

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra statistiky



Diplomová práce

**Využití lineárních regresních modelů k prognózám vývoje
nezaměstnanosti v České republice**

Bc. Petr Matonoha

© 2022 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Petr Matonoha

Systémové inženýrství a informatika
Informatika

Název práce

Využití lineárních regresních modelů k prognózám vývoje nezaměstnanosti v České republice

Název anglicky

Usage of linear regression models for forecasting of unemployment in Czech republic

Cíle práce

Cílem diplomové práce je sestavení ekonometrického modelu vhodného ke krátkodobé prognóze a analýze vývoje nezaměstnanosti v ČR. Dílčí cíle jsou dále vysvětlení základní ekonometrické teorie a ekonomické teorie spojené s nezaměstnaností a identifikace hlavních faktorů působících na velikost míry nezaměstnanosti České republiky.

Metodika

V teoretické části diplomové práce je rešerší zpracována studie o ekonomické problematice nezaměstnanosti a v rámci praktické aplikace pro data získaná z odborných a relevantních ekonomických informačních zdrojů navržen obecný ekonometrický model nezaměstnanosti v ČR. V praktické části diplomové práce jsou na základě poznatků o lineárních regresních modelech a prognózách exogenních proměnných realizovány krátkodobé prognózy budoucího vývoje nezaměstnanosti.

Doporučený rozsah práce

50 -70 pages

Klíčová slova

ekonometrický model, míra nezaměstnanosti, prognóza, ex-ante, nezaměstnanost ČR, lineární regresivní model

Doporučené zdroje informací

1. HUŠEK, Roman. Ekonometrická analýza. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 9788024513003.
2. ŠMAJSOVÁ BUCHTOVÁ, Božena. Nezaměstnanost: psychologický, ekonomický a sociální problém. Praha: Grada, 2002. Psyché (Grada). ISBN 8024790068.
3. TVRDOŇ, Jiří. Ekonometrie. Praha: Česká zemědělská univerzita, 1996. ISBN 8021302879.
4. BROOKS, Chris. Introductory econometrics for finance. Third edition. Cambridge: Cambridge University Press, 2014. ISBN 978-1-107-03466-2.
5. POŠTA, Vít, Libuše MACÁKOVÁ a Tomáš PAVELKA. Strukturální míra nezaměstnanosti v ČR. Praha: Management Press, 2015. ISBN 9788072612963.

Předběžný termín obhajoby

2020/21 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Jiří Zmatlík, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra statistiky

Elektronicky schváleno dne 8. 9. 2021

prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 19. 10. 2021

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 21. 02. 2022

Čestné prohlášení

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

V Praze dne 30.3.2022

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval Ing. Jiřímu Zmatlíkovi, Ph.D. za odborné vedení diplomové práce.

Využití lineárních regresních modelů k prognózám vývoje nezaměstnanosti v České republice

Abstrakt

Cílem diplomové práce je sestavení ekonometrického modelu vhodného ke krátkodobé prognóze a analýze vývoje nezaměstnanosti v České republice. Dílčí cíle jsou dále vysvětlení základní ekonometrické a ekonomické teorie spojené s nezaměstnaností a identifikace hlavních faktorů působících na velikost obecné míry nezaměstnanosti České republiky. Teoretická část práce je zaměřena na základní ekonomickou teorii spojenou s jevem nezaměstnanosti a zkoumání jejich determinantů v prostředí České republiky. Dále jsou zde vysvětleny základní principy regresní analýzy, možnosti jejího využití v ekonometrii a představení obvyklých postupů pro sestavování modelů. V praktické části práce jsou na základě autorových poznatků z dané problematiky vytvořeny ekonometrické modely zaměřené na prognózu obecné míry nezaměstnanosti. Dále je posouzena kvalita těchto modelů a na základě jejich aplikace jsou vytvořeny krátkodobé prognózy vývoje obecné míry nezaměstnanosti v České republice. V závěru práce jsou shrnuty výsledky ekonometrického modelování provedeného v diplomové práci a stanovena obecná doporučení pro aplikaci sestavených modelů.

Klíčová slova: nezaměstnanost, obecná míra nezaměstnanosti, ekonometrie, ekonometrický model, regresní analýza, lineární regrese, vícenásobná lineární regrese, klasický model, model simultánních rovnic, determinanty nezaměstnanosti, ex ante, ex post

Usage of linear regression models for forecasting of unemployment in Czech republic

Abstract

The main goal of the thesis is to compile an econometrics model suitable for short-term forecasts and analysis of the development of unemployment in the Czech Republic. The partial goals are to explain the basic econometrics and economics theory associated with unemployment and to identify main factors affecting the size of the general unemployment rate in the Czech Republic. The theoretical part of the work is focused on the basic economics theory associated with the phenomenon of unemployment and their determinants in the Czech Republic. Furthermore, the basic principles of regression analysis, the possibilities of its use in econometrics and the introduction of the usual methodological procedures and assumptions for the compilation of econometric models are explained. In the practical part of the thesis econometric models are created, based on the author's knowledge of the issue. Depending on their short-term forecasts of the general unemployment rate in the Czech Republic, the results of econometric modeling are summarized and general recommendations for applications of compiled models are issued.

Keywords: unemployment, general unemployment rate, econometrics, econometrics model, regression analysis, linear regression, multiple linear regression, classical linear regression model, model of simultaneous equations, determinants of unemployment, ex ante, ex post

Obsah

1 Úvod.....	11
2 Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika	12
3 Teoretická východiska	14
3.1 Nezaměstnanost.....	14
3.1.1 Ekonomická teorie nezaměstnanosti	14
3.1.2 Typologie nezaměstnanosti.....	16
3.1.3 Měření nezaměstnanosti v ČR	21
3.1.4 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v ČR.....	22
3.1.5 Demografické determinanty nezaměstnanosti	24
3.1.6 Sociálně-kulturní determinanty	30
3.1.7 Makroekonomické determinanty nezaměstnanosti	32
3.2 Regresní analýza	34
3.2.1 Úvod do regresní analýzy	34
3.2.2 Klasický model	35
3.2.3 Předpoklady dat regresní analýzy	37
3.2.4 Metody vložení proměnných do výpočtu	39
3.2.5 Vybrané ukazatele regresní analýzy	39
3.3 Ekonometrická analýza	40
3.3.1 Metodologický postup sestavení ekonometrického modelu	41
3.3.2 Typy dat v ekonometrickém modelu	44
3.3.3 Typy proměnných v ekonometrických modelech.....	44
3.3.4 Druhy ekonometrických modelů	46
3.3.5 Modely simultánních rovnic	47
3.3.6 Vybrané metody testování předpokladů ekonometrického modelu	50
4 Vlastní práce.....	55
4.1 Jednorovnicový model	55
4.1.1 Základní formulace ekonomické teorie	55
4.1.2 Předpoklady a očekávání chování endogenní proměnné při změnách predeterminovaných proměnných.....	56
4.1.3 Deklarace proměnných včetně uvedení jednotek	57
4.1.4 Formulace ekonomického a ekonometrického lineárního modelu včetně grafického znázornění endogenní proměnné	58
4.2 Sběr podkladových dat.....	58
4.3 Odhad parametrů ekonometrického modelu	60
4.4 Verifikace modelu.....	64

4.4.1	Ekonomická verifikace	64
4.4.2	Statistická verifikace	65
4.5	Simultánní model	69
4.5.1	Předpoklady a očekávání chování endogenní proměnné při změnách predeterminovaných proměnných	69
4.5.2	Deklarace proměnných včetně uvedení jednotek	69
4.5.3	Formulace ekonomického a ekonometrického modelu	70
4.5.4	Identifikace modelu	70
4.6	Sběr podkladových dat	70
4.7	Odhad parametrů modelu	71
4.7.1	Ekonomická verifikace	74
4.8	Statistická verifikace	75
5	Výsledky a diskuse	76
5.1	Využití modelu v praxi	76
5.2	Ex post jednorovnicového modelu	76
5.3	Ex ante jednorovnicového modelu	78
5.4	Prognóza ex post MSR	80
5.5	Prognóza ex ante MSR	81
6	Závěr	82
7	Seznam použitých zdrojů	85
8	Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk	89
8.1	Seznam obrázků	89
8.2	Seznam tabulek	89
Přílohy	90

1 Úvod

V diplomové práci je pomocí ekonometrických modelů zkoumán a posuzován vliv jednotlivých determinantů nezaměstnanosti na celkovou míru obecné nezaměstnanosti v České republice. Následně jsou na základě těchto modelů vytvořeny prognózy o budoucím vývoji obecné míry nezaměstnanosti a zhodnocena kvalita modelů i jednotlivých prognóz.

Nezaměstnanost je v ekonomické teorii jedním z klíčových makroekonomických ukazatelů, především díky jejím širokým společenským, sociálním a ekonomickým dopadům na společnost. Těchto témat se ale diplomová práce dotýká jen okrajově. Hlavní myšlenkou diplomové práce je ověření hypotéz vzniklých ze studia ekonomické teorie nezaměstnanosti v prostředí České republiky pomocí modelů postavených na skutečných datech a následná prognóza vývoje obecné míry nezaměstnanosti.

Užitím lineární regrese lze kvantifikovat ekonomické vazby nezaměstnanosti. Díky této kvantifikaci, která je součástí sestavených ekonometrických modelů, lze následně posoudit vliv jednotlivých faktorů působících na velikost obecné míry nezaměstnanosti, odhadovat její budoucí vývoj, simulovat dopady různých zavedených opatření a ověřovat či zamítnout ekonomické hypotézy o tomto jevu. Celkově lze díky užití modelů získat podpůrný nástroj pro ekonomické rozhodování. To vše samozřejmě platí za předpokladu, že sestavené modely jsou kvalitní a vhodné.

Ekonometrie jako věda v sobě propojuje ekonomickou, matematickou a statistickou teorii. Důvodem pro výběr tohoto tématu diplomové práce byl autorův zájem o techniku lineární regrese, která je běžně používána i v oblastech umělé inteligence. Není tedy divu, že v poslední době je navíc v souvislosti s ekonometrií zmiňována i role informatiky. Tato oblast s rozvojem a dostupností informačních technologií a rostoucím objemem dat stále zvyšuje svůj význam a stává se tak trvalou součástí strategického řízení všech větších společností. V budoucnosti bude zpracovávání a využití dat velmi pravděpodobně klíčem k úspěchu na trhu, pokud jím není již dnes.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Cílem diplomové práce je sestavení ekonometrického modelu vhodného ke krátkodobé prognóze a analýze vývoje obecné míry nezaměstnanosti v České republice. Dílčí cíle jsou vysvětlení základní ekonometrické a ekonomické teorie spojené s nezaměstnaností a identifikace hlavních faktorů působících na velikost míry nezaměstnanosti České republiky.

Diplomovou práci lze z hlediska obsahu rozdělit na ekonomickou, statistickou a ekonometrickou část. V ekonomické části je jev nezaměstnanosti nejdříve stručně představen pomocí historického, mikroekonomického a makroekonomického pohledu. Následně je zkoumán pomocí konkrétních ekonomických statistik a studií v prostředí České republiky. Ve statistické části je přiblížena teoretická podstata lineární regrese. Důraz je kladen především na předpoklady, možnosti a cíle regresní analýzy. Autor nachází jako hlavní důvod pro použití těchto metod možnost kvantifikace ekonomických vztahů, dle které lze posoudit sílu vlivu jednotlivých determinantů nezaměstnanosti a podpořit či vyvrátit některé hypotézy z ekonomické teorie v modelovaném prostředí. Ekonometrická část zachycuje postup a podstatu sestavování ekonometrických modelů s jejich následným využitím. Hlavní přínos diplomové práce je právě v praktickém využití sestavených modelů, na jejichž základě lze vytvářet prognózy o vývoji obecné míry nezaměstnanosti v České republice a posoudit sílu vlivu jednotlivých determinantů nezaměstnanosti.

2.2 Metodika

Jako metody vhodné pro dosažení cíle a dílčích cílů diplomové práce byly zvoleny metody analýzy, rešerše a ekonometrického modelování. Aplikace ekonometrických modelů umožňuje kvantifikované ověření hypotéz vzniklých na základě rešerše a analýzy zkoumaného jevu v modelovaném prostředí. Na základě těchto modelů lze podpořit rozhodnutí o platnosti či zamítnutí předjímaných hypotéz.

Pro sestavení ekonometrických modelů prognózujících obecnou míru nezaměstnanosti v České republice bylo nutné se nejdříve seznámit s ekonomickou podstatou jevu nezaměstnanosti. Po prostudování ekonomické podstaty nezaměstnanosti byly stanoveny základní hypotézy o ekonomických vazbách spojených s jevem nezaměstnanosti. Na základě těchto vazeb byly určeny druhy nezaměstnanosti a kategorizovány oblasti faktorů, majících

na tyto druhy nezaměstnanosti potenciální vliv. Při stručné analýze jevu nezaměstnanosti v souvislosti s prostředím České republiky byly určeny konkrétní oblasti vhodné pro získání statistických ukazatelů, které budou použity jako datový základ v ekonometrických modelech. Pro další postup bylo nutné pochopení základní podstaty statistických technik lineární regrese a zhodnocení jejich přínosů pro naplnění cíle diplomové práce. Výhodou vícenásobné regrese je především vysvětlení rozptylu závislé proměnné a odhadnutí vlivu každé z nezávislých proměnných na závislou proměnnou, což se jeví jako vhodný způsob pro posouzení vlivu jednotlivých potenciálních determinantů nezaměstnanosti zastoupených v podobě konkrétních statistických ukazatelů, a i jako vhodný postup pro ověření hypotéz o nezaměstnanosti, vzniklých z ekonomického studia podstaty problematiky.

Následně bylo nutné se seznámit s ekonometrickou podstatou modelování a získané poznatky metodologického postupu aplikovat při sestavování ekonometrického modelu. V diplomové práci jsou rozlišovány fáze formulace modelu, sběru podkladových dat, odhadu parametrů modelu, verifikace modelu a využití modelu v praxi. Pro sestavování modelů byl používán především software Gretl, SPSS a MS Excel. Zdrojem pro data použítá v modelech byly Česká národní banka a Český statistický úřad. Dle klasifikace druhu modelů byl vytvořen jeden jednorovnicový model pro krátkodobější predikce sestavený na základě dat s čtvrtletní periodicitou a model simultánních rovnic se soustavou dvou vzájemně závislých rovnic pro dlouhodobější predikce, sestavený na základě dat s roční periodicitou. Odhady parametrů modelů vycházejí z metod postavených na principu odhadu metodou nejmenších čtverců. Pro prognózu budoucího vývoje obecné míry nezaměstnanosti je využita metoda *ex ante*. Po kompletním sestavení modelů dle metodologického postupu, tedy i včetně využití modelů v praxi, byl vyhodnocen stupeň naplnění cíle diplomové práce, zhodnoceny výsledky a popsány okolnosti, jež se podíleli a ovlivňovali splnění cíle tématu diplomové práce.

3 Teoretická východiska

3.1 Nezaměstnanost

Tato kapitola diplomové práce pojednává o ekonomickém jevu nezaměstnanosti. Jsou v ní představeny základní druhy nezaměstnanosti, způsoby měření nezaměstnanosti v Česku a základní ekonomická teorie, spojená s tímto jevem. V závěru kapitoly jsou uvedeny potencionální oblasti determinantů nezaměstnanosti, které v praktické části diplomové práce slouží společně se stanovenými hypotézami jako základ pro sestavení lineárního regresního modelu.

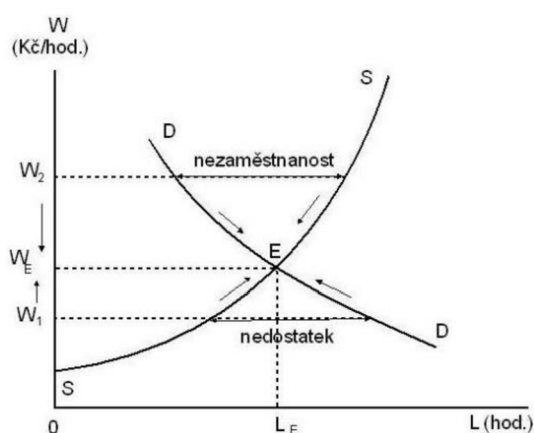
3.1.1 Ekonomická teorie nezaměstnanosti

V historii ekonomie byla problematika nezaměstnanosti po dlouhou dobu tak trochu vedlejším tématem. Zvýšené pozornosti se tomuto ekonomickému fenoménu dostávalo až od 30 letech 20. století, kdy světová hospodářská krize začala narušovat důvěru lidí v samoregulační tržní mechanismy a bída a existenční nejistota se výrazně dotýkaly i střední třídy obyvatelstva. Značná část společnosti se začínala odvracet od ekonomicko-liberálních myšlenek směřů vycházejících z klasické ekonomické školy, zeslabovala víra v individualismus a kapitalismus volného trhu a mezi lidmi sílila myšlenka podpory regulace trhu státem (Vodička, 2009, s. 84). V této době vytvořil držitel Nobelovi ceny za ekonomii J. M. Keynes teorii keynesovské makroekonomie, ve které prosazuje stabilizaci kapitalistických ekonomik za pomoci státních zásahů. Fuchs (Šmajsová Buchtová, 2002, s. 57) doplňuje, že ve skutečnosti však oním původním jevem není nezaměstnanost, ale zhoršování životních podmínek širokých vrstev obyvatelstva, kdy se trh práce dostává pod veliký tlak v důsledku výrazných změn a přestává plnit svou nezastupitelnou roli v tržním hospodářství.

Moderní ekonomická teorie vycházející z průniku neoklasické a keynesovské ekonomie pohlíží na ekonomiku jako na systém, který má tendenci pohybovat se kolem své dynamické rovnováhy. Moderní ekonomiky jsou založeny na tržním hospodářství, které se skládá z různých, relativně samostatných, ale vzájemně propojených a závislých trhů. Ekonomická teorie rozlišuje trh výrobků a služeb a vedle něj i trh výrobních faktorů, k němuž je řazen trh práce. Trh práce je obecně ekonomy považován za velmi specifický a komplikovaný. Je to především kvůli řadě kulturních, demografických a politických faktorů, které zde působí, ale také kvůli výjimečnosti, plynoucí z podstaty práce jako

jednoho ze základních výrobních faktorů. Unikátní je trh práce také proto, že se na něm vyskytuje jev nezaměstnanosti. Díky těmto důvodům bývá trh práce na rozdíl od ostatních trhů považován za méně předvídatelný a také méně pružný. Trh práce je charakterizován tržní poptávkou po práci a tržní nabídkou práce. Holman (Holman, 2011, s. 280-297) zdůrazňuje, že tržní nabídka práce je nabídkou všech lidí v dané ekonomice a vyplývá z rozhodování lidí vyrovnávajících mezní užitek reálné mzdy s mezním užitekem volného času. Tržní poptávka po práci je poptávka všech firem v dané ekonomice po práci a vyplývá z rozhodnutí firem vyrovnávajících mzdu s mezním produktem práce. Růst poptávky po práci zvyšuje zaměstnanost i reálnou mzdu. Pokles poptávky po práci naopak snižuje zaměstnanost i reálnou mzdu. Na regulaci trhu se podílí i stát, který může zasahovat jak do nabídky, tak poptávky po práci. Na trhu práce existuje konkurence na straně poptávky i na straně nabídky. Nabídka práce se obecně vytváří z rozhodování člověka, zda pracovat nebo nepracovat. Člověk se rozhoduje mezi prací a volným časem. Průběh nabídky práce v ekonomické teorii vysvětlujeme působením substitučního a důchodového efektu, které působí protichůdně. Substituční efekt znamená, že při růstu mzdy člověk nabízí více práce. Důchodový efekt znamená, že při růstu mzdy nabízí člověk méně práce. Substituční efekt převládá při nižších mzdách, při vysokých mzdách převládá důchodový efekt. Nezaměstnanost v ekonomické teorii můžeme zjednodušeně chápat jako projev nerovnováhy mezi nabídkou a poptávkou na trhu práce, projevující se převisem nabídky. Grafické zobrazení nalezneme v obrázku pod textem.

Obrázek 1 Trh práce



Zdroj: (Holman, 2011, s. 271)

Při existenci nezaměstnanosti tedy dochází k plýtvání zdrojů lidského kapitálu. Rozdíl mezi celkovou nabídkou práce a poptávkou po práci by měl za předpokladu dokonalé flexibility pracovního trhu být vyrovnán pohybem mezd, k tomu ale v praxi nedochází a nezaměstnanost bude vždy přítomna. Názory proč tomu tak je opět mezi ekonomy liší. Neoklasická teorie interpretuje existenci nezaměstnanosti pomocí rozlišení dobrovolné a nedobrovolné nezaměstnanosti. Dobrovolná nezaměstnanost je taková nezaměstnanost, kdy nezaměstnaný hledá práci, ovšem za vyšší mzdu, než která na trhu práce převládá. Jsou-li například podpory v nezaměstnanosti nízké a doba jejich poskytování krátká, je dobrovolná nezaměstnanost nízká, protože jsou nezaměstnaní lidé motivováni k tomu, aby si rychle našli nové zaměstnání. Nedobrovolná nezaměstnanost vzniká v případě, kdy nezaměstnaní při dané mzdě chtějí pracovat, ale práci nemohou sehnat. Příčinou nedobrovolné nezaměstnanosti jsou překážky bránící poklesu mezd. Takovou překážkou se může stát například uzákoněná minimální mzda, kdy zvýšení minimální mzdy sice povede ke zvýšení nabízené práce, ale zároveň také dojde ke snížení poptávané práce. Podobně může působit i činnost odborů, které prosazují vysoké mzdy pro své členy. V keynesiánských směrech jsou za příčiny nezaměstnanosti považovány především příčiny spojené s nedostatečným působením samoregulačních tržních mechanismů a k nastolení rovnováhy a regulaci trhu práce jsou nutné zásahy v podobě fiskální a monetární politiky. Pro úplnost výkladu bude uveden ještě pojem plné zaměstnanosti, která nastává při takové míře nezaměstnanosti, při níž je zanedbatelná nedobrovolná nezaměstnanost nebo nedobrovolná nezaměstnanost vůbec neexistuje.

3.1.2 Typologie nezaměstnanosti

Ekonomická teorie rozlišuje z hlediska příčiny 3 základní typy nezaměstnanosti, frikční, strukturální a cyklickou. Frikční nezaměstnanost existuje z důvodu určité časové rezervy potřebné k vyhledání nového pracovního místa. Zaměstnanci mají různé schopnosti a preference, obsazení pracovní pozice také vyžadují určité předpoklady, proto uchazeč o zaměstnání často nevezme ihned první nabídku a stejně tak firma nebo jakýkoliv jiný zaměstnavatel nemusí přijmout prvního uchazeče o zaměstnání. Tento druh nezaměstnanosti bude existovat vždy, jelikož vždy bude existovat nějaký pracovník, který dostal výpověď nebo se dobrovolně rozhodl opustit zaměstnání a vždy bude existovat nějaký zaměstnavatel, který poptává zaměstnance. Do tohoto druhu nezaměstnanosti patří i studenti, kteří si hledají

práci po dokončení studia a také sezónní pracovníci, kteří mají typické uplatnění v zemědělských a stavebních oborech.

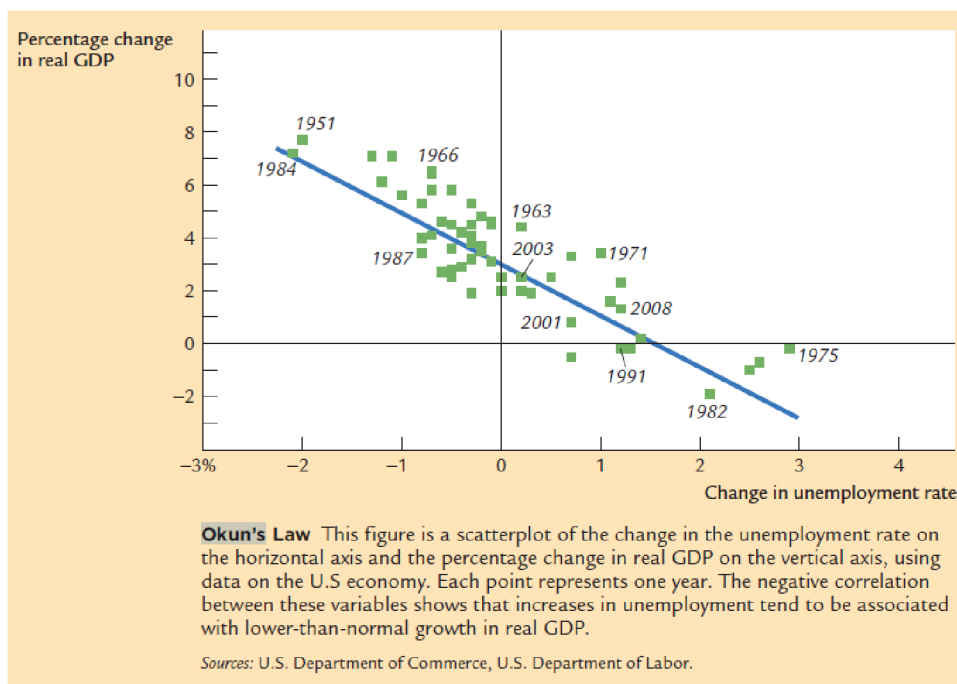
Strukturální nezaměstnanost vzniká z důvodu strukturálních ekonomických změn. V ekonomice je přirozené, že některá odvětví expandují, zatímco jiná jsou na ústupu. Důsledkem těchto ekonomických změn může nastat situace, kdy pracovníci ze zanikajících odvětví mohou mít jinou kvalifikaci, než je potřebná v expandujících odvětvích. Uvolňovaná pracovní síla nalézá na trhu práce možnost uplatnění na pracovních místech, vyžadujících jinou kvalifikaci. Tento proces však většinou vyžaduje čas a rekvalifikaci uchazečů o práci. Strukturální nezaměstnanost vzniká tam, kde se objevuje nesoulad mezi nabídkou a poptávkou po pracovnících. Dle Fuchse může být strukturální nezaměstnanost podmíněna i existencí bariér v pohybu pracovní síly a je také hlavním faktorem ovlivňujícím regionální rozdíly míry nezaměstnanosti na trhu práce (Šmajsová Buchtová, 2002, s. 67).

Cyklická nezaměstnanost souvisí s hospodářským cyklem ekonomiky. Hospodářský cyklus představuje kolísání reálného produktu kolem potenciálního produktu. Ve fázi recese klesá reálný produkt pod svůj potenciální produkt, což je spojeno s růstem nezaměstnanosti. Při fázi expanze je tomu naopak. Na rozdíl od strukturální nezaměstnanosti cyklická nezaměstnanost postihuje všechna odvětví v ekonomice a obvykle bývá považována za nejproblematictější druh nezaměstnanosti. Lidé propuštěni v jednom odvětví, nemohou nalézt uplatnění v jiných odvětvích. Příčinou cyklické nezaměstnanosti může být dle Holmana například ochabnutí domácích investic či pokles zahraniční poptávky (Holman, 2011, s. 283).

Vztahem mezi pohybem míry nezaměstnanosti a reálným výstupem ekonomiky se poprvé zabýval v roce 1962 americký ekonom Arthur Melvin Okun. Konkrétně se jednalo o vztah mezi odchylkami míry zaměstnanosti od plné zaměstnanosti a odchylkami skutečného reálného produktu od potenciálního produktu. Důsledkem jeho výzkumu vznikl tzv. Okunův zákon, který potvrzuje vypořádanou korelaci mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu HDP. Jednou z možných interpretací tohoto zákona je, že v případě, kdy je skutečná míra nezaměstnanosti o 1procentní bod nad úrovní přirozené míry nezaměstnanosti, skutečný produkt bude o 2procentní body pod svou potenciální úrovní (Samuelson, 2010, s. 597). Pro doplnění je uvedeno, že Okunův zákon má více interpretací a variant a že jeho platnost se může pro různé ekonomiky nebo v závislosti na čase lišit, případně nemusí dokonce vůbec platit. Pro potřeby diplomové práce není ale konkrétní

interpretace rozhodující, postačující je prokázání možné existence tohoto vztahu. Okunův zákon je zobrazen na obrázku pod textem.

Obrázek 2 Okunův zákon



Zdroj: (Mankiw, 2010, s. 262)

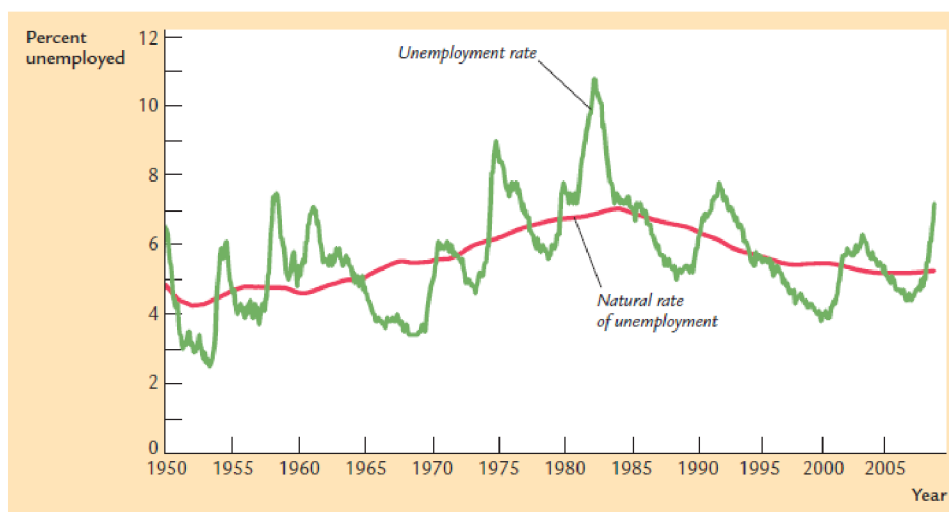
Frikční a strukturální nezaměstnanost dohromady tvoří tzv. přirozenou míru nezaměstnanosti. Přirozená míra nezaměstnanosti je taková míra nezaměstnanosti, které ekonomika dosahuje na své potencionální úrovni. Alternativní formulace by mohla být, že míra nezaměstnanosti je zbavena své cyklické složky. Přirozená míra nezaměstnanosti úzce souvisí s inflací. Je to také taková míra nezaměstnanosti, při které je inflace stabilní. Někdy může být tato míra inflace označována jako NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment). Dle definice ČNB (Česká národní banka, 2015) „*NAIRU popisuje takovou úroveň míry nezaměstnanosti, při jejímž prolomení trh práce generuje inflační tlaky plynoucí z nedostatku vhodné pracovní síly. To vede k tlaku na růst mezd a následně i akceleraci inflace*“.

Jak uvádí Pošta (Pošta, 2015, s. 51), z hlediska chápání a výkladu obou pojmů na ně nelze pohlížet jako na rovnovážné. NAIRU je třeba chápat jako konkurenční vůči přirozené míře nezaměstnanosti, přesto ale zjednodušeně lze tvrdit, že NAIRU lze s přirozenou mírou nezaměstnanosti ztotožnit. Pokud je na trhu práce výrazný efekt hystereze, lze relativně

přesně odhadnout NAIRU na základě vývoje přirozené nezaměstnanosti v předchozích obdobích. Detailnější vysvětlení nalezneme v substituční teorii inflace a historii Phillipsovi křivky. V diplomové práci se pracuje s předpokladem, že existuje průkazný vztah mezi inflací a nezaměstnaností alespoň v krátkém období a přirozená míra nezaměstnanosti může být zjišťována i za pomoci NAIRU. Pokud inflace akceleruje, naznačuje to, že nezaměstnanost je příliš nízká a nachází se pod svou přirozenou mírou. Pokud inflace deceleruje, je nezaměstnanost naopak nad svou přirozenou mírou a když je míra inflace stála, můžeme pokládat míru nezaměstnanosti za přirozenou.

Jako faktory působící na přirozenou míru nezaměstnanosti uvádí Pavelka především demografické změny, vládní politiku a strukturální změny v ekonomice (Pavelka, 2007, s. 115-127). Pošta navíc zdůrazňuje roli dlouhodobé nezaměstnanosti, kdy dlouhodobě nezaměstnaní ztrácejí nejen motivaci práci hledat, ale i pracovní návyky a kvalifikační předpoklady (Pošta, 2015, s. 14). Z ekonomického pohledu je přirozená míra nezaměstnanosti taková míra nezaměstnanosti, která odpovídá dlouhodobé rovnováze na agregátním trhu práce při plném využití zdrojů. Na obrázku níže je zobrazen průběh přirození míry nezaměstnanosti a míry nezaměstnanosti v USA v letech 1955-2005.

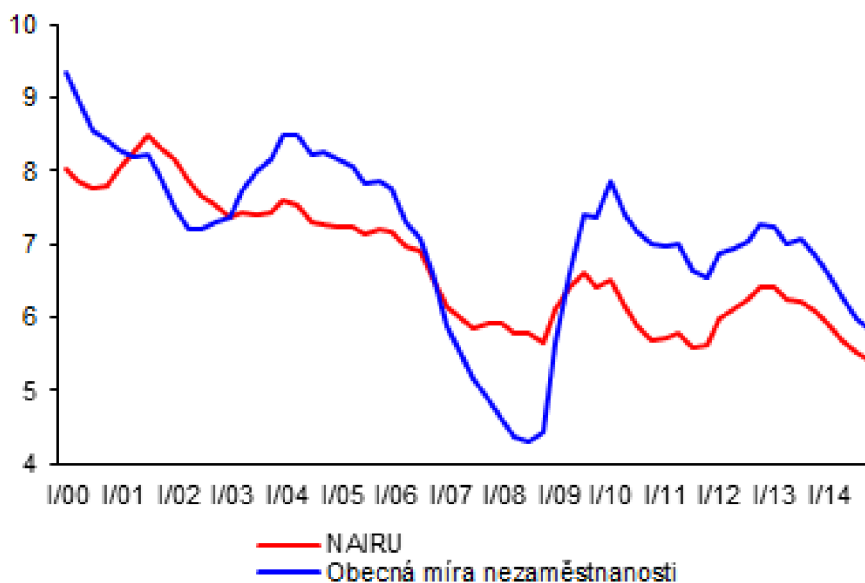
Obrázek 3 Přirozená nezaměstnanost v USA



Zdroj: (Mankiw, 2010, s. 164)

A pro srovnání je na další straně uveden graf z prognózy ČNB porovnávající vývoj NAIRU a obecné míry nezaměstnanosti v České republice v letech 2000-2014.

Obrázek 4 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti a NAIRU



Zdroj: (Česká národní banka, 2015)

Dle Nordhause je nízká míra nezaměstnanosti jedním z hlavních makroekonomických cílů, společně se stabilitou cenové hladiny, vysokou úrovní a růstem HDP a vyrovnanou bilancí zahraničního obchodu (Samuelson, 2010, s. 370). Ekonomiky mají dva hlavní nástroje, kterými mohou sledovat dosahování svých makroekonomických cílů, fiskální a monetární politiku. Fiskální politika v sobě zahrnuje vládní výdaje a zdanění. Monetární politika je praktikována centrální bankou a vede k cílování inflace. Z podstaty cyklické nezaměstnanosti a Okunova zákona můžeme předpokládat souvislost mezi HDP a nezaměstnaností. HDP v sobě nezahrnuje transfery, tedy platby vlády jiným subjektům, za které nezíská žádnou službu ani zboží. Jako příklad transferu může být uvedena vyplacená podpora v nezaměstnanosti. V souvislosti s teorií vysvětlenou v předchozí části diplomové práce s Phillipsovou křivkou a NAIRU, můžeme míru inflace považovat za další makroekonomický faktor, který má vliv na nezaměstnanost. V období nízké nezaměstnanosti se míra inflace zvyšuje, zatímco v období vysoké nezaměstnanosti míra inflace klesá. Makroekonomickým cílem je zajištění cenové stability cen při volných trzích. Dle Holmana (Holman, 2011, s. 270-275) by ceny a množství měly být v co největší míře určovány tržními silami, nabídkou a poptávkou. Centrální banka vymezuje nabídku peněz. S rostoucí inflací se růst mezd zpomaluje. V období nízké nezaměstnanosti se dosahuje zvyšování mezd propouštěním zaměstnanců. Kdyby se mzdy volně přizpůsobovaly vztahům mezi měnicí se poptávkou a nabídkou pracovní síly, byly by postupně odstraněny

nerovnováhy jednotlivých trhů práce a mzdy by klesaly v oblastech, kde je nadbytek pracovních sil a zvyšovaly se v oblastech, kde je pracovních sil nedostatek (Problémy trhu práce a politiky zaměstnanosti, 2003).

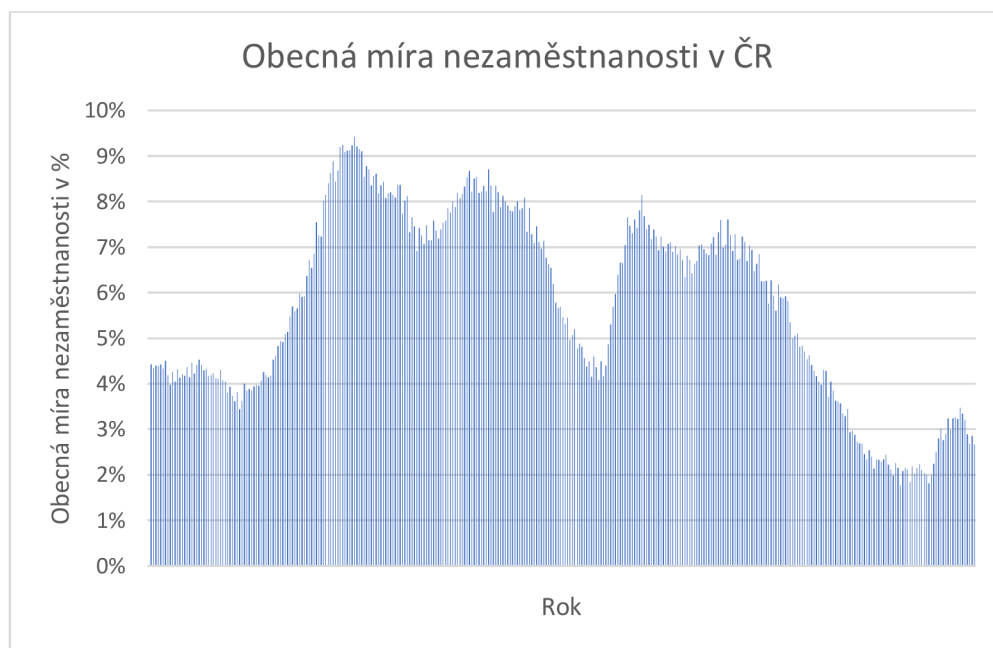
3.1.3 Měření nezaměstnanosti v ČR

Pracovní sílu, které se také říká ekonomicky aktivní obyvatelstvo, tvoří zaměstnaní a nezaměstnaní. Osoby, které nesplňují níže popsané požadavky pro zaměstnané a nezaměstnané, souhrnně označujeme jako ekonomicky neaktivní obyvatelstvo. Jedná se především o děti, důchodce, studenty a osoby na rodičovské dovolené. Text v následujících odstavcích zvýrazněný kurzívou je převzat z webu ČSÚ a popisuje přesnou metodiku měření nezaměstnanosti (ČSÚ, 2022) „V ČR se zjišťují dvě míry nezaměstnanosti. První vychází z dat úřadů práce, zjišťuje ji Ministerstvo práce a sociálních věcí a jedná se o tzv. registrovanou míru nezaměstnanosti. Druhá míra nezaměstnanosti vychází z údajů zjištěných při výběrovém šetření pracovních sil a zjišťuje ji Český statistický úřad. Jde o obecnou míru nezaměstnanosti. Míry nezaměstnanosti vždy vyjadřují podíl nezaměstnaných (čitatele) na celkové pracovní síle (jmenovatele). Rozdíl mezi různými mírami nezaměstnanosti vyplývá z použité metodiky stanovení čitatele a jmenovatele míry, a také z přesnosti zdrojů dat a časové srovnatelnosti obou údajů. Je třeba důsledně rozlišovat, o jaký ukazatel se jedná, protože na hodnotu míry má zásadní vliv použitá metodika. Obecná míra nezaměstnanosti je ukazatel získaný procentuálním způsobem z výsledků výběrového šetření pracovních sil a vyjadřuje podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle. Výběrové šetření pracovních sil (VŠPS) se provádí kontinuálně v náhodně vybraném vzorku domácností a je zaměřené na zjišťování ekonomického postavení obyvatelstva na území celé republiky. Za zaměstnané se považují všechny osoby patnáctileté a starší, obvykle bydlící na sledovaném území, které v průběhu referenčního týdne pracovaly alespoň 1 hodinu za mzdu, plat nebo jinou odměnu, nebo sice nebyly v práci, ale měly formální vztah k zaměstnání; hlavním kritériem pro zařazení mezi zaměstnané je tedy vyvíjení jakékoliv odměňované pracovní aktivity. Není proto rozhodující, zda pracovní aktivita těchto osob měla trvalý, dočasný, sezónní či příležitostný charakter a zda měly jen jedno nebo více souběžných zaměstnání, nebo zda současně studovaly, pobíraly nějaký důchod apod“.

3.1.4 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v ČR

V roce 2022 dosáhla globální (celosvětová) míra nezaměstnanosti hodnoty 5 %. Před pandemií Covidu v roce 2020 se pohybovala kolem 3,8 %. V jižní Africe v roce 2020 dle statistik Eurostatu dosahovala nezaměstnanost výše 29,2 %, v Kataru byla výše nezaměstnanosti pouze 0,1 % (Unemployment statistics at regional level, 2022). To ovšem neznamená, že by zde nikdo nepracoval nebo naopak to, že pracuje téměř každý. Při interpretaci těchto čísel se musí brát v úvahu, jakým způsobem se nezaměstnanost měří a že i samotný způsob měření nezaměstnanosti může být pro jednotlivé země odlišný. V České republice v lednu 2022 dosahovala nezaměstnanost hodnoty 2,3 %. Česká republika patří v současné době k zemím, kde se vyskytuje nejmenší míra nezaměstnanosti v rámci Evropské unie. Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v ČR dle dat ČSÚ v letech 1993-2021 je zachycen na grafu pod textem.

Obrázek 5 Obecná míra nezaměstnanosti v ČR



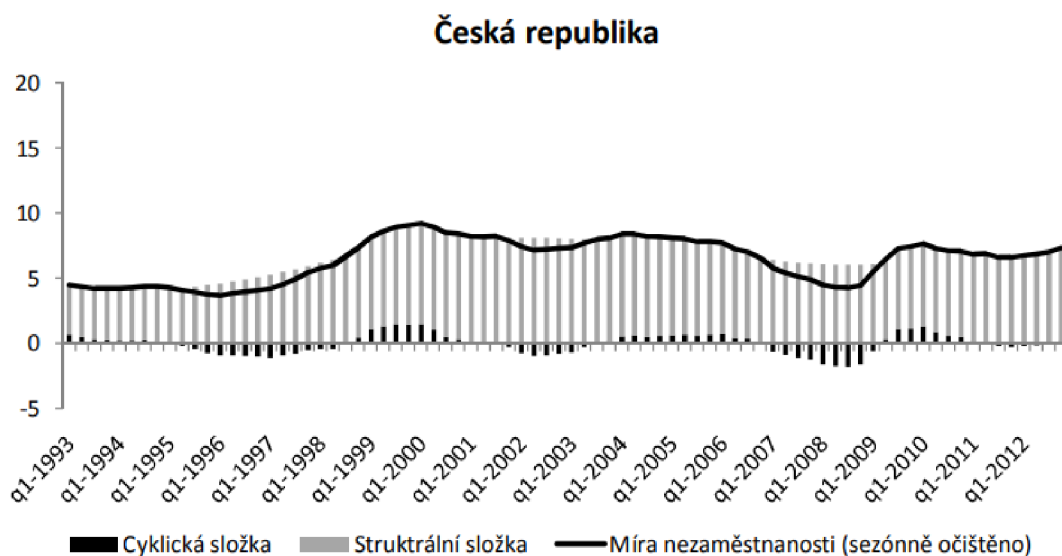
Zdroj: vlastní zpracování

I když se Česká republika řadí dlouhodobě mezi státy s nejnižší mírou nezaměstnanosti, objevuje se u nás dle slov Pošty (Pošta, 2015, s. 20) výrazný problém s dlouhodobou nezaměstnaností, tedy problém osob nezaměstnaných více než jeden rok. Dlouhodobá nezaměstnanost poukazuje na převládající strukturální problémy na trhu práce. Trpí-li ekonomika dlouhodobou nezaměstnaností, kdy je mnoho nezaměstnaných nikoli měsíce, nýbrž léta, je to signál, že něco není v pořádku. V této souvislosti je zmiňován jev

hystereze na trhu práce, kdy si nezaměstnaný práci nehledá a ani se jako nezaměstnaný neregistruje, jelikož ztratili o práci zájem a v důsledku navyšování počtu dlouhodobě nezaměstnaných dlouhodobě roste hladina přirození míry nezaměstnanosti, což prohlubuje nepružnost trhu v dalších obdobích (Sirovátka, 1995, s. 61). Řečeno jinými slovy, rostoucí podíl dlouhodobé nezaměstnanosti má tendenci navyšovat přirozenou míru nezaměstnanosti. Důvodem může být ale i neochota projevovaná ze strany zaměstnavatelů, kteří se obecně bojí zaměstnávat dlouhodobě nezaměstnané pro obavy z jejich pracovních návyků či jejich subjektivnímu zařazení těchto uchazečů do problémové skupiny. Důvodem může být i nutnost zvyšování mezd vlastním zaměstnancům na úkor vytváření nových pracovních míst. Paradoxem může být dlouhodobá nezaměstnanost vysoce kvalifikovaných pracovníků, kdy jejich kvalifikace v důsledku změn výroby ztrácí na trhu práce význam a není nadále potřebná. K měření a odhadu dlouhodobé nezaměstnanosti používá ČSÚ ukazatel míry dlouhodobé nezaměstnanosti, jež vyjadřuje podíl počtu nezaměstnaných jeden rok a déle na celkové pracovní síle.

Ukazatelem doplňující strukturální problémy na trhu práce v ČR může být statistika vedená Ministerstvem práce a sociálních věcí o počtu volných pracovních míst v evidenci úřadu práce. Od roku 2014 je v ČR výrazný trend nárůstu počtu volných pracovních míst a od roku 2017 v ČR již počet pracovních míst výrazně převyšuje počet uchazečů o zaměstnání. V delší zpětné historii tomu bylo ale naopak. Můžeme ale vyslovit hypotézu, že uchazeč se zájmem o práci by si v současné době mohl zaměstnání vybírat, nebýt bariér bránících jeho zařazení mezi zaměstnané. Pro řešení otázky nezaměstnanosti v ČR by se tedy měli spíše zjišťovat konkrétní důvody, proč nezaměstnaní dané pozice neobsazují a lze předpokládat, že v případě českého trhu práce má vliv na velikost celkové nezaměstnanost zejména její strukturální složka (myšleno podílově). Tuto myšlenku dokládá i Tvrdoň (Tvrdoň, 2014) na obrázku na další straně vidíme provedenou dekompozici nezaměstnanosti České ekonomiky na cyklickou a strukturální složku v letech 1993-2012.

Obrázek 6 Strukturální nezaměstnanost v ČR



Zdroj: (Tvrdoň, 2014)

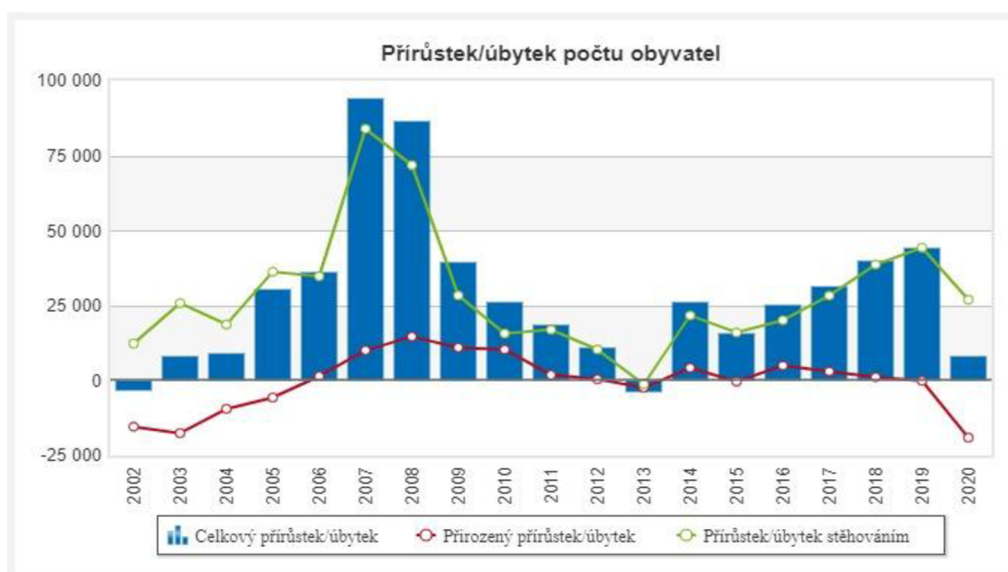
3.1.5 Demografické determinanty nezaměstnanosti

- **Věková struktura obyvatelstva**

Jak bylo uvedeno v předchozí kapitole diplomové práce, nezaměstnanost měříme jako poměr mezi zaměstnanými a nezaměstnanými z ekonomicky aktivního obyvatelstva. Ekonomicky aktivní obyvatelstvo také nazýváme potencionální pracovní silou, která může být v ekonomice využita pro vytváření výstupů. Věková struktura obyvatelstva bude výrazným faktorem, který bude velikost pracovní síly ovlivňovat. Pokud nám na trh práce vstoupí silné populační ročníky absolventů, pro něž je obecně těžší najít první zaměstnání, můžeme předpokládat růst nezaměstnanosti. Podobným případem může být i nečekaný nárůst migrace, kterou například zažíváme v současné době kvůli válečnému konfliktu na Ukrajině. Z dlouhodobého hlediska je struktura obyvatel závislá na počtu narozených, zemřelých, přistěhovaných a odstěhovaných obyvatel sledované ekonomiky. V ČR populace stárne, mortalita aktuálně převažuje nad natalitou a populace dlouhodobě roste díky kladnému bilančnímu saldu migrace. Pro sledování věkové struktury obyvatelstva můžeme použít ukazatele o průměrném věku, mediánovém věku, údaje o migraci obyvatelstva, index celkové závislosti či v absolutní míře vyjádřený počet ekonomicky aktivních osob. K třetímu čtvrtletí roku 2021 se v ČR vyskytovalo dle ČSÚ 145,6 tis. nezaměstnaných osob, z toho 50 tis. se

základním vzděláním nebo bez vzdělání. Nejpočetnější věkovou skupinou nezaměstnaných dle kategorií věku ČSU tvoří lidé mezi 30 a 34 lety v počtu 38.6tis., průměrný věk v prosinci roku 2021 byl uveden jako 42,6 let. Pro úplnost a doložení konstatovaných zjištění je uvedena citace z migrační analýzy ČSU z roku 2019, jenž dokládá, že (ČSÚ, 2022) „o 44,3 tisíce se v roce 2019 rozrostl počet obyvatel České republiky díky zahraniční migraci, když 62 % z tohoto počtu tvořili muži. Z pohledu státních občanství v saldu výrazně dominovali občané Ukrajiny (18,2 tisíce) a Slovenska (4,6 tisíce). Občanů České republiky zahraniční migrací ubylo 1,6 tisíce. Objem zahraniční migrace se meziročně zvýšil o zhruba desetinu na 86,9 tisíce. Ve věkové struktuře pracujících roste význam skupiny narozených v sedmdesátých letech, tzv. Husákových dětí. Téměř jednu třetinu všech pracujících tvoří desetiletá věková skupina od 40 do 49 let. Její podíl na celkové zaměstnanosti je 31,3 % (u žen tento podíl činí 33,4 % a u mužů 29,5 %). Celkový proces stárnutí populace pracujících demonstruje vývoj počtu pracujících právě v této desetileté skupině. Zatímco počet mladších čtyřicátníků meziročně klesl o 24,6 tis., ve skupině 45–49letých byl nárůst vůbec nejvyšší o 33,8 tis. Vliv tohoto posunu ve věkové struktuře bude zásadně ovlivňovat věkovou strukturu zaměstnanosti v příštích letech. Je otázkou, jak se na věkové struktuře pracujících projeví případný růst zaměstnanosti cizích státních příslušníků“. Závěry analýzy, jak můžeme posoudit z přiloženého grafů vysvětlujících demografický popis ČR, jsou v klíčových trendech platné i dnes.

Obrázek 7 Přírůstek a úbytek počtu obyvatel ČR

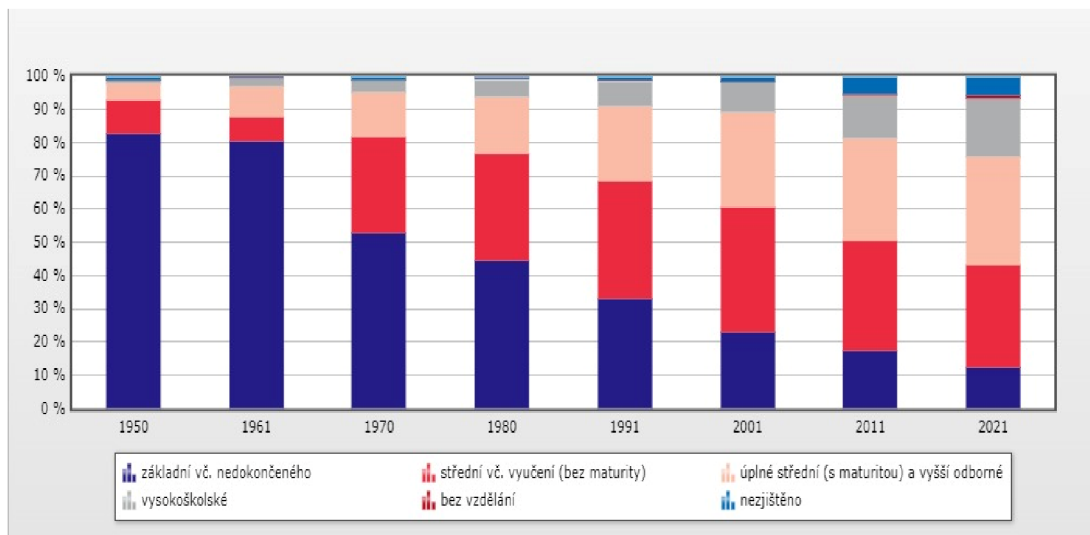


Zdroj: (ČSÚ, 2022)

- **Vzdělání, kvalifikace a osobní kompetence obyvatelstva**

Kromě faktoru věku je významným demografickým faktorem i vzdělání, které bude také souviset především se strukturální nezaměstnaností a souladem nabídky a poptávky trhu práce. Správné vzdělání poskytuje konkurenční výhodu a takový uchazeč o zaměstnání si najde vhodné uplatnění snadněji než uchazeč, který konkurenční výhodu nemá. Důležité je si uvědomit, že správné vzdělání nemusí být vždy vzdělání vyššího stupně, ale v tomto smyslu spíše vzdělání odpovídající poptávce na trhu práce. Obecně ale stále platí předpoklad, že vyšší stupeň vzdělání výrazně zvyšuje šance na zaměstnání, což je doloženo dále v diplomové práci konkrétními daty a což dokládá i vyjádření ČSÚ z 8.2.2022 z pravidelné zprávy o nezaměstnanosti o tom, že „*bez práce jsou dlouhodobě nejčastěji lidé s nižší kvalifikací, především s vyučením bez maturity a se základním vzděláním*“. V Česku pozorujeme trend vyššího zastoupení osob s dokončením vysokoškolským vzděláním, díky čemuž se mění vzdělanostní struktura obyvatelstva a dlouhodobě sílí poměr osob s vysokoškolským vzděláním, především na úkor počtu osob s nejnižším stupněm vzdělání. Znázorněno na grafu pod textem.

Obrázek 8 Dosažené stupně vzdělání



Zdroj: (ČSÚ, 2022)

Prostřednictvím úřadu práce zaměstnavatelé nejčastěji nabízí pracovní místa na méně kvalifikovaných pozicích. Po těchto málo kvalifikovaných místech je paradoxně

vysoká poptávka, jelikož se většinou jedná o neatraktivní a špatně placenou práci, kterou většinou nikdo nechce dělat. Souvislost ale bude samozřejmě i s měnící se průmyslovou strukturou ekonomiky. Největší poptávka na úřadech práce v roce 2021 byla po řidičích, operátorech výroby, skladnících a dělnících. Velmi vysoká poptávka je ale i po absolventech technických oborů napříč všemi stupni vzdělání. Dle studie Národního pedagogického institutu dokládá, že míra nezaměstnanosti mezi absolventy oborů s výučním listem celkově od roku 2014 postupně klesala (Vojtěch, 2021). Změna v trendu přišla až v roce 2020 s nástupem epidemie Covidu. Detailnější data se nacházejí na obrázcích za koncem odstavce. Pro doplnění absolutních čísel je uvedeno, že absolventů oborů s výučním listem, kteří nepokračovali ve studiu, bylo přibližně 77 tisíc a absolventů vysokých škol 299 tisíc.

Obrázek 9 Absolventi středních škol

duben	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
<i>Střední s výučním listem - E</i>	26,0%	21,7%	16,0%	12,9%	8,7%	7,7%	11,4%	16,6%
<i>Střední s výučním listem - H</i>	16,5%	12,6%	9,1%	6,2%	4,4%	3,7%	5,9%	9,0%
Střední s výučním listem - E, H	17,8%	13,7%	9,9%	7,0%	5,0%	4,2%	6,5%	9,8%
Střední s MZ a odb.výcv. - L/0	14,2%	13,2%	10,6%	6,3%	4,6%	4,7%	6,1%	7,6%
Nástavbové vzdělání - L/5	18,5%	15,2%	10,6%	8,9%	5,3%	4,5%	7,2%	10,4%
Střední odborné s MZ - M	11,6%	9,6%	7,5%	5,2%	3,7%	3,8%	4,7%	6,2%
Gymnaziální vzdělání - K	4,4%	3,8%	3,1%	2,5%	1,5%	1,4%	1,6%	2,0%
Vyšší odborné vzdělání - N	10,2%	7,5%	5,2%	2,9%	1,8%	1,9%	3,4%	3,4%

Zdroj: (Vojtěch, 2021)

Při podrobnějším zkoumání zjistíme v subpopulaci výrazné rozdíly vně zkoumaných skupin. Například pro kategorii E, kde pro duben 2021 dosahuje nezaměstnanost absolventů nejvyšší hodnoty 16,6 %, je u oboru technická chemie nulová nezaměstnanost, zatímco u oboru obchod hranice nezaměstnanosti absolventů přesahuje 26 %.

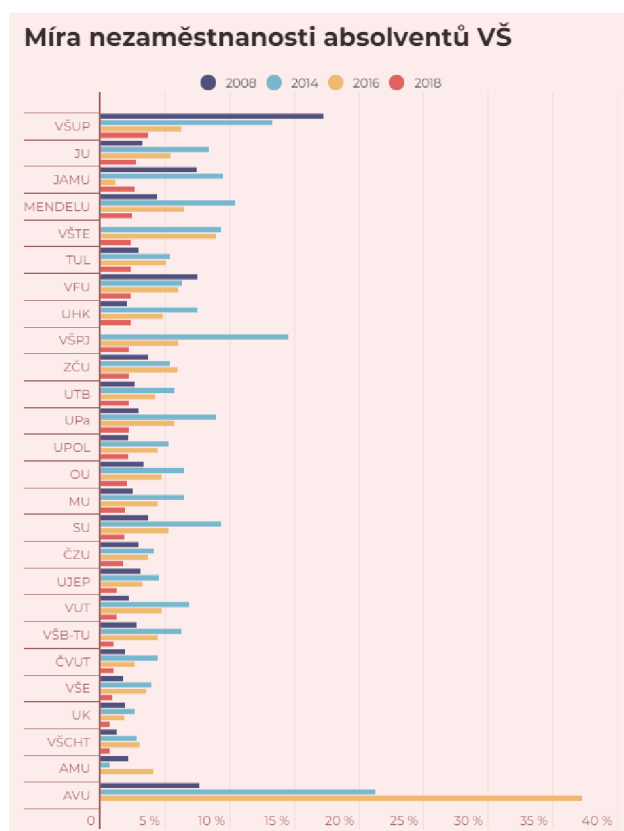
Obrázek 10 Absolventi středních škol variabilita

Kategorie	Celková MN (duben 2021)	TOP3 nejnižší MN (duben 2021)		TOP3 nejvyšší MN (duben 2021)	
Střední vzdělání s výučním listem - E	16,6%	28 Technická chemie a chemie silikátů	0,0%	66 Obchod	26,1%
		26 Elektrotechnika	4,0%	33 Zpracování dřeva	22,5%
		31 Textilní výroba a oděvnictví	7,0%	65 Gastronomie, hotelnictví a turismus	20,3%
Střední vzdělání s výučním listem - H	9,0%	26 Elektrotechnika	4,7%	69 Osobní a provozní služby	15,3%
		53 Zdravotnictví	5,2%	66 Obchod	14,1%
		82 Umění a užité umění	5,6%	39 Speciální a interdisciplinár. tech. obory	13,2%
Střední odborné vzdělání s MZ a odborným výcvikem - L/0	7,6%	28 Technická chemie a chemie silikátů	4,5%	33 Zpracování dřeva	23,5%
		82 Umění a užité umění	4,5%	69 Osobní a provozní služby	15,3%
		23 Strojírenství a strojírenská výroba	4,9%	34 Polygrafie, zpr. papíru, filmu, fotografie	11,5%
Nástavbové vzdělání - L/5	10,4%	23 Strojírenství a strojírenská výroba	6,1%	29 Potravinářství a potravinářská chemie	16,7%
		41 Zemědělství a lesnictví	6,9%	39 Speciální a interdisciplinár. tech. obory	12,5%
		26 Elektrotechnika	7,7%	66 Obchod	12,1%
Střední odborné vzdělání s maturitní zkouškou - M	6,2%	69 Osobní a provozní služby*	2,3%	16 Ekologie a ochrana životního prostředí	12,9%
		53 Zdravotnictví	2,3%	31 Textilní výroba a oděvnictví	12,8%
		28 Technická chemie a chemie silikátů	3,7%	72 Publicistika, knihovnictví a informatika	9,4%
Vyšší odborné vzdělání - N	3,4%	39 Speciální a interdis. technické obory	0,0%	72 Publicistika, knihovnictví a informatika	13,5%
		36 Stavebnictví	0,0%	37 Doprava a spoje	11,5%
		53 Zdravotnictví	1,3%	26 Elektrotechnika	8,3%

Zdroj: (Vojtěch, 2021)

Obdobná studie provedena u absolventů vysokých škol za období let 2008-2018 Střediskem vzdělávací politiky (Středisko vzdělávací politiky, 2010) potvrzuje předpoklad, že vyšší vzdělání zvyšuje šance na získání zaměstnaní. Přestože je obecná úroveň hladiny nezaměstnanosti absolventů VŠ nižší než u nižších stupňů vzdělání, panují mezi obory a univerzitami v Česku velké rozdíly. Tradičně nejvyšší nezaměstnanost mají umělecké školy a fakulty, což ovšem není vždy způsobeno neuplatněním v oboru, ale často i specifickou formou zaměstnaneckého poměru či charakterem umělecké práce. Vyšší nezaměstnanosti dosahují mimo humanitních i přírodovědné nebo zemědělské obory. Nejnižší nezaměstnanost je stejně jako u absolventů s výučním listem opět u technických oborů. Na ČZU v letech 2016-2018 byla nejvyšší hranice nezaměstnanosti u absolventů fakulty tropického zemědělství, nejnižší u absolventů provozně-ekonomické technické fakulty. Pro doplnění je uvedeno, že pro výpočet se užívá standardizovaná míra nezaměstnanosti, do které se započítává i koeficient náročnosti okresních trhů práce a je tedy brán ohled na odlišnou úroveň nezaměstnanosti v regionech. Grafické shrnutí studie následuje na další stránce.

Obrázek 11 Nezaměstnanost absolventů VŠ



Zdroj: (Středisko vzdělávací politiky, 2010)

Obrázek 12 Nezaměstnanost absolventů ČZU



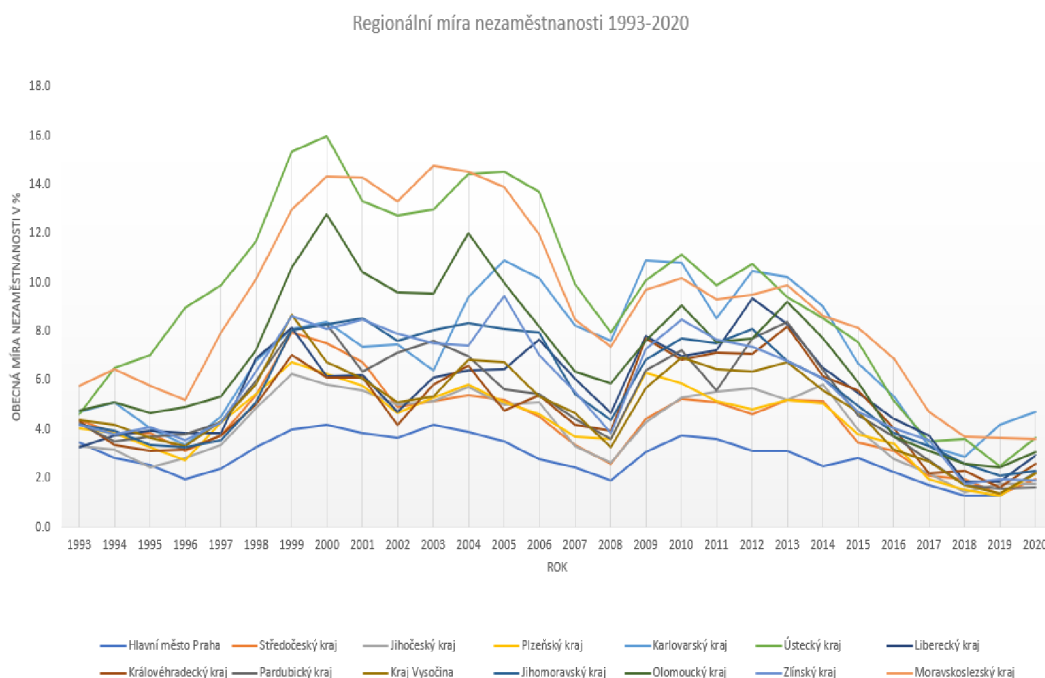
Zdroj: (Vysokeskoly.cz, 2020)

3.1.6 Sociálně-kulturní determinanty

- **Mobilita pracovní síly a regionální rozdíly**

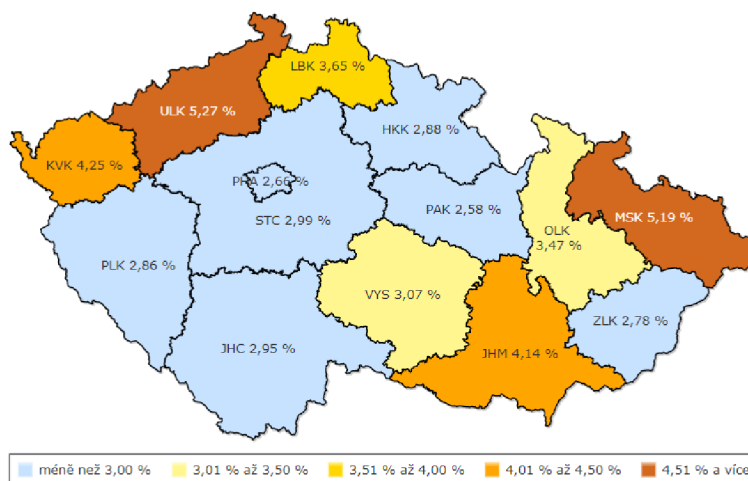
Dalším výrazným rysem charakterizujícím nezaměstnanost v ČR a doplňujícím velikost strukturální složky nezaměstnanosti mohou být regionální rozdíly. Dle Pošty (Pošta, 2015, s. 24-26) v roce 2000 dosahovala obecná míra nezaměstnanosti v Ústeckém kraji hodnoty 16 %, zatímco v Praze byla 4,2 %. V roce 2008 dosahoval tento rozdíl již velikosti 6,1 procentního bodu, kdy v Praze byla nezaměstnanost pouhé 1,9 % a Ústecký kraj měl naměřenou hodnotu 7,9 %. Za tradičně problémové regiony bývají považovány Moravskoslezský kraj a Ústecký kraj, které v minulosti prošly poměrně velkými strukturálními změnami, které sebou nesly i vyšší míru nezaměstnanosti či vyšší podíl dlouhodobé nezaměstnanosti. Za region, který má dlouhodobě velmi nízkou míru nezaměstnanosti, je považován region hlavního města Prahy. V současné době nejsou rozdíly již tak výrazné. Současné a historické regionální rozdíly v nezaměstnanosti shrnují obrázky pod textem.

Obrázek 13 Regionální míra nezaměstnanosti



Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 14 Regionální nezaměstnanost únor 2022



Zdroj: (ČSÚ, 2022)

Z dat na obrázcích je patrné, že rozdíly v regionální míře nezaměstnanosti se v průběhu času a vývoje ekonomiky ČR postupně zmenšují a regionální faktor již nehraje tak velkou roli, jako tomu bylo v minulosti. To ale ještě neznamená, že není signifikantní. Příčiny vzniku regionálních rozdílů ve výši nezaměstnanosti můžeme najít i z důvodu mobility pracovní síly. Obtíže při shánění bydlení samozřejmě ovlivňují rozhodování uchazečů o práci mimo oblast svého bydliště. Nemožnost dostupného bydlení v lokalitě volné pracovní pozice může být důvodem k dobrovolné nezaměstnanosti a významnou měrou se podílí na regionálních rozdílech v nezaměstnanosti mezi kraji. Jak upozorňuje Pošta, předpokládejme možnou souvislost mezi nezaměstnaností a trhem nemovitostí (Pošta, 2015, s. 24). Podle průzkumu serveru Práce.cz je hlavní důvodem neochoty mobility pracovní síly v ČR finanční hledisko spojené s náklady dojíždění nebo nemožností sehnání dostupného bydlení v jiné lokalitě. V pořadí druhým důvodem je cena volného času a s ním spojená neochota strávit dojížděním do práce více než jednu hodinu denně (Prace.cz, 2012).

- **Sezónní faktory a mimořádné události**

Další oblastí příčin velikosti nezaměstnanosti mohou být sezónní faktory. Do této skupiny můžeme zařadit všechny ekonomické jevy spojené s určitým časovým obdobím. Typicky se uvádí oblasti cestovního ruchu, stavebnictví a zemědělství, jejichž aktivitu výrazně ovlivňují klimatické podmínky. Například v období letních prázdnin lze předpokládat, že z důvodu volna a hezkého počasí poroste turismus a bude klesat nezaměstnanost v oblastech cestovního ruchu. V zimě naopak bude stoupat nezaměstnanost ve stavebnictví, jelikož technologické postupy v oboru nedovolí realizaci některých zakázek. Můžeme sem ale zařadit i faktory výjimečné svou povahou, které můžeme chápat jako mimořádné. Takovým faktorem je například vypuklá epidemie covidu, která celkově snížila výkonnost ekonomiky, zvýšila nezaměstnanost a podepsala se velmi výrazně například na gastronomii, kde z důvodu legislativních omezení nemohla být vyvíjena téměř žádná ekonomická aktivita.

3.1.7 Makroekonomické determinanty nezaměstnanosti

- **Hrubý domácí produkt**

Z podstaty cyklické nezaměstnanosti, ekonomické teorie nezaměstnanosti i Okunova zákona, můžeme s jistotou předpokládat souvislost mezi hrubým domácím produktem a nezaměstnaností. Vzhledem k ekonomické provázanosti makroekonomických ukazatelů a jejich vzájemnému vlivu můžeme tuto souvislost předpokládat mezi všemi hlavními ukazateli.

- **Míra inflace**

V souvislosti s teorií vysvětlenou v předchozí části diplomové práce s Phillipsovou křivkou a NAIRU, můžeme míru inflace považovat za další makroekonomický faktor, který má vliv na nezaměstnanost. V období nízké nezaměstnanosti se míra inflace zvyšuje, zatímco v období vysoké nezaměstnanosti míra inflace klesá. O povaze podstaty tohoto vztahu se vyjadřuje i Michal Dvořák (Trade-off.cz, 2019), kdy zdůrazňuje, že *„inverzní korelace mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti se stala důležitým prvkem v hlavní teorii inflace. Čím nižší je míra nezaměstnanosti, tím vyšší*

je míra inflace. Naopak, čím vyšší je míra nezaměstnanosti, tím nižší bude míra inflace. Vztah tak jednoduchý a průzračný, že pokud neodpovídá realitě, lze snadno sklouznout k pochybám o vykazované statistice, nikoli o korelaci. Rovněž tvrzení, že nezaměstnanost je nepřímo korelována s inflací, nezakládá příčinu inflace. Pouze popisuje, že v určitém období měla nezaměstnanost a inflace inverzní korelaci, nebo jinak řečeno charakter. Použití statistické korelace jako základu teorie znamená, že „cokoli jde“. Předpokládejme například, že byla zjištěna vysoká korelace mezi příjmem pana X a mírou růstu indexu spotřebitelských cen. Čím vyšší je míra zvýšení příjmů pana X, tím vyšší je míra růstu indexu spotřebitelských cen. Mohli bychom tedy snadno dojít k závěru, že za účelem kontroly nad inflací musí centrální banka pečlivě sledovat a kontrolovat rychlost růstu příjmů pana X. Tento příklad není o nic víc absurdnější než rámec Phillipsovy křivky. Teorie musí předcházet datům, aby jim mohla dát smysl“.

- **Politika zaměstnanosti**

Vláda používá dva základní typy opatření, aktivní a pasivní. Pasivní pouze tlumí dopady nezaměstnanosti a projevují se formou sociálních dávek a podpor. Aktivní politika vlády se zaměřuje na vytváření nových míst, podporu flexibility pracovní síly a předcházení nezaměstnanosti, většinou u rizikových sociálních skupin. Konkrétní podoba může být v podpoře rekvalifikací, investic do ekonomiky, vytváření absolventských míst, vytvoření chráněných dílen, daňových úlev, podpoře migrace za prací a tak dále. Cílem aktivní politiky zaměstnanosti je odstraňovat bariéry omezující osoby ve vstupu o na trh práce, přispívat k vytváření souladu mezi poptávkou a nabídkou pracovních sil, včetně jejich kvalifikace, aktivizovat skupiny vyloučené z trhu práce. Mezi rizikové skupiny řadíme například čerstvé absolventy, ženy s malými dětmi, etnika, občany s nízkým vzdělání, věk 50 a více či zdravotně postižené. Z této oblasti by mohl být zkoumán vliv ukazatelů minimální mzdy, podpory v nezaměstnanosti atd.

3.2 Regresní analýza

Dle Rabušice (Rabušic, 2019, s. 337) „podle počtu nezávisle proměnných rozlišujeme modely jednoduché regrese a vícenásobné regrese. Jednoduchá regrese popisuje závislost vysvětlované proměnné na jednom regresoru, naproti tomu vícenásobná regrese řeší situaci, kde závisle proměnná závisí na více než jednom regresoru. Velmi účinnou metodou pro analýzu vztahů mezi sadou nezávisle proměnných a jednou závisle proměnnou je vícenásobná (občas nazývaná též mnohonásobná) lineární regrese. V analýze založené na vícenásobné lineární regresi hledáme hodnoty závisle proměnné z lineární kombinace hodnot několika (dvou a více) nezávisle proměnných. Cíle vícenásobné regrese jsou především vysvětlení rozptylu závisle proměnné, odhady (výpočty) vlivu každé z nezávislých proměnných na závislou proměnnou a predikce hodnot závisle proměnné pomocí regresní rovnice“.

3.2.1 Úvod do regresní analýzy

Nespornou výhodou mnohonásobné regresní analýzy je fakt, že nám umožňuje zkoumat vliv každé nezávisle proměnné za podmínek *ceteris paribus*. Lze tedy vytvořit model, který nám dovolí odhadovat, jak se změna pouze jedné nezávisle proměnné projeví na hodnotách závisle proměnné, tak, kdy hodnoty všech ostatních nezávislých proměnných zůstávají stejné (Landau, 2004, s. 103).

Podle typu regresní funkce pak lze dále rozlišit modely lineární a nelineární. Je ale nutno rozlišovat mezi linearitou z hlediska proměnných a linearitou z hlediska parametrů. Regresní funkce, které jsou lineární z hlediska parametrů se nazývají lineárně regresní funkce a modely, které takovéto funkce obsahují, se nazývají lineárně regresní modely. Modely obsahující nelineární regresní funkce z hlediska parametrů se nazývají nelineární regresní modely. Příkladem lineárně regresních modelů může být modelovaná přímka, parabola či hyperbola (Hindls, 2000, s. 49). Příkladem nelineárně regresních modelů je například exponenciální regrese. Nelineární modely lze často pomocí linearizující transformace převést na modely lineární.

Dále v lineární regresi rozlišujeme mezi teoretickou a empirickou regresní funkcí. Teoretická regresní funkce je nepozorovatelná, jedná se o predikované (teoretické) hodnoty, zatímco empirická regresní funkce je vypočítána na základě skutečných naměřených údajů.

3.2.2 Klasický model

Nejjednodušší z lineárních regresních modelů je tzv. klasický lineární regresní model (většinou označován pouze jako klasický model). Slovo klasický v tomto významu značí, že jsou splněny tzv. klasické předpoklady pro správnost modelu. Klasickými předpoklady dle Gujaratiho (Gujarati, 2002, s. 94) jsou:

- Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a obsahuje aditivní náhodnou složku
- Střední hodnota chybové (náhodné) složky je 0, tato podmínka znamená, že náhodná složka nepůsobí systematickým způsobem na hodnoty vysvětlované proměnné.
- Žádná z vysvětlujících proměnných není korelována s náhodnou složkou.
- Kovariance náhodné složky je nulová. Tedy hodnoty náhodné složky jsou nekorelované a z toho vyplývá i nekorelovanost různých dvojic pozorování vysvětlované proměnné.
- Rozptyl náhodné složky je konstantní (hovoříme o tzv. homoskedasticitě). Tato podmínka vyjadřuje, že variabilita náhodné složky nezávisí na hodnotách vysvětlujících proměnných, a tudíž i podmíněná variabilita vysvětlované proměnné nezávisí na hodnotách vysvětlujících proměnných.
- Žádná z vysvětlujících proměnných není lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné.

Hušek (Hušek, 2007, s. 27) navíc uvádí i požadavek na normální rozdělení náhodné složky, který je potřebný při intervalových odhadech a testování hypotéz. Rabušic (Rabušic, 2019, s. 376) považuje tento předpoklad za automaticky splněný z důsledků teorie centrální limitní věty při dostatečné velikosti dat, která je pro smysluplné výsledky regresní analýzy nezbytná. V ekonometrické praxi velmi často dochází k porušení jednoho či více těchto klasických předpokladů. V takovém případě je nutné zvážit důsledky nedodržení konkrétních předpokladů na náš model, případně zvážit jakým způsobem upravit postup

sestavování modelu tak, aby zůstala zachována jeho vypovídající hodnota. Matematické vyjádření klasického modelu vidíme v rovnici pod textem,

$$Y = \beta_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 \dots + \gamma_k x_k + u \quad (1)$$

kde Y v modelu vyjadřuje závislou proměnnou, β_0 je úroňová konstanta nebo tzv. absolutní člen, $\gamma_{1..k}$ je parametr funkce nebo též tzv. regresní koeficient a u je náhodná složka. Náhodná složka u zahrnuje vlivy nezahrnuté do modelu (nezahrnuté vysvětlující proměnné), chyby v datech a chyby plynoucí z použití nevhodného funkčního tvaru modelu. O náhodné složce předpokládáme, že je normálně rozložená. Dle Brookse (Brooks, 2008, s. 181) je také důležité si uvědomit, že nehledě na to, kolik nezávisle proměnných v modelu budeme mít, model vždy obsahovat faktory, které nelze matematicky vyjádřit, a tudíž zde vždy musí být náhodná složka v nějaké podobě přítomna. Hovoříme zde o tzv. sochastickém modelu (Pedace, 2013, s. 131). Pokud by model neobsahoval náhodnou složku, jednalo by se o model deterministický, kde je zachycena pevná závislost a teoretická regresní funkce platí s pravděpodobností rovné jedné.

Protože koeficienty regresní rovnice ani parametry rozdělení náhodné složky v základním souboru neznáme, musíme se spokojit s jejich odhady. Dle Huška (Hušek, 2007, s. 7-21) pro odhad parametrů či regresních koeficientů u jednorovnicových modelů se nejčastěji používá běžná metoda nejmenších čtverců. Tato metoda poskytuje nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů. Její podstatou je nalezení parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot. Kritériem pro výběr odhadu je minimalizace součtu čtverců reziduí. Pro doplnění je uvedeno, že reziduum je rozdíl mezi skutečnými hodnotami závislé proměnné a vyrovnanými hodnotami. Rezidua mohou být považována za odhad náhodné složky. Aby bylo možné provést odhad parametrů metodou nejmenších čtverců, musí být splněny základní předpoklady pro její použití (tzv. Gauss Markovy předpoklady, dále jen G-M), které jsou součástí, již výše uvedených předpokladů klasického modelu. Při splnění klasických požadavků se považuje odhad parametrů rovnice za tzv. BLUE (best linear unbiased estimator), což je akronym pro nejlepší (nejmenší variabilita, nejvydatnější) lineární (je lineární funkcí pozorování závisle proměnné, překládá se jako konzistentní) nestranný (nevychýlený) odhad. Nestranný odhad znamená, že je jeho střední hodnota rovna hodnotě odhadovaného parametru. Střední hodnotu je třeba chápat jako průměrování přes všechny

možné výběry. Nestrannost sama o sobě nezaručuje kvalitu odhadu. Mělo by být také dosaženo toho, aby bodové odhady byly rozloženy co nejtěsněji kolem odhadovaného parametru. Tato vlastnost se nazývá vydatnost. Nestranný odhad, jehož rozptyl je nejmenší mezi všemi nestrannými odhady příslušného parametru, se nazývá nejlepší nestranný odhad. O konzistenci odhadu mluvíme, pokud se s rostoucím rozsahem výběru odhad zpřesňuje. Rozlišujeme ještě tzv. dostatečný odhad. Odhad parametru je dostatečný, jestliže obsahuje veškerou informaci o sledovaném parametru, kterou může výběrový soubor poskytnout. Znamená to, že žádný jiný parametr neobsahuje větší množství informace o výběrovém souboru (Vsb.cz, 2022).

3.2.3 Předpoklady dat regresní analýzy

O údajích, jenž jsou podkladem pro regresní analýzu, předpokládáme, že byly získány náhodným výběrem. Přitom rozlišujeme náhodný výběr jednotek s předem volnými hodnotami vysvětlujících proměnných, kdy se u vybraných jednotek zjišťují pouze hodnoty vysvětlované proměnné a náhodný výběr, při němž se zjišťují jak hodnoty vysvětlované proměnné, tak vysvětlovaných proměnných.

Data musejí dle De Vause (De Vaus, 2002, s. 343) naplnit šest hlavních předpokladů pro úspěšné provedení regresní analýzy

- Závisle proměnná Y musí být proměnná metrická (měřena na intervalové úrovni). Pokud není, musíme použít logistickou regresí.
- Nezávisle proměnné jsou měřeny rovněž na intervalové úrovni. Mohou to být i proměnné neintervalové, ale pouze dichotomické. Jelikož mnoho důležitých nezávislých proměnných nemá tuto vlastnost, překonáváme tento problém tím, že vytváříme dummy (umělé) proměnné.
- Nezávisle proměnné by neměly být mezi sebou příliš vysoce korelovány, neboť to je porušením požadavku na absenci multikolinearity. Pokud v datech existuje multikolinearita, výsledky regrese jsou nespolehlivé. Vysoká multikolinearita zvyšuje pravděpodobnost, že i dobrý prediktor bude shledán statisticky nevýznamný a bude vyřazen z modelu.

- V datech nesmějí být odlehle hodnoty (outliers), neboť na ty je regresní analýza citlivá. Odlehle hodnoty mohou vážně narušit odhady parametrů rovnice.
- Proměnné musejí být v lineárním vztahu. Vícenásobná lineární regrese je založena Pearsonově korelačním koeficientu, takže neexistence linearity způsobuje, že i důležité vztahy mezi proměnnými, pokud nejsou lineární, zůstanou neodhaleny.
- Proměnné jsou normálně rozloženy, jinak hrozí nepřesnost výsledků. V ideálním případě bychom měli vícenásobné rozložení, ale vzhledem k tomu, že toto není tak úplně jednoduché zjistit, je nejlepším řešením je prozkoumat rozložení každé proměnné, která vstupuje do analýzy. Máme-li dostatečně velký vzorek, tento předpoklad nás nemusí příliš trápit z důvodů platnosti centrálního limitního teorému. Ten zaručuje, že porušení normality ve velkých výběrových souborech nemá příliš vážné následky.
- Vztahy mezi proměnnými vykazují homoskedasticitu, tedy homogenitu rozptylu. Což znamená, že rozptyl v datech jedné proměnné bude víceméně shodný pro všechny hodnoty druhé proměnné.

Rabušic (Rabušic, 2019, s. 377) přidává ještě další předpoklad, týkající se velikosti souboru a počtu nezávisle proměnných. Velikost souboru je důležitá, neboť pouze v adekvátně velkém souboru je vypočtený regresní model spolehlivý. Velmi hrubá zásada říká, že na každý prediktor bychom měli mít alespoň 20 případů.

3.2.4 Metody vložení proměnných do výpočtu

Kromě typu dat musíme při mnohonásobné regresi i zvážit způsob, jakým data do modelu budeme vkládat. Vzhledem k tomu, že cílem diplomové práce je sestavení modelu, jehož cílem bude popsat co nejvyšší podíl variance závislé proměnné pomocí nezávislých proměnných, použijeme standardní metodu pro vkládání dat do modelu, kdy všechny proměnné, které určíme z ekonomické teorie, jsou do výpočtu zařazeny najednou. Tato metoda bývá nazývána jako metoda enter nebo standardní. Dle Rabušice (Rabušic, 2019, s. 381-384) rozlišujeme ještě metodu postupného vkládání tzv. stepwise a hierarchickou tzv. blocks. Při metodě stepwise o pořadí vkládaných proměnných rozhoduje software na základě algoritmu, jehož cílem je nalezení „nejlepšího“ modelu. Při hierarchické metodě určuje pořadí zadávání proměnných do výpočtu uživatel a jejich pořadí závisí na kauzálním modelu, který se testuje. Každá z výše zmíněných metod přináší jiné výsledky.

3.2.5 Vybrané ukazatele regresní analýzy

- **Koeficient determinace**

Koeficient determinace se označuje jako R^2 a používá se jako míra vyjádření kvality modelu. Vyjadřuje se obvykle v procentech a udává, z kolika procent jsou změny závislé proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných. Čím vyšší hodnota koeficientu, tím větší shoda.

- **Korigovaný koeficient vícenásobné determinace**

Korigovaný koeficient determinace značíme jako $\overline{R^2}$. Používá se také pro posouzení kvality modelu, ale na rozdíl od nekorigovaného koeficientu determinace penalizuje nadměrný počet regresních parametrů. Hodnota $\overline{R^2}$ je z tohoto důvodu většinou nižší než hodnota R^2 a pro interpretaci modelů se ze stejného důvodu častěji využívá právě korigovaný koeficient determinaci. Při odhadu parametrů jinou metodou, než metodou nejmenších čtverců není R^2 přesnou mírou kvality modelu.

- **β koeficient**

β koeficient zachycuje, jak velký vliv má každá z nezávisle proměnných na proměnnou závislou. Vyjadřuje, o kolik se změní hodnota závisle proměnné, pokud se nezávisle proměnná zvýší o jednotku, ceteris paribus. Kladná hodnota koeficientu znamená kladný vztah, záporná hodnota negativní vztah.

- **standardizovaný β koeficient**

Standardizovaný β koeficient nabývá hodnot mezi 0 a 1 a vyjadřuje, jaká je relativní důležitost každé z nezávisle proměnných, tedy bez ohledu na jejich rozdílné jednotky,

3.3 Ekonometrická analýza

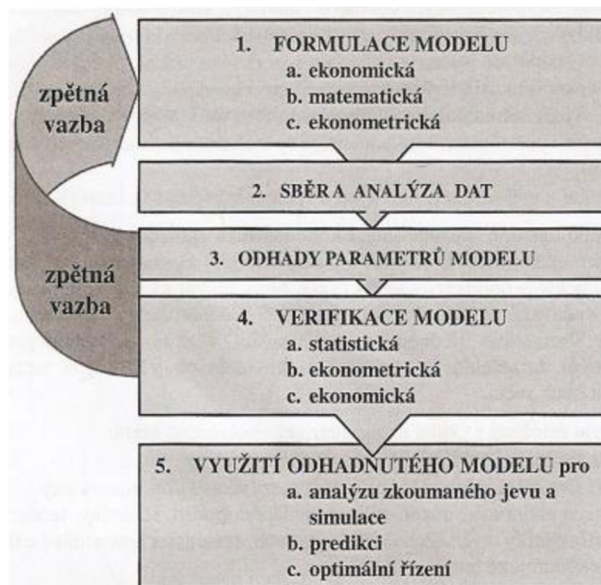
Ekonometrii lze stručně charakterizovat jako kvantitativní ekonomickou disciplínu zabývající se měřením a empirickou verifikací reálných ekonomických vztahů a závislostí (Hušek, 2007, s. 9). Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době také stále více i informatiky. V předchozí kapitole byly popsány statistické metody regresní analýzy, které nám s kvantifikací a predikcí v ekonometrii mohou pomoci. Nicméně jen na základě metody není možné vypočítat a sestavit ekonometrický model. Musíme mít na paměti, že regresní analýza nám pomůže identifikovat směr a sílu vztahu mezi proměnnými, nicméně směr a síla statistického vztahu mezi proměnnými nevypovídá nic o kauzalitě. Kauzalita nemůže být prokázána statistickými výsledky, ale získané výsledky mohou podpořit naše hypotézy o kauzalitě vztahu (Pedace, 2013, s. 128). Znalost reálných ekonomických vztahů je předpokladem pro odvození konzistentního ekonomického modelu, který je východiskem pro specifikaci ekonometrického modelu (Tvrdoň, 2001, s. 6). Dle Huška (Hušek, 2007, s. 11) „*metodologie ekonometrické analýzy je založena vícestupňové abstrakci vycházející z teoretické analýzy zkoumaného ekonomického problému, jejímž cílem je specifikace ekonomického modelu neboli formulace základní hypotézy. V závislosti na různých výchozích předpokladech lze dospět k více než jedné základní hypotéze, přičemž předem nejsme schopni stanovit, která z nich je ta správná. Ekonomický model umožňuje a usnadňuje následnou matematickou a statistickou formalizaci verbálně popsaných teoretických předpokladů a poznatků. Při matematické specifikaci a transformaci ekonomického modelu jde o adekvátní vyjádření základní hypotézy s maximálním, avšak*

únosným stupněm zjednodušení, jehož výsledkem je deterministický ekonomicko-matematický model. Po vhodné statistické specifikaci stochastických vlivů, zahrnutých do modelu, dostáváme teprve ekonometrický model. Má povahu symbolického modelu popisující základní hypotézu jednou či více rovnicemi, které jsou zpravidla vzájemně závislé nebo propojené. Matematicky formulované závislosti ekonomických, ale nejen ekonomických veličin, umožňují v další fázi kvantifikovat na základě disponibilních empiricky zjištěných statistických dat intenzitu a směr vzájemného působení do modelu zahrnutých proměnných, měřených odhadnutými parametry ekonometrického modelu. Je-li ekonometrický model odhadnut pomocí adekvátních ekonometrických metod a technik, následuje jeho verifikace, tj. ověření, zda odhadnuté parametry jsou v souladu s výchozími teoretickými předpoklady. K tomuto účelu slouží především vhodně zvolená testovací kritéria. Konečnou implementační fázi ekonometrické analýzy je praktické využití odhadnutého modelu pro účely analýzy zkoumaného problému či systému v období, ze které jsou statistická data k dispozici /analýza ex post), ale i v období předpovědi (analýza ex ante), tj. pro prognózování“.

3.3.1 Metodologický postup sestavení ekonometrického modelu

V literatuře se metodologický postup sestavování ekonometrických modelů často liší, což může být spojeno s širokou variabilitou a různým zaměřením ekonometrických modelů. Přestože se jednotlivé fáze mohou lišit v názvosloví, obsah jednotlivých fází sestavování modelu lze považovat z obsahového hlediska za sjednocený. Obecný postup je shrnut na následující obrázku a podrobněji rozepsán v další části kapitoly.

Obrázek 15 Metodologie ekonometrických modelů



Zdroj: (Hančlová, 2012, s. 14)

- **Formulace modelu**

Výchozí etapou konstrukce ekonometrického modelu je jeho formulace, ve které je vymezen předmět zkoumání, proveden výběr a klasifikace použitých proměnných a zvolena forma analytického tvaru funkcí pro jednotlivé rovnice. Nejdříve je ekonomický model popsán slovně a jsou-li vztahy kvantifikovatelné, je převeden do matematického jazyka. Při této transformaci se tak jako v případě ekonomického modelu zkoumané reality, dopouštíme dalšího zjednodušení, poněvadž ekonomický model je v uvažovaných souvislostech a znalosti závislosti mezi danými veličinami zpravidla složitější než disponibilní matematický aparát.

- **Sběr podkladových dat**

Ve fázi sběru dat jsou shromážděny disponibilní statistické údaje, které jsou dále tříděny, agregovány a ověřovány, zda mají požadované vlastnosti pro odhad strukturálních a náhodných parametrů modelu.

- **Odhad parametrů ekonometrického modelu**

Volba využití metody pro odhad parametrů ekonometrického modelu závisí na cíli zkoumání, specifikaci rovnic, četnosti podkladových údajů, vztazích

mezi závislými a nezávislými proměnnými a vlastnostech rozložení náhodných proměnných.

- **Verifikace modelu**

V tomto kroku je model ověřován jak z hlediska ekonomického, tak statistického a ekonometrického. Při ekonomické verifikaci porovnáváme především směr a intenzitu působení vysvětlujících proměnných. Nesouhlasí-li znaménka parametrů vysvětlujících proměnných a jejich velikost s ekonomickými předpoklady, nemůžeme model považovat za ověřený. Při statistickém ověřování vlastností modelu posuzujeme zejména přesnost, s jakou model vysvětluje změny závislých proměnných (Tvrdouš, 2001, s. 11). Nejčastěji používanými kritérii statistické verifikace jsou standardní chyby odhadnutých parametrů, koeficienty vícenásobné determinace a dále t-testy a F-testy statistické významnosti odhadů. Ekonometrická verifikace modelu spočívá v ověřování podmínek, nutných k úspěšné aplikaci konkrétních ekonometrických metod a technik. Ekonometrická kritéria slouží v podstatě k testování statistických testů, neboť pomocí nich zkoumáme platnost či oprávněnost použití statistických kritérií zejména v případě malého rozsahu výběru pozorování. Ekonometrická verifikace spočívá ve splnění základních předpokladů lineárního regresního modelu, které byly charakterizovány v kapitole 3.2.2. Obsahem těchto předpokladů jsou zejména testy multikolinearity, autokorelace, heteroskedasticity a dalších (Hušek, 1999, s. 24).

- **Využití modelu v praxi**

Praktické využití modelu spočívá především ze získané analýzy kvantitativních vztahů a v prognózování budoucího vývoje vysvětlovaných proměnných. V tomto ohledu rozlišujeme především aplikaci modelu ex post, která se zabývá strukturální analýzou vztahů k ověřování vlastností modelu a ex ante prognózu, která předpovídá vývoj sledované proměnné do budoucna. Porovnání těchto prognóz nám může pomoci zpřesnit náš model a zmenšit nejistotu prognózy i díky rozlišení, zda chyby vznikly z důvodu nepřesnosti modelu či kvůli špatným prediktorům. Předpovědi mohou být bodové nebo

intervalové, pracující s pravděpodobností podobně, jako je tomu u intervalu spolehlivosti, jelikož kvalita předpovědi bude vždy obsahovat určitou chybu.

3.3.2 Typy dat v ekonometrickém modelu

Metodika a techniky používané při konstrukci a aplikaci ekonometrických modelů se mohou lišit na základě druhu a povahy vstupních dat. V rámci ekonometrie lze klasifikovat analyzovaná data do tří hlavních skupin

- **Časové řady**

Údaje časové řady nám poskytují informaci o hodnotách sledovaných proměnných v po sobě jdoucích obdobích. Jedná se o pozorování proměnných v časové jednotce. Nejčastěji jako časovou jednotku používáme roky, čtvrtletí nebo měsíce. Záleží zde na uspořádání dat.

- **Průřezová data**

V případě průřezových řad se jedná o pozorování hodnot proměnných jednotlivých subjektů pozorování vztahujících se k stejnému časovému okamžiku. Není důležité uspořádání dat a lze je libovolně přerovnávat.

- **Panelová data**

Zvláštním případem dat jsou tzv. panelová data, která vznikají opakovaným šetřením u stejného souboru v různých obdobích. Jedná se o kombinaci časových a průřezových dat. Panelová data obsahují časovou i prostorovou dimenzi (Pedace, 2013, s. 141).

3.3.3 Typy proměnných v ekonometrických modelech

Dle Tvrdoň (Tvrdoň, 2001, s. 13-14) můžeme proměnné v ekonometrických modelech rozdělit do čtyř hlavních kategorií na endogenní, endogenní zpožděné, exogenní a náhodné. V praxi nejčastěji rozlišujeme především mezi exogenními a endogenními proměnnými. V kapitole navíc budou popsány ještě umělé proměnné, které jsou svou podstatou takový speciální samostatný druh.

- **Endogenní proměnné**

Endogenní proměnné jsou předmětem zkoumání modelu. Zpravidla mají charakter vysvětlovaných proměnných, ale mohou být zahrnuty i mezi exogenní proměnné v jiných rovnicích modelu. Jejich hodnoty jsou generovány modelem. Endogenní proměnná s -tého druhu je zpravidla značena Y_s a její hodnota v období t , značíme tedy Y_{st} .

- **Exogenní proměnné**

Exogenní proměnné jsou takové proměnné, jejichž hodnoty jsou generovány vně modelu a nejsou modelem ovlivňovány. Jejich pomocí se vysvětlují hodnoty endogenních proměnných a jejich změny. R -tou exogenní proměnnou zpravidla značíme písmenem X_r a její hodnotu v období t , tedy X_{rt} .

- **Endogenní proměnné zpožděné**

Zpožděné endogenní proměnné mohou být zahrnuty v rovnicích vysvětlujících jinou proměnnou nebo zpožděná endogenní proměnná může být vysvětlující proměnnou sama sobě. Svým obsahem je můžeme považovat za exogenní proměnné, jelikož jejich hodnoty jsou generovány vně modelu a jsou tedy předem dané. Soubor exogenních proměnných bez časového rozlišení a zpožděných endogenních proměnných označujeme jako predeterminované proměnné. Zpoždění u proměnné značíme jako $t-z$, kde z představuje zpoždění oproti sledovanému období, tedy $y_{s\ t-z}$.

- **Náhodné proměnné**

Obsah náhodné proměnné je tvořen třemi složkami, které se kvantitativně nedají rozlišit. Náhodná proměnná zahrnuje vlivy všech dalších vysvětlujících proměnných na endogenní proměnnou, které nejsou v modelu zahrnuty, pozorovací chyby vzniklé z měření a chyby vyplývající ze zjednodušení analytického tvaru funkce. Jedná se o rozdíl mezi skutečnou a teoretickou hodnotou. Náhodná proměnná v x -té rovnici vysvětlované endogenní proměnné v období t se značí jako u_{xt} .

- **Umělé proměnné**

Uměle vytvořené proměnné nebo též tzv. dummy proměnné nabývají pouze hodnot 0 a 1. Používáme je pro zachycení šoku, sezónnosti nebo k odstranění multikolinearity v datech. Používají se také při nutnosti zahrnutí kategorických proměnných do modelu. Pokud je kategorická proměnná dichotomického charakteru a nabývá tedy pouze dvou obměn, pro kódování je postačující vytvořit pouze jednu umělou proměnnou s použitím znaků 0 a 1 pro rozlišení přítomnosti pozorované kategorie. Odhad parametru v tomto případě udává rozdíl průměrných hodnot mezi indikovanou skupinou a referenční skupinou. Pokud má kategoriální proměnná více obměn, kóduje se jako $k-1$, kde k je potřebný počet kategorií. Například pro umělou kategoriální proměnnou se 4 kategoriemi je tedy nutné vytvořit 3 umělé proměnné. Kódování provádí statistický software většinou automaticky a tak je důležité především správně interpretovat referenční kategorie.

3.3.4 Druhy ekonometrických modelů

Možností klasifikace ekonometrických modelů je velmi mnoho, záleží především na požadovaném kritériu členění a na úrovni podrobnosti klasifikace.

Podle matematického tvaru (VŠE, 2022) rozlišujeme ekonometrické modely na jednorovnicové modely, víceroovnicové modely zcela nebo zdánlivě nezávislých rovnic a simultánní modely se soustavou vzájemně závislých rovnic. Simultánní modely zachycují vzájemné vazby mezi endogenními proměnnými, kdy alespoň jedna rovnice obsahuje více než jednu endogenní proměnnou a celkový počet endogenních proměnných je roven počtu lineárně nezávislých simultánních rovnic.

Podle faktoru času rozlišujeme mezi modely statickými a dynamickými. Model nezachycující změny proměnných v čase je označován jako model statický (model jednoho okamžiku). Vzhledem ke skutečnosti, že téměř většina ekonomických veličin se v čase vyvíjí, resp. reakce na změny vyžadují určitý čas, tak je v mnoha případech vhodné faktor času do modelů zahrnout. Tento proces se nazývá dynamizace modelu. Model se poté stává svou povahou a označením modelem dynamickým. Model lze dynamizovat zejména zahrnutím zpožděné proměnné, vyjádřením proměnných v postupných diferencích nebo relativně, zahrnutím časového vektoru jako další proměnné, případně zahrnutím umělé proměnné.

Podle poznávacích vlastností lze dle Tvrdoň (Tvrdoň, 2001, s. 19) modely rozdělit do 3 skupin:

- Modely kauzálních vztahů, v nichž vysvětlující proměnné ovlivňují endogenní proměnnou jako příčina. K tomu, aby byl model kauzálního typu, ale není postačující pouze vysoká míra těsnosti závislosti, nýbrž i přesná formulace modelu podle požadavků kvalitativní analýzy. Vzhledem k zjednodušení a dostupnosti statistických dat, které vyžaduje konstrukce ekonometrických modelů, většina v praxi odvozených rovnic ale nevyjadřuje kauzální vztahy, i když je za kauzální někteří autoři považují. Dokonce ani v případě, že míry těsnosti závislosti ukazují na téměř funkční závislost, nemusí to znamenat příčinný vztah. Z těchto důvodů většina modelů patří do druhé skupiny, tzv. modelů symptomatických.
- Modely symptomatické zahrnují vysvětlující proměnné, které nejsou nutně interpretovány jako příčinné faktory. Endogenní a predeterminované proměnné jsou však silně zkorelovány. Návazná kvalitativní analýza však může potvrdit příčinný charakter těchto vztahů. Vysoká těsnost závislosti může vznikat i u jiných než kauzálních vztahů – například ze souběžného časového vývoje endogenní a predeterminované proměnné.
- Modely růstové zpravidla nevyjadřují kvantitativní vztahy mezi ekonomickými veličinami, ale charakterizují vývoj endogenních proměnných v čase, která je v růstových modelech jedinou vysvětlující proměnnou.

3.3.5 Modely simultánních rovnic

O modelu simultánních rovnic (zkráceně MSR) mluvíme v případě, kdy v soustavě rovnic endogenní proměnné vystupují jak v roli vysvětlovaných, tak vysvětlujících proměnných. To znamená, že endogenní proměnné nejsou určeny pouze predeterminovanými proměnnými, ale i ostatními endogenními proměnnými v modelu. Tyto modely jsou v ekonomické praxi hojně využívány, jelikož dokáží zachytit provázanost ekonomických jevů. Z důvodu nesplnění G-M předpokladu z klasického modelu o nezávislosti všech vysvětlujících proměnných na náhodné složce, není vhodné odhadovat

parametry rovnic pomocí metody nejmenších čtverců, jelikož tato metoda nebude poskytovat nestranné a nekonzistentní odhady. Výjimka platí pro model, který je přesně identifikován. Pokud se endogenní proměnná vyskytuje v jedné rovnici jako vysvětlovaná a zároveň v jiné rovnici jako vysvětlující, nazýváme ji endogenní v MSR.

Dle metody odhadu rozlišujeme MSR

- s omezenou informací, které nezohledňují informace z ostatních rovnic, odhadují každou rovnici zvlášť, metody odhadu vycházejí z MNČ, nejpoužívanější je dvoustupňová metoda nejmenších čtverců, jejíž základní myšlenkou je postup, který vhodným způsobem nahrazuje v jednotlivých regresních rovnicích endogenní proměnné vyskytující se jako vysvětlující strukturních rovnic jinými proměnnými, které jsou s nahrazenou endogenní proměnnou silně korelovány a zároveň nejsou závislé na náhodné složce.
- s úplnou informací, které odhadují všechny rovnice najednou, velmi citlivé na specifikační chyby, třístupňová metoda nejmenších čtverců

Rovnice v modelech MSR můžeme rozlišit na

- rekurzivní, které neobsahují zpětnou vazbu endogenních proměnných
 - interdependentní (s existující zpětnou vazbou endogenních proměnných)
- nebo
- definiční rovnice (identitní), které definují vztahy endogenních proměnných a neobsahují náhodnou složku
 - stochastické rovnice, jenž v sobě obsahují neznáme parametry a náhodnou složku

Dle tvaru

- Strukturní tvar, ve kterém se endogenní proměnné mohou vyskytovat na obou stranách rovnice, jenž obsahuje strukturní parametry ve strukturní rovnici.
- Redukovaný tvar, v kterém vyjádříme všechny endogenní proměnné jako funkce pouze predeterminovaných proměnných, takže se endogenní proměnné nachází vždy na levé straně rovnice a predeterminované proměnné na pravé straně rovnice.
- Konečný tvar – pokud jsou v modelu obsaženy zpožděné endogenní proměnné, jednotlivé nezpožděné endogenní proměnné jsou funkce jejich hodnot ve výchozím období, běžných a zpožděných hodnot exogenních proměnných a náhodných složek.

MSR interdependentního typu v strukturním tvaru je nutné před kvantifikací vztahů identifikovat. Nutnost identifikace vyplývá z důvodu možnosti kompatibility různých strukturních interdependentních rovnic, které nelze odlišit, jelikož obsahují stejné proměnné nebo mají stejnou statistickou formu. Z tohoto důvodu v modelu rozlišujeme identifikované a neidentifikované rovnice, přičemž identifikovaná rovnice může být přesně identifikovaná nebo přeidentifikovaná. Identifikace probíhá ověřováním předpokladu tzv. hodnostní podmínky a řádové podmínky. Dle Hoška (Hušek, 2007, s. 212-216) „*nutnou a zároveň postačující podmínkou identifikace libovolné simultánní strukturní rovnice úplného lineárního modelu, obsahujícího celkem G endogenních a K predeterminovaných proměnných v G rovnicích, je, aby hodnost matice vytvořené ze strukturních koeficientů endogenních i predeterminovaných proměnných modelu nevyskytujících se ve zkoumané rovnici, ale obsažených v ostatních rovnicích modelu, byla rovna $G-1$. Tuto hodnostní podmínku identifikace lze alternativně formulovat tak, že jednotlivá strukturní rovnice je identifikovaná tehdy a jen tehdy, existuje-li alespoň jeden nemulový determinant řádu $(G-1) \times (G-1)$, zkonstruovaný z koeficientů endogenních i predeterminovaných proměnných modelu, které se ve zkoumané rovnici nevyskytují, ale jsou obsaženy ve zbývajících $G-1$ rovnicích modelu“.*

Řadová podmínka je nutná, nikoliv však postačující. Její znění lze alternativně formulovat jako $K - K_1 \geq G_1 - 1$, kde K je počet predeterminovaných v MSR, K_1 je počet predeterminovaných ve zkoumané rovnici, G je počet endogenních v MSR a G_1 je počet endogenních ve zkoumané rovnici. V případě, že $K - K_1 = G_1 - 1$, rovnice je přesně identifikovaná. Pokud platí $K - K_1 > G_1 - 1$, rovnice je přeidentifikovaná a pokud $K - K_1 < G_1 - 1$, rovnice je podidentifikovaná

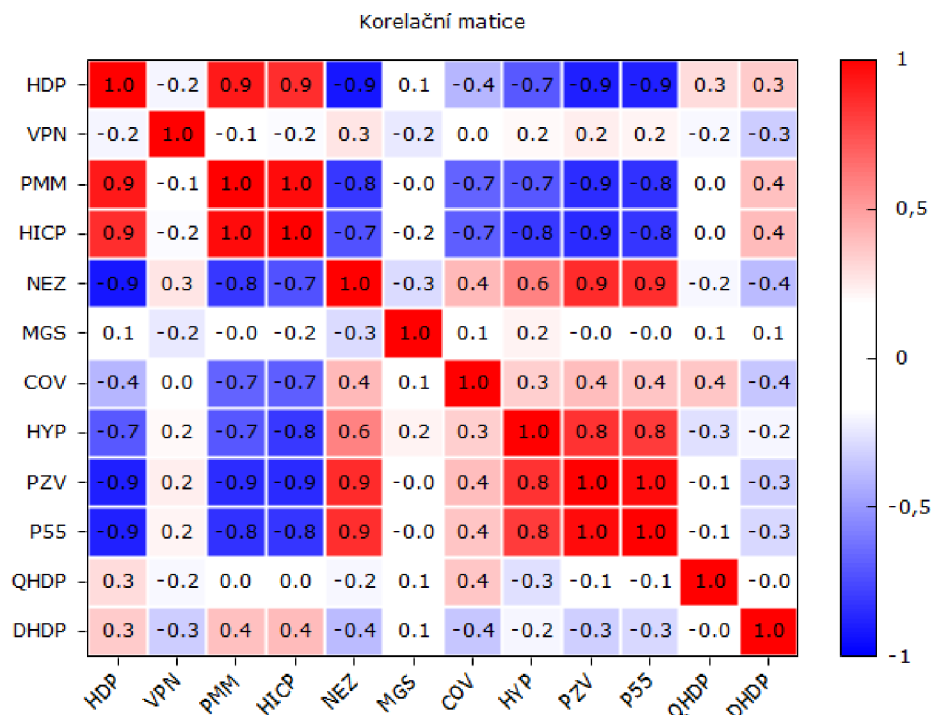
3.3.6 Vybrané metody testování předpokladů ekonometrického modelu

Lineární regrese umí určit vztah mezi proměnnými prostřednictvím regresní rovnice. Pokud je tato rovnice dobrým modelem vztahu, dokáže předvídat hodnoty závislé proměnné pro nové hodnoty. Výsledky regrese mohou být znehodnoceny například nelinearitou vztahu, odlehlými hodnotami a přítomností subpopulací, kdy je soubor velmi heterogenní. V ekonometrické praxi dochází často k porušení některého z předpokladu pro klasický model. V takovém případě je nutné odpovědět na otázku, jaký vliv má nedodržení jednotlivých předpokladů, případně jak lze postup upravit, aby kvalita modelu zůstala v co nejvyšší míře zachována. V textu níže jsou popsