (2012, str. 16) „součet všech důchodů, které ve sledovaném období získají za poskytnuté služby výrobních faktorů jejich vlastníci.“ Postup výpočtu HDP tak lze zachytit vztahem 4.4:

$$HDP = w + \pi + r + i + a + t - s \quad (4.4)$$

kde uvedené položky reprezentují:

- **souhrn mezd, platů a dalších náhrad** zaměstnancům v podobě sociálních příspěvků od zaměstnavatelů (w),
- **zisky firem (π)** zahrnující rozdíl mezi příjmy plynoucími firmám z prodeje a náklady, které musí firmy na danou produkci vynaložit,
- **renty (r)** neboli důchody domácností z vlastnictví půdy a nemovitostí,
- **čisté úroky (i)** představující odměny za pohledávky v podobě vkladů, cenných papírů či úvěrů,
- **amortizace (a)**, tj. odpisy majetku neboli znehodnocení kapitálu,
- **nepřímé daně (t)** představující povinné platby, které jsou ekonomické subjekty nuceny platit státu v souvislosti s výrobou či dovozem (Brčák a kol., 2014, str. 17; Tuleja a kol., 2012, str. 16-17).

Na závěr je však nezbytné od výše uvedených příjmů odečíst **subvence (s)**, jelikož ty představují transferový příjem, který neodráží hodnotu vyprodukovaných statků a služeb, nýbrž pouze kompenzují ztráty vzniklé v souvislosti s výrobní činností podniku (Brčák a kol., 2014, str. 17).

Výrobní metoda

Poslední z uvedených metod pracuje s tzv. **přidanou hodnotou**, která představuje hodnotu postupně přidanou všemi články v průběhu výrobního procesu k hodnotě nakupovaných surovin či polotovarů. Cena výsledného statku je tedy součtem všech hodnot přidaných v jednotlivých sektorech národního hospodářství nebo také rozdílem mezi hodnotou produkce a meziproduktem (Jurečka a kol., 2017, str. 34).

Hrubý domácí produkt je zjišťován jako součet hrubé přidané hodnoty a čistých daní z výrobků:

$$HDP = \sum \text{přidaných hodnot a čistých daní} \quad (4.5)$$

I když je pro měření výkonnosti ekonomiky nejčastěji využíván hrubý domácí produkt, je třeba zmínit, že i tento ukazatel obsahuje nepřesnosti díky produkci mimo oficiální trh (Brčák a kol., 2014, str. 22).

4.2.3 Nedostatky měření

Do hrubého domácího produktu jsou zahrnuty pouze statky a služby vyprodukované oficiální ekonomikou v daném roce, nicméně existují i ekonomické aktivity, které byly v daném období vytvořeny, ale buď neprocházejí trhem anebo je ekonomická statistika nedokáže registrovat. Tyto činnosti se vymykají zdanění a je velmi těžké odhadnout jejich velikost (Sojka a Konečný, 1999, str. 49).

Hlavní nedostatkem výpočtu HDP se tedy jeví tzv. **stínová ekonomika**, která zahrnuje nelegální hospodářské činnosti jako neregistrovanou výrobu, zaměstnávání ilegálních přistěhovalců neboli práci na černo, obchod s kradeným zbožím, výrobu a prodej drog či prostituci. Ve snaze rozlišit méně škodlivé od společensky destruktivních činnosti bývá rozlišována také šedá a černá ekonomika. Pod pojmem šedá ekonomika se skrývají činnosti nelegální, avšak produktivní, zatímco černá ekonomika obsahuje kriminální aktivity snižující společenský blahobyt (Jurečka a kol., 2017, str. 36).

Nepřesnosti HDP způsobuje i skutečnost, že opomíjí práce v domácnosti, hodnotu volného času či necitlivost vůči životnímu prostředí a přírodním zdrojům. Při výrobě statků a služeb totiž vzniká množství škodlivých látek, označovaných rovněž jako negativní externality, které sice způsobují ekologické škody, ale nejsou oceněny a odečteny od makroekonomických ukazatelů (Sojka a Konečný, 1999, str. 49).

Díky bleskovému vývoji všech technologií je třeba zmínit i problém tzv. **nové ekonomiky**. Ten vychází ze zásadní změny kvality vyprodukovaných statků a služeb a vedle digitalizace i z radikálního nárůstu podílu služeb v ekonomické struktuře národního hospodářství vyspělých zemí (Brčák a kol., 2014, str. 22; Jurečka a kol., 2017, str. 39).

Ve snaze eliminovat tyto nedostatky byly vyvinuty alternativní ukazatele jako například ukazatel **čistého ekonomického bohatství** (NEW), který koriguje některá omezení při měření hrubého domácího produktu. Tento ukazatel oproti HDP zahrnuje hodnotu produktu vyprodukovaného stínovou ekonomikou a zároveň zohledňuje způsobené ekologické škody. Ani tak se však neobejde bez potíží při oceňování těchto činností. Dále vznikl také **index lidského rozvoje** (HDI), jehož úkolem je zjistit, jak hospodářská výkonnost přispívá ke zdravému a dlouhému životu, obecné vzdělanosti a slušné životní úrovni obyvatelstva, nebo **index lidské chudoby** (HPI) hodnotící povahu domácností

z pohledu chudoby a měřící její intenzitu v jednotlivých zemích (Brčák a kol., 2014, str. 22; Jurečka a kol., 2017, str. 40).

4.3 Nezaměstnanost

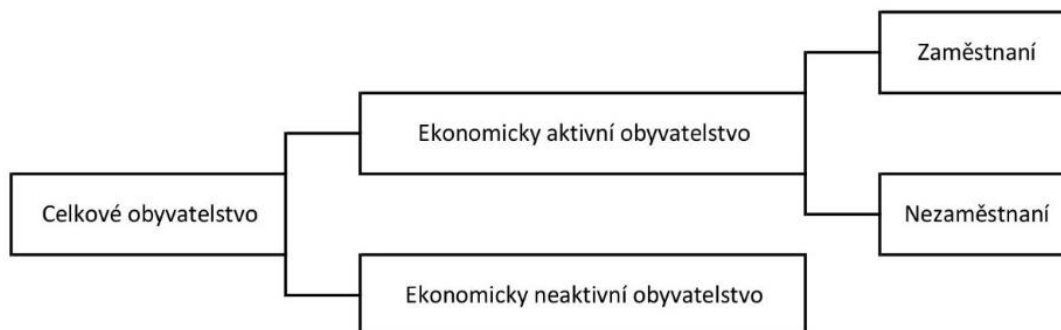
Kromě statků a služeb, které je ekonomika schopna za určité období vyprodukovat, je nutné při hodnocení výkonnosti dané ekonomiky zohledňovat i další ekonomické veličiny. Nezaměstnanost je nesporně jednou z nich, jelikož představuje dlouhodobě jeden z nejsledovanějších jevů tržního hospodářství (Sojka a Konečný, 1999, str. 81).

Tento jev je způsoben nerovnováhou na trhu práce, kdy poptávka po pracovních místech převyšuje jejich nabídku. Nejedná se však pouze o problém ekonomický, protože překročí-li úroveň nezaměstnanosti určitou hranici, stává se zároveň i problémem sociálním či dokonce politickým (Tuleja a kol., 2012, str. 22).

Obecně lze nezaměstnanost dle Nového a Surynka (2006, str. 231) definovat jako „jev, kdy lidé, kteří mají předpoklady pracovat a pracovat chtějí, nemohou práci najít.“ Je však potřeba zdůraznit, že ne každý, kdo nepracuje, je nezaměstnaný a naopak.

Česká statistika definuje nezaměstnaného dvojím způsobem. První definice vychází z evidence úřadů práce a stanovuje tzv. registrovanou nezaměstnanost, zatímco druhé pojetí nezaměstnanosti je v souladu s pravidly Eurostatu a využívá se převážně při výběrovém šetření pracovních sil (VŠPS). Pro konkrétní ukazatele nezaměstnanosti je proto vždy nutné přesně předem definovat skupinu obyvatel, která se do daného výpočtu zahrnuje (Brčák a kol., 2014, str. 140; ČSÚ, online citace, 2020-08-22).

Obrázek 4: Struktura obyvatelstva ČR



Zdroj: vlastní zpracování dle Pavelky, 2007, str. 116

Na Obrázku 4 je znázorněna struktura obyvatelstva vycházející z jeho ekonomické aktivity. V rámci České republiky je celkové obyvatelstvo podle tohoto kritéria rozděleno na ekonomicky aktivní a ekonomicky neaktivní. **Ekonomicky aktivní obyvatelstvo**, resp. pracovní síla, je tvořena jednotlivci, kteří v daném časovém okamžiku dosáhli určité věkové hranice a současně splňují kritéria, na jejichž základě mohou být zařazeni buďto mezi zaměstnané nebo nezaměstnané. Za **zaměstnané** jsou dle Tuleji a kol. (2007, str. 23) považovány „osoby, které mají ve sledovaném období placené zaměstnání nebo jsou zaměstnány ve vlastním podniku, a to i v okamžiku, kdy jejich práce má pouze příležitostný, dočasný či sezónní charakter.“

Do skupiny **nezaměstnaných** se dle definice Eurostatu naopak řadí osoby:

- 15leté a starší,
- bez práce,
- hledající aktivně práci (tj. jsou registrované na úřadu práce či u soukromé agentury, podnikají kroky pro založení vlastního podniku, popř. jiným způsobem),
- jsou připravené nastoupit do práce nejpozději do 14 dnů.

Ostatní osoby v produktivním věku, tj. věk od ukončení povinné školní docházky až do penze, které nesplňují některý z těchto požadavků, jsou klasifikovány jako osoby nacházející se mimo pracovní sílu neboli **ekonomicky neaktivní**. Tato část obyvatelstva pracovní činnost nerealizuje a ani ji aktivně nevyhledává. Řadí se sem například dlouhodobě nemocní či invalidé, kteří kvůli svému zdravotnímu stavu pracovat nemohou, dále lidé ve starobním důchodu, děti, studenti anebo také osoby, které by sice pracovat mohly, ale zkrátka nechtějí (Brčák a kol., 2014, str. 140; Nový a Surynek, 2006, str. 230).

4.3.1 Měření nezaměstnanosti

Na základě členění obyvatelstva do výše uvedených skupin lze sestavit několik ukazatelů, které mapují vývoj na trhu práce. Není totiž nezaměstnanost jako nezaměstnanost (Jurečka a kol., 2017, str. 155).

Český statistický úřad pracuje s údaji získanými na základě výběrového šetření pracovních sil, které je prováděno kontinuálně na náhodném vzorku asi 25 tisíc domácností

a je zaměřené na zjišťování ekonomického postavení obyvatelstva na území celé České republiky. Na základě tohoto průzkumu stanovuje ČSÚ tzv. **obecnou míru nezaměstnanosti**. Naproti tomu Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR pracuje s ukazatelem zvaným **podíl nezaměstnaných osob** neboli registrovaná nezaměstnanost (ČNB, online citace, 2020-08-23; Jurečka a kol., 2017, str. 155-156).

Je tudíž nezbytné respektovat skutečnost, že definice nezaměstnaných podle Mezinárodní organizace práce (ILO) se významně liší od definice uchazečů o zaměstnání registrovaných na úřadech práce MPSV (ČNB, online citace, 2020-08-23).

Obecná míra nezaměstnanosti

Tento ukazatel slouží nejen pro prozkoumání situace na národním trhu práce, ale také jako podklad pro mezinárodní srovnání v rámci členských států EU, jelikož je konstruován podle metodiky Eurostatu vypracované na základě doporučení Mezinárodní organizace práce. Tento přístup uplatněný ve VŠPS umožňuje sledovat reálnou situaci domácností a vytvářet tak informační předpoklady pro formulování zásad sociální politiky a politiky zaměstnanosti (ČSÚ, online citace, 2020-08-24; Jurečka a kol., 2017, str. 155).

Zjistit hodnotu obecné míry nezaměstnanosti (u) na daném území a k určitému okamžiku lze pomocí vzorce vyjádřeného v procentech, kde je v čitateli uveden počet nezaměstnaných osob (U) a ve jmenovateli celková pracovní síla (L) neboli ekonomicky aktivní obyvatelstvo, které zahrnuje, jak již bylo zmíněno, skupinu zaměstnaných (E) a nezaměstnaných (U) osob (Brčák a kol., 2014, str. 140).

$$u = \frac{U}{E + U} \times 100 \quad (4.6)$$

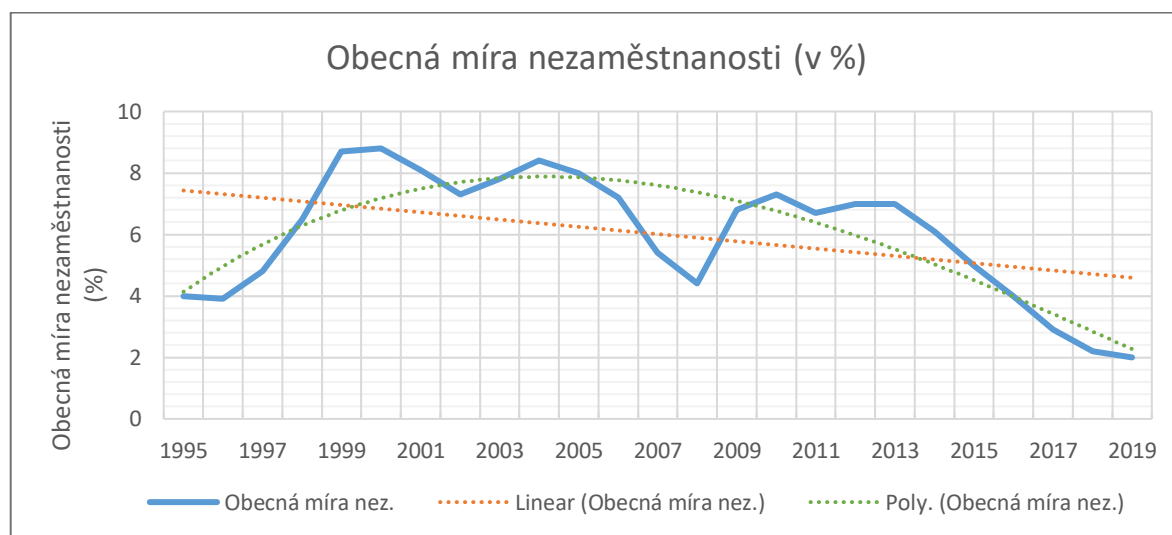
Pro podrobnější zkoumání domácího trhu práce se míra nezaměstnanosti zjišťuje i u konkrétních skupin obyvatelstva podle určitých kritérií jako například pohlaví, věk, dosažená úroveň kvalifikace či charakter zaměstnání (Tuleja a kol., 2012, str. 24).

Tuleja a kol. (2012, str. 24) zároveň dodává, že: „*ačkoli je obecná míra nezaměstnanosti jedním z nejvýznamnějších makroekonomických agregátů, vyskytují se v ekonomické teorii názory, které považují tento způsob měření nezaměstnanosti za poněkud problematický.*“

Ani měření nezaměstnanosti se totiž neobchází bez určitých nedostatků a nesrovnalostí. K nadhodnocení tohoto ukazatele přispívá fakt, že součástí skupiny nezaměstnaných jsou také jednotlivci, kteří ve skutečnosti vědomě o pracovní místo neusilují a upřednostňují svůj volný čas před prací, anebo mají nereálné mzdové požadavky. Zároveň představují problém i osoby dlouhodobě nezaměstnané, jelikož naopak nejsou zahrnuty do skupiny nezaměstnaných, čímž dochází k jejich vyřazení ze skupiny ekonomicky aktivního obyvatelstva. Ve výčtu nedostatků se objevuje i způsob zachycení sezónní nezaměstnanosti (Brčák a kol., 2014, str. 141; Tuleja a kol., 2012, str. 25).

Vývoj roční obecné míry nezaměstnanosti v rámci ČR je zachycen během let 1995 až 2019 v Grafu 3. Tento graf je vytvořen za pomoci údajů, které jsou součástí Přílohy 1.

Graf 3: Vývoj obecné míry nezaměstnanosti (1995-2019)



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Trendová funkce lineární:

$$y = -0,1182x + 7,549$$

Koeficient determinace:

$$R^2 = 0,1844 \rightarrow 18,4 \%$$

Trendová funkce polynomická 3. stupně:

$$y = 0,0008x^3 - 0,0617x^2 + 1,0056x + 3,195$$

Koeficient determinace:

$$R^2 = 0,7058 \rightarrow 70,6 \%$$

Pro vyhodnocení průběhu obecné míry nezaměstnanosti byly v Grafu 3 použity dvě trendové funkce. Původní lineární funkce vystihovala trend tohoto makroekonomického ukazatele ze 18,4 %, a proto byla do grafu zanesena také trendová funkce ve formě polynomu 3. stupně, která vystihuje jeho trend viditelně lépe, a to konkrétně ze 70,6 %.

Na základě údajů z grafu lze konstatovat, že se na trhu práce až do roku 1999 prohluboval nesoulad mezi nabídkou a poptávkou po pracovní síle, jehož výsledkem byla stále rostoucí nezaměstnanost. Ke zlepšení situace na trhu došlo až po roce 2000, a to zejména díky přílivu přímých zahraničních investic, pokračujícímu hospodářskému oživení a různým formám aktivní politiky zaměstnanosti vlády (ČNB, online citace, 2021-01-20).

K mírnému nárůstu nezaměstnanosti došlo rovněž v roce 2003. Dle ministerstva lze shledat příčinu tohoto nárůstu převážně ve špatném počasí a velkém přívalu sněhu, kdy trh práce postrádal stimuly v podobě sezónních prací (MPSV, online citace, 2021-01-20). Další viditelný nárůst lze spatřit také po roce 2008, kdy se na území České republiky naplno projevíly důsledky globální hospodářské recese, jejímž primárním spouštěčem se staly události na amerických finančních trzích. V roce 2010 se poté úroveň nezaměstnanosti vyšplhala až na 7,3 %, nicméně v letech následujících již k dalšímu nárůstu nedošlo (Hřebík, 2013, str. 186).

Podíl nezaměstnaných osob

Druhým ukazatelem, se kterým se lze setkat v souvislosti s měřením nezaměstnanosti v České republice, je podíl nezaměstnaných osob a ten zajišťuje Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR. Tento ukazatel nahradil v roce 2013 dosud využívanou **míru registrované nezaměstnanosti**, která byla nevyhovující z vícero důvodů (MPSV, online citace, 2020-08-24):

- ukazatel míry registrované nezaměstnanosti byl tvořen údaji nejen z úřadů práce, ale i výběrového šetření pracovních sil,
- právě údaje z VŠPS nebyly v tomto případě dostatečně vypovídající na úrovni nižších územních celků, jelikož trpěly značnou chybovostí
- a často docházelo k záměně hodnot s obecnou mírou nezaměstnanosti a jejich nesprávné interpretaci.

Původní ukazatel poměřoval všechny dosažitelné uchazeče o zaměstnání pouze k ekonomicky aktivnímu obyvatelstvu, zatímco nově vytvořený ukazatel vyjadřuje již podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15-64 let ze všech obyvatel ve stejném produktivním věku. Tento ukazatel je kvůli odlišné definici tudíž nesrovnatelný

s ukazatelem původním a jeho časová řada byla zkonstruována zpětně od roku 2005 (MVSP, online citace, 2020-08-24).

Pomocí vzorce jej lze vyjádřit jako:

$$\text{podíl nezaměstnaných osob} = \frac{\text{dosažitelní uchazeči evidovaní na ÚP}}{\text{počet osob v produktivním věku}} \times 100 \quad (4.7)$$

V čitateli je tedy uveden pouze počet dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání ve věku 15-64 let registrovaných na pracovištích Úřadu práce ČR. Tato skupina uchazečů zahrnuje všechny občany, kteří nemají žádnou objektivní překážku a mohou bezprostředně nastoupit do práce při nabídce vhodného pracovního místa. Ve jmenovateli jsou oproti obecné míře nezaměstnanosti obsaženy také ekonomicky neaktivní osoby jako například děti, senioři či osoby na rodičovské dovolené, a díky tomu je podíl nezaměstnaných osob vždy menší než odpovídající obecná míra nezaměstnanosti (Jurečka a kol., 2017, str. 156; Statistika&My, online citace, 2020-08-24).

„Zdálo by se, že je zbytečné používat dva různé ukazatele pro popis jediného makroekonomického problému, jakým je nezaměstnanost, ale je to potřeba pro různé účely použití“ (Jurečka a kol., 2017, str. 157). Zjednodušeně řečeno, obecná míra nezaměstnanosti slouží převážně pro mezinárodní srovnání, zatímco podíl nezaměstnaných osob pro podrobnější analýzy na regionální úrovni v rámci České republiky.

4.3.2 Přirozená míra nezaměstnanosti

Kromě standardní míry nezaměstnanosti se v makroekonomii lze setkat také s **přirozenou mírou nezaměstnanosti (u^*)**. Tato veličina představuje úroveň nezaměstnanosti, při níž je trh práce v rovnováze a tlaky na hladinu cen a mezd jsou v národním hospodářství přibližně vyrovnané (Sojka a Konečný, 1999, str. 86).

Vzniká tehdy, pokud se skutečný produkt Y pohybuje na úrovni potenciálního produktu Y^* . Ekonomika v takové situaci sice optimálně využívá své zdroje, ale i přesto se na trhu práce vyskytuje určitý počet nezaměstnaných. Jedná se například o lidi, kteří hledají lepší zaměstnání, následují svého partnera do jiné části republiky nebo také absolventy hledající své první místo po studiu. Tato přirozená míra nezaměstnanosti je výsledkem neustálého pohybu na trhu práce, a tím pádem i fluktuaci mezi skupinou zaměstnaných a nezaměstnaných (Jurečka a kol., 2017, str. 162; Pavelka, 2007, str. 121).

„Dosahuje-li tedy ekonomika přirozené míry nezaměstnanosti, pak jsou všichni jednotlivci, kteří chtějí při dané mzdové sazbě pracovat zaměstnání“ (Tuleja a kol., 2012, str. 25). Díky tomu dochází v ekonomice k tzv. **plné zaměstnanosti**.

Přirozená míra nezaměstnanosti však není neměnná, jelikož její výši ovlivňuje celá řada faktorů jako (Brčák a kol., 2014, str. 142-143; Jurečka a kol., 2017, str. 162):

- demografické změny obyvatelstva,
- čas, který vyžaduje hledání práce,
- nepružnost nominálních mezd,
- motivace lidí hledat si nové zaměstnání,
- celkový systém sociálního zabezpečení osob v nezaměstnanosti a další.

Statisticky je možné tuto veličinu interpretovat také jako dlouhodobý průměr skutečných měr nezaměstnanosti tvořených frikční a strukturální nezaměstnaností (Brčák a kol., 2014, str. 142).

4.3.3 Typy nezaměstnanosti

Při hodnocení nezaměstnanosti v dané ekonomice je důležitá nejen její míra, ale také struktura, zejména z hlediska příčin, které vedou k jejímu vzniku, dále délky jejího trvání, regionálního rozložení nebo dopadu na jednotlivé skupiny obyvatelstva (Jurečka a kol., 2017, str. 157).

Dobrovolná a nedobrovolná nezaměstnanost

Dobrovolně nezaměstnaným se v ekonomické teorii říká lidem, kteří se svobodně rozhodli neusilovat o pracovní místo při stávající mzdové sazbě. Důvody pro toto rozhodnutí lze shledávat například v již dostatečném zajištění takovýchto osob, přednosti volného času před prací či dokonce ztráty víry z nalezení zaměstnání. Existují však i lidé, kteří se naučili zneužívat systém podpor v nezaměstnanosti a sociálních dávek a práci se zkrátka vyhýbají. Jsou-li totiž tyto kompenzace příliš vysoké, nezaměstnané osoby nemají dostatečnou motivaci pro hledání jakéhokoliv zaměstnání (Holman, 2004, str. 162; Jurečka a kol., 2017, str. 162).

Dle Sojky a Konečného (1999, str. 82) však tento druh nezaměstnanosti není považován za problém, jímž by se měla hospodářská či sociální politika zabývat.

Naopak skutečným problémem se stává **nedobrovolná nezaměstnanost**, kdy lidé při dané mzdové sazbě sice pracovat chtějí, ale nejsou schopni si pracovní místo zajistit. Tato nezaměstnanost představuje pro člověka mnohem horší důsledky než dobrovolná a stává se nejen zdrojem existenčních potíží, ale i sociální izolace a ztráty kontaktů či společenské prestiže (Pavelka, 2017, str. 125).

Holman (2002, str. 291) dodává, že *„zatímco dobrovolně nezaměstnaný odmítá místa, která nejsou placená podle jeho představ, a hledá něco lepšího, nedobrovolně nezaměstnaný si nevybírá, chce přijmout práci za převládající (často i nižší) mzdu, a přesto ji nenachází.“*

Krátkodobá a dlouhodobá nezaměstnanost

Dalším z možných kritérií, podle kterého lze nezaměstnanost rozlišit, je délka jejího trvání charakterizovaná průměrnou délkou období, po které je osoba nezaměstnaná. **Krátkodobá nezaměstnanost** nepředstavuje pro ekonomiku nijak zvlášť výrazný problém, i když pro dotčené subjekty samozřejmě ekonomickou i psychologickou zátěž znamená. Je však nutné chápat tento jev jako sice nepříznivý, ale nevyhnutelný, jelikož je spojen s neustálým pohybem každé dynamické ekonomiky (Jurečka a kol., 2017, str. 157).

Stav, kdy se lidé nacházejí bez práce zpravidla déle než jeden rok, je považován za **nezaměstnanost dlouhodobou**. Její příčinou může být hospodářská recese či štědré podpory v nezaměstnanosti. Je-li však člověk dlouho nezaměstnaný, začínají se v jeho životě projevovat některé nepříznivé sociální důsledky jako například ztráta příslušné kvalifikace, sociální pozice nebo dokonce narušení jeho psychiky, které přicházejí se změnou způsobu života i postoje k zaměstnání. Zároveň může dojít k samovolnému přechodu z nezaměstnanosti nedobrovolné v dobrovolnou. Mnozí lidé si totiž rychle zvyknou na život bez práce, spousty volného času a na skromnější, avšak pohodlnější život ze státních podpor (Holman, 2002, str. 300; Jurečka a kol., 2017, str. 157).

Pozornost je třeba věnovat i zeměpisnému rozložení nezaměstnanosti, neboť existují rozdíly nejen mezi jednotlivými regiony, ale i nižšími územními celky. V nestejně míře postihuje nezaměstnanost i různé věkové či etnické skupiny. Vyšší hodnota nezaměstnanosti bývá zejména u mladších věkových kategorií, zdravotně postižených lidí, lidí bez kvalifikace či u romského etnika (Jurečka a kol., 2017, str. 158).

Nezaměstnanost z hlediska příčin vzniku

Podle příčin vzniku, ale také podle projevů v ekonomice, lze rozčlenit nezaměstnanost na čtyři základní typy: nezaměstnanost frikční, strukturální, cyklickou a sezónní (Brčák a kol., 2014, str. 145).

Frikční nezaměstnanost představuje obvyklý jev provázející vývoj tržní ekonomiky, jelikož vyjadřuje plynulý pohyb pracovníků na trhu práce. Zahrnuje například absolventy hledající své první zaměstnání nebo lidi, kteří se sami rozhodnou opustit dosavadní pracovní místo s vidinou nalezení vhodnějšího. Pro ekonomiku je tedy spíše prospěšná, jelikož svým způsobem odráží pružnost trhu práce. Lidé se totiž snaží o optimální alokaci své pracovní síly, což výrazně napomáhá zvyšovat společenskou efektivnost (Jurečka a kol., 2017, str. 159).

Tuleja a kol. (2012, str. 136) definuje tento stav jako „*krátkodobou nezaměstnanost u ekonomicky aktivních osob, které přecházejí z jednoho pracovního místa na druhé nebo vstupují na trh práce.*“

V případě nesouladu kvalifikační struktury mezi nabízenou a poptávanou prací dochází ke vzniku **strukturální nezaměstnanosti**. Tato nezaměstnanost je vyvolána zejména technickým pokrokem, kdy rozvoj robotizovaných pracovišť znamená nahrazení pracovní síly stroji. Současně je způsobena také změnami v preferencích spotřebitelů či celé světové ekonomiky, díky čemuž klesá poptávka po některých profesích, zatímco po jiných naopak roste. Z toho důvodu nelze jednoznačně stanovit její dobrovolnost, v každém případě je hlavní příčinou regionálních rozdílů míry nezaměstnanosti a představuje mnohem závažnější problém než nezaměstnanost frikční (Holman, 2002, str. 289; Tuleja a kol., 2012, str. 136).

Strukturální nezaměstnanost také znamená větší zásah do života jedince, jelikož není snadné změnit profesi a zvyknout si na nové povolání. Tento proces bývá spojován s určitou formou rekvalifikace² pracovníků nebo jejich přesunem na území, kde je po nich stále poptávka (Brčák a kol., 2014, str. 145). Dle Jurečky a kol. (2017, str. 159) má „*tendenci*

² Rekvalifikací se rozumí změna dosavadní kvalifikace uchazeče získáním nových znalostí a dovedností umožňující jeho pracovní uplatnění v jiném zaměstnání (Jurečka a kol., 2017, str. 161).

v ekonomice přetrvávat dlouhou dobu, neboť je velmi obtížné sladit dostupná pracovní místa s kvalifikačními předpoklady uchazečů o zaměstnání.“

Cyklická nezaměstnanost se odvíjí od hospodářského cyklu tržní ekonomiky. Představuje v podstatě odchylku skutečné nezaměstnanosti od její přirozené míry, kdy vývoj tohoto rozdílu závisí převážně na vztahu mezi skutečným a potenciálním HDP. Pokud totiž ekonomika produkuje na nižší úrovni, než je její potenciál, dochází k poklesu jejího výkonu a na trhu práce se vyskytují lidé, kteří nemohou nalézt zaměstnání kvůli klesající poptávce po práci napříč všemi odvětvími. V podmínkách recese tak může dosahovat značné výše a vést k vysokým ekonomickým ztrátám. Proto je předmětem hospodářské politiky usilovat o snižování této nezaměstnanosti (Brčák a kol., 2014, str. 145; Sojka a Konečný, 1999, str. 83).

Dalším typem nezaměstnanosti je **nezaměstnanost sezónní**, která se projevuje víceméně pravidelně během roku v důsledku střídání ročního období. Objevuje se zejména v odvětvích jako je zemědělství, rybolov, stavebnictví či cestovní ruch, a protože má pouze krátké trvání, je někdy považována za součást nezaměstnanosti frikční.

4.3.4 Důsledky nezaměstnanosti

Nezaměstnanost s sebou přináší řadu důsledků, a to nejen ekonomických, ale i sociálních nebo dokonce politických. Jestliže totiž ekonomika nevyrobí na hranici svých produkčních možností, vyskytuje se v zemi vysoká míra nezaměstnanosti, kdy část zdrojů není využita a dochází ke ztrátě produktu. Ekonomické dopady nezaměstnanosti však nepředstavují pouze ztrátu v podobě produkce, nýbrž i v rámci kvalifikace pracovníků. Vysoká nezaměstnanost dále způsobuje postupný růst schodku státního rozpočtu kvůli zvyšování výdajů na podporu v nezaměstnanosti a současného snižování daňových příjmů (Brčák a kol., 2014, str. 146; Jurečka a kol., 2017, str. 165).

Nezaměstnanost však nezatěžuje pouze národní hospodářství, ale i člověka samotného. Jsou-li totiž lidé dlouhodobě nezaměstnaní, ztrácejí kromě chuti a potřeby pracovat i své schopnosti a praktické znalosti, které si prací udržovali. Průvodním jevem dlouhodobé nezaměstnanosti je i zhoršení zdravotního stavu, a to jak po fyzické, tak i psychické stránce, jelikož s sebou ztráta zaměstnání přináší obvykle i pokles životní úrovně a nestabilitu v ekonomické situaci jedince. Tyto faktory mají značný vliv na nárůstu

kriminality ve společnosti, s jejíž pomocí si někteří lidé snaží opatřit chybějící finanční prostředky (Jurečka a kol., 2017, str. 166-167; Nový a Surynek, 2006, str. 232).

Je třeba zdůraznit, že vedle negativních důsledků má určitá míra nezaměstnanosti i svou pozitivní stránku. Pokud totiž nezaměstnanost netrvá příliš dlouho, napomáhá k optimální alokaci zdrojů a vytváří tak nové možnosti pro přesuny pracovních sil do rozvíjejících se a prosperujících podniků. Získání vhodného pracovního místa bývá často doprovázeno i zvýšenou mírou motivace ze strany pracovníka, jelikož si chce nové místo udržet. Pokud zkrátka zaměstnání není úplnou samozřejmostí, lidé si ho více váží a dochází tak k upevňování pracovní morálky, zvyšování zájmu o svou kvalifikaci či kvalitu vyprodukované práce (Jurečka a kol., 2017, str. 167).

4.4 Inflace

Dle Brčáka a kol. (2014, str. 127) je inflace definována jako „*projev ekonomické nerovnováhy, jejíž vnějším znakem je růst cenové hladiny.*“ Jurečka a kol. (2017, str. 128) dodává, že tento růst má současně „*za následek snižování kupní síly peněz.*“ Tato kupní síla se tak mění nepřímo úměrně k vývoji cenové hladiny.

Inflace komplikuje výkonnost národního hospodářství, protože významně přispívá k ekonomické nestabilitě, zvyšuje míru nejistoty o vývoji ekonomických veličin a v určitém ohledu působí jako skryté zdanění svého druhu, jelikož představuje zvyšování hladiny průměrné úrovně cen všech statků a služeb v průběhu delšího období. S vysokou mírou inflace jsou zároveň znehodnocovány úspory a dochází ke zhoršení schopnosti peněz plnit funkci uchovatele hodnoty (Sojka a Konečný, 1999, str. 87).

Opačný proces, při němž klesá cenová hladina a zvyšuje se kupní síla peněz, je nazýván jako deflace. V takovém období se mnohé podniky dostávají do složité situace, poněvadž nedostávají svým závazkům. Laicky řečeno, deflace představuje reálné zdražení všech budoucích závazků a je také doprovázena rostoucí nezaměstnaností (Brčák a kol., 2014, str. 127).

4.4.1 Měření inflace

Inflace způsobuje růst všeobecné cenové hladiny a v praxi ji lze zachytit různými druhy cenových indexů. Mezi nejznámější patří index spotřebitelských cen (CPI) vyjadřující velikost změny výdajů domácností na nákup spotřebního koše statků a služeb oproti

zvolenému roku, dále index cen výrobců (PPI) nebo cenový deflátor HDP. Konkrétním kvalitativním vyjádřením je následně tzv. **míra inflace (π)**, která představuje procentní změnu cenového indexu oproti minulému období (Brčák a kol., 2014, str. 127).

Tato míra inflace patří podle Sojky a Konečného (1999, str. 87) „*mezi ekonomické indikátory, které vypovídají o tom, je-li ekonomika zdravá, nebo nemocná.*“

Index spotřebitelských cen

Měření vývoje všeobecné cenové hladiny pomocí tohoto indexu je v České republice založeno na srovnání nákladů domácností vydaných na nákup typických statků a služeb, označovaných též jako **spotřební koš**, ve dvou srovnávaných obdobích. Tento spotřební koš je tedy souborem nejdůležitějších spotřebních předmětů a služeb, které reprezentují hlavní výdajové položky jako (Brčák a kol., 2014, str. 128; Jurečka a kol., 2017, str. 129):

- potravinářské zboží (potraviny, nápoje, tabák),
- nepotravinářské zboží (odívání, nábytek, potřeby pro domácnost, zboží pro osobní péči, dopravu či volný čas),
- služby (opravárenské, z oblasti provozu domácnosti, zdravotnictví, vzdělávání, stravování a ubytování atd.)

V současné době obsahuje kolem 700 položek, které člení Český statistický úřad do 12 skupin, přičemž váha dané skupiny závisí na její velikosti v rámci spotřebních výdajů domácností.

Tabulka 1: Struktura spotřebního koše v ČR (2020)

Název skupiny	Počet položek	Váha v %
(1) Potraviny a nealkoholické nápoje	156	177,17
(2) Alkoholické nápoje, tabák	24	86,97
(3) Odívání a obuv	67	41,63
(4) Bydlení, voda, energie, paliva	40	251,35
(5) Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy	76	56,58
(6) Zdraví	20	24,53
(7) Doprava	87	115,14
(8) Pošty a telekomunikace	7	28,75
(9) Rekreace a kultura	111	85,32

(10) Vzdělávání	12	5,63
(11) Stravování a ubytování	41	63,53
(12) Ostatní zboží a služby	49	63,38
Celkem	690	1000,00

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Z Tabulky 1 lze vypočítat, že největší podíl výdajů domácností tvoří v současné době 4. skupina – bydlení, voda, energie a paliva. Tato skupina je zároveň nejdůležitější skupinou výdajů v rámci převážné většiny zemí světa. Dále následují spotřební výdaje domácností na potraviny a nealkoholické nápoje následované výdaji na dopravu.

Jelikož je spotřební koš sestavován tak, aby odpovídal nákupním zvyklostem obyvatel, je třeba ho postupem času upravovat spolu s měnícím se charakterem nákupů domácností. Dříve byla jeho struktura aktualizována po zhruba 5letých intervalech, ale v poslední době se provádí častěji. Z hlediska srovnatelnosti údajů by bylo sice žádoucí, aby tato struktura nebyla měněna po delší časové období, z hlediska souladu se skutečnou strukturou spotřeby je však tato aktualizace nezbytná (Jurečka a kol., 2017, str. 130).

Hodnota spotřebního koše je počítána pomocí vztahu, kde je dané množství každého výrobku nebo služby vynásobené jeho cenou v příslušném období. Index spotřebitelských cen lze vyjádřit pomocí vzorce 4.8:

$$CPI = \frac{\sum Q_0 \times P_1}{\sum Q_0 \times P_0} \times 100 \quad (4.8)$$

kde Q_0 spotřební koš v základním období,
 P_0 ceny statků zahrnutých ve spotřebním koši v základním roce,
 P_1 ceny statků zahrnutých ve spotřebním koši v běžném roce, tj. v němž
vývoj cenové hladiny měříme.

Pokud je hodnota indexu vyšší než 100, došlo k vzestupu cenové hladiny, tj. inflaci.

Index spotřebitelských cen však neodráží změnu kvality výrobků v průběhu času, což znamená, že za zvýšením ceny daného výrobku může zčásti stát i zvýšení jeho kvality. U některých druhů zboží proto dochází ke snížení jejich spotřeby a současně k jejich náhradě relativně levnějším zbožím (Brčák a kol., 2014, str. 130).

Obdobně jako CPI je konstruován i **index cen výrobců**, někdy také nazývaný jako index velkoobchodních cen, ale pouze ve smyslu použití určitého spotřebitelského koše. Nejedná se totiž pouze o jeden index, ale hned několik indexů, které Český statistický úřad sleduje. Zahrnuje například index cen zemědělských výrobců, index cen průmyslových výrobců, index cen stavebních prací atd. (Pavelka, 2007, str. 137).

Holman (2002, str. 541) dodává, že vypovídá hlavně o tom, „*jak působí domácí inflace na konkurenceschopnost našich výrobců v porovnání se zahraničními výrobci.*“

Dalším používaným indexem je **cenový deflátor HDP**, který byl již podrobně vysvětlen v kapitole související s hrubým domácím produktem 4.2.1.

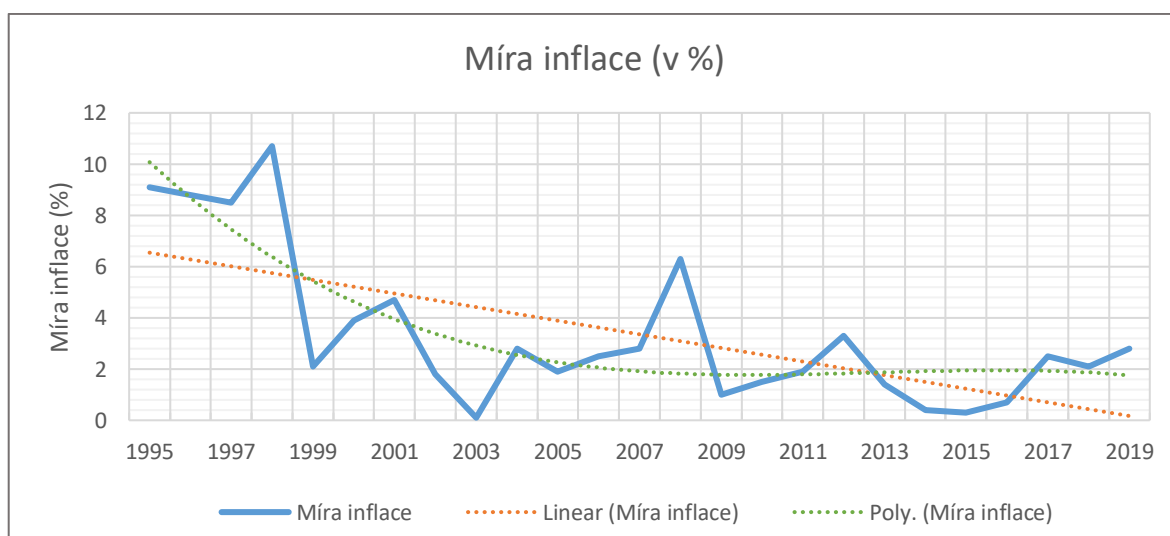
Míra inflace

Za pomoci uvedených cenových indexů lze sice sledovat vývoj všeobecné cenové hladiny, ale ne míru inflace. Ta se zjišťuje jako procentuální změna daného cenového indexu za určité období (Jurečka a kol., 2017, str. 132):

$$\pi = \frac{CPI_t - CPI_{(t-1)}}{CPI_{(t-1)}} \times 100 \quad (4.9)$$

Výpočet míry inflace je v tomto případě proveden prostřednictvím CPI. Zároveň je na následujícím Grafu 4 zachycen vývoj tohoto makroekonomického ukazatele v průběhu let 1995 až 2019. Tento graf je vytvořen za pomoci údajů, které jsou součástí Přílohy 1.

Graf 4: Vývoj míry inflace (1995-2019)



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Trendová funkce lineární:

$$y = - 0,2655x + 6,808$$

Koeficient determinace:

$$R^2 = 0,4272 \rightarrow 42,7 \%$$

Trendová funkce polynomická 3. stupně:

$$y = - 0,0016x^3 + 0,0904x^2 - 1,6523x + 11,638$$

Koeficient determinace:

$$R^2 = 0,6465 \rightarrow 64,7 \%$$

Obdobně jako u vyhodnocení průběhu obecné míry nezaměstnanosti, bylo i v tomto případě využito dvou trendových funkcí. Původní lineární funkce vystihovala trend míry inflace z pouhých 42,7 %, což je na první pohled způsobeno převážně díky kolísavému vývoji tohoto ukazatele. Značně lépe jej vystihuje funkce ve formě polynomu 3. stupně, jež se shoduje s naměřenými daty již z 64,7 %. Tento fakt potvrzuje i grafické znázornění obou zmíněných trendových funkcí v porovnání s křivkou vývoje míry inflace.

Zkraje sledovaného období, konkrétně po roce 1998, došlo na území České republiky k podstatným změnám ve vývoji základních makroekonomických trendů. Pozitivní obrat nastal právě ve vývoji inflace, která výrazně poklesla. Současně se rok 1998 stal přelomovým i pro měnovou politiku, jelikož Česká národní banka jako vůbec první v transformujících se zemích přešla od řízení vývoje peněžní zásoby do režimu přímého inflačního cílování³ (ČNB, online citace, 2021-01-19).

Hlavní záměr spočíval v zachování stabilního cenového a makroekonomického vývoje jako předpokladu pro udržitelný ekonomický růst. Například v roce 2003 se česká ekonomika pohybovala, co se týče inflace, už pod stanoveným cílem. Předpokládalo se, že vnější inflační faktory spolu se zrychlením domácího růstu povedou k návratu inflace do cílového pásma. Během tohoto roku sice skutečně došlo ke zrychlování růstu domácí ekonomiky, tažené hlavně spotřebitelskou poptávkou, nicméně očekávání ohledně vnějších faktorů se nenaplnila. Jednalo se především o slabší zahraniční poptávku, pevnější než předpokládaný kurz koruny vůči euru i americkému dolaru a klesající ceny zemědělských výrobců (ČNB, online citace, 2021-01-20).

Rok 2008 byl rokem eskalace světové finanční a hospodářské krize. Vývoj inflace v tomto roce byl do značné míry určován administrativními vlivy, tj. regulovanými cenami a změnami nepřímých daní či daní spotřebních na tabákové výrobky. K rychlému růstu regulovaných cen významně přispělo zvyšování nájemného, růst cen plynu, tepla

³ Cílování inflace představuje od roku 1998 režim měnové politiky ČNB. Jedná se o systém, v němž centrální banka veřejně vyhlásí konkrétní cíle pro výši inflace v určitém časovém horizontu (Výroční zpráva ČNB, online citace, 2021-01-20)

a elektrické energie a v neposlední řadě také zavedení zdravotnických poplatků. V roce 2009 se měnová politika díky tomu pohybovala v obtížných podmínkách. V takové situaci bylo zřejmé, že k udržení inflace na horizontu měnové politiky bude zapotřebí pokračovat ve snižování úrokových sazeb, se kterým ČNB započala již v srpnu předešlého roku. Dále na počátku roku 2012 byl ekonomický vývoj charakterizován skokovým zvýšením inflace nad horní mez tolerančního pásma, k čemuž přispělo převážně zvýšení snížené sazby DPH, růst světových cen komodit a dovozních cen. Naopak v roce 2015 zůstávala celková inflace hluboko pod dolní hranicí tolerančního pásma ČNB hlavně vlivem deflačního zahraničního vývoje a poklesu světových cen komodit. V souhrnu je tak průměrná úroveň míry inflace za celé sledované období rovna 2,2 % (ČNB, online citace, 2021-01-20).

4.4.2 Typy inflace

„Inflace je v zásadě monetárním, tzn. peněžním jevem, vyvolaným tím, že množství peněz v ekonomice roste rychleji než reálný produkt ekonomiky“ (Jurečka a kol., 2017, str. 134). Pokud se totiž vyrábí více produkce, je rovněž potřeba více peněz. Pokud se ovšem do ekonomiky dostane více peněz, než odpovídá přírůstku produkce, dochází k jejich znehodnocování a z toho důvodu je potřeba určitá regulace toku peněz v ekonomice, kterou provádí centrální banka státu, tj. Česká národní banka (Brčák a kol., 2014, str. 131).

Vzestup cenové hladiny může postupovat různým tempem, díky čemuž mohou mít dopady na ekonomiku různou intenzitu a projevy. Proto je podstatné rozlišit několik typů inflace. Je však třeba přistupovat k identifikaci těchto typů s vědomím, že v reálné ekonomice čisté typy inflace neexistují, jelikož její příčiny a důsledky bývají vždy složitě propleteny. Jde v zásadě o snahu identifikovat alespoň dominantní rysy (Jurečka a kol., 2017, str. 134).

Inflace zjevná, potlačená a skrytá

Zjevná neboli otevřená inflace nastává tehdy, pokud je ekonomická nerovnováha spojena s růstem cenové hladiny a odráží se také ve změně cenových indexů. V souvislosti s měřením inflace však existují ještě dva typy, které se cenovým indikátorům vymykají, a to inflace potlačená a skrytá (Tuleja a kol., 2012, str. 117).

Pokud dochází k umělému brzdění nebo dokonce blokování vzestupu cenové hladiny státními orgány pomocí administrativních opatření jako například zmrazením cen, jedná se **inflaci potlačenou**. Není však možné tímto způsobem zabránit příčinám inflace. Ta se

nadále projevuje existencí nedostatkového zboží, růstem vynucených úspor, ale i rozvojem černého trhu (Jurečka a kol., 2017, str. 134).

V souhrnu, „*pomineme-li jiná než ekonomická hlediska, je potlačena inflace škodlivým zásahem, neboť znemožňuje přizpůsobení cen reálným tržním relacím*“ (Jurečka a kol., 2017, str. 134). Řešením této inflace bývá uvolnění cen, které napomáhá k obnově rovnováhy mezi nabídkou a poptávkou. Současně se tak z inflace potlačené stává inflace zjevná (Brčák a kol., 2014, str. 131).

Vedle potlačované inflace existuje i **inflace skrytá**, při níž dochází ke zvyšování cen, které se z nejrůznějších důvodů nepromítá do cenových indexů. Příčinou může být například chybné sestavení spotřebního koše, ale i neetické chování ve formě zhoršení kvality výrobků bez změny ceny či prodej zmenšeného množství zboží v původním obalu (Jurečka a kol., 2017, str. 134).

Inflace z hlediska míry závažnosti

Mírná inflace, někdy nazývána taktéž jako inflace plíživá, probíhá v ekonomice po delší dobu, avšak relativně mírným a stabilním tempem. Dosahuje maximálně jednociferných čísel, tj. nižší než 10 %, a nemá pro ekonomiku výrazné negativní důsledky, jelikož tempo růstu cen nepředbíhá tempo růstu výroby. Ekonomické subjekty stále udržují víru v hotovost i vklady v bankách a jsou ochotny uzavírat dlouhodobé smlouvy (Jurečka a kol., str. 135).

V případě vyššího tempa růstu cen oproti růstu výroby dochází v ekonomice k **inflaci pádivé**. Ta je již považována za znak nezdravého ekonomického vývoje, jelikož její hodnoty dosahují dvou, někdy až trojciferných čísel. Peníze ztrácejí svou kupní sílu, což se následně projevuje v chování ekonomických subjektů, které jim přestávají věřit a snaží se jich držet co nejméně. Inflace se taktéž stává součástí kalkulací při uzavírání obchodních smluv, kdy většina takových kontraktů je vyjadřována například v zahraničních měnách (Tuleja a kol., 2012, str. 118).

Naprostým extrémem je **hyperinflace**, kdy míra inflace dosahuje stovky až tisíce procent ročně. Tempo růstu cen už nemá žádný vztah k růstu produkce, peníze přestávají plnit svou funkci a ekonomické subjekty se vrací k barterové směně. Jedná se v podstatě o zhroucení peněžního systému země, čímž dochází k rozvratu celé ekonomiky. Její příčinou

lze hledat v otázkách nejen ekonomických, ale i politických, a řešením pak často bývá už jen měnová reforma (Brčák a kol., 2014, str. 132; Pavelka, 2007, str. 145).

Hyperinflace však nepředstavuje pouze teoretický pojem. Svě o tom ví například Německo, které se s tímto problémem potýkalo po 1. světové válce, dále Maďarsko po 2. světové válce a v roce 1992 se muselo s vysokou inflací vypořádat také Rusko. V současné době trápí hyperinflace hlavně Venezuelu, která za rok 2018 zaznamenala rekordních 1,35 milionu procent (Brčák a kol., 2014, str. 132; The Guardian, online citace, 2020-09-23).

Sojka a Konečný (1999, str. 88) na závěr připomínají, že *„jednotlivé formy inflace nelze striktně oddělit, ani nejsou žádné záruky, že mírná inflace nemůže přejít v pádivou či pádivá v hyperinflaci.“*

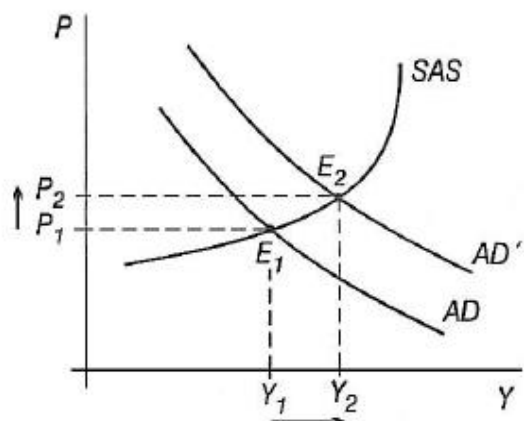
Inflace z hlediska příčin

Na základě prvotních impulzů vyvolávajících růst cenové hladiny lze dále členit inflaci na poptávkovou a nabídkovou, popřípadě setrvačnou.

Poptávková inflace má prvotní zdroj, jak je již patrné z názvu, na straně agregátní poptávky, která v tomto případě překračuje výrobní potenciál ekonomiky a růst produktu není dostatečný. Ve skutečnosti se jedná o *„stav, kdy domácnosti, firmy, vláda a zahraniční subjekty chtějí spotřebovat větší produkt, než jaký při stálých cenách ekonomika vytváří“* (Jurečka a kol., 2017, str. 137). Poptávka tak začíná narážet na nabídku statků, která se z kapacitních důvodů není schopna poptávce přizpůsobit. K obnovení rovnováhy lze dospět vzestupem cenové hladiny, tedy inflací. Tato inflace bývá někdy označována rovněž termínem *„inflace tažená poptávkou“* ve snaze zvýraznit skutečnost, že jsou ceny nahoru taženy právě vysokou poptávkou (Tuleja a kol., 2012, str. 119).

Na následujícím Grafu 5 je znázorněna situace, kdy zvýšení, tj. posun doprava, agregátní poptávky AD vyvolává tlak na zvýšení nabídky. Původní rovnováha v bodě E_1 při rovnovážném produktu Y_1 a rovnovážné ceně P_1 se se zvýšením AD' přesune do bodu E_2 a současně vzroste cenová hladina P_2 .

Graf 5: Inflace tažená poptávkou

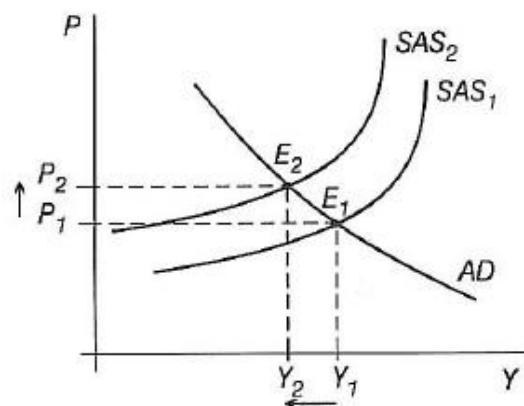


Zdroj: Pavelka, 2007, str. 140

Příčinu tohoto jevu lze sledovat ve vyšším nárůstu nominálních mezd oproti produktivitě, kdy dochází k nepokrytí zvýšené poptávky nabídkou, dále v příliš levných úvěrech v důsledku státních opatření vedoucích k navýšení spotřeby a investic nebo ve zvýšení vládních výdajů bez odpovídajícího nárůstu nabídky (Brčák a kol., 2014, str. 133).

Na druhé straně **nabídková** (někdy také nákladová) **inflace** tkví v poklesu agregátní nabídky vlivem velkého vzestupu cen vstupů do výroby, tzn. růstem nákladů na mzdy, materiál či energie. Zvýšení těchto nákladů vede za jinak nezměněných podmínek (tj. v rámci daných rozpočtových omezení firem) k omezení produkce, což při stávající poptávce vede k růstu cen. Rostoucí náklady tak tlačí ceny nahoru, a proto lze tuto inflaci nazývat i jako „inflaci taženou náklady“ (Jurečka a kol., 2017, str. 139).

Graf 6: Inflace tažená náklady



Zdroj: Pavelka, 2007, str. 141

Graf 6 zachycuje situaci, kdy pokles krátkodobé agregátní nabídky *SAS* vyvolává zvýšení cenové hladiny. Ve výchozím rovnovážném bodě E_1 jsou plně využity výrobní faktory. Pokud tedy dojde k růstu nákladů podniků, přičemž agregátní poptávka *AD* zůstane stejná, dojde v důsledku poklesu *SAS* k poklesu produktu a současně k růstu cenové hladiny na úroveň P_2 .

Tento růst nákladů a následnou nabídkovou inflaci může způsobit například rychlejší růst nominálních mezd jako nákladů firem oproti produktivitě práce, růst cen surovin a energií, oslabení měnového kurzu, a tedy i růst cen importovaného zboží a služeb nebo také úsilí firem zvyšovat ceny jejich produkce (Brčák a kol., 2014, str. 133-134).

Změny v agregátní poptávce a nabídce jsou pro ekonomické subjekty často nečekané a působí jako náhlé cenové šoky, nikoli však všechny. Existuje totiž určité inflační očekávání vzniklé neustálým přizpůsobováním se přetrvávající inflaci, které ekonomické subjekty zohledňují při svých kalkulacích, čímž vzniká prostor pro **inflaci setrvačnou**. Její příčiny jsou v podstatě spíše psychologické, jelikož má tendenci setrvávat na původní úrovni bez objektivních příčin (Holman, 2002, str. 554-555).

4.4.3 Důsledky inflace

Inflace je považována převážně za škodlivý ekonomický jev, jejíž účinky se dostávají v nejrůznějších kombinacích a s různou intenzitou v závislosti na jejím typu a míře působení. Jedním ze základních problémů, který inflace způsobuje je narušení rovnováhy peněžních toků a tím i všech částí ekonomiky. Pokud totiž peníze přestávají plnit svou funkci jakožto uchovatel hodnoty, dochází k přerozdělování bohatství od věřitelů k dlužníkům. Pokud je míra inflace vyšší než nominální úroková míra, klesá absolutně hodnota vkladů a půjček, čímž se snižuje hodnota dluhu dlužníků. Pro věřitele je naopak velmi nevýhodná (Brčák a kol., 2014, str. 137).

Dále inflace vnáší velkou míru nejistoty do ekonomického, zejména pak investičního rozhodování. Oblast investic je sice vždy spojena s rizikem, avšak dochází-li navíc k obtížně předvídatelným cenovým pohybům, rizikovost se dále zvyšuje. S tímto dopadem inflace souvisí i uzavírání dlouhodobých a kooperačních smluv, jelikož inflace znemožňuje výhled do vzdálenější ekonomické budoucnosti, bez něhož se významné ekonomické akce jen těžko realizují. Toto nejisté ekonomické prostředí nehraje do karet ani firmám a podnikatelům,

kterým znejišťuje budoucí vývoj, protože pokud je inflace vysoká, neláká toto prostředí ani potenciální investory (Jurečka a kol., 2017, str. 145-146).

Inflace zároveň demotivuje ke spoření, které se stává nevýhodné a podněcuje ekonomické subjekty k okamžité spotřebě. Může však vyvolat změny ve struktuře spotřeby. Růst cen základních statků a služeb si totiž dle slov Brčáka a kol. (2014, str. 138) „žádá přesun větší části důchodu na tyto statky na úkor jiných, které spotřebitel původně pořizoval. Na to pak musí reagovat i výrobci a vyvolává to strukturální přesuny ve výrobě, které mohou narušit rovnováhu hospodářství.“

Z hlediska dobrého fungování tržní ekonomiky hrají důležitou roli i ceny kvůli své informační funkci. Inflace však způsobuje, že do jisté míry ztrácejí svou informační kvalitu díky inflačnímu šumu, který zamlžuje jejich vypovídací schopnost a zhoršuje orientaci lidí na trhu. „Čím vyšší a proměnlivější je inflace, tím silnější je tento „šum“ a tím menší vypovídací schopnost ceny mají“ (Holman, 2002, str. 546).

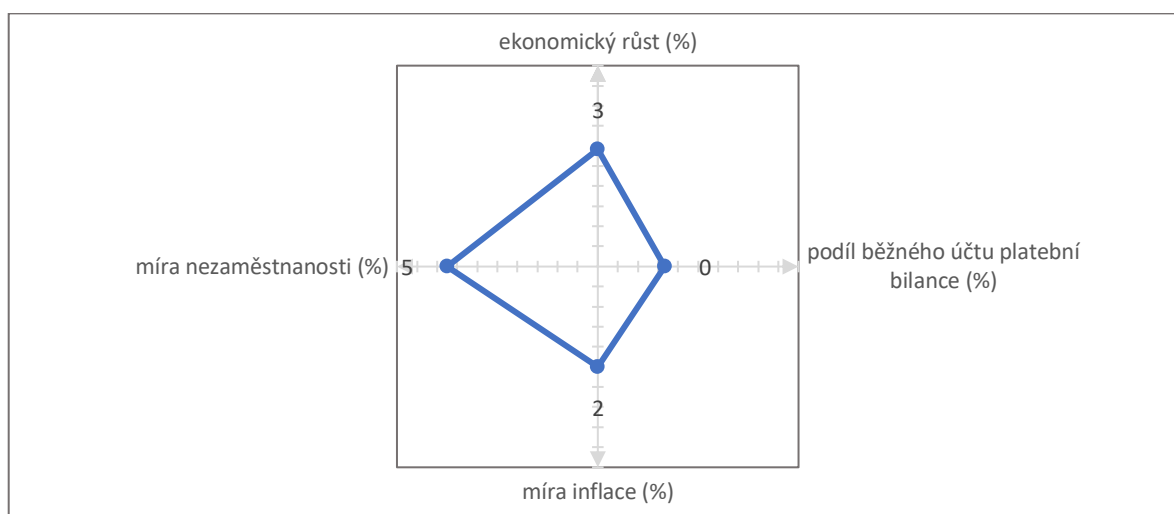
4.5 Magický čtyřúhelník

Tradiční cíle hospodářské politiky uvedené v kapitole 4.1 lze graficky znázornit pomocí tzv. **Kaldorova magického čtyřúhelníku**, jehož pojmenování vychází ze jména autora, jímž byl britský ekonom Nicholas Kaldor. Tento makroekonomický nástroj vypovídá o míře úspěšnosti stabilizační politiky státu při plnění jednotlivých cílů v daném roce, ale lze jej využít také pro porovnání více ekonomik, jedné ekonomiky za více časových období či jednotlivých odvětví v rámci národního hospodářství (Brčák a kol., 2014, str. 33).

Dle parametrů Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD) má optimální čtyřúhelník podobu (Tuleja a kol., 2012, str. 267):

- průměrné roční tempo růstu reálného produktu – **3 %**,
- průměrná roční míra nezaměstnanosti – **5 %**,
- průměrná roční míra inflace – **2 %**,
- a podíl salda běžného účtu platební bilance na nominálním produktu – **0 %**.

Graf 7: Optimální magický čtyřúhelník dle OECD



Zdroj: vlastní zpracování dle Tuleji a kol., 2012

Z pohledu Hřebíka (2013, str. 227) je tento čtyřúhelník konstruován podle zásady, která tvrdí, že „čím větší vzdálenost od průsečíku os má zanesený bod, tím lepší hospodářské statistiky vykazuje ekonomika.“ Dle Jurečky (2017, str. 352) však „dlouhodobá zkušenost ukazuje, že nelze dosahovat všech čtyř hospodářsko-politických cílů najednou.“ Snaha o dosažení jednoho cíle se totiž zpravidla dostává do konfliktu se snahou o dosažení cíle jiného a z toho důvodu musí vláda předem zvolit, který z cílů upřednostní při provádění své hospodářské politiky.

Konfliktnost těchto hospodářských cílů zachycuje například Okunův zákon či Phillipsova křivka.

4.5.1 Okunův zákon

Zásadní dopad na každý hospodářský cyklus má bezesporu nárůst nezaměstnanosti. Jelikož s poklesem výroby klesá množství potřebných vstupů, firmy nenajímají nové pracovníky a někdy dochází i k propouštění pracovníků stávajících (Samuelson a Nordhaus, 2007, str. 653). Tento negativní vzájemný vztah mezi mírou nezaměstnanosti a tempem ekonomického růstu popisuje právě tzv. **Okunův zákon**, který byl v ekonomické teorii poprvé zformulován americkým ekonomem A.M. Okunem (Brčák a kol., 2014, str. 150).

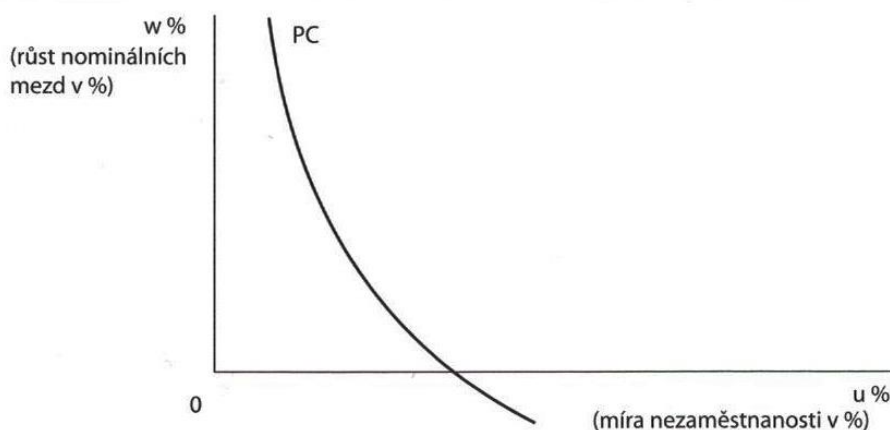
Okunův zákon dle Samuelsona a Nordhause (2007, str. 653-654) říká, že pokles reálného HDP přibližně o dvě procenta pod úroveň potenciálního produktu s sebou nese zvýšení nezaměstnanosti o jeden procentní bod. Z toho vyplývá, že nezaměstnanost se

nemění, pokud skutečné i potenciální HDP roste stejným tempem a dále rovněž platí, že pokud se má nezaměstnanost snížit, musí skutečné HDP růst rychleji než potenciální.

4.5.2 Phillipsova křivka

Původní Phillipsova křivka zkoumá inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou nominálních mezd neboli mzdovou inflací. Tato křivka znázorněná na Grafu 8 má klesající charakter a vyjadřuje skutečnost, že s rostoucí mírou nominálních mezd klesá míra nezaměstnanosti. Je třeba podotknout, že Phillipsova křivka ve svém původním pojetí nepřipouští nulovou míru nezaměstnanosti. V době jejího vzniku se sice s pojmem přirozené míry nezaměstnanosti ještě nepochybovalo, nicméně bylo evidentní, že i přes rovnováhu na trhu práce se může nezaměstnanost vyskytovat, a to konkrétně v dobrovolné podobě. Hodnotě této nezaměstnanosti odpovídá nulová hodnota růstu mezd, což je bod, kde Phillipsova křivka protíná vodorovnou osu (Jurečka a kol., 2017, str. 171).

Graf 8: Původní Phillipsova křivka



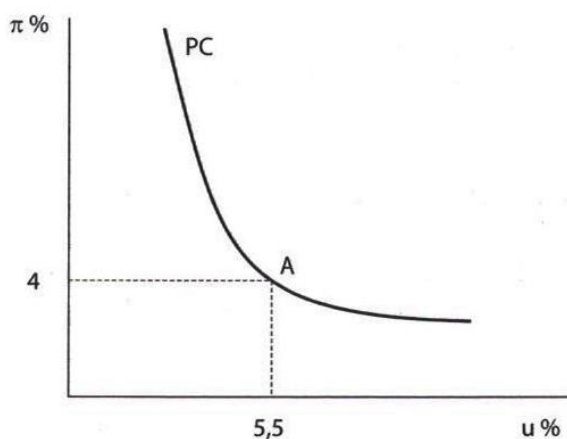
Zdroj: Jurečka a kol., 2017, str.171

Vysvětlení této křivky rovněž spočívá v tom, že čím vyšší je míra nezaměstnanosti, tím nižší je míra růstu mezd, tedy mzdové inflace. Při nižší míře nezaměstnanosti si totiž pracovníci mohou dovolit žádat vyšší mzdy a podniky tak musí vynaložit větší množství finančních prostředků pro získání lidí potřebné kvalifikace než v případě, kdy je na trhu práce vysoká nabídka. V takové situaci jsou totiž pracovníci ochotni pracovat i při nižší mzdové sazbě (Brčák a kol., 2014, str. 153).

Modifikovaná Phillipsova křivka vzešla z úvah P. A. Samuelsona a R. M. Solowa, kteří nahradili míru mzdové inflace mírou růstu cenové hladiny, resp. mírou inflace, a výsledkem se tak stala cenově inflační verze Phillipsovy křivky. Tito autoři vycházeli

z předpokladu, že firmy zvyšují své ceny podle toho, jak jim rostou náklady. Žádoucí nízká míra nezaměstnanosti je tak doprovázena nežádoucí vysokou mírou inflace a naopak (Holman, 2002, str. 557).

Graf 9: Modifikovaná Phillipsova křivka



Zdroj: Jurečka a kol., 2017, str.173

S další kritikou Phillipsovy křivky přišel M. Friedman spolu s E. Phelpsem. Původní mzdová Phillipsova křivka byla doplněna o očekávanou míru inflace, čímž vznikla **rozšířená Phillipsova křivka**. Z výsledného vztahu plyne, že skutečná míra inflace se rovná očekávané míře inflace pouze tehdy, jestliže se skutečná míra nezaměstnanosti rovná přirozené míře nezaměstnanosti (Sekerka a kol., 2015, str. 282). Pavelka (2007, str. 153) navíc dodává, že volba mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace existuje pouze v krátkém období, jelikož v dlouhém období se nezaměstnanost nachází vždy na své přirozené míře a míra inflace akceleruje.

5 Vlastní práce

Analytická část této diplomové práce je zaměřena na ekonometrické modelování tří makroekonomických ukazatelů, a to konkrétně HDP, obecné míry nezaměstnanosti a míry inflace. Nejprve je vytvořen jednorovnicový model pro každý z těchto ukazatelů a poté je zkonstruován rovněž model simultánní. Všechny tyto modely tvoří časové řady s roční frekvencí od roku 1995 do 2019 sestavené na základě údajů z Českého statistického úřadu a veřejné databáze ARAD, která je součástí informačního servisu ČNB. Podkladová data k jednotlivým modelům jsou součástí příloh této práce.

5.1 Model HDP

Tento model zkoumá závislost HDP na obecné míře nezaměstnanosti, míře inflace vyjádřené pomocí indexu spotřebitelských cen, čistém disponibilním důchodu domácností, tvorbě hrubého fixního kapitálu a průměrné hrubé měsíční mzdě. Původní výběr relevantních proměnných mající vliv na HDP obsahoval mimo jiné i výdaje na spotřebu domácností, vládní výdaje, míru ekonomické aktivity, ekonomicky aktivní obyvatelstvo či některé zpožděné vysvětlující proměnné, avšak z důvodu jejich nevýznamnosti byly z modelu vyřazeny. Konkrétní hodnoty vybraných proměnných v období 1995 až 2019 jsou zaznamenané v Příloze 2.

Tabulka 2: Deklarace proměnných modelu HDP

Označení	Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
y_1	HDP	endogenní	mld. Kč	HDP
x_1	jednotkový vektor	exogenní	-	const
x_2	obecná míra nezaměstnanosti	exogenní	%	OMN
x_3	míra inflace	exogenní	%	M_INF
x_4	čistý disponibilní důchod domácností	exogenní	mld. Kč	CDD
x_5	tvorba hrubého fixního kapitálu	exogenní	mld. Kč	THFK
x_6	průměrná hrubá měsíční mzda	exogenní	Kč	PHM
u_1	náhodná složka	stochastická	-	-

Zdroj: vlastní zpracování

Zápis ekonomického modelu:

$$y_1 = fce(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6)$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_{1t}$$

5.1.1 Teoretické předpoklady

Na základě získaných poznatků jsou pro všechny proměnné zahrnuté do modelu definovány výchozí předpoklady:

1. Mezi mírou nezaměstnanosti a hrubým domácím produktem existuje vzájemný negativní vztah, který popisuje Okunův zákon. Dle tohoto zákona by měl růst míry nezaměstnanosti vést k poklesu hrubého domácího produktu a naopak.
2. Existuje rovněž souvislost mezi ekonomickým růstem a inflací. Pokud totiž ekonomika roste, zpravidla dochází také k růstu inflace, pokud je naopak ekonomika v poklesu, dochází také k poklesu inflace. Tento jev může být spojen například se zvýšením úrokových sazeb, které způsobí, že se subjekty omezí jen na nezbytné investice, čímž se sníží HDP.
3. Čistý disponibilní důchod domácností představuje částku, kterou mohou domácnosti věnovat na konečnou spotřebu nebo na úspory. Pokud tedy čistý disponibilní důchod poroste, lze při obvyklém spotřebním chování očekávat i zvýšení HDP. Odchýlení od obvyklého vývoje může nastat v případě hospodářské krize, kdy se lidé spíše než na spotřebu, soustředí na úspory.
4. Tvorba hrubého fixního kapitálu obsahuje hodnotu pořízení hmotného i nehmotného investičního majetku. Jedná se současně o položku výdajové metody výpočtu HDP a z toho důvodu je zřejmé, že její nárůst způsobí rovněž nárůst HDP.
5. V případě růstu průměrné hrubé měsíční mzdy dochází i k nárůstu prostředků, které mohou domácnosti využít ke své vlastní spotřebě. Právě spotřeba domácností je stejně jako hrubý fixní kapitál jednou z komponent výdajové metody výpočtu HDP, což znamená, že vyšší průměrná měsíční mzda povede ke i zvýšení HDP.

5.1.2 Korelační matice

Před samotným odhadem strukturálních parametrů rovnice modelu HDP je nutné sestavit korelační matici prostřednictvím SW Gretl a prozkoumat výskyt multikolinearity pomocí párových korelačních koeficientů. V souvislosti s touto diplomovou prací se za vysokou multikolinearitu považují hodnoty koeficientů 0,8 a vyšší.

Tabulka 3: Korelační matice modelu HDP (1995-2019)

HDP	OMN	M_INF	CDD	THFK	d_PHM	
1,000	-0,532	-0,569	0,992	0,978	0,987	HDP
	1,000	-0,215	-0,501	-0,551	-0,455	OMN
		1,000	-0,613	-0,521	-0,627	M_INF
			1,000	0,965	0,991	CDD
				1,000	0,952	THFK
					1,000	d_PHM

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Na základě výše uvedené korelační matice lze konstatovat, že se v modelu vyskytuje vysoká multikolinearita ve třech případech, a to konkrétně mezi proměnnými hrubého fixního kapitálu a čistého disponibilního důchodu domácností, dále mezi průměrnou hrubou měsíční mzdou a čistým disponibilním důchodem a v poslední řadě také mezi průměrnou hrubou měsíční mzdou a hrubým fixním kapitálem. Jelikož je vysoká intenzita závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými nežádoucí, je třeba ji odstranit.

Pro vyřešení tohoto nežádoucího stavu je zvolena transformace průměrné hrubé měsíční mzdy do formy prvních diferencí a její upravené hodnoty jsou součástí Přílohy 3. Naopak silná párová korelace v souvislosti s proměnnou HDP se považuje za žádoucí, jelikož se jedná o vztah vysvětlované a vysvětlující proměnné.

Tabulka 4: Upravená korelační matice modelu HDP (1996-2019)

HDP	OMN	M_INF	CDD	THFK	d_PHM	
1,000	-0,634	-0,514	0,353	0,977	0,3541	HDP
	1,000	-0,147	-0,241	-0,658	-0,7407	OMN
		1,000	-0,213	-0,457	0,188	M_INF
			1,000	0,962	0,357	CDD
				1,000	0,433	THFK
					1,000	d_PHM

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Po zavedení prvních diferencí do modelu je patrné, že se vysokou multikolinearitu podařilo zčásti eliminovat. Zbylé proměnné spojené s vysokou multikolinearitou, tj. hrubý fixní kapitál a čistý disponibilní důchod, vykazují vysokou statistickou významnost a z toho důvodu je možné tuto závislost ignorovat. Díky nezbytným úpravám je současně zkrácena časová řada z 25 pozorování na konečných 24 a výsledný model tak zahrnuje období v průběhu let 1996 až 2019.

5.1.3 Odhad modelu

Pro odhad modelu HDP je použita běžná metoda nejmenších čtverců prostřednictvím SW Gretl. Získané hodnoty jsou dále zkoumány v rámci procesu verifikace, a to nejen ekonomické, ale i statistické a ekonometrické.

Obrázek 5: Odhad modelu HDP

Model 1: OLS, za použití pozorování 1996–2019 (T = 24)					
Závisle proměnná: HDP					
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1241,72	244,918	5,070	7,98e-05	***
OMN	-29,4224	14,4850	-2,031	0,0573	*
M_INF	6,76944	8,50159	0,7963	0,4363	
CDD	0,671867	0,0769619	8,730	6,92e-08	***
THFK	1,20278	0,288876	4,164	0,0006	***
d_PHM	-0,122300	0,0362803	-3,371	0,0034	***
Střední hodnota závisle proměnné			3965,215		
Sm. odchylka závisle proměnné			736,4805		
Součet čtverců reziduí			69927,32		
Sm. chyba regrese			62,32857		
Koeficient determinace			0,994395		
Adjustovaný koeficient determinace			0,992838		
F(5, 18)			638,6528		
P-hodnota(F)			1,34e-19		
Logaritmus věrohodnosti			-129,7804		
Akaikovo kritérium			271,5608		
Schwarzovo kritérium			278,6292		
Hannan-Quinnovo kritérium			273,4361		
rho (koeficient autokorelace)			0,106809		
Durbin-Watsonova statistika			1,620810		

Zdroj: SW Gretl

Zápis odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 1241,72 - 29,422x_{2t} + 6,769x_{3t} + 0,672x_{4t} + 1,203x_{5t} - 0,122x_{6t} + u_{1t}$$

(244,918***)
(14,485*)
(8,502)
(0,077***)
(0,289***)
(0,036***)

5.1.4 Ekonomická verifikace

Po odhadnutí strukturálních parametrů ekonometrického modelu je třeba nejprve ověřit, zda jsou všechny odhady v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Porovnává se především směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Je rovněž nutné zmínit, že jednotlivé odhady parametrů jsou interpretovány za podmínek *ceteris paribus*, tj. za jinak stejných podmínek.

Tabulka 5: Ekonomická verifikace modelu HDP

Parametr	Hodnota	Interpretace
γ_1	1241,720	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude hodnota HDP 1 241,720 mld. Kč.
γ_2	-29,422	Pokud se zvýší obecná míra nezaměstnanosti o 1 %, sníží se hodnota HDP o 29,422 mld. Kč za rok, <i>ceteris paribus</i> .
γ_3	6,769	Pokud se zvýší míra inflace o 1 %, zvýší se hodnota HDP o 6,769 mld. Kč za rok, <i>ceteris paribus</i> .
γ_4	0,672	Pokud se zvýší čistý disponibilní důchod domácností o 1 mld. Kč, zvýší se hodnota HDP o 0,672 mld. Kč za rok, <i>ceteris paribus</i> .
γ_5	1,203	Pokud se zvýší tvorba hrubého fixního kapitálu o 1 mld. Kč, zvýší se hodnota HDP o 1,203 mld. Kč za rok, <i>ceteris paribus</i> .
γ_6	-0,122	Pokud se zvýší průměrná hrubá měsíční mzda o 1 Kč, sníží se hodnota HDP o 0,122 Kč mld. Kč za rok, <i>ceteris paribus</i> .

Zdroj: vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů odpovídá z hlediska směru předem stanoveným předpokladům. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou lze dle uvážení také považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odklání od výchozí ekonomické teorie, se pojí s proměnnou průměrné hrubé měsíční mzdy. Pokud se totiž zvýší průměrná hrubá měsíční mzda, hodnota HDP by se dle očekávání měla pohybovat stejným směrem. Rozdílný výstup modelu lze vysvětlit například rostoucími náklady zaměstnavatelů, které se zvyšují současně s růstem průměrné hrubé měsíční mzdy. Tato situace může následně vést k propouštění pracovníků a nárůstu nezaměstnanosti, což je bezesporu spojeno i s poklesem HDP. Je však namístě zvážit nespočet dalších vlivů, které mohou být s tímto jevem spojeny.

5.1.5 Statistická verifikace

Ověření statistické významnosti odhadnutých parametrů je realizováno prostřednictvím t-testu, jehož nulová hypotéza říká, že parametr není statisticky významný. V případě, že je výsledná p-hodnota nižší než zvolená hladina významnosti α , zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametru.

Tabulka 6: Statistická významnost parametrů modelu HDP

	 t-podíl 	p-hodnota	
const	5,070	<0,0001	***
OMN	-2,031	0,0573	*
M_INF	0,796	0,4363	
CDD	8,730	<0,0001	***
THFK	4,164	0,0006	***
d_PHM	-3,371	0,0034	***

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Na základě Tabulky 6 lze konstatovat, že čtyři ze šesti proměnných jsou významné na hladině významnosti 0,01. Jedná se konkrétně o konstantu, čistý disponibilní důchod domácností, tvorbu hrubého fixního kapitálu a průměrnou hrubou měsíční mzdu. Proměnná obecné míry nezaměstnanosti je pak statisticky významná na hladině 0,1. V souvislosti s proměnnou míry inflace se však nulová hypotéza přijímá, což značí její nevýznamnost. Dále lze vyhodnotit také významnost modelu jako celku, a to pomocí F-testu. Obdobně jako u výše provedeného t-testu je třeba porovnat získanou p-hodnotu s hladinou významnosti a podle toho buď přijmout či zamítnout nulovou hypotézu. Pomocí výsledné p-hodnoty uvedené na Obrázku 5 tak bylo ověřeno, že tento model lze považovat za statisticky významný.

Na závěr statistické verifikace je třeba posoudit také shodu modelu s daty. Adjustovaný koeficient determinace v tomto případě dosahuje hodnoty 0,9928, z čehož vyplývá, že změny hrubého domácího produktu jsou vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 99,28 %.

5.1.6 Ekonometrická verifikace

Součástí ekonometrické verifikace je ověření heteroskedasticity, autokorelace a normality reziduí prostřednictvím SW Gretl.

Tabulka 7: Vyhodnocení ekonometrické verifikace modelu HDP

Heteroskedasticita – Breusch-Paganův test
H ₀ : Homoskedasticita.
H ₁ : Heteroskedasticita.
s p-hodnotou = 0,925923
Autokorelace – Breusch-Godfreův test
H ₀ : Nepřítomnost autokorelace.
H ₁ : Přítomnost autokorelace.
s p-hodnotou = 0,634
Test normality reziduí
H ₀ : Náhodná složka je normálně rozdělena.
H ₁ : Náhodná složka není normálně rozdělena.
s p-hodnotou = 0,71063

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Všechny testy uvedené v Tabulce 7 vychází z nulové hypotézy formulované žádoucím způsobem pro model. Aby však nulová hypotéza byla přijata a tím i potvrzen daný předpoklad, je nutné, aby příslušná p-hodnota byla větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Kompletní výstupy všech testů ze SW Gretl jsou součástí Příloh 5-8.

Pro ověření přítomnosti heteroskedasticity v modelu je využit Breusch-Paganův test, jehož nulová hypotéza předpokládá homoskedasticitu. Jelikož výsledná p-hodnota dosahuje hodnoty 0,926, nulová hypotéza se přijímá, čímž je homoskedasticita v modelu potvrzena. Dále je v modelu testována autokorelace reziduí prvního řádu prostřednictvím Breusch-Godfreyho testu. Nulová hypotéza tohoto testu říká, že v modelu není přítomna autokorelace. Na základě výstupu tohoto testu lze nepřítomnost autokorelace rovněž potvrdit, neboť výsledná p-hodnota 0,634 je vyšší než hladina významnosti.

Při testování normálního rozdělení náhodné složky byla zjištěna p-hodnota rovna 0,711, která je vyšší než zvolená hladina významnosti, tudíž nelze zamítnout nulovou hypotézu a normální rozdělení náhodné složky je také potvrzeno.

5.1.7 Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za období 1996 až 2019 jsou vypočteny pomocí vzorce 3.21 a zaznamenány v Tabulce 8.

Tabulka 8: Koeficienty pružnosti proměnných modelu HDP

	γ_i	x_i	\hat{y}	E
OMN	-29,422	6,1	3 966,12	-0,045
M_INF	6,769	3,1	3 966,12	0,005
CDD	0,672	2584,45	3 966,12	0,438
THFK	1,203	1061,07	3 966,12	0,322
d_PHM	-0,122	1 075	3 966,12	-0,033

Zdroj: vlastní zpracování

Interpretace:

- Pokud se zvýší obecná míra nezaměstnanosti o 1 %, sníží se hodnota HDP o 0,05 %, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší míra inflace o 1 %, zvýší se hodnota HDP o 0,01 %, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší čistý disponibilní důchod domácností o 1 %, zvýší se hodnota HDP o 0,44 %, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší hrubý fixní kapitál o 1 %, zvýší se hodnota HDP o 0,32 %, ceteris paribus.
- Pokud se změní průměrná hrubá měsíční mzda o 1 %, změní se hodnota HDP o 0,03 %, ceteris paribus.

Jak již bylo vysvětleno v teoretické části práce, pružnost umožňuje vyjádřit vliv vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou v procentech při odlišných jednotkách. Dle hodnot v Tabulce 8 je patrné, že největší vliv na proměnnou HDP má čistý disponibilní důchod domácností s koeficientem pružnosti 0,44. Na základě této interpretace lze daný parametr považovat za platný, jelikož se předpokládá, že zvýšení čistého disponibilního důchodu zpravidla způsobí i nárůst HDP. Viditelný vliv na hodnotu HDP má také proměnná hrubého fixního kapitálu. Výsledné hodnoty elasticity zároveň značí o celkové nepružnosti všech proměnných, jelikož 1 % těchto proměnných vyvolá nižší než 1% změnu HDP. Nejnižší vliv z těchto proměnných na vysvětlovanou proměnnou má míra inflace.

V souhrnu lze na všechny uvedené parametry nahlížet jako na platné. Je však nutné zmínit, že u proměnné průměrné hrubé měsíční mzdy lze brát v úvahu pouze intenzitu působení, jelikož v průběhu modelování došlo k nezbytné transformaci dat této proměnné do formy prvních diferencí vzhledem k přítomnosti vysoké multikolinearity v původním modelu.

5.1.8 Shrnutí modelu HDP

Model HDP sestává z vysvětlované proměnné a šesti proměnných vysvětlujících. S výjimkou průměrné hrubé měsíční mzdy odpovídají všechny zvolené proměnné předem stanoveným předpokladům a rovněž jejich intenzita se dá dle uvážení považovat za reálnou. V souhrnu lze na tento model podle statistické verifikace nahlížet jako na statisticky významný. Přestože je jeho součástí jedna nevýznamná proměnná, na významnost modelu jako celku to nemá vliv. Adjustovaný koeficient determinace současně značí, že změny hrubého domácího produktu jsou vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 99,28 %. V modelu je dále v rámci ekonometrické verifikace potvrzena nepřítomnost heteroskedasticity i autokorelace a také náhodná složka vykazuje normální rozdělení. Pro porovnání intenzity působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou jsou vypočteny průměrné koeficienty pružnosti jednotlivých proměnných v období let 1996 až 2019. Tímto krokem zároveň došlo k potvrzení stanovené hypotézy H_1 :

H_1 : Změny HDP jsou nejvíce ovlivňovány změnami čistého disponibilního důchodu domácností.

Z výsledných hodnot je totiž zřejmé, že největší vliv na proměnnou HDP má právě proměnná čistého disponibilního důchodu domácností s koeficientem pružnosti 0,44. Na druhém místě se pak nachází tvorba hrubého fixního kapitálu.

5.2 Model nezaměstnanosti

Model obecné míry nezaměstnanosti vychází z obecných předpokladů ekonomické teorie a zkoumá závislost této proměnné na hrubém domácím produktu, míře inflace, minimální mzdě, výdajích na aktivní politiku zaměstnanosti a počtu nezaměstnaných osob v předchozím období. Do modelu byly zahrnuty i proměnné jako ekonomicky aktivní obyvatelstvo, počet volných pracovních míst, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti či počet zaměstnaných, nicméně díky jejich nulové významnosti a nižšímu výslednému koeficientu determinace byly z modelu odstraněny. Konkrétní hodnoty vybraných proměnných zaznamenané v letech 1995 až 2019 jsou součástí Přílohy 9.

Tabulka 9: Deklarace proměnných modelu nezaměstnanosti

Označení	Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
y_1	obecná míra nezaměstnanosti	endogenní	%	OMN
x_1	jednotkový vektor	exogenní	-	const
x_2	HDP	exogenní	mld. Kč	HDP
x_3	míra inflace	exogenní	%	M_INF
x_4	minimální mzda	exogenní	Kč	MIN_M
x_5	výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti	exogenní	mld. Kč	VAP
$x_{6(t-1)}$	počet nezaměstnaných osob v předchozím období	exogenní	tis. osob	PNO _(t-1)
u_1	náhodná složka	stochastická	-	-

Zdroj: vlastní zpracování

Zápis ekonomického modelu:

$$y_1 = fce(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_{6(t-1)})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6(t-1)} + u_{1t}$$

5.2.1 Teoretické předpoklady

Na základě získaných poznatků jsou pro všechny proměnné zahrnuté do modelu definovány výchozí předpoklady:

1. Jak již bylo zmíněno u modelu HDP, existuje určitý negativní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a hrubým domácím produktem, který popisuje Okunův zákon. Lze tedy očekávat, že růst míry nezaměstnanosti povede k poklesu hrubého domácího produktu.
2. Inverzní vztah existuje dle Phillipsovy křivky také mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti. Z této křivky vyplývá, že žádoucí nízká míra nezaměstnanosti je doprovázena nežádoucí vysokou mírou inflace a naopak.
3. Dle údajů Úřadu vlády ČR – Odboru analýz a informací dále nelze jednoznačně určit obecný závěr a predikovat směr vlivu minimální mzdy na míru nezaměstnanosti, nicméně dle řady výzkumů existují možné negativní dopady minimální mzdy na

nezaměstnanost. Pokud je totiž minimální mzda nastavena příliš vysoko, snižuje se poptávka po práci na straně zaměstnavatelů a ve výsledku sice rostoucí minimální mzda zajistí vyšší mzdy, ale pro menší počet zaměstnanců, čímž vzniká nedobrovolná nezaměstnanost (Vláda.cz, online citace, 2021-02-28).

4. Hlavním cílem aktivní politiky zaměstnanosti na trhu práce je zvýšit pracovní příležitosti pro uchazeče o zaměstnání, čímž výrazně přispívá k růstu zaměstnanosti a snižování závislosti na dávkách. Z toho důvodu se předpokládá, že růst výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti je zároveň doprovázen snížením nezaměstnanosti.
5. S růstem počtu nezaměstnaných osob v předchozím období se očekává rovněž růst počtu nezaměstnaných osob v období aktuálním, což současně vypovídá o růstu obecné míry nezaměstnanosti. Jedná se především o problém dlouhodobé nezaměstnanosti.

5.2.2 Korelační matice

Tabulka 10 zobrazuje korelační matici modelu nezaměstnanosti sestavenou před samotným odhadem strukturálních parametrů.

Tabulka 10: Korelační matice modelu nezaměstnanosti (1995-2019)

OMN	HDP	M_INF	MIN_M	VAP	PNO _(t-1)	
1,000	-0,532	-0,215	-0,450	-0,014	0,851	OMN
	1,000	-0,569	0,974	0,616	-0,230	HDP
		1,000	-0,652	-0,677	-0,361	M_INF
			1,000	0,597	-0,221	MIN_M
				1,000	0,276	VAP
					1,000	PNO_(t-1)

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Na první pohled je v modelu patrná vysoká multikolinearita mezi proměnnými minimální mzdy a hrubého domácího produktu. Obdobně jako u modelu HDP je pro eliminaci tohoto nežádoucího stavu zvolena transformace dat do formy prvních diferencí, konkrétně u proměnné minimální mzdy.

Tabulka 11: Upravená korelační matice modelu nezaměstnanosti (1996-2019)

OMN	HDP	M_INF	d_MIN_M	VAP	PNO _(t-1)	
1,000	-0,634	-0,147	-0,312	-0,085	0,845	OMN
	1,000	-0,514	0,266	0,577	-0,387	HDP
		1,000	-0,232	-0,633	0,310	M_INF
			1,000	0,061	-0,144	d_MIN_M
				1,000	-0,226	VAP
					1,000	PNO_(t-1)

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

V důsledku úpravy dat minimální mzdy se podařilo úspěšně odstranit nežádoucí lineární závislost a model je tak možné odhadnout. Současně je však zkrácena časová řada o jedno pozorování a z toho důvodu je pro účely modelování využita datová základna v rozmezí let 1996 až 2019.

5.2.3 Odhad modelu

Pro odhad modelu nezaměstnanosti je použita běžná metoda nejmenších čtverců prostřednictvím SW Gretl.

Obrázek 6: Odhad modelu nezaměstnanosti

Model 2: OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)					
Závisle proměnná: OMN					
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	8,82751	2,24639	3,930	0,0010	***
HDP	-0,00121475	0,000401111	-3,028	0,0072	***
M_INF	-0,247547	0,0883899	-2,801	0,0118	**
d_MIN_M	-0,000919211	0,000422843	-2,174	0,0433	**
VAP	-0,000156275	0,000114427	-1,366	0,1889	
PNO_1	0,0121660	0,00257618	4,722	0,0002	***
Střední hodnota závisle proměnné	6,075000				
Sm. odchylka závisle proměnné	2,014351				
Součet čtverců reziduí	10,18032				
Sm. chyba regrese	0,752046				
Koeficient determinace	0,890915				
Adjustovaný koeficient determinace	0,860614				
F(5, 18)	29,40192				
P-hodnota(F)	4,62e-08				
Logaritmus věrohodnosti	-23,76335				
Akaikovo kritérium	59,52671				
Schwarzovo kritérium	66,59503				
Hannan-Quinnovo kritérium	61,40194				
rho (koeficient autokorelace)	0,138430				
Durbin-Watsonova statistika	1,552336				

Zdroj: SW Gretl

Zápis odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 8,828 - 0,001x_{2t} - 0,248x_{3t} - 0,0009x_{4t} - 0,0002x_{5t} + 0,012x_{6(t-1)} + u_{1t}$$

(2,246***) (0,0004***) (0,088**) (0,0004**) (0,0001) (0,003***)

5.2.4 Ekonomická verifikace

Výsledné odhady jednotlivých strukturálních parametrů jsou interpretovány za podmínek ceteris paribus, tj. za jinak stejných podmínek.

Tabulka 12: Ekonomická verifikace modelu nezaměstnanosti

Parametr	Hodnota	Interpretace
γ_1	8,828	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude obecná míra nezaměstnanosti 8,828 %.
γ_2	-0,001	Pokud se zvýší hodnota HDP o 1 mld. Kč, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,001 % za rok, ceteris paribus.
γ_3	-0,248	Pokud se zvýší míra inflace o 1 %, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,248 % za rok, ceteris paribus.
γ_4	-0,0009	Pokud se zvýší minimální mzda o 1 Kč, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,0009 % za rok, ceteris paribus.
γ_5	-0,0002	Pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti o 1 mld. Kč, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,0002 % za rok, ceteris paribus.
γ_6	0,012	Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 tis. osob, zvýší se obecná míra nezaměstnanosti o 0,012 % za rok, ceteris paribus.

Zdroj: vlastní zpracování

S výjimkou proměnné minimální mzdy jsou všechny uvedené parametry v souladu s výchozí ekonomickou teorií a lze je proto považovat za ověřené. Vysvětlení pro odchýlení minimální mzdy od teoretických předpokladů lze nalézt například u odborníků Úřadu vlády ČR – Odboru analýz a informací, kteří tvrdí, jak již bylo uvedeno výše, že nelze jednoznačně určit obecný závěr a predikovat směr vlivu minimální mzdy na míru nezaměstnanosti.

Intenzitu působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou lze za podmínek ceteris paribus dle uvážení považovat za reálnou.

5.2.5 Statistická verifikace

Ověření statistické významnosti odhadnutých parametrů je realizováno prostřednictvím t-testu, jehož nulová hypotéza říká, že parametr není statisticky významný. V případě, že je výsledná p-hodnota nižší než zvolená hladina významnosti, zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametru.

Tabulka 13: Statistická významnost parametrů modelu nezaměstnanosti

	t-podíl	p-hodnota	
const	3,930	0,0010	***
HDP	-3,028	0,0072	***
M_INF	-2,801	0,0118	**
d_MIN_M	-2,174	0,0433	**
VAP	-1,366	0,1889	
PNO_1	4,722	0,0002	***

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Z Tabulky 13 vyplývá, že kromě výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti jsou všechny proměnné statisticky významné. Zatímco míra inflace a minimální mzda jsou významné na hladině významnosti 0,05, proměnné HDP, počtu nezaměstnaných osob v předchozím období i konstanta jsou významné na hladině 0,01. Obdobně jako u modelu HDP je testována významnost modelu jako celku pomocí F-testu. I v tomto případě lze celý model považovat za statisticky významný vzhledem k výsledné p-hodnotě uvedené na Obrázku 6.

Shoda modelu s daty je zkoumána pomocí adjustovaného koeficientu determinace, jehož hodnota je rovna 0,8606. Tato hodnota značí, že změny obecné míry nezaměstnanosti jsou vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 86,06 %.

5.2.6 Ekonometrická verifikace

Součástí ekonometrické verifikace je ověření heteroskedasticity, autokorelace a normality reziduí prostřednictvím SW Gretl. V Tabulce 14 jsou následně uvedeny všechny použité testy, které vychází z nulové hypotézy formulované žádoucím způsobem pro model. Aby však nulová hypotéza byla přijata a tím i potvrzen daný předpoklad, je nutné, aby příslušná p-hodnota byla větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Kompletní výstupy všech testů ze SW Gretl jsou součástí Příloh 12-15.

Tabulka 14: Vyhodnocení ekonometrické verifikace modelu nezaměstnanosti

Heteroskedasticita – Breusch-Paganův test
H ₀ : Homoskedasticita.
H ₁ : Heteroskedasticita.
s p-hodnotou = 0,163261
Autokorelace – Breusch-Godfreův test
H ₀ : Nepřítomnost autokorelace.
H ₁ : Přítomnost autokorelace.
s p-hodnotou = 0,506
Test normality reziduí
H ₀ : Náhodná složka je normálně rozdělena.
H ₁ : Náhodná složka není normálně rozdělena.
s p-hodnotou = 0,92600

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Přítomnost heteroskedasticity v modelu je zjišťována pomocí Breusch-Paganova testu. Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,163 a z toho důvodu nelze zamítnout nulovou hypotézu na zvolené hladině významnosti, tj. v modelu není přítomna heteroskedasticita. Na základě vyhodnocení Breusch-Godfreyho testu je splněn rovněž předpoklad nepřítomnosti autokorelace prvního řádu, jelikož výsledná hodnota dosáhla hodnoty 0,506. Nulovou hypotézu následně nelze zamítnout ani v případě testování normality reziduí, protože získaná p-hodnota 0,926 je vyšší než zvolená hladina významnosti.

5.2.7 Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za období 1996 až 2019 jsou vypočteny pomocí vzorce 3.21 a zaznamenány v Tabulce 15. Tyto koeficienty umožňují vyjádřit vliv vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou v procentech při odlišných jednotkách.

Tabulka 15: Koeficienty pružnosti proměnných modelu nezaměstnanosti

	γ_i	x_i	\hat{y}	E
HDP	-0,001	3 965,22	6,70	-0,592
M_INF	-0,248	3,1	6,70	-0,115
d_MIN_M	-0,0009	465	6,70	-0,062
VAP	-0,0002	4129,51	6,70	-0,123
PNO_1	0,012	321,2	6,70	0,575

Zdroj: vlastní zpracování

Interpretace:

- Pokud se zvýší hodnota HDP o 1 %, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,59 %, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší míra inflace o 1 %, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,12 %, ceteris paribus.
- Pokud se změní minimální mzda o 1 %, změní se obecná míra nezaměstnanosti o 0,06 %, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti o 1 %, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,12 %, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 %, zvýší se obecná míra nezaměstnanosti o 0,58 %, ceteris paribus.

Z výše uvedených výpočtů je zřejmé, že na obecnou míru nezaměstnanosti působí nejvíce hodnota hrubého domácího produktu. Naopak nejmenší vliv na vysvětlovanou proměnnou vykazuje proměnná minimální mzdy, a to konkrétně 0,06 %. V souhrnu lze všechny uvedené parametry považovat za platné, nicméně právě u minimální mzdy lze brát v úvahu pouze intenzitu působení, nikoliv směr, jelikož v průběhu modelování došlo k nezbytné transformaci dat této proměnné do formy prvních diferencí vzhledem k přítomnosti vysoké multikolinearity v původním modelu.

Stejně jako v předchozím modelu vypovídají výsledné hodnoty koeficientů pružnosti o celkové nepružnosti všech proměnných, jelikož 1 % těchto proměnných vyvolá nižší než 1% změnu obecné míry nezaměstnanosti. Vzhledem k ekonomické teorii však není toto tvrzení nijak překvapivé.

5.2.8 Shrnutí modelu nezaměstnanosti

Druhý model zkoumá závislost obecné míry nezaměstnanosti na hrubém domácím produktu, míře inflace, minimální mzdě, výdajích na aktivní politiku zaměstnanosti a počtu nezaměstnaných osob v předchozím období. V původním modelu je zjištěna vysoká multikolinearita, pro jejíž odstranění je zvolena transformace dat do formy prvních diferencí, konkrétně u proměnné minimální mzdy.

V rámci ekonomické verifikace je ověřeno, že většina odhadnutých parametrů odpovídá z hlediska směru předem stanoveným předpokladům. Jediný parametr vychylující se od výchozí ekonomické teorie se pojí s proměnnou minimální mzdy. Dále je v průběhu

statistické verifikace zjištěna nevýznamnost proměnné výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti, nicméně komplexně lze model považovat jako statisticky významný, jelikož na základě výsledné p-hodnoty se nulová hypotéza F-testu o nevýznamnosti modelu jako celku zamítá. Adjustovaný koeficient determinace rovněž vypovídá o vysoké shodě modelu s daty. Výsledná hodnota 0,8606 totiž udává, že změny hrubého domácího produktu jsou vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 86,06 %. Ekonometrickou verifikací je rovněž potvrzena nepřítomnost heteroskedasticity i autokorelace a současně náhodná složka vykazuje normální rozdělení.

Pro porovnání intenzity působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou jsou vypočteny průměrné koeficienty pružnosti jednotlivých proměnných v období 1996 až 2019. Z výpočtů zaznamenaných v Tabulce 15 lze konstatovat, že největší vliv na proměnnou obecné míry nezaměstnanosti má proměnná HDP s koeficientem pružnosti 0,59. Jinými slovy, zvýšení hodnoty HDP o 1 %, vyvolá snížení obecné míry nezaměstnanosti o 0,59 %, ceteris paribus. Ve výsledných koeficientech lze rovněž najít odpověď na předem stanovenou hypotézu H_2 :

H_2 : Největší vliv na proměnnou obecné míry nezaměstnanosti mají výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti.

Na základě získaných koeficientů je zvolená hypotéza vyvrácena, jelikož elasticita výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti dosahuje pouze hodnoty 0,12. Jak již bylo uvedeno výše, největší vliv na tuto proměnnou je registrován u proměnné HDP. Na druhé straně vykazuje nejmenší vliv na vysvětlovanou proměnnou proměnná minimální mzdy.

5.3 Model inflace

Třetí zkonstruovaný model znázorňuje závislost míry inflace na obecné míře nezaměstnanosti, měnové bázi, diskontní sazbě v předchozím období a směnném kurzu EUR/CZK. Do výběru relevantních proměnných byl zahrnut rovněž státní dluh, index spotřebitelských cen, oběživo, mzdy a platy či reálný efektivní kurzu koruny, nicméně se prokázalo, že nejsou statisticky významné a z toho důvodu byly z modelu vyřazeny.

Z možných variant byla následně vybrána ta, která největší měrou splňovala podmínky ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace. Konkrétní hodnoty vybraných proměnných zaznamenané v letech 1995 až 2019 jsou součástí Přílohy 16.

Tabulka 16: Deklarace proměnných modelu inflace

Označení	Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
y_1	míra inflace	endogenní	%	M_INF
x_1	jednotkový vektor	exogenní	-	const
x_2	obecná míra nezaměstnanosti	exogenní	%	OMN
x_3	měnová báze	exogenní	mld. Kč	MEN_B
$x_{4(t-1)}$	diskontní sazba v předchozím období	exogenní	%	DIS _(t-1)
x_5	směnný kurz EUR/CZK	exogenní	Kč	SMK
u_1	náhodná složka	stochastická	-	-

Zdroj: vlastní zpracování

Zápis ekonomického modelu:

$$y_1 = fce(x_1, x_2, x_3, x_{4(t-1)}, x_5)$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4(t-1)} + \gamma_5 x_{5t} + u_{1t}$$

5.3.1 Teoretické předpoklady

Na základě získaných poznatků jsou pro všechny proměnné zahrnuté do modelu definovány výchozí předpoklady:

1. Dle Phillipsovy křivky existuje inverzní vztah mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti. Z této křivky vyplývá, že žádoucí nízká míra nezaměstnanosti je doprovázena nežádoucí vysokou mírou inflace a naopak.
2. Měnová báze zahrnuje oběživo a rezervy, které drží obchodní banky na účtech u centrální banky. Tím, jak centrální banka využívá nástroje monetární politiky, ovlivňuje množství peněz v oběhu a provádí buď expanzivní nebo restriktivní politiku. Zvýšení peněžní zásoby v rámci monetární expanze sice přispívá k růstu zaměstnanosti a reálného produktu, ale rovněž k růstu cenové hladiny. Naopak snížení peněžní zásoby má za následek snížení míry inflace.
3. Restriktivní politika centrální banky neboli zvýšení úrokových sazeb ČNB vede k poklesu míry inflace. Pro účely tohoto modelu byla zvolena diskontní sazba, a proto lze předpokládat, že její zvýšení povede ke snížení inflace. Podle ČNB toto

promítání sazeb do fungování ekonomiky probíhá se značným časovým zpožděním, přičemž maximálního účinku měnové politiky je dosaženo za více než jeden rok (ČNB, online citace, 2021-03-05).

4. Také posílení měnového kurzu působí na pokles inflace. Na druhou stranu, pokles měnového kurzu povede ke zvýšení inflace.

5.3.2 Korelační matice

Před samotným odhadem strukturálních parametrů modelu inflace je sestavena korelační matice prostřednictvím SW Gretl, která je znázorněna v Tabulce 17.

Tabulka 17: Korelační matice modelu inflace (1995-2019)

M_INF	OMN	MEN_B	DIS _(t-1)	SMK	
1,000	-0,215	-0,526	0,857	0,574	M_INF
	1,000	-0,594	0,052	0,338	OMN
		1,000	-0,696	-0,775	MEN_B
			1,000	0,853	DIS _(t-1)
				1,000	SMK

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

V Tabulce 17 lze vyzorovat vysokou multikolinearitu v jednom případě, a to konkrétně mezi proměnnými směnného kurzu a diskontní sazby v předchozím období. Tyto proměnné však vykazují vysokou statistickou významnost a z toho důvodu je možné tuto závislost ignorovat. Výsledná datová základna tak zůstává nezměněna a zahrnuje časovou řadu s roční frekvencí o 25 pozorováních v rozmezí let 1995 až 2019.

5.3.3 Odhad modelu

Pro odhad modelu nezaměstnanosti je použita běžná metoda nejmenších čtverců prostřednictvím SW Gretl.

Obrázek 7: Odhad modelu inflace

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995-2019 (T = 25)					
Závisle proměnná: M_INF					
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	16,7702	4,11078	4,080	0,0006	***
OMN	-0,513848	0,201695	-2,548	0,0192	**
MEN_B	-0,00645783	0,00285560	-2,261	0,0350	**
DIS_1	0,776809	0,158834	4,891	8,84e-05	***
SMK	-0,337488	0,132804	-2,541	0,0194	**
Střední hodnota závisle proměnné			3,356000		
Sm. odchylka závisle proměnné			2,989994		
Součet čtverců reziduí			27,67122		
Sm. chyba regrese			1,176249		
Koeficient determinace			0,871034		
Adjustovaný koeficient determinace			0,845240		
F(4, 20)			33,76982		
P-hodnota(F)			1,24e-08		
Logaritmus věrohodnosti			-36,74242		
Akaikovo kritérium			83,48485		
Schwarzovo kritérium			89,57923		
Hannan-Quinnovo kritérium			85,17517		
rho (koeficient autokorelace)			-0,292485		
Durbin-Watsonova statistika			2,555243		

Zdroj: SW Gretl

Zápis odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 16,770 - 0,514x_{2t} - 0,006x_{3t} + 0,777x_{4(t-1)} - 0,337x_{5t} + u_{1t}$$

(4,111***)
(0,202**)
(0,003**)
(0,159***)
(0,133**)

5.3.4 Ekonomická verifikace

Výsledné odhady jednotlivých strukturálních parametrů jsou interpretovány za podmínek ceteris paribus, tj. za jinak stejných podmínek.

Tabulka 18: Ekonomická verifikace modelu inflace

Parametr	Hodnota	Interpretace
γ_1	16,770	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude míra inflace 16,77 %.
γ_2	-0,514	Pokud se zvýší obecná míra nezaměstnanosti o 1 %, sníží se míra inflace o 0,514 %, ceteris paribus.

γ_3	-0,006	Pokud se zvýší měnová báze o 1 %, sníží se míra inflace o 0,006 %, ceteris paribus.
γ_4	0,777	Pokud se zvýší diskontní sazba o 1 %, zvýší se míra inflace o 0,777 %, ceteris paribus.
γ_5	-0,337	Pokud se zvýší směnný kurz EUR/CZK o 1 %, sníží se míra inflace o 0,337 %, ceteris paribus.

Zdroj: vlastní zpracování

Z Tabulky 18 je patrné, že proměnné obecné míry nezaměstnanosti, směnný kurz i konstanta odpovídají předem stanoveným ekonomickým předpokladům. Naproti tomu parametry, které se odchyľují od těchto předpokladů, se váží na proměnné měnové báze a diskontní sazby v předchozím období. Pokud se totiž zvýší měnová báze, míra inflace by se dle očekávání měla pohybovat stejným směrem. Zvýšení diskontní sazby by naopak mělo s určitou mírou zpoždění vyvolat pokles míry inflace.

Odpověď na výsledný nesoulad lze shledat v celkové složitosti modelování inflace, kterou dokazují i odborníci z řad ČNB. Dle nich bývá nejčastější, byť ne jedinou, příčinou selhání makroekonomického modelování výrazná změna hodnoty některé vnější veličiny významné pro českou inflaci. Ačkoli jsou součástí tohoto modelu statisticky významné proměnné, je důležité zvážit nespočet dalších vlivů, které mohou být s tímto jevem spojeny.

5.3.5 Statistická verifikace

Ověření statistické významnosti odhadnutých parametrů je realizováno prostřednictvím t-testu, jehož nulová hypotéza říká, že parametr není statisticky významný. V případě, že je výsledná p-hodnota nižší než zvolená hladina významnosti, zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametru.

Tabulka 19: Statistická významnost parametrů modelu inflace

	t-podíl	p-hodnota	
const	4,080	0,0006	***
OMN	-2,548	0,0192	**
MEN_B	-2,261	0,0350	**
DIS_1	4,891	<0,0001	***
SMK	-2,541	0,0194	**

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Na základě údajů z Tabulky 19 jsou jako statisticky významné shledány všechny uvedené parametry proměnných. Zatímco konstanta a proměnná diskontní sazby v předchozím období jsou významné na hladině 0,01, proměnné obecné míry nezaměstnanosti, měnové báze a směnného kurzu jsou významné na hladině významnosti 0,05. Dále je zkoumána významnost modelu jako celku prostřednictvím F-testu. Na základě jeho výsledné p-hodnoty zobrazené na Obrázku 7 lze tento model vyhodnotit také jako statisticky významný.

Prostřednictvím adjustovaného koeficientu determinace je dále zkoumána shoda modelu s daty. Jeho hodnota dosahuje v modelu inflace 0,8452, což značí, že změny míry inflace jsou vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 84, 52 %.

5.3.6 Ekonometrická verifikace

Součástí ekonometrické verifikace je ověření heteroskedasticity, autokorelace a normality reziduí prostřednictvím SW Gretl.

Tabulka 20: Vyhodnocení ekonometrické verifikace modelu inflace

Heteroskedasticita – Breusch-Paganův test
H ₀ : Homoskedasticita.
H ₁ : Heteroskedasticita.
s p-hodnotou = 0,082702
Autokorelace – Breusch-Godfreův test
H ₀ : Nepřítomnost autokorelace.
H ₁ : Přítomnost autokorelace.
s p-hodnotou = 0,194
Test normality reziduí
H ₀ : Náhodná složka je normálně rozdělena.
H ₁ : Náhodná složka není normálně rozdělena.
s p-hodnotou = 0,70054

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Všechny testy uvedené v Tabulce 20 vychází z nulové hypotézy formulované žádoucím způsobem pro model. Aby však nulová hypotéza byla přijata a tím i potvrzen daný předpoklad, je nutné, aby příslušná p-hodnota byla větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Kompletní výstupy všech testů ze SW Gretl jsou součástí Příloh 17-20.

Pomocí Breusch-Paganova testu je v modelu inflace testována přítomnost heteroskedasticity. Výsledná p-hodnota 0,083 tohoto testu potvrzuje nulovou hypotézu, která předpokládá heteroskedasticitu, neboť je vyšší než 0,05. Dále lze pomocí údajů v Tabulce 20 rovněž potvrdit nepřítomnost autokorelace prvního řádu zjišťovanou prostřednictvím Breusch-Godfreyho testu. I v tomto případě totiž nelze zamítnout nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace díky výsledné p-hodnotě 0,194, která je vyšší než stanovená hladina významnosti.

V závěru ekonometrické verifikace je testováno normální rozdělení náhodné složky modelu. Získaná p-hodnota rovna 0,701 je v porovnání s hladinou významnosti opět vyšší, díky čemuž dochází k přijetí nulové hypotézy o normálním rozdělení náhodné složky.

5.3.7 Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti za období 1995 až 2019 jsou vypočteny pomocí vzorce 3.21 a zaznamenány v Tabulce 21.

Tabulka 21: Koeficienty pružnosti proměnných modelu inflace

	γ_i	x_i	\hat{y}	E
OMN	-0,514	6,0	3,56	-0,865
MEN_B	-0,006	414,2	3,56	-0,698
DIS_(t-1)	0,777	3,0	3,56	0,655
SMK	-0,337	29,61	3,56	-2,803

Zdroj: vlastní zpracování

Interpretace:

- Pokud se zvýší obecná míra nezaměstnanosti o 1 %, sníží se míra inflace o 0,87 %, ceteris paribus.
- Pokud se změní měnová báze o 1 %, změní se míra inflace o 0,70 %, ceteris paribus.
- Pokud se změní diskontní sazba v předchozím období o 1 %, změní se míra inflace o 0,66 %, ceteris paribus.
- Pokud se zvýší směnný kurz EUR/CZK o 1 %, sníží se míra inflace o 2,80 %, ceteris paribus.

Získané koeficienty pružnosti ukazují, že z daných proměnných ovlivňuje míru inflace nejvíce směnný kurz. Jednoprocentní změna této proměnné totiž vyvolá průměrně 2,80% změnu míry inflace. Značný vliv na vysvětlovanou proměnnou má rovněž obecná

míra nezaměstnanosti, jelikož její výsledný koeficient dosahuje hodnoty 0,87. Nejnižší elasticita je naopak zjištěna u diskontní sazby v předchozím období.

Hodnoty zaznamenané v Tabulce 21 současně vypovídají o celkové nepružnosti proměnné obecné míry nezaměstnanosti, měnové báze i diskontní sazby v předchozím období, jelikož 1 % těchto proměnných vyvolá nižší než 1% změnu míry inflace. Naproti tomu proměnná směnného kurzu vykazuje značnou pružnost.

5.3.8 Shrnutí modelu inflace

Závěrečný jednorovnicový model inflace vychází z obecných předpokladů ekonomické teorie a znázorňuje závislost této proměnné na měnové bázi, diskontní sazbě v předchozím období a směnném kurzu EUR/CZK. Prostřednictvím ekonomické verifikace je zjištěno, že proměnné měnové báze a diskontní sazby v předchozím období nejsou v souladu s výchozími předpoklady, a to pravděpodobně hlavně z důvodu celkové složitosti modelování inflace, kterou dokládají i odborníci z řad ČNB. Nicméně statistická verifikace prokazuje, že všechny proměnné, které jsou součástí tohoto modelu, vykazují vysokou statistickou významnost. Současně lze za statisticky významný považovat i model jako celek. Adjustovaný koeficient determinace dále značí, že změny míry inflace jsou vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 84,52 %.

V rámci ekonometrické verifikace je v modelu rovněž potvrzena nepřítomnost heteroskedasticity i autokorelace. Nulová hypotéza o normálním rozdělení náhodné složky je také přijata, jelikož výsledná p-hodnota 0,701 je v porovnání s hladinou významnosti 0,05 vyšší. Na základě koeficientů pružnosti zaznamenaných v Tabulce 21 je dále porovnána intenzita působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Je patrné, že z daných proměnných ovlivňuje míru inflace nejvíce směnný kurz, nejméně naopak diskontní sazba v předchozím období. Pomocí těchto koeficientů lze rovněž potvrdit poslední stanovenou hypotézu H_3 :

H_3 : Změny míry inflace jsou nejvíce ovlivňovány změnami směnného kurzu EUR/CZK.

5.4 Simultánní model

Na základě dosud zkonstruovaných lineárních modelů zaměřených na jednotlivé makroekonomické ukazatele je vytvořen třírovnicový simultánní model, u kterého se předpokládá, že bude lépe vystihovat vzájemné vazby mezi vysvětlovanými proměnnými.

První rovnice tedy znázorňuje závislost HDP na obecné míře nezaměstnanosti, míře inflace, čistém disponibilním důchodu domácností, hrubém fixním kapitálu a průměrné hrubé měsíční mzdě. Druhá rovnice reprezentuje závislost obecné míry nezaměstnanosti na HDP, míře inflace, minimální mzdě, výdajích na aktivní politiku zaměstnanosti a počtu nezaměstnaných osob v předchozím období. Závěrečná třetí rovnice zkoumá závislost míry inflace na obecné míře nezaměstnanosti, měnové bázi, diskontní sazbě v předchozím období a směnném kurzu EUR/CZK.

Tabulka 22: Deklarace proměnných simultánního modelu

Označení	Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
y_1	HDP	endogenní	mld. Kč	HDP
y_2	obecná míra nezaměstnanosti	endogenní	%	OMN
y_3	míra inflace	endogenní	%	M_INF
x_1	jednotkový vektor	exogenní	-	const
x_2	čistý disponibilní důchod domácností	exogenní	mld. Kč	CDD
x_3	tvorba hrubého fixního kapitálu	exogenní	mld. Kč	THFK
x_4	průměrná hrubá měsíční mzda	exogenní	Kč	PMM
x_5	minimální mzda	exogenní	Kč	MIN_M
x_6	výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti	exogenní	mld. Kč	VAP
$x_{7(t-1)}$	počet nezaměstnaných osob v předchozím období	exogenní	tis. osob	PNO _(t-1)
x_8	měnová báze	exogenní	mld. Kč	MEN_B
$x_{9(t-1)}$	diskontní sazba v předchozím období	exogenní	%	DIS _(t-1)
x_{10}	směnný kurz EUR/CZK	exogenní	Kč	SMK
u_1, u_2, u_3	náhodná složka	stochastická	-	-

Zdroj: vlastní zpracování

Zápis ekonomického modelu:

$$y_1 = fce (y_2, y_3, x_1, x_2, x_3, x_4)$$

$$y_2 = fce (y_1, y_3, x_1, x_5, x_6, x_{7(t-1)})$$

$$y_3 = fce (y_2, x_1, x_8, x_{9(t-1)}, x_{10})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \beta_{12}y_{2t} + \beta_{13}y_{3t} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{14}x_{4t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \beta_{21}y_{1t} + \beta_{23}y_{3t} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{25}x_{5t} + \gamma_{26}x_{6t} + \gamma_{27}x_{7(t-1)} + u_{2t}$$

$$y_{3t} = \beta_{32}y_{2t} + \gamma_{31}x_{1t} + \gamma_{38}x_{8t} + \gamma_{39}x_{9(t-1)} + \gamma_{310}x_{10t} + u_{3t}$$

V důsledku nezbytných úprav dat některých proměnných z důvodu přítomnosti vysoké multikolinearity v modelu je zkrácena časová řada o jedno pozorování a z toho důvodu zahrnuje výsledný model období v průběhu let 1996 až 2019.

5.4.1 Identifikace modelu

Před samotným odhadem je třeba provést identifikaci celého modelu podle ověřovacího kritéria 3.5 pro určení jeho řešitelnosti.

- | | | |
|------------|----------------|---------------------------------|
| 1. rovnice | $6 \geq 3 - 1$ | ...rovnice je přeidentifikovaná |
| 2. rovnice | $6 \geq 3 - 1$ | ...rovnice je přeidentifikovaná |
| 3. rovnice | $6 \geq 2 - 1$ | ...rovnice je přeidentifikovaná |

Jelikož jsou přeidentifikované všechny rovnice modelu, je možné přejít k odhadu jednotlivých strukturálních parametrů.

5.4.2 Odhad modelu

Odhad modelu je proveden pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců prostřednictvím SW Gretl.

1. rovnice

Obrázek 8: Odhad 1. rovnice simultánního modelu

```
Model 1: TSLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: HDP
Instrumentováno: OMN M_INF
Instrumentální proměnné: const CDD THFK d_PHM d_MIN_M VAP PNO_1
MEN_B DIS_1 SMK
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1351,10	212,025	6,372	5,30e-06	***
OMN	-36,7691	13,2149	-2,782	0,0123	**
M_INF	1,45576	9,20839	0,1581	0,8761	
CDD	0,644938	0,0666663	9,674	1,48e-08	***
THFK	1,22808	0,212668	5,775	1,79e-05	***
d_PHM	-0,127359	0,0344623	-3,696	0,0017	***
Střední hodnota závisle proměnné			3965,215		
Sm. odchylka závisle proměnné			736,4805		
Součet čtverců reziduí			71549,65		
Sm. chyba regrese			63,04745		
Koeficient determinace			0,994265		
Adjustovaný koeficient determinace			0,992672		
F(5, 18)			2071,040		
P-hodnota(F)			3,51e-24		
rho (koeficient autokorelace)			0,129331		
Durbin-Watsonova statistika			1,613409		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: SW Gretl

2. rovnice

Obrázek 9: Odhad 2. rovnice simultánního modelu

```
Model 2: TSLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: OMN
Instrumentováno: HDP M_INF
Instrumentální proměnné: const CDD THFK d_PHM d_MIN_M VAP PNO_1
MEN_B DIS_1 SMK
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	10,6378	2,49236	4,268	0,0005	***
HDP	-0,00144649	0,000340233	-4,251	0,0005	***
M_INF	-0,342298	0,107417	-3,187	0,0051	***
d_MIN_M	-0,00100766	0,000329179	-3,061	0,0067	***
VAP	-0,000172414	5,25864e-05	-3,279	0,0042	***
PNO_1	0,0106460	0,00268880	3,959	0,0009	***
Střední hodnota závisle proměnné			6,075000		
Sm. odchylka závisle proměnné			2,014351		
Součet čtverců reziduí			10,83358		
Sm. chyba regrese			0,775800		
Koeficient determinace			0,884643		
Adjustovaný koeficient determinace			0,852599		
F(5, 18)			209,5584		
P-hodnota(F)			2,69e-15		
rho (koeficient autokorelace)			0,049084		
Durbin-Watsonova statistika			1,755828		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: SW Gretl

3. rovnice

Obrázek 10: Odhad 3. rovnice simultánního modelu

Model 3: TSLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)					
Závisle proměnná: M_INF					
Instrumentováno: OMN					
Instrumentální proměnné: const CDD THFK d_PHM d_MIN_M VAP PNO_1 MEN_B DIS_1 SMK					
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)					
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	16,0837	2,85668	5,630	1,99e-05	***
OMN	-0,411055	0,0855889	-4,803	0,0001	***
MEN_B	-0,00531529	0,00141225	-3,764	0,0013	***
DIS_1	0,812542	0,119034	6,826	1,62e-06	***
SMK	-0,356250	0,109207	-3,262	0,0041	***
Střední hodnota závisle proměnné			3,116667		
Sm. odchylka závisle proměnné			2,799016		
Součet čtverců reziduí			26,90207		
Sm. chyba regrese			1,189915		
Koeficient determinace			0,850707		
Adjustovaný koeficient determinace			0,819277		
F(4, 19)			212,4996		
P-hodnota (F)			1,74e-15		
rho (koeficient autokorelace)			-0,296927		
Durbin-Watsonova statistika			2,587966		
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu					

Zdroj: SW Gretl

Zápis odhadnutého modelu:

$$y_{1t} = 1\,351,10 - 36,769y_{2t} + 1,456y_{3t} + 0,645x_{2t} + 1,228x_{3t} - 0,127x_{4t} + u_{1t}$$

(212,025***) (13,215**) (9,208) (0,067***) (0,213***) (0,034***)

$$y_{2t} = 10,638 - 0,001y_{1t} - 0,342y_{3t} - 0,001x_{5t} - 0,0002x_{6t} + 0,011x_{7(t-1)} + u_{2t}$$

(2,492***) (0,0003***) (0,107***) (0,0003***) (5,05e-05***) (0,003***)

$$y_{3t} = 16,084 - 0,411y_{2t} - 0,005x_{8t} + 0,813x_{9(t-1)} - 0,356x_{10t} + u_{3t}$$

(2,857***) (0,086***) (0,001***) (0,119***) (0,109***)

5.4.3 Verifikace modelu

1. rovnice

První rovnice simultánního modelu zkoumá závislost HDP na daných proměnných. V porovnání s původním jednorovnicovým modelem lze v rámci ekonomické verifikace vypočítat, že směr působení jednotlivých proměnných zůstal neměnný. Rovněž intenzita působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou se z větší části změnila pouze nepatrně. Největší rozdíl oproti původnímu modelu je možné spatřit v hodnotě konstanty, která se z 1 241,72 zvýšila na 1 351,10. Tato získaná hodnota v simultánním modelu značí, že pokud by ostatní vlivy byly nulové, hodnota HDP by dosahovala 1 351,10 mld. Kč.

Na Obrázku 8 lze dále vypořádat, že u proměnné čistého disponibilního důchodu, hrubého fixního kapitálu, průměrné hrubé měsíční mzdy vyjádřené ve formě prvních diferencí i konstanty přetrvává statistická významnost na hladině 0,01. Zesílila však významnost proměnné obecné míry nezaměstnanosti, která je místo původní hladiny 0,1 nyní významná na hladině 0,05.

Pro vyhodnocení modelu jako celku je třeba, aby všechny jeho rovnice byly statisticky významné. V případě první rovnice lze konstatovat, že díky výsledné p-hodnotě 3,51e-24 je zamítnuta nulová hypotéza ve prospěch alternativní a na tuto rovnici lze nahlížet jako na statisticky významnou. Na závěr statistické verifikace je zkoumán adjustovaný koeficient determinace, který podobně jako v původním modelu, dosahuje hodnoty 0,9927, z čehož vyplývá, že změny hrubého domácího produktu jsou vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 99,27 %.

Tabulka 23: Vyhodnocení ekonometrické verifikace 1. rovnice

Heteroskedasticita – Pesaran-Taylorův test
H ₀ : Homoskedasticita.
H ₁ : Heteroskedasticita.
s p-hodnotou = 0,292
Autokorelace – Godfreyův test
H ₀ : Nepřítomnost autokorelace.
H ₁ : Přítomnost autokorelace.
s p-hodnotou = 0,116
Test normality reziduí
H ₀ : Náhodná složka je normálně rozdělena.
H ₁ : Náhodná složka není normálně rozdělena.
s p-hodnotou = 0,82516

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Tabulka 23 shrnuje vyhodnocení ekonometrické verifikace první rovnice, kde všechny uvedené testy vychází z nulové hypotézy formulované žádoucím způsobem pro model. Kompletní výstupy všech testů ze SW Gretl jsou součástí Příloh 21-24.

Pro ověření přítomnosti heteroskedasticity v modelu je využit nikoli Breusch-Paganův test, nýbrž test Pesaran-Taylorův a obdobně jako v původním modelu je potvrzena homoskedasticita. Dále je v modelu potvrzena nepřítomnost autokorelace reziduí prvního řádu, která je testována pomocí Godfreyho testu a také normální rozdělení náhodné složky.

2. rovnice

Druhá rovnice simultánního modelu zkoumá závislost obecné míry nezaměstnanosti na daných proměnných. Ani v tomto případě nedošlo ke změně směru působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Při porovnání strukturálních parametrů lze vyzorovat jen nepatrnou změnu v intenzitě jejich vlivu. Za zmínku stojí pouze zvýšení konstanty z původní hodnoty 9,650 na 10,638, což vyjadřuje, že pokud by ostatní vlivy byly nulové, hodnota obecné míry nezaměstnanosti by na základě zkonstruovaného simultánního modelu dosahovala 10,64 %.

Prostřednictvím statistické verifikace je dále zjištěno, že všechny proměnné daného modelu nyní vykazují statistickou významnou na hladině 0,01. Oproti původní Tabulce 13 je patrné, že se ve většině případů snížila výsledná p-hodnota daných proměnných, díky čemuž zesílila jejich statistická významnost. Největší rozdíl je vidět u proměnné výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti, která byla v prvotním modelu považována za zcela nevýznamnou. V souhrnu lze na druhou rovnici nahlížet jako na statisticky významnou, jelikož se přijímá alternativní hypotéza stejně jako u rovnice HDP. Nicméně, výsledný adjustovaný koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,8526, což značí mírný pokles shody modelu s daty oproti původnímu modelu o zhruba 3 procenta.

Tabulka 24: Vyhodnocení ekonometrické verifikace 2. rovnice

Heteroskedasticita – Pesaran-Taylorův test
H ₀ : Homoskedasticita.
H ₁ : Heteroskedasticita.
s p-hodnotou = 0,832
Autokorelace – Godfreyův test
H ₀ : Nepřítomnost autokorelace.
H ₁ : Přítomnost autokorelace.
s p-hodnotou = 0,279
Test normality reziduí
H ₀ : Náhodná složka je normálně rozdělena.
H ₁ : Náhodná složka není normálně rozdělena.
s p-hodnotou = 0,92575

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Vyhodnocení ekonometrické verifikace druhé rovnice shrnuje Tabulka 24, kde všechny uvedené testy vychází z nulové hypotézy formulované žádoucím způsobem pro model. Kompletní výstupy všech testů ze SW Gretl jsou součástí Příloh 25-28.

Stejně jako u první rovnice je přítomnost heteroskedasticity testována pomocí Pesaran-Taylorova test, na jehož základě lze potvrdit homoskedasticitu v modelu. V modelu je rovněž potvrzena nepřítomnost autokorelace reziduí prvního řádu pomocí Godfreyho testu a náhodná složky vykazuje normální rozdělení.

3. rovnice

Závěrečná třetí rovnice simultánního modelu zkoumá závislost míry inflace na daných proměnných. Stejně jako u předchozích rovnic nedošlo ke změně směru působení žádné z vysvětlujících proměnných a intenzita působení výsledných strukturálních parametrů vykazuje v tomto případě pouze zanedbatelné změny.

Dále lze z Obrázku 10 vyzorovat znatelné zvýšení statistické významnosti některých proměnných. Zatímco v původním modelu vykazovaly významnost na hladině 0,01 pouze proměnné diskontní sazby v předchozím období a konstanta, v modelu simultánním jsou na této hladině významné všechny sledované proměnné. V souhrnu lze na třetí rovnici nahlížet taktéž jako na statisticky významnou, čímž je zároveň potvrzena statistická významnost modelu jako celku, jelikož všechny zkoumané rovnice dosahují požadovaných výsledků.

Mírný pokles oproti původnímu modelu lze sledovat u adjustovaného koeficientu determinace, který udává shodu modelu s daty. Změny míry inflace jsou v tomto modelu vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných z 81,93 %, místo původních 84,52 %.

Tabulka 25: Vyhodnocení ekonometrické verifikace 3. rovnice

Heteroskedasticita – Pesaran-Taylorův test
H ₀ : Homoskedasticita.
H ₁ : Heteroskedasticita.
s p-hodnotou = 0,536
Autokorelace – Godfreyův test
H ₀ : Nepřítomnost autokorelace.
H ₁ : Přítomnost autokorelace.
s p-hodnotou = 0,0795

Test normality reziduí
H ₀ : Náhodná složka je normálně rozdělena.
H ₁ : Náhodná složka není normálně rozdělena.
s p-hodnotou = 0,69106

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Tabulka 25 zahrnuje vyhodnocení ekonometrické verifikace třetí rovnice, kde všechny uvedené testy vychází z nulové hypotézy formulované žádoucím způsobem pro model. Kompletní výstupy všech testů ze SW Gretl jsou součástí Příloh 29-32.

Je zřejmé, že přítomnost heteroskedasticity v modelu je vyvrácena pomocí Pesaran-Taylorova testu. Dále je v modelu potvrzena nepřítomnost autokorelace prvního řádu pomocí Godreyho testu, jelikož výsledná p-hodnota 0,080 je vyšší než stanovená hladina významnosti 0,05. Obdobně jako v předchozích případech má i náhodná složka modelu inflace normální rozdělení.

5.4.4 Redukce modelu

Pro tvorbu redukované formy modelu je využit vzorec 3.4.

Matice Beta (B)

1	36,7691	-1,45576
0,00144649	1	0,342298
0	0,411055	1

Inverzní matice Beta ($-B^{-1}$)

-1,067125	46,4051	-17,43786
0,00180	-1,241858	0,4277
-0,000738	0,51047	-1,175808

Matice Gama (Γ)

-1351,1	-0,644938	-1,22808	0,12736	0	0	0	0	0	0
-10,6378	0	0	0	0,00101	0,00017	-0,010646	0	0	0
-16,0837	0	0	0	0	0	0	0,00532	-0,812542	0,35625

Matice multiplikátoru (M)

1228,609	0,688229	1,310514	-0,13591	0,046869	0,007889	-0,49403	-0,09277	14,16899	-6,21224
3,904602	-0,00116	-0,00221	0,000229	-0,00125	-0,00021	0,013221	0,002275	-0,347525	0,152368
14,47869	0,000476	0,000907	-9,4E-05	0,000516	8,68E-05	-0,00543	-0,00626	0,955394	-0,41888

Zápis simultánního modelu v redukováném tvaru:

$$y_{1t} = 1\,228,609x_{1t} + 0,688x_{2t} + 1,311x_{3t} - 0,136x_{4t} + 0,047x_{5t} + 0,008x_{6t} \\ - 0,494x_{7(t-1)} - 0,093x_{8t} + 14,169x_{9(t-1)} - 6,212x_{10t} + v_1$$

$$y_{2t} = 3,905x_{1t} - 0,001x_{2t} - 0,002x_{3t} + 0,0002x_{4t} - 0,001x_{5t} - 0,0002x_{6t} \\ + 0,013x_{7(t-1)} + 0,002x_{8t} - 0,348x_{9(t-1)} + 0,152x_{10t} + v_2$$

$$y_{3t} = 14,478x_{1t} + 0,0005x_{2t} + 0,0009x_{3t} - 0,000094x_{4t} + 0,0005x_{5t} + 0,000087x_{6t} \\ - 0,005x_{7(t-1)} - 0,006x_{8t} + 0,955x_{9(t-1)} - 0,419x_{10t} + v_3$$

Interpretace redukováného tvaru

Model v redukované formě představuje závislost endogenních proměnných pouze na proměnných predeterminovaných a vyjadřuje tak přímé i zprostředkované vazby simultánního modelu.

1. rovnice

Tabulka 26: Ekonomická verifikace 1. rovnice

Parametr	Hodnota	Interpretace
γ_1	1 288,609	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude hodnota HDP 1 288,609 mld. Kč.
γ_2	0,688	Pokud se zvýší čistý disponibilní důchod domácností o 1 mld. Kč, zvýší se hodnota HDP o 0,688 %, ceteris paribus.
γ_3	1,311	Pokud se zvýší tvorba hrubého fixního kapitálu o 1 mld. Kč, zvýší se hodnota HDP o 1,311 %, ceteris paribus.
γ_4	-0,136	Pokud se zvýší průměrná hrubá měsíční mzda o 1 Kč, sníží se hodnota HDP o 0,136 %, ceteris paribus.
γ_5	0,047	Pokud se zvýší minimální mzda o 1 Kč, zvýší se hodnota HDP o 0,047 %, ceteris paribus.
γ_6	0,008	Pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti o 1 mld. Kč, zvýší se hodnota HDP o 0,008 %, ceteris paribus.
γ_7	-0,494	Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 tis. osob, sníží se hodnota HDP o 0,494 %, ceteris paribus.
γ_8	-0,093	Pokud se zvýší měnová báze o 1 mld. Kč, sníží se hodnota HDP o 0,093 %, ceteris paribus.
γ_9	14,169	Pokud se zvýší diskontní sazba v předchozím období o 1 %, zvýší se hodnota HDP o 14,169 %, ceteris paribus.

γ_{10}	-6,212	Pokud se zvýší směnný kurz EUR/CZK o 1 Kč, sníží se hodnota HDP o 6,212 %, ceteris paribus.
---------------	--------	---

Zdroj: vlastní zpracování

2. rovnice

Tabulka 27: Ekonomická verifikace 2. rovnice

Parametr	Hodnota	Interpretace
γ_1	3,905	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude obecná míra nezaměstnanosti 3,905 %.
γ_2	-0,001	Pokud se zvýší čistý disponibilní důchod domácností o 1 mld. Kč, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,001 %, ceteris paribus.
γ_3	-0,002	Pokud se zvýší tvorba hrubého fixního kapitálu o 1 mld. Kč, sníží se obecná míra zaměstnanosti o 0,002 %, ceteris paribus.
γ_4	0,0002	Pokud se zvýší průměrná hrubá měsíční mzda o 1 Kč, zvýší se obecná míra nezaměstnanosti o 0,0002 %, ceteris paribus.
γ_5	-0,001	Pokud se zvýší minimální mzda o 1 Kč, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,001 %, ceteris paribus.
γ_6	-0,0002	Pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti o 1 mld. Kč, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,0002 %, ceteris paribus.
γ_7	0,013	Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 tis. osob, zvýší se obecná míra nezaměstnanosti o 0,013 %, ceteris paribus.
γ_8	0,002	Pokud se zvýší měnová báze o 1 mld. Kč, zvýší se obecná míra nezaměstnanosti o 0,002 %, ceteris paribus.
γ_9	-0,348	Pokud se zvýší diskontní sazba v předchozím období o 1 %, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,348 %, ceteris paribus.
γ_{10}	0,152	Pokud se zvýší směnný kurz EUR/CZK o 1 Kč, zvýší se obecná míra nezaměstnanosti o 0,152 %, ceteris paribus.

Zdroj: vlastní zpracování

3. rovnice

Tabulka 28: Ekonomická verifikace 3. rovnice

Parametr	Hodnota	Interpretace
γ_1	14,478	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude míra inflace 14, 478 %.
γ_2	0,0005	Pokud se zvýší čistý disponibilní důchod domácností o 1 mld. Kč, zvýší se míra inflace o 0,0005 %, ceteris paribus.

γ_3	0,0009	Pokud se zvýší tvorba hrubého fixního kapitálu o 1 mld. Kč, zvýší se míra inflace o 0,0009 %, ceteris paribus.
γ_4	-0,000094	Pokud se zvýší průměrná hrubá měsíční mzda o 1 Kč, sníží se míra inflace o 0,000094 %, ceteris paribus.
γ_5	0,0005	Pokud se zvýší minimální mzda o 1 Kč, zvýší se míra inflace o 0,0005 %, ceteris paribus.
γ_6	0,000087	Pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti o 1 mld. Kč, zvýší se míra inflace o 0,000087 %, ceteris paribus.
γ_7	-0,005	Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 tis. osob, sníží se míra inflace o 0,005 %, ceteris paribus.
γ_8	-0,006	Pokud se zvýší měnová báze o 1 mld. Kč, sníží se míra inflace o 0,006 %, ceteris paribus.
γ_9	0,955	Pokud se zvýší diskontní sazba v předchozím období o 1 %, zvýší se míra inflace o 0,955 %, ceteris paribus.
γ_{10}	-0,419	Pokud se zvýší směnný kurz EUR/CZK o 1 Kč, sníží se míra inflace o 0,419 %, ceteris paribus.

Zdroj: vlastní zpracování

5.4.5 Elasticita

Průměrné koeficienty pružnosti proměnných simultánního modelu za období 1996 až 2019 jsou vypočteny pomocí vzorce 3.21 a zaznamenány v Tabulkách 29-31.

Tabulka 29: Koeficienty pružnosti proměnných 1. rovnice

	dy/dx_i	x_i	\hat{y}	E
CDD	0,688	2 584,45	3 964,77	0,449
THFK	1,311	1 061,07	3 964,77	0,351
d_PHM	-0,136	1 075	3 964,77	-0,037
d_MIN_M	0,047	465	3 964,77	0,005
VAP	0,008	4 129,51	3 964,77	0,008
PNO_(t-1)	-0,494	321,2	3 964,77	-0,040
MEN_B	-0,093	423,5	3 964,77	-0,010
DIS_(t-1)	14,169	2,77	3 964,77	0,010
SMK	-6,212	29,40	3 964,77	-0,046

Zdroj: vlastní zpracování

Z Tabulky 29, která reprezentuje koeficienty pružnosti první redukované rovnice, je patrné, že největší vliv na hrubý domácí produkt má z vybraných proměnných čistý

disponibilní důchod domácností a tvorba hrubého fixního kapitálu. Naopak nejnižší vliv má v tomto případě minimální mzda s koeficientem 0,005.

Tabulka 30: Koeficienty pružnosti proměnných 2. rovnice

	dy/dx_i	x_i	\hat{y}	E
CDD	-0,001	2 584,45	6,09	-0,493
THFK	-0,002	1 061,07	6,09	-0,385
d_PHM	0,0002	1 075	6,09	0,040
d_MIN_M	-0,001	465	6,09	-0,095
VAP	-0,0002	4 129,51	6,09	-0,142
PNO_(t-1)	0,013	321,2	6,09	0,698
MEN_B	0,002	423,5	6,09	0,158
DIS_(t-1)	-0,348	2,77	6,09	-0,158
SMK	0,152	29,40	6,09	0,736

Zdroj: vlastní zpracování

Koeficienty pružnosti druhé redukované rovnice jsou shrnuty v Tabulce 30. Na první pohled je evidentní, že největší vliv na obecnou míru nezaměstnanosti má dle provedených výpočtů směnný kurz EUR/CZK, který svou 1 % změnou vyvolá 0,74% změnu dané vysvětlované proměnné. Směnný kurz však není v přímé vazbě se zkoumaným ukazatelem, ale působí pouze zprostředkovaně, neboť se v původním strukturálním tvaru rovnice nevyskytuje. Z proměnných, které jsou v přímé vazbě, vykazuje nejvyšší pružnost počet nezaměstnaných osob v předchozím období s koeficientem 0,698.

Tabulka 31: Koeficienty pružnosti proměnných 3. rovnice

	dy/dx_i	x_i	\hat{y}	E
CDD	0,0005	2 584,45	3,11	0,396
THFK	0,0009	1 061,07	3,11	0,310
d_PHM	-0,000094	1 075	3,11	-0,033
d_MIN_M	0,0005	465	3,11	0,077
VAP	0,000087	4 129,51	3,11	0,115
PNO_(t-1)	-0,005	321,2	3,11	-0,561
MEN_B	-0,006	423,5	3,11	-0,853
DIS_(t-1)	0,955	2,77	3,11	0,852
SMK	-0,419	29,40	3,11	-3,961

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě výše uvedených výpočtů lze konstatovat, že nejvíce na míru inflace z daných proměnných působí směnný kurz EUR/CZK. Dále pak stojí za zmínku rovněž měnová báze či diskontní sazba v předchozím období. Nejmenší vliv na míru inflace vykazuje proměnná průměrné hrubé měsíční mzdy, a to konkrétně 0,033 %.

5.4.6 Prognózování

Pro vyhodnocení budoucího vývoje vybraných makroekonomických ukazatelů je zvolen simultánní model respektující vzájemné vazby mezi všemi endogenními proměnnými. Jako první je provedena prognóza ex post pro negativní prognostický horizont 3 posledních období, tj. pro rok 2017 až 2019, která slouží pro porovnání predikovaných hodnot endogenních proměnných s proměnnými skutečnými, čímž jsou ověřeny prognostické vlastnosti modelu a jeho vhodnost pro prognózování do budoucnosti. Po tomto ověření je provedena prognóza ex ante pro následující 3 období, tj. pro rok 2020 až 2022.

Prognóza ex post

Jako první je zkoumán vývoj hrubého domácího produktu v letech 2017 až 2019. Datová základna je zkrácena na 21 pozorování a hodnoty této prognózy jsou vypočteny pomocí zkonstruovaného modelu prostřednictvím SW Gretl. V Tabulce 32 je následně zaznamenán výstup prognózy i 95% konfidenční interval a lze tak porovnat skutečně napozorované hodnoty se získanou předpovědí.

Tabulka 32: Prognóza ex post HDP (2017-2019)

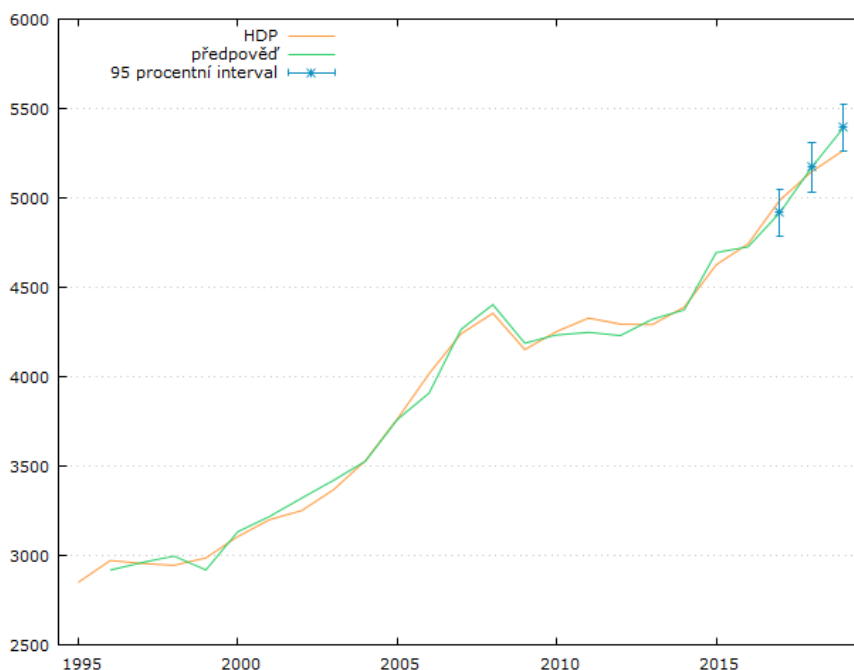
	Skutečné hodnoty	Předpověď	95% konfidenční interval
2017	4 987,88	4 917,61	4 787,70 – 5 047,51
2018	5 147,42	5 171,87	5 035,03 – 5 308,75
2019	5 266,51	5 393,50	5 259,92 – 5 527,08

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Z uvedeného výstupu je evidentní, že se výsledné hodnoty příliš mnoho neliší. Zatímco v roce 2017 dosahovala skutečná hodnota HDP 4 987, 88 mld Kč., předpověď získaná prognózou ex post pouze 4 917,61 mld. Kč. Rozdíl těchto dvou hodnot tedy činí 70,21 mld. Kč. Dále v roce 2018 lze vypočítat rozdíl rovný 24,45 mld. Kč a v posledním sledovaném roce pak 126,99 mld. Kč. V souhrnu lze konstatovat, že všechny uvedené hodnoty spadají do stanoveného konfidenčního pásma.

Zároveň byl vypočten i ukazatel MAPE, který vyjadřuje střední absolutní procentuální chybu dané prognózy, čímž udává vhodnost použitého modelu na danou časovou řadu. Podle tohoto ukazatele lze usoudit, že predikované hodnoty HDP lze v analyzovaném období určit s 1,43% chybou, což je značně přijatelný výsledek. Obecně je totiž model považován za vhodný, pokud tato hodnota dosahuje maximálně 10 %, ve výjimečných případech až 15 %.

Graf 10: Prognóza ex post HDP (2017-2019)



Zdroj: SW Gretl

Výstupy prognózy ex post HDP jsou rovněž zachyceny v Grafu 10, kde je názorně vidět souběžný vývoj predikovaných hodnot tohoto ukazatele v období 1996 až 2019 a hodnot skutečných. Z uvedených křivek lze vyzorovat velmi podobný průběh, což naznačuje vysokou přesnost získané prognózy.

Obecná míra nezaměstnanosti, které se týká druhá rovnice modelu, je v rámci prognózy ex post konstruována obdobným způsobem jako v případě rovnice HDP. Časová řada, ze které prognóza vychází zahrnuje 21 pozorování a výsledné hodnoty jsou součástí následující tabulky spolu s 95% konfidenčním intervalem.

Tabulka 33: Prognóza ex post obecné míry nezaměstnanosti (2017-2019)

	Skutečné hodnoty	Předpověď	95% konfidenční interval
2017	2,9	2,1	- 0,5 – 4,7
2018	2,2	1,2	- 1,7 – 4,1
2019	2,0	0,6	- 2,8 – 4,0

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

V Tabulce 33 lze zaregistrovat značné vychýlení predikovaných hodnot obecné míry nezaměstnanosti od jejího reálného vývoje. Postupem sledovaného období se rozdíl zvětšuje z 0,8 % na 1,4 %, což v souvislosti s touto veličinou není zanedbatelný výsledek. V souhrnu však všechny uvedené hodnoty spadají do stanoveného konfidenčního pásma, které je poměrově širší než v případě HDP z důvodu častějších výkyvů, které nejsou modelem vysvětleny. Ukazatel MAPE dále vykazuje hodnotu 48,06 %, což téměř pětinasobně převyšuje maximální hranici, při které je model považován za vhodný. Tato hodnota zároveň reprezentuje chybu, se kterou lze určit predikované hodnoty obecné míry nezaměstnanosti v konstruovaném modelu. Je tedy zřejmé, že druhá rovnice modelu nevykazuje zcela přijatelné prognostické vlastnosti a je třeba zvážit tento fakt při tvorbě prognózy ex ante.

V následujícím Grafu 11 jsou názorně zachyceny výstupy prognózy ex post obecné míry nezaměstnanosti v časovém intervalu 1996 až 2019.

Graf 11: Prognóza ex post obecné míry nezaměstnanosti (2017-2019)



Zdroj: SW Gretl

Z výsledných křivek lze vypočítat značné odchýlení od skutečně napozorovaných hodnot zejména v roce 2002, kdy rozdíl těchto hodnot činí 1,2 % a poté v roce 2014, kdy je zaznamenán rozdíl 1 %.

Na závěr je provedena rovněž prognóza ex post pro poslední vybraný makroekonomický ukazatel, tedy míru inflace, a to v letech 2017 až 2019 prostřednictvím SW Gretl. Do Tabulky 34 je poté zanesen výstup této prognózy i 95% konfidenční interval.

Tabulka 34: Prognóza ex post míry inflace (2017-2019)

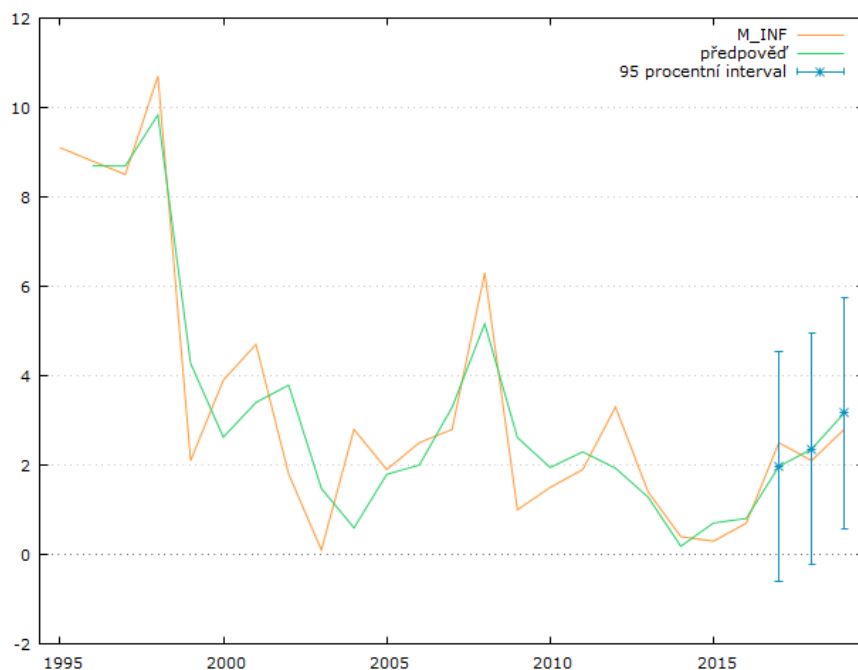
	Skutečné hodnoty	Předpověď	95% konfidenční interval
2017	2,5	2,0	- 0,6 – 4,5
2018	2,1	2,4	- 0,2 – 4,9
2019	2,8	3,2	0,6 – 5,7

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Po bližším prozkoumání uvedené tabulky lze říci, že se výsledná předpověď neodchyluje od skutečných hodnot o více než 0,5 %. Konkrétně se jedná o rozdíl 0,5 % v roce 2017, 0,3 % v roce 2018 a 0,4 % v posledním sledovaném roce. Všechny stanovené předpovědi tak spadají do stanoveného konfidenčního pásma. Průměrná absolutní procentuální chyba prognózy ex post dále činí 15,51 % a ukazuje tak, že se predikované hodnoty míry inflace dají určit v rámci analyzovaného období s přibližně 15% chybou. Tato hodnota představuje horní přípustnou hranici, při které se model dá ještě považovat za vhodný k prognózování ex ante.

Následující Graf 12 zahrnuje výstup prognózy ex post míry inflace v časovém intervalu 1996 až 2019. Po porovnání vyznačených křivek lze vypočítat odchýlení od skutečně napozorovaných hodnot zejména v letech 2002, 2004 a 2009.

Graf 12: Prognóza ex post míry inflace (2017-2019)



Zdroj: SW Gretl

Prognóza ex ante

I přes nepříznivé výsledky zjištěné v souvislosti s rovnicí obecné míry nezaměstnanosti, u které dochází ke značnému vychýlení od skutečných hodnot a současně ukazatel MAPE v tomto případě dosahuje hodnoty 48,06 %, je provedena prognóza ex ante.

Bodová prognóza

Před samotným odhadem budoucích hodnot daných ukazatelů jsou však nejprve vypočteny budoucí hodnoty všech predeterminovaných proměnných modelu na pozitivní prognostický horizont 3 období, tj. na roky 2020 až 2022, pomocí trendových funkcí získaných metodou BMNČ. Jednotlivé lineární trendové funkce mají podobu:

Čistý disponibilní důchod domácností	$x_2 = 1\,243,640 + 107,264 t$
Tvorba hrubého fixního kapitálu	$x_3 = 763,689 + 23,791 t$
Průměrná hrubá měsíční mzda (1. dif.)	$x_4 = 851,808 + 17,869 t$
Minimální mzda (1. dif.)	$x_5 = 265,996 + 15,887 t$
Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti	$x_6 = 1\,903,65 + 178,069 t$
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	$x_{7(t-1)} = 374,316 - 4,247 t$
Měnová báze	$x_8 = 111,616 + 24,946 t$

$$\text{Diskontní sazba v předchozím období} \quad x_{9(t-1)} = 8,186 - 0,433 t$$

$$\text{Směnný kurz EUR/CZK} \quad x_{10} = 35,799 - 0,512 t$$

Pro získání konkrétních teoretických hodnot predeterminovaných proměnných v letech 2020 až 2022 je třeba do stanovených trendových funkcí dosadit odpovídající počet pozorování. Kompletní přehled výsledků je poté znázorněn v Tabulce 35.

Tabulka 35: Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných (2020-2022)

	x ₂	x ₃	d_x ₄	d_x ₅	x ₆	x _{7(t-1)}	x ₈	x _{9(t-1)}	x ₁₀
2020	3 925,55	1 358,45	1 298,53	663,17	6 355,37	268,2	735,3	-2,64	22,99
2021	4 032,52	1 382,24	1 316,39	679,06	6 533,44	263,9	760,2	-3,07	22,48
2021	4 139,78	1 406,03	1 334,26	694,94	6 711,51	259,7	785,2	-3,51	21,97

Zdroj: vlastní zpracování

Po bližším zkoumání výsledných hodnot v Tabulce 35 lze vypočítat záporné hodnoty proměnné $x_{9(t-1)}$, tj. diskontní sazby v předchozím období, což je vzhledem ke skutečnosti nemožné. Místo získaných hodnot proto byla dosazena neměnná diskontní sazba odpovídající hodnotě 0,05 zaznamenané počátkem roku 2020. Je také namístě provést úpravu u proměnných x_4 a x_5 , neboť jejich trendové funkce vycházejí z prvních diferencí a neodrážejí tak přímo jejich reálný průběh. Z toho důvodu jsou sestrojeny i lineární trendové funkce z původních hodnot proměnných průměrné hrubé měsíční mzdy a minimální mzdy a v návaznosti na ně vyčísleny hodnoty prvních diferencí. Nově získané trendové funkce mají následně podobu:

$$\text{Průměrná hrubá měsíční mzda} \quad x_4 = 8 832,20 + 964,654 t$$

$$\text{Minimální mzda} \quad x_5 = 2 300,85 + 395,615 t$$

Tabulka 36: Upravená tabulka budoucích hodnot predeterminovaných proměnných

	x ₂	x ₃	d_x ₄	d_x ₅	x ₆	x _{7(t-1)}	x ₈	x _{9(t-1)}	x ₁₀
2020	3 909,54	1 357,59	-1 162,5	-1 158,8	6 456,88	280,4	728,8	0,05	23,08
2021	4 014,99	1 381,29	964,6	395,6	6 646,66	277,6	753,0	0,05	22,58
2022	4 120,44	1 404,98	964,6	395,6	6 836,45	274,7	777,2	0,05	22,08

Zdroj: vlastní zpracování

Jelikož jsou hodnoty proměnných x_4 a x_5 vyjádřeny z prvních diferencí jejich teoretických hodnot, je jejich výsledná hodnota od druhého sledovaného období rovna hodnotě parametru příslušné lineární trendové funkce. Dosazením hodnot z Tabulky 36 do vztahu 3.23 lze poté stanovit bodovou předpověď všech zkoumaných makroekonomických ukazatelů, která je současně zaznamenána v Tabulce 37.

Tabulka 37: Bodová prognóza ex ante daných ukazatelů (2020-2022)

	HDP	Obecná míra nezaměstnanosti	Míra inflace
2020	5 504,18 mld. Kč	5,06 %	1,94 %
2021	5 395,40 mld. Kč	3,33 %	2,70 %
2022	5 502,82 mld. Kč	3,06 %	2,86 %

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě provedených výpočtů v rámci bodové prognózy ex ante by se dal očekávat mírný pokles HDP v roce 2021, avšak po překlenutí tohoto období by mělo znovu dojít k jeho nárůstu k hodnotě 5 505,82 mld. Kč. Zatímco obecná míra nezaměstnanosti vykazuje v nadcházejícím období klesající trend, míra inflace naopak postupem času stoupá. Její výsledná hodnota v roce 2022 dosahuje 2,86 %.

Intervalová prognóza

Pro zjištění intervalové prognózy je nutné nejprve stanovit odmocninovou střední kvadratickou chybu odhadu RMSE ze vztahu 3.25:

$$RMSE_{HDP} = 108,3035 \quad RMSE_{OMN} = 0,975 \quad RMSE_{M_INF} = 1,225$$

Poté je již možné vyčíslit intervalovou prognózu ex ante pro dané makroekonomické ukazatele pomocí vztahu 3.24. Výsledné hodnoty jsou následně zachyceny v Tabulkách 38-40.

Tabulka 38: Intervalová prognóza ex ante HDP (2020-2022)

	HDP	
	95% dolní mez	95% horní mez
2020	5 287,58 mld. Kč	5 721,12 mld. Kč
2021	5 247,42 mld. Kč	5 543,56 mld. Kč
2022	5 350,59 mld. Kč	5 655,65 mld. Kč

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 39: Intervalová prognóza ex ante obecné míry nezaměstnanosti (2020-2022)

	Obecná míra nezaměstnanosti	
	95% dolní mez	95% horní mez
2020	3,11 %	7,01 %
2021	1,38 %	5,28 %
2022	0,11 %	5,01 %

Zdroj: vlastní zpracování

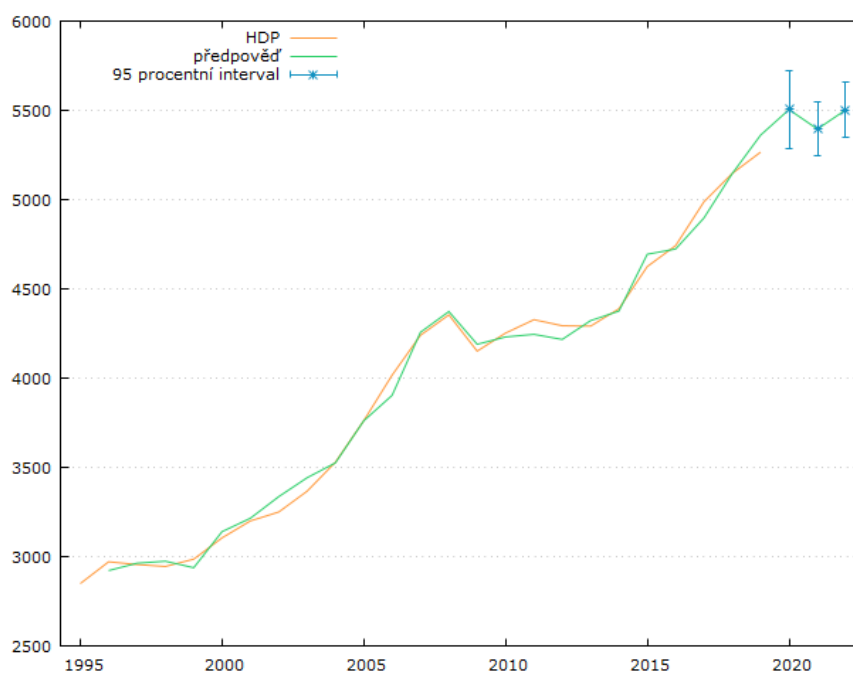
Tabulka 40: Intervalová prognóza ex ante míry inflace (2020-2022)

	Míra inflace	
	95% dolní mez	95% horní mez
2020	-0,51 %	4,39 %
2021	0,25 %	5,15 %
2022	0,41 %	5,31 %

Zdroj: vlastní zpracování

Dále byly na základě výše zkonstruovaných bodových a intervalových prognóz sestaveny Grafy 13-15, ve kterých je možné spatřit výsledné teoretické hodnoty vybraných makroekonomických ukazatelů včetně 95% konfidenčního pásma.

Graf 13: Prognóza ex ante HDP (2020-2022)



Zdroj: SW Gretl

Graf 13 reprezentuje první zkoumanou endogenní proměnnou. Je patrné, že pro rok 2020 zůstává trend vývoje HDP neměnný, jelikož jeho hodnota i nadále roste, nicméně v roce 2021 je již vidět patrný pokles. Dle bodové prognózy ex ante lze v tomto roce očekávat propad HDP konkrétně na hodnotu 5 395,40 mld. Kč. Tento budoucí průběh lze vysvětlit například tím, že se sice českému hospodářství posledních několik let daří držet rostoucí trend ve vývoji HDP, avšak stupňující se napětí v mezinárodním obchodě a očekávaný nižší export z důvodu zpomalení růstu poptávky v zemích, které jsou hlavními obchodními partnery ČR, by mohl mít za následek právě propad celkové hodnoty HDP. Dle získaných výpočtů by však tato situace měla být pouze krátkodobá, jelikož v roce 2022 se opět očekává oživení ekonomiky a s tím spojený i nárůst hodnoty HDP.

Jako další je na Grafu 14 znázorněn vývoj obecné míry nezaměstnanosti.

Graf 14: Prognóza ex ante obecné míry nezaměstnanosti (2020-2022)



Zdroj: SW Gretl

Z grafu je očividné, v roce 2020 je na základě sestrojené prognózy očekáván prudký nárůst obecné míry nezaměstnanosti na 5,06 %. Toto zvýšení by mohlo být spojeno se zpomalením hospodářského růstu pozorovaném v roce 2019, jelikož trh práce reaguje na hospodářský cyklus se zpožděním. Tento faktor by však sám o sobě nepředstavoval tak markantní navýšení. Zde je namísto připomenout, že prognostické vlastnosti zjištěné

dosavadním ověřováním nedosahují zcela přijatelných výsledků, což je potřeba zohlednit při hodnocení prognózovaných hodnot.

Po prvotním šoku ve vývoji obecné míry nezaměstnanosti je dále dle výsledného průběhu křivky zřejmé, že by mělo opět dojít k obnovení růstu zaměstnanosti na trhu práce. V roce 2022 by totiž dle provedených výpočtů měla hodnota obecné míry nezaměstnanosti dosahovat opět přijatelného výsledku 3,06 %.

Pro zhodnocení budoucích hodnot míry inflace je na následujícím Grafu 15 zachycen její vývoj obdobně jako u předchozích endogenních proměnných za celé sledované období.

Graf 15: Prognóza ex ante míry inflace (2020-2022)



Zdroj: SW Gretl

V souvislosti s ukazatelem míry inflace je na grafu vidět značně kolísavý vývoj v průběhu let, avšak v roce 2020 by průměrná míra inflace dle získaných hodnot měla zůstat v dolní polovině tolerančního pásma 2% inflačního cíle České národní banky a dosáhnout 1,94 %. V letech následujících by mělo opět dojít k jejímu nárůstu, neboť predikovaná hodnota pro rok 2021 činí 2,70 % a poté v roce 2022 dokonce 2,86 %.

6 Závěr

Hlavním cílem této diplomové práce bylo nejprve charakterizovat podstatné determinanty mající významný vliv na vybrané makroekonomické ukazatele České republiky, kterými jsou hrubý domácí produkt, obecná míra nezaměstnanosti a míra inflace, a následně odhadnout jejich budoucí vývoj. Pro dosažení tohoto cíle však bylo nutné stanovit i cíle dílčí, podle kterých byly v metodické části práce definovány stěžejní postupy spojené s ekonometrickým modelováním sloužící jako základ pro praktickou část.

Dále byla vypracována literární rešerše vymezující základní pojmy související s danými makroekonomickými ukazateli zvolenými pro modelování, jež byly zároveň nutné pro pochopení vzájemných vztahů mezi těmito jevy. V případě HDP byla pozornost zaměřena na jeho podrobnější definici, rozdíl mezi nominálním a reálným produktem, způsoby jeho měření a s tím spojené nedostatky. Zkoumán byl i vývoj HDP v průběhu let 1995 až 2019.

Kromě statků a služeb, které je ekonomika schopna za určité období vyprodukovat, je důležité při hodnocení výkonnosti dané ekonomiky zohlednit také další ekonomické veličiny. Jako druhá proto byla zvolena obecná míra nezaměstnanosti. Mimo definici byly součástí literární rešerše i metody jejího měření, jelikož je nezbytné respektovat skutečnost, že zatímco obecná míra nezaměstnanosti vychází z údajů Českého statistického úřadu, existuje i ukazatel podílu nezaměstnaných osob, se kterým naopak pracuje Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR. Poté byly přiblíženy jednotlivé druhy členěné zejména z hlediska dobrovolnosti, příčin vedoucích k jejímu vzniku či délky jejího trvání a také objasněn pojem přirozené míry nezaměstnanosti. Obdobně jako v případě HPD, i u této veličiny byl zachycen její vývoj v období 1995 až 2019. Nezaměstnanost s sebou rovněž přináší řadu nezanedbatelných důsledků, a to nejen ekonomických, ale i sociálních nebo politických, a proto bylo začleněno i toto téma.

V souvislosti s výkonností národního hospodářství bylo také namístě zapojit míru inflace, která významně přispívá k ekonomické nestabilitě a zvyšuje míru nejistoty ve vývoji ostatních ekonomických veličin. Způsobuje růst všeobecné hladiny a v praxi ji lze zachytit různými druhy cenových indexů, které byly více přiblíženy v teoretické části této práce. Podrobněji byly zkoumány i konkrétní typy inflace členěné především z hlediska míry závažnosti či příčin vzniku a současně byl také sledován vývoj tohoto ukazatele v průběhu

let 1995 až 2019. Na závěr literární rešerše byly znázorněny tradiční cíle hospodářské politiky pomocí magického čtyřúhelníku, který hodnotí stabilitu a výkonnost ekonomiky, a spolu s ním zachycena i konfliktnost těchto cílů pomocí Okunova zákona a Phillipsovy křivky.

Důležitou kapitolu této diplomové práce tvořila praktická část, která se zabývala samotným modelováním daných makroekonomických veličin. Nejprve byly sestaveny tři jednorovnicové modely pro každou z nich a poté byl zkonstruován rovněž model simultánní respektující vzájemné vazby mezi všemi endogenními proměnnými. Je třeba také zmínit, že všechny tyto modely vycházely z časových řad s roční frekvencí.

První model zkoumal závislost HDP na obecné míře nezaměstnanosti, míře inflace vyjádřené pomocí indexu spotřebitelských cen, čistém disponibilním důchodu domácností, tvorbě hrubého fixního kapitálu a průměrné hrubé měsíční mzdě. V původní korelační matici byla sice zjištěna vysoká multikolinearita, nicméně po transformaci proměnné průměrné hrubé měsíční mzdy do formy prvních diferencí se tento nežádoucí stav podařilo zčásti eliminovat. Zbylé proměnné spojené s vysokou multikolinearitou, tj. hrubý fixní kapitál a čistý disponibilní důchod, totiž vykazovaly vysokou statistickou významnost a z toho důvodu bylo možné tuto závislost ignorovat. Díky provedeným úpravám tak byla časová řada zkrácena o jedno období.

Pro odhad modelu byla následně využita běžná metoda nejmenších čtverců a výsledné hodnoty verifikovány, a to nejen z ekonomického, ale i statistického a ekonometrického hlediska. V rámci ekonomické verifikace bylo zjištěno, že s výjimkou průměrné hrubé měsíční mzdy odpovídaly všechny zvolené proměnné předem stanoveným předpokladům a rovněž jejich intenzita se dle uvážení dala považovat za reálnou. V souhrnu lze na tento model dle statistické verifikace nahlížet jako na statisticky významný, přestože je jeho součástí jedna nevýznamná proměnná. Adjustovaný koeficient determinace dosáhl 99,28 %, což naznačuje vysokou shodu modelu s daty. Na závěr byla ekonometrickou verifikací ověřena také nepřítomnost heteroskedasticity a autokorelace prvního řádu v modelu a také normální rozdělení náhodné složky. Pro porovnání intenzity působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou byly vypočteny průměrné koeficienty pružnosti jednotlivých proměnných v období let 1996 až 2019, čímž došlo k potvrzení stanovené hypotézy H_1 .

Druhý model znázorňoval závislost obecné míry nezaměstnanosti na HDP, míře inflace, minimální mzdě, výdajích na aktivní politiku zaměstnanosti a počtu nezaměstnaných osob v předchozím období. Obdobně jako v případě modelu HDP byla zjištěna vysoká multikolinearita, pro jejíž odstranění byla zvolena transformace dat do formy prvních diferencí, konkrétně u proměnné minimální mzdy. Po úspěšné eliminaci tohoto nežádoucího stavu již bylo možné model odhadnout pomocí běžné metody nejmenších čtverců.

Po odhadu byl model podroben ekonomické verifikaci, při níž bylo zjištěno, že kromě minimální mzdy se všechny odhadnuté parametry shodovaly z hlediska směru předem stanoveným předpokladům. Dále byla procesem statistické verifikace zjištěna statistická nevýznamnost proměnné výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti, nicméně v souhrnu se dal model považovat rovněž za statisticky významný. Adjustovaný koeficient determinace v tomto případě dosahoval hodnoty 86,06 %, což představuje taktéž přijatelný výsledek. Závěrem byla prostřednictvím ekonometrické verifikace potvrzena nepřítomnost heteroskedasticity a autokorelace prvního řádu v modelu a rovněž náhodná složka vykazovala normální rozdělení. Na základě získaných koeficientů pružnosti byla poté vyvrácena stanovená H_2 .

Třetí jednorovnicový model reprezentoval míru inflace v závislosti na obecné míře nezaměstnanosti, měnové bázi, diskontní sazbě v předchozím období a směnném kurzu EUR/CZK. Před samotným odhadem strukturálních parametrů byla sestavena korelační matice, která sice odhalila vysokou multikolinearitu mezi proměnnými směnného kurzu a diskontní sazbou v předchozím období, nicméně díky jejich statistické významnosti bylo možné ji ignorovat. Dále byla provedena ekonomická verifikace, při které bylo zjištěno, že se proměnné měnové báze a diskontní sazby v předchozím období odchylojí od výchozí ekonomické teorie. Odpověď na výsledný nesoulad se však dala nalézt v celkové složitosti modelování inflace, kterou dokazují i odborníci z ČNB. Prostřednictvím statistické verifikace byla ověřena statistická významnost nejen všech vybraných proměnných, ale i modelu jako celku. Adjustovaný koeficient determinace dále ukázal, že shoda modelu s daty byla rovna 84, 52 %. Ekonometrickou verifikací byla také ověřena nepřítomnost heteroskedasticity a autokorelace prvního řádu i náhodná složka vykazovala normální rozdělení. Na závěr byla potvrzena H_3 pomocí vypočtených koeficientů pružnosti, jelikož změny míry inflace byly nejvíce ovlivněny změnami směnného kurzu EUR/CZK.

Na základě tří výše uvedených jednorovnicových modelů byl poté sestaven model simultánní. Před jeho odhadem však bylo třeba provést identifikaci celého modelu, při níž bylo zjištěno, že všechny tři sledované rovnice jsou preidentifikované a bylo tak možné model odhadnout pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců. V porovnání s původními modely nebyla zjištěna žádná změna v souvislosti se směrem působení jednotlivých proměnných na proměnnou vysvětlovanou a z hlediska intenzity byl zaznamenán značný rozdíl pouze v případě výsledných hodnot konstant. Dále bylo v rámci statistické verifikace potvrzeno zesílení vazeb mezi proměnnými, jelikož značná část odhadnutých parametrů dosahovala v tomto modelu statistické významnosti na hladině významnosti 0,01. Pro ověření významnosti modelu jako celku bylo nutné, aby všechny jeho rovnice vykazovaly statistickou významnost, což se také potvrdilo. Mírný pokles oproti původním modelům bylo možné spatřit u adjustovaného koeficientu determinace, jelikož změny vysvětlované proměnné byly vysvětleny variabilitou daných vysvětlujících proměnných postupně z 99,27 %, 85,26 % a 81,93 %, místo původních 99,28 %, 86,06 % a 84,52 %. Následovala ekonometrická verifikace, prostřednictvím které byla u všech tří rovnic potvrzena nepřítomnost heteroskedasticity, autokorelace prvního řádu v modelu a také normální rozdělení náhodné složky.

Vzhledem k simultánnímu charakteru modelu bylo třeba převést jej na redukovanou formu, která představuje závislost endogenních proměnných pouze na proměnných predeterminovaných a vyjadřuje tak přímé i zprostředkované vazby. Po úpravě modelu do této formy bylo současně možné jej využít pro aplikaci. Nejprve byly vypočteny průměrné koeficienty pružnosti pro porovnání intenzity působení jednotlivých proměnných na vybrané makroekonomické ukazatele a poté následovala prognóza ex post sloužící k ověření prognostických vlastností modelu a jeho vhodnosti pro prognózování do budoucnosti. Tato prognóza byla sestrojena pro negativní prognostický horizont 3 období, tj. roky 2017 až 2019, a na základě jejich výsledků byl zjištěn i ukazatel MAPE, který vyjadřuje střední absolutní procentuální chybu, čímž udává vhodnost použitého modelu na danou časovou řadu.

Jako první byl zkoumán vývoj HDP, přičemž bylo zjištěno, že se získané hodnoty příliš mnoho nelišily od hodnot skutečně napozorovaných. Například v roce 2017 byla zaznamenána hodnota HDP 4 987,88 mld. Kč a získaná předpověď 4 917,61 mld. Kč. Zároveň ukazatel MAPE vykazoval 1,43 %, což byl značně přijatelný výsledek. V případě

prognózy ex post u obecné míry nezaměstnanosti nastalo značné vychýlení predikovaných hodnot od jejího reálného vývoje, což také jen potvrdil ukazatel MAPE, který dosáhl hodnoty 48,06 %. Tato hodnota totiž převyšovala maximální přípustnou hranici téměř pětinásobně. Jako poslední byly ověřovány prognostické vlastnosti prostřednictvím prognózy ex post u míry inflace. Pro bližším prozkoumání byl vyzorován rozdíl od reálných hodnot konkrétně 0,5 % v roce 2017, 0,3 % v roce 2018 a 0,4 v posledním sledovaném roce.

I přes nepříznivé výsledky druhé rovnice byla vytvořena prognóza ex ante pomocí trendových funkcí získaných metodou BMNČ na pozitivní prognostický horizont 3 období, tj. na roky 2020 až 2022. Podle provedených výpočtů v rámci bodové i intervalové prognózy by se dal očekávat mírný pokles HDP v roce 2021, nicméně po překlenutí tohoto období by mělo znovu dojít k jeho nárůstu. Dále by obecná míra nezaměstnanosti v následujících letech měla po prvotním nárůstu vykazovat klesající trend a současně míra inflace by v roce 2020 měla zůstat v dolní polovině tolerančního pásma inflačního cíle České národní banky. V dalších letech by však mělo opět dojít k jejímu nárůstu.

Na závěr je však třeba zmínit, že makroekonomická predikce je celkově zatížena řadou rizik, která mohou ve skutečnosti způsobit značné vychýlení reálných hodnot. Mezi hlavní vnější rizika patří například nejistota ohledně budoucího uspořádání obchodních vztahů Spojeného království a Evropské unie či zpomalení hospodářského růstu v zemích, které jsou hlavními obchodními partnery České republiky. Za vnitřní lze rovněž považovat napjaté trhy práce či nemovitostí. Jelikož je současný stav ekonomiky také zásadním způsobem ovlivněn neočekávanou pandemií koronaviru, která v roce 2020 způsobila mimořádně hlubokou recesi, nelze zhodnotit, do jaké míry by se hodnoty získané na základě výpočtů této diplomové práce přibližovaly skutečnému vývoji v běžném průběhu budoucích let.

7 Seznam použitých zdrojů

Odborná literatura

1. BRČÁK, Josef, SEKERKA, Bohuslav, STARÁ, Dana. *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. ISBN 978-80-7380-492-3.
2. CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.
3. DOUGHERTY, Christopher. *Introduction to Econometrics*. 4 ed. New York: Oxford University Press, 2011. ISBN 978-0-19-956-708-9.
4. FÁBRY, Jan. *Matematické modelování*. Praha: Professional Publishing, 2011. ISBN 978-80-7431-066-9.
5. FIALA, Petr. *Úvod do ekonometrie*. Praha: Nakladatelství ČVUT, 2008. ISBN 978-80-01-04004-1.
6. GREENE, William H. *Econometric Analysis*. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002. ISBN 978-0-130-66189-0.
7. GUJARATI, Damodar N. *Basic Econometrics*. 4. ed. New Delhi: The McGraw-Hill Companies, 2004. ISBN 978-0070597938.
8. HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: Klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
9. HINDLS, Richard, HRONOVÁ, Stanislava, SEGER, Jan, FISCHER, Jakub. *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
10. HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 3. aktualizované vydání. Praha: C. H. Beck, 2002. ISBN 80-7179-681-6.
11. HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. Praha: C. H. Beck, 2004. ISBN 80-7179-764-2.

12. HŘEBÍK, František. *Obecná ekonomie*. 3. upravené vydání. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. ISBN 978-80-7380-467-1.
13. HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
14. JUREČKA, Václav a kolektiv. *Makroekonomie*. 3. vydání. Praha: Grada Publishing, 2017. ISBN 978-80-271-0251-8.
15. KRKOŠKOVÁ, Šárka, RÁČKOVÁ, Adéla, ZOUHAR, Jan. *Základy ekonometrie v příkladech*. Praha: Oeconomica, 2010. ISBN 978-80-245-1708-7.
16. MACÁKOVÁ, Libuše a kolektiv. *Mikroekonomie základní kurs*. 8. vydání. Slaný: Melandrium, 2003. ISBN 80-86176-38-3.
17. MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. 2. ed. New York: Macmillan Publishing Company, 1992. ISBN 978-0-023-74545-4.
18. NOVÝ, Ivan, SURYNEK, Alois a kol. *Sociologie pro ekonomy a manažery*. 2. přepracované a rozšířené vydání. Praha: Grada Publishing, 2006. ISBN 80-247-1705-0.
19. PAVELKA, Tomáš. *Makroekonomie základní kurz*. 3. vydání. Praha: Melandrium, 2007. ISBN 80-86175-58-4.
20. SAMUELSON, Paul A. a NORDHAUS, William D. *Ekonomie*. 18. vydání. Praha: Svoboda, 2007. ISBN 978-80-205-0590-3.
21. SEKERKA, Bohuslav, BRČÁK, Josef, KUČERA, Antonín. *Ekonomie trochu jinak*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2015. ISBN 978-80-7380-534-0.
22. SOJKA, Milan, KONEČNÝ, Bronislav. *Malá encyklopedie moderní ekonomie*. Praha: Libri, 1999. ISBN 80-85983-78-8.
23. SPĚVÁČEK, Vojtěch, ŽDÁREK, Václav a kolektiv. *Makroekonomická analýza – teorie a praxe*. Praha: Grada publishing, 2016. ISBN 978-80-247-5858-9.
24. STUDENMUND, A. H. *Using Econometrics: A Practical Guide*. 6. ed. Boston: Addison – Wesley, 2014. ISBN 978-1-292-02127-0.

25. TULEJA, Pavel, MAJEROVÁ, Ingrid, NEZVAL, Pavel. *Základy makroekonomie*. 2. vydání. Brno: BizBooks, 2012. ISBN 978-80-265-0007-0.
26. TULEJA, Pavel. *Analýza pro ekonomy*. Brno: Computer Press, 2007. ISBN 978-80-251-1801-6.
27. VERBEEK, Marno. *A Guide to Modern Econometrics*. 2. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2004. ISBN 978-0-470-85773-1.
28. WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: A modern approach*. 2. ed. Mason: South-Western Publishing, 2002. ISBN 978-0324113648.

Internetové zdroje

1. ČNB: *Dopad změn sazeb ČNB do ekonomiky*. [online]. 2021. [cit. 2020-03-05]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/vzdelavani/menova-politika-clanky/05-dopad-zmen-sazeb-cnb-do-ekonomiky/index.html>
2. ČNB: *Míra nezaměstnanosti (údaje ČSÚ)*. [online]. 2020. [cit. 2020-08-23]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/nezesu_cs.pdf
3. ČNB: *Výroční zprávy České národní banky*. [online]. 2021. [cit. 2021-01-20]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/hospodareni/vyrocní-zpravy-ceske-narodni-banky/
4. ČSÚ: *Hodnocení výkonnosti ekonomiky České republiky s širším kontextu*. [online]. 2015. [cit. 2021-01-15]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/36380891/320288-15a01.pdf/4f11fa39-3e58-4d80-a638-25b736cac380?version=1.0>
5. ČSÚ: *Inflace, míra inflace – Metodika*. [online]. 2020. [cit. 2020-08-30]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace
6. ČSÚ: *Nezaměstnanost*. [online]. 2006. [cit. 2020-08-22]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20568935/311107k03.pdf/41c1a51c-cb1a-4276-8f00-e3b60ab32fe1?version=1.0>
7. ČSÚ: *Výběrové šetření pracovních sil (VŠPS)*. [online]. 2020. [cit. 2020-08-24]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/vyказы/vyberove_setreni_pracovnich_sil

8. MPSV: *Změna metodiky ukazatele registrované nezaměstnanosti*. [online]. 2020. [cit. 2020-08-24]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/web/cz/upozorneni-na-zmenu-metodiky>
9. MVSP: *Analýza vývoje nezaměstnanosti v roce 2004*. [online]. 2005. [cit. 2021-01-20]. Dostupné z: https://www.mpsv.cz/documents/20142/1376332/analyza_zam_nezam_rok_2004.pdf/8db6c6c9-59ed-eb0c-3ba9-29be500347f4
10. PHILLIPS, Tom. *Maduro starts new Venezuela term by accusing US of imperialist 'world war'* (*The Guardian*). [online]. 2019. [cit. 2020-09-23]. Dostupné z: <https://www.theguardian.com/world/2019/jan/10/venezuela-president-nicolas-maduro-begins-second-term>. ISSN 0261-3077.
11. Statistika&My: *Nové ukazatele nezaměstnanosti*. [online]. 2015. [cit. 2020-08-24]. Dostupné z: <https://www.statistikaamy.cz/2015/07/10/nove-ukazatele-nezamestnanosti/>
12. Vláda.cz: *Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v ČR*. [online]. 2014. [cit. 2021-02-28]. Dostupné z: <https://www.vlada.cz/assets/media-centrum/dulezite-dokumenty/VLIV-MINIMALNI-MZDY-NA-NEZAMESTNANOST-V-CR.pdf>

8 Přílohy

Příloha 1: Podkladová data makroekonomických ukazatelů (1995-2019).....	127
Příloha 2: Podkladová data modelu HDP (1995-2019).....	128
Příloha 3: Data průměrné hrubé měsíční mzdy transformované do prvních diferencí	129
Příloha 4: Upravená podkladová data modelu HDP (1996-2019).....	129
Příloha 5: Testování heteroskedasticity modelu HDP	130
Příloha 6: Testování autokorelace modelu HDP	130
Příloha 7: Testování normálního rozdělení modelu HDP	131
Příloha 8: Graf normálního rozdělení náhodné složky modelu HDP	131
Příloha 9: Podkladová data modelu nezaměstnanosti (1995-2019).....	131
Příloha 10: Data minimální mzdy transformované do prvních diferencí.....	132
Příloha 11: Upravená podkladová data modelu nezaměstnanosti (1996-2019)	133
Příloha 12: Testování heteroskedasticity modelu nezaměstnanosti.....	133
Příloha 13: Testování autokorelace modelu nezaměstnanosti.....	134
Příloha 14: Testování normálního rozdělení modelu nezaměstnanosti	134
Příloha 15: Graf normálního rozdělení náhodné složky modelu nezaměstnanosti.....	134
Příloha 16: Podkladová data modelu inflace (1995-2019).....	135
Příloha 17: Testování heteroskedasticity modelu inflace.....	135
Příloha 18: Testování autokorelace modelu inflace.....	136
Příloha 19: Testování normálního rozdělení modelu inflace	136
Příloha 20: Graf normálního rozdělení náhodné složky modelu inflace.....	136
Příloha 21: Testování heteroskedasticity 1. rovnice	137
Příloha 22: Testování autokorelace 1. rovnice	137
Příloha 23: Testování normálního rozdělení náhodné složky 1.rovnice	137
Příloha 24: Graf normálního rozdělení náhodné složky 1. rovnice	138
Příloha 25: Testování heteroskedasticity 2. rovnice	138
Příloha 26: Testování autokorelace 2. rovnice	138
Příloha 27: Testování normálního rozdělení náhodné složky 2. rovnice	139
Příloha 28: Graf normálního rozdělení náhodné složky 2. rovnice	139
Příloha 29: Testování heteroskedasticity 3. rovnice	139
Příloha 30: Testování autokorelace 3. rovnice	140
Příloha 31: Testování normálního rozdělení náhodné složky 3. rovnice	140
Příloha 32: Graf normálního rozdělení náhodné složky 3. rovnice	140

Příloha 1: Podkladová data makroekonomických ukazatelů (1995-2019)

Rok	HDP (mld. Kč, s.c.)	Obecná míra nezaměstnanosti (%)	Míra inflace (%)
1995	2 850,09	4,0	9,1
1996	2 971,65	3,9	8,8
1997	2 956,25	4,8	8,5
1998	2 945,71	6,5	10,7
1999	2 986,48	8,7	2,1

2000	3 105,97	8,8	3,9
2001	3 200,49	8,1	4,7
2002	3 250,73	7,3	1,8
2003	3 367,23	7,8	0,1
2004	3 529,33	8,3	2,8
2005	3 762,33	7,9	1,9
2006	4 016,92	7,1	2,5
2007	4 240,68	5,3	2,8
2008	4 354,60	4,4	6,3
2009	4 151,79	6,7	1,0
2010	4 252,88	7,3	1,5
2011	4 327,75	6,7	1,9
2012	4 293,77	7,0	3,3
2013	4 291,80	7,0	1,4
2014	4 388,89	6,1	0,4
2015	4 625,38	5,0	0,3
2016	4 742,74	4,0	0,7
2017	4 987,88	2,9	2,5
2018	5 147,42	2,2	2,1
2019	5 266,51	2,0	2,8
Ø	3 920,61	6,0	3,4

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Příloha 2: Podkladová data modelu HDP (1995-2019)

Rok	HDP (mld. Kč, s.c)	OMN (%)	M_INF (%)	CDD (mld. Kč)	HFK (mld. Kč)	PHM (Kč)
1995	2 850,09	4,0	9,1	1 440,08	774,41	8 307
1996	2 971,65	3,9	8,8	1 320,31	849,95	9 825
1997	2 956,25	4,8	8,5	1 408,52	808,59	10 802
1998	2 945,71	6,5	10,7	1 541,92	798,08	11 801
1999	2 986,48	8,7	2,1	1 665,09	779,21	12 797
2000	3 105,97	8,8	3,9	1 755,52	837,91	13 219
2001	3 200,49	8,1	4,7	1 883,73	886,34	14 378
2002	3 250,73	7,3	1,8	1 997,71	902,91	15 524
2003	3 367,23	7,8	0,1	2 106,53	924,35	16 430
2004	3 529,33	8,3	2,8	2 213,12	961,37	17 466
2005	3 762,33	7,9	1,9	2 415,80	1 019,45	18 344
2006	4 016,92	7,1	2,5	2 547,48	1 075,33	19 546
2007	4 240,68	5,3	2,8	2 761,19	1 218,18	20 957
2008	4 354,60	4,4	6,3	2 881,87	1 241,52	22 592
2009	4 151,79	6,7	1,0	2 779,58	1 129,49	23 344
2010	4 252,88	7,3	1,5	2 822,65	1 133,44	23 864
2011	4 327,75	6,7	1,9	2 801,67	1 145,42	24 455
2012	4 293,77	7,0	3,3	2 848,09	1 107,30	25 067
2013	4 291,80	7,0	1,4	2 934,09	1 083,32	25 035

2014	4 388,89	6,1	0,4	3 051,74	1 118,57	25 768
2015	4 625,38	5,0	0,3	3 293,33	1 227,49	26 591
2016	4 742,74	4,0	0,7	3 420,75	1 190,32	27 764
2017	4 987,88	2,9	2,5	3 651,62	1 248,36	29 638
2018	5 147,42	2,2	2,1	3 866,93	1 373,55	32 051
2019	5 266,51	2,0	2,8	4 057,45	1 405,26	34 111
Ø	3 920,61	6,0	3,4	2 538,67	1 049,60	20 387

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ a ČNB

Příloha 3: Data průměrné hrubé měsíční mzdy transformované do prvních diferencí

Rok	PHM	První diference (PHM)	Rok	PHM	První diference (PHM)
1995	8 307	-	2008	22 592	1635
1996	9 825	1518	2009	23 344	752
1997	10 802	977	2010	23 864	520
1998	11 801	999	2011	24 455	591
1999	12 797	996	2012	25 067	612
2000	13 219	422	2013	25 035	-32
2001	14 378	1159	2014	25 768	733
2002	15 524	1146	2015	26 591	823
2003	16 430	906	2016	27 764	1173
2004	17 466	1036	2017	29 638	1874
2005	18 344	878	2018	32 051	2413
2006	19 546	1202	2019	34 111	2060
2007	20 957	1411	Ø	20 387	1075

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Příloha 4: Upravená podkladová data modelu HDP (1996-2019)

Rok	HDP (mld. Kč, s.c)	OMN (%)	M_INF (%)	CDD (mld. Kč)	HFK (mld. Kč)	d_PHM (Kč)
1996	2 971,65	3,9	8,8	1 320,31	849,95	1518
1997	2 956,25	4,8	8,5	1 408,52	808,59	977
1998	2 945,71	6,5	10,7	1 541,92	798,08	999
1999	2 986,48	8,7	2,1	1 665,09	779,21	996
2000	3 105,97	8,8	3,9	1 755,52	837,91	422
2001	3 200,49	8,1	4,7	1 883,73	886,34	1159
2002	3 250,73	7,3	1,8	1 997,71	902,91	1146
2003	3 367,23	7,8	0,1	2 106,53	924,35	906
2004	3 529,33	8,3	2,8	2 213,12	961,37	1036
2005	3 762,33	7,9	1,9	2 415,80	1 019,45	878
2006	4 016,92	7,1	2,5	2 547,48	1 075,33	1202
2007	4 240,68	5,3	2,8	2 761,19	1 218,18	1411
2008	4 354,60	4,4	6,3	2 881,87	1 241,52	1635

2009	4 151,79	6,7	1,0	2 779,58	1 129,49	752
2010	4 252,88	7,3	1,5	2 822,65	1 133,44	520
2011	4 327,75	6,7	1,9	2 801,67	1 145,42	591
2012	4 293,77	7,0	3,3	2 848,09	1 107,30	612
2013	4 291,80	7,0	1,4	2 934,09	1 083,32	-32
2014	4 388,89	6,1	0,4	3 051,74	1 118,57	733
2015	4 625,38	5,0	0,3	3 293,33	1 227,49	823
2016	4 742,74	4,0	0,7	3 420,75	1 190,32	1173
2017	4 987,88	2,9	2,5	3 651,62	1 248,36	1874
2018	5 147,42	2,2	2,1	3 866,93	1 373,55	2413
2019	5 266,51	2,0	2,8	4 057,45	1 405,26	2060
Ø	3 965,20	6,1	3,1	2 584,45	1 061,07	1 075

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ a ČNB

Příloha 5: Testování heteroskedasticity modelu HDP

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: škálované uhat^2
-----
            koeficient   směř. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      0,725213      4,89459     0,1482    0,8839
OMN        0,0385354      0,289477    0,1331    0,8956
M_INF     0,00315738      0,169901    0,01858   0,9854
CDD       0,000816355    0,00153805  0,5308    0,6021
THFK     -0,00254550      0,00577307 -0,4409    0,6645
d_PHM     0,000578494      0,000725047  0,7979    0,4353

Vysvětlený součet čtverců = 2,77045

Testovací statistika: LM = 1,385223,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(5) > 1,385223) = 0,925923

```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 6: Testování autokorelace modelu HDP

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: uhat
-----
            koeficient   směř. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      20,5713          253,863      0,08103   0,9364
OMN        0,823055          14,8999      0,05524   0,9566
M_INF     -1,07508           8,96657     -0,1199    0,9060
CDD       0,00434713        0,0791602    0,05492   0,9568
THFK     -0,0375117         0,305182    -0,1229    0,9036
d_PHM     0,00532813        0,0386703    0,1378    0,8920
uhat_1    0,148892          0,307032     0,4849    0,6339

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,013644

Testovací statistika: LMF = 0,235164,
s p-hodnotou = P(F(1,17) > 0,235164) = 0,634

```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 7: Testování normálního rozdělení modelu HDP

```

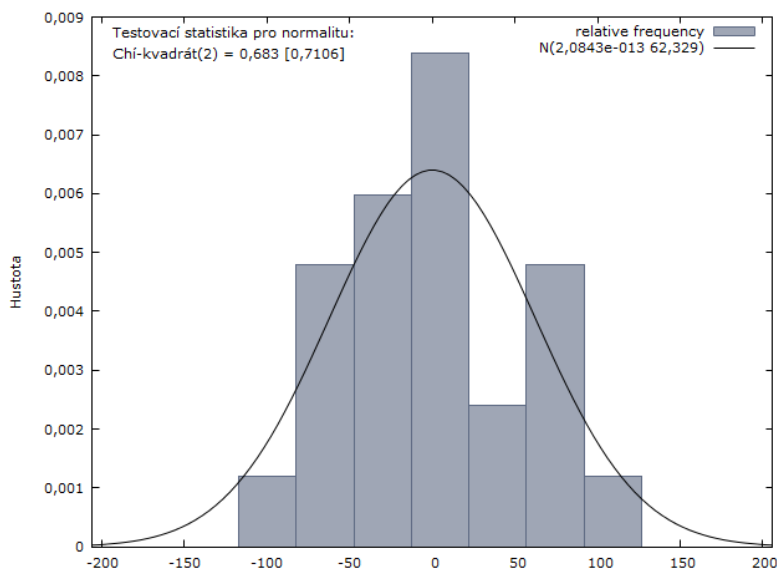
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 2-25
počet tříd = 7, střední hodnota = 2,08426e-013, so = 62,3286

interval          střed   frequence  rel.    kum.
< -82,247        -99,655    1         4,17%   4,17% *
-82,247 - -47,431  -64,839    4        16,67%  20,83% *****
-47,431 - -12,616   -30,024    5        20,83%  41,67% *****
-12,616 - 22,200    4,7918    7        29,17%  70,83% *****
22,200 - 57,015    39,607    2         8,33%   79,17% ***
57,015 - 91,830    74,423    4        16,67%  95,83% *****
>= 91,830        109,24    1         4,17%  100,00% *

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0,683 s p-hodnotou 0,71063
    
```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 8: Graf normálního rozdělení náhodné složky modelu HDP



Zdroj: SW Gretl

Příloha 9: Podkladová data modelu nezaměstnanosti (1995-2019)

Rok	OMN (%)	HDP (mld. Kč, s.c)	M_INF (%)	MIN_M (Kč)	VAP (mld. Kč)	PNO _(t-1) (tis. osob)
1995	4,0	2 850,09	9,1	2 200	634,79	221,2
1996	3,9	2 971,65	8,8	2 500	558,09	208,1
1997	4,8	2 956,25	8,5	2 500	552,00	201,5
1998	6,5	2 945,71	10,7	2 650	903,01	248,3
1999	8,7	2 986,48	2,1	3 250	1 921,75	335,7
2000	8,8	3 105,97	3,9	4 000	3 406,15	454,1
2001	8,1	3 200,49	4,7	5 000	4 063,28	454,5
2002	7,3	3 250,73	1,8	5 700	3 483,25	418,3
2003	7,8	3 367,23	0,1	6 200	3 274,16	374,1
2004	8,3	3 529,33	2,8	6 700	3 939,86	399,1
2005	7,9	3 762,33	1,9	7 185	4 027,85	425,9

2006	7,1	4 016,92	2,5	7 570	5 300,68	410,2
2007	5,3	4 240,68	2,8	8 000	5 673,32	371,3
2008	4,4	4 354,60	6,3	8 000	6 131,73	276,3
2009	6,7	4 151,79	1,0	8 000	4 953,47	229,8
2010	7,3	4 252,88	1,5	8 000	6 171,49	352,2
2011	6,7	4 327,75	1,9	8 000	3 815,89	383,7
2012	7,0	4 293,77	3,3	8 000	2 451,12	350,6
2013	7,0	4 291,80	1,4	8 500	4251,09	366,9
2014	6,1	4 388,89	0,4	8 500	6 386,63	368,9
2015	5,0	4 625,38	0,3	9 200	9 668,80	323,6
2016	4,0	4 742,74	0,7	9 900	6 860,88	268,0
2017	2,9	4 987,88	2,5	11 000	4 703,19	211,4
2018	2,2	5 147,42	2,1	12 200	4 336,84	155,5
2019	2,0	5 266,51	2,8	13 350	2 273,72	121,6
Ø	6,0	3 920,61	3,4	7 044	3 989,72	317,2

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ a ČNB

Příloha 10: Data minimální mzdy transformované do prvních diferencí

Rok	MIN_M	První diference (MIN_M)	Rok	MIN_M	První diference (MIN_M)
1995	2 200	-	2008	8 000	0
1996	2 500	300	2009	8 000	0
1997	2 500	0	2010	8 000	0
1998	2 650	150	2011	8 000	0
1999	3 250	600	2012	8 000	0
2000	4 000	750	2013	8 500	500
2001	5 000	1000	2014	8 500	0
2002	5 700	700	2015	9 200	700
2003	6 200	500	2016	9 900	700
2004	6 700	500	2017	11 000	1100
2005	7 185	485	2018	12 200	1200
2006	7 570	385	2019	13 350	1150
2007	8 000	430	Ø	7 044	465

Zdroj: vlastní zpracování dle SW Gretl

Příloha 11: Upravená podkladová data modelu nezaměstnanosti (1996-2019)

Rok	OMN (%)	HDP (mld. Kč, s.c)	M_INF (%)	d_MIN_M (Kč)	VAP (mld. Kč)	PNO _(t-1) (tis. osob)
1996	3,9	2 971,65	8,8	300	558,09	208,1
1997	4,8	2 956,25	8,5	0	552,00	201,5
1998	6,5	2 945,71	10,7	150	903,01	248,3
1999	8,7	2 986,48	2,1	600	1 921,75	335,7
2000	8,8	3 105,97	3,9	750	3 406,15	454,1
2001	8,1	3 200,49	4,7	1000	4 063,28	454,5
2002	7,3	3 250,73	1,8	700	3 483,25	418,3
2003	7,8	3 367,23	0,1	500	3 274,16	374,1
2004	8,3	3 529,33	2,8	500	3 939,86	399,1
2005	7,9	3 762,33	1,9	485	4 027,85	425,9
2006	7,1	4 016,92	2,5	385	5 300,68	410,2
2007	5,3	4 240,68	2,8	430	5 673,32	371,3
2008	4,4	4 354,60	6,3	0	6 131,73	276,3
2009	6,7	4 151,79	1,0	0	4 953,47	229,8
2010	7,3	4 252,88	1,5	0	6 171,49	352,2
2011	6,7	4 327,75	1,9	0	3 815,89	383,7
2012	7,0	4 293,77	3,3	0	2 451,12	350,6
2013	7,0	4 291,80	1,4	500	4251,09	366,9
2014	6,1	4 388,89	0,4	0	6 386,63	368,9
2015	5,0	4 625,38	0,3	700	9 668,80	323,6
2016	4,0	4 742,74	0,7	700	6 860,88	268,0
2017	2,9	4 987,88	2,5	1100	4 703,19	211,4
2018	2,2	5 147,42	2,1	1200	4 336,84	155,5
2019	2,0	5 266,51	2,8	1150	2 273,72	121,6
Ø	6,1	3 965,22	3,1	465	4 129,51	321,2

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ a ČNB

Příloha 12: Testování heteroskedasticity modelu nezaměstnanosti

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

-----
             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          9,02020      2,77133      3,255     0,0044   ***
HDP           -0,00132594     0,000494845  -2,679     0,0153   **
M_INF         -0,0781496         0,109045     -0,7167    0,4828
d_MIN_M      -0,000844010         0,000521655  -1,618     0,1231
VAP           6,77235e-05         0,000141167   0,4797    0,6372
PNO_1        -0,00749163         0,00317820    -2,357     0,0299   **

Vysvětlený součet čtverců = 15,75

Testovací statistika: LM = 7,874996,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(5) > 7,874996) = 0,163261
    
```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 13: Testování autokorelace modelu nezaměstnanosti

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
 Závisle proměnná: uhat

	koefficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,158601	2,29259	0,06918	0,9457
HDP	-2,52548e-05	0,000408927	-0,06176	0,9515
M_INF	0,0161980	0,0928470	0,1745	0,8636
d_MIN_M	-2,01303e-05	0,000430320	-0,04678	0,9632
VAP	2,08916e-05	0,000120168	0,1739	0,8640
PNO_1	-0,000573710	0,00274821	-0,2088	0,8371
uhat_1	0,192048	0,282396	0,6801	0,5056

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,026485

Testovací statistika: LMF = 0,462489,
 s p-hodnotou = $P(F(1,17) > 0,462489) = 0,506$

Zdroj: SW Gretl

Příloha 14: Testování normálního rozdělení modelu nezaměstnanosti

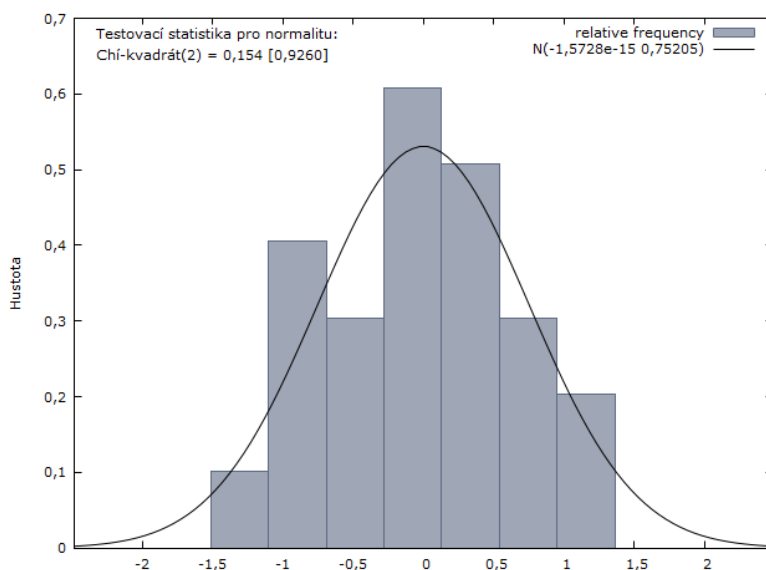
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 2-25
 počet tříd = 7, střední hodnota = -1,57282e-015, so = 0,752046

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -1,1026	-1,3081	1	4,17%	4,17% *
-1,1026 - -0,69162	-0,89710	4	16,67%	20,83% *****
-0,69162 - -0,28066	-0,48614	3	12,50%	33,33% ****
-0,28066 - 0,13031	-0,075174	6	25,00%	58,33% *****
0,13031 - 0,54127	0,33579	5	20,83%	79,17% *****
0,54127 - 0,95223	0,74675	3	12,50%	91,67% ****
>= 0,95223	1,1577	2	8,33%	100,00% ***

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chí-kvadrát(2) = 0,154 s p-hodnotou 0,92600

Zdroj: SW Gretl

Příloha 15: Graf normálního rozdělení náhodné složky modelu nezaměstnanosti



Zdroj: SW Gretl

Příloha 16: Podkladová data modelu inflace (1995-2019)

Rok	M_INF (%)	OMN (%)	MEN_B (mld. Kč)	DIS _(t-1) (%)	SMK (Kč)
1995	9,1	4,0	192,4	8,50	34,70
1996	8,8	3,9	249,5	9,50	34,46
1997	8,5	4,8	227,4	10,50	35,93
1998	10,7	6,5	231,8	13,00	36,05
1999	2,1	8,7	211,3	7,50	36,88
2000	3,9	8,8	221,7	5,00	35,61
2001	4,7	8,1	236,1	5,00	34,08
2002	1,8	7,3	252,8	3,75	30,91
2003	0,1	7,8	275,1	1,75	31,94
2004	2,8	8,3	286,8	1,00	31,90
2005	1,9	7,9	309,3	1,50	29,78
2006	2,5	7,1	355,5	1,00	28,34
2007	2,8	5,3	378,7	1,50	27,76
2008	6,3	4,4	436,5	2,50	24,94
2009	1,0	6,7	430,4	1,25	26,45
2010	1,5	7,3	431,5	0,25	25,29
2011	1,9	6,7	461,3	0,25	24,59
2012	3,3	7,0	467,0	0,25	25,14
2013	1,4	7,0	501,5	0,05	25,97
2014	0,4	6,1	668,7	0,05	27,53
2015	0,3	5,0	680,7	0,05	27,28
2016	0,7	4,0	758,2	0,05	27,03
2017	2,5	2,9	686,6	0,05	26,33
2018	2,1	2,2	716,7	0,05	25,64
2019	2,8	2,0	687,6	0,75	25,67
Ø	3,4	6,0	414,2	3,0	29,61

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ a ČNB

Příloha 17: Testování heteroskedasticity modelu inflace

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-3,17638	4,15282	-0,7649	0,4533
OMN	0,173053	0,203758	0,8493	0,4058
MEN_B	-0,00198516	0,00288480	-0,6881	0,4993
DIS_1	-0,172640	0,160458	-1,076	0,2948
SMK	0,151310	0,134162	1,128	0,2727

Vysvětlený součet čtverců = 16,5081

Testovací statistika: LM = 8,254067,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(4) > 8,254067) = 0,082702

Zdroj: SW Gretl

Příloha 18: Testování autokorelace modelu inflace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1995-2019 (T = 25)
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,486744	4,04579	0,1203	0,9055
OMN	0,00358438	0,197731	0,01813	0,9857
MEN_B	9,25011e-05	0,00280006	0,03304	0,9740
DIS_1	0,0257450	0,156867	0,1641	0,8714
SMK	-0,0208987	0,131103	-0,1594	0,8750
uhat_1	-0,299865	0,222656	-1,347	0,1939

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,087143

Testovací statistika: LMF = 1,813783,
s p-hodnotou = $P(F(1,19) > 1,81378) = 0,194$

Zdroj: SW Gretl

Příloha 19: Testování normálního rozdělení modelu inflace

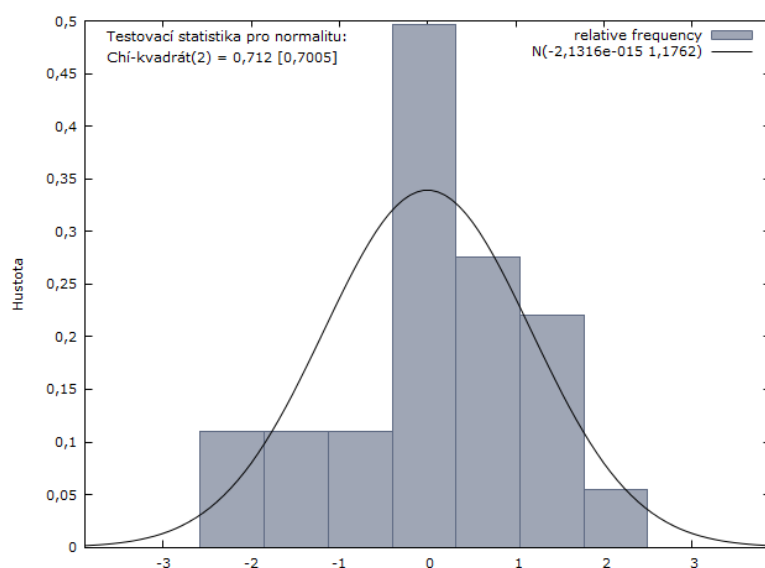
Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 1-25
počet tříd = 7, střední hodnota = -2,13163e-015, so = 1,17625

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -1,8521	-2,2147	2	8,00%	8,00% **
-1,8521 - -1,1270	-1,4896	2	8,00%	16,00% **
-1,1270 - -0,40195	-0,76450	2	8,00%	24,00% **
-0,40195 - 0,32315	-0,039397	9	36,00%	60,00% *****
0,32315 - 1,0483	0,68570	5	20,00%	80,00% *****
1,0483 - 1,7734	1,4108	4	16,00%	96,00% *****
>= 1,7734	2,1359	1	4,00%	100,00% *

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0,712 s p-hodnotou 0,70054

Zdroj: SW Gretl

Příloha 20: Graf normálního rozdělení náhodné složky modelu inflace



Zdroj: SW Gretl

Příloha 21: Testování heteroskedasticity 1. rovnice

```

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: uhat^2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	775,854	2218,27	0,3498	0,7298
yhat^2	0,000135794	0,000128767	1,055	0,3031

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,048118

Testovací statistika: $HET_1 = |0,000136| / 0,000129 = 1,054567$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 1,054567) = 0,292$

Zdroj: SW Gretl

Příloha 22: Testování autokorelace 1. rovnice

```

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 1997-2019 (T = 23)
Závisle proměnná: HDP
Instrumentální proměnné: const CDD THFK d_PHM d_MIN_M VAP PNO_1
MEN_B DIS_1 SMK uhat_1
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1157,59	261,971	4,419	0,0004	***
OMN	-17,5409	14,7389	-1,190	0,2514	
M_INF	6,25341	9,30785	0,6718	0,5113	
CDD	0,727816	0,0721988	10,08	2,46e-08	***
THFK	1,05682	0,213315	4,954	0,0001	***
d_PHM	-0,105953	0,0310249	-3,415	0,0035	***
uhat_1	0,218543	0,131415	1,663	0,1158	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,994700

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 2,765580,
s p-hodnotou = $P(F(1,17) > 2,76558) = 0,116$

Zdroj: SW Gretl

Příloha 23: Testování normálního rozdělení náhodné složky 1. rovnice

```

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 2-25
počet tříd = 7, střední hodnota = 2,46321e-013, so = 63,0474

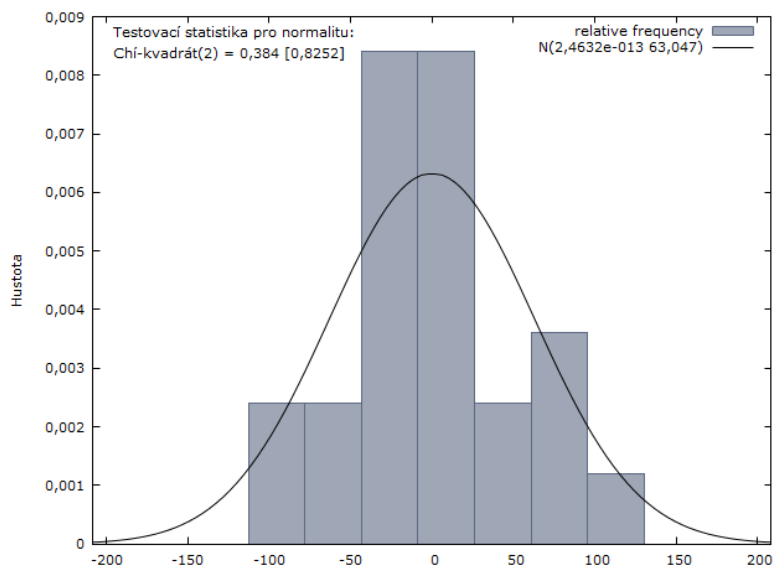
```

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -77,992	-95,335	2	8,33%	8,33%	***
-77,992 -	-43,307	2	8,33%	16,67%	***
-43,307 -	-8,6214	7	29,17%	45,83%	*****
-8,6214 -	26,064	7	29,17%	75,00%	*****
26,064 -	60,749	2	8,33%	83,33%	***
60,749 -	95,435	3	12,50%	95,83%	****
>= 95,435	112,78	1	4,17%	100,00%	*

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0,384 s p-hodnotou 0,82516

Zdroj: SW Gretl

Příloha 24: Graf normálního rozdělení náhodné složky 1. rovnice



Zdroj: SW Gretl

Příloha 25: Testování heteroskedasticity 2. rovnice

```

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: uhat^2

      koeficient   směř. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const   0,405718    0,243261    1,668     0,1095
yhat^2  0,00112340     0,00530477  0,2118    0,8342

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,002034

Testovací statistika: HET_1 = |0,001123| / 0,005305 = 0,211772,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 0,211772) = 0,832
    
```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 26: Testování autokorelace 2. rovnice

```

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 1997-2019 (T = 23)
Závisle proměnná: OMN
Instrumentální proměnné: const CDD THFK d_PHM d_MIN_M VAP PNO_1
MEN_B DIS_1 SMK uhat_1
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)

      koeficient   směř. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const   11,2565      2,30219      4,889     0,0002 ***
HDP    -0,00156836    0,000311704  -5,032    0,0001 ***
M_INF  -0,266846      0,0987882    -2,701    0,0157 **
d_MIN_M -0,00100066    0,000286178  -3,497    0,0030 ***
VAP    -0,000138460   6,01658e-05  -2,301    0,0352 **
PNO_1  0,00929787     0,00242895   3,828     0,0015 ***
uhat_1  0,207122       0,184917     1,120     0,2792

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,914734

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 1,254585,
s p-hodnotou = P(F(1,17) > 1,25458) = 0,279
    
```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 27: Testování normálního rozdělení náhodné složky 2. rovnice

```

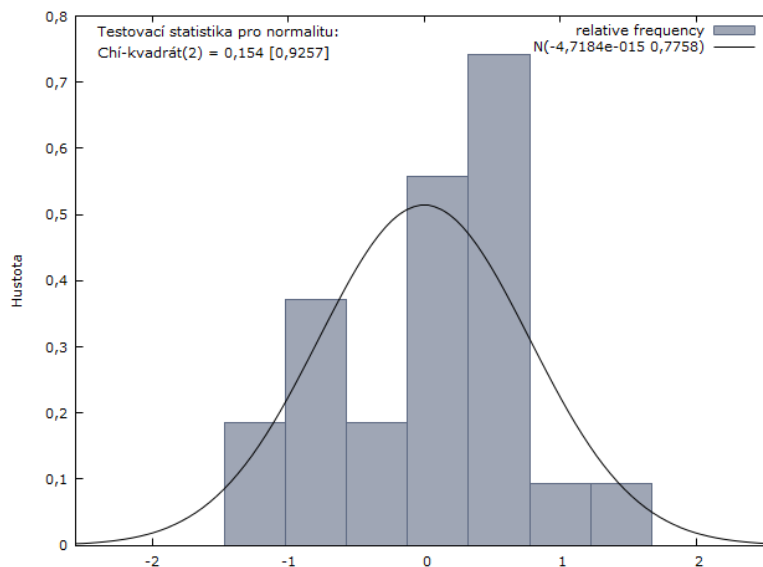
Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 2-25
počet tříd = 7, střední hodnota = -4,71845e-015, so = 0,7758

    interval      střed  frequence  rel.    kum.
    < -1,0195   -1,2440     2     8,33%   8,33% ***
-1,0195 - -0,57068 -0,79511     4    16,67%  25,00% *****
-0,57068 - -0,12182 -0,34625     2     8,33%  33,33% ***
-0,12182 -  0,32705  0,10262     6    25,00%  58,33% *****
  0,32705 -  0,77591  0,55148     8    33,33%  91,67% *****
  0,77591 -  1,2248  1,0003     1     4,17%  95,83% *
    >= 1,2248  1,4492     1     4,17% 100,00% *

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0,154 s p-hodnotou 0,92575
    
```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 28: Graf normálního rozdělení náhodné složky 2. rovnice



Zdroj: SW Gretl

Příloha 29: Testování heteroskedasticity 3. rovnice

```

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1996-2019 (T = 24)
Závisle proměnná: uhat^2

    koeficient  směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const      1,24509     0,378421  3,290    0,0033 ***
yhat^2     -0,00764603  0,0123452 -0,6194  0,5420

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,017138

Testovací statistika: HET_1 = |-0,007646| / 0,012345 = 0,619354,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 0,619354) = 0,536
    
```

Zdroj: SW Gretl

Příloha 30: Testování autokorelace 3. rovnice

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
 TSLS, za použití pozorování 1997-2019 (T = 23)
 Závisle proměnná: M_INF
 Instrumentální proměnné: const CDD THFK d_PHM d_MIN_M VAP PNO_1
 MEN_B DIS_1 SMK uhat_1
 HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	16,5605	2,84448	5,822	2,04e-05	***
OMN	-0,393625	0,118717	-3,316	0,0041	***
MEN_B	-0,00516787	0,00159364	-3,243	0,0048	***
DIS_1	0,838980	0,112670	7,446	9,56e-07	***
SMK	-0,380884	0,106563	-3,574	0,0023	***
uhat_1	-0,303482	0,162706	-1,865	0,0795	*

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,833013

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 3,479027,
 s p-hodnotou = P(F(1,18) > 3,47903) = 0,0795

Zdroj: SW Gretl

Příloha 31: Testování normálního rozdělení náhodné složky 3. rovnice

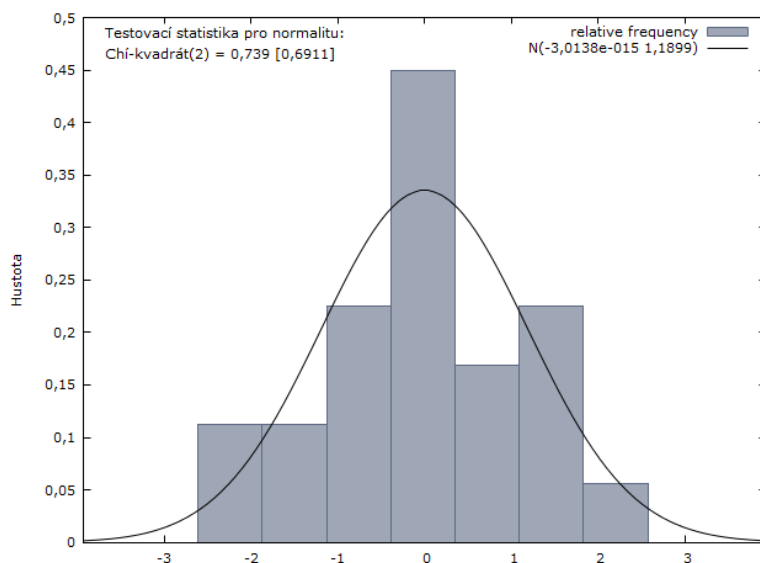
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 2-25
 počet tříd = 7, střední hodnota = -3,01379e-015, so = 1,18992

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1,8696	-2,2400	2	8,33%	8,33%	***
-1,8696 - -1,1289	-1,4993	2	8,33%	16,67%	***
-1,1289 - -0,38820	-0,75856	4	16,67%	33,33%	*****
-0,38820 - 0,35251	-0,017844	8	33,33%	66,67%	*****
0,35251 - 1,0932	0,72287	3	12,50%	79,17%	****
1,0932 - 1,8339	1,4636	4	16,67%	95,83%	*****
>= 1,8339	2,2043	1	4,17%	100,00%	*

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chí-kvadrát(2) = 0,739 s p-hodnotou 0,69106

Zdroj: SW Gretl

Příloha 32: Graf normálního rozdělení náhodné složky 3. rovnice



Zdroj: SW Gretl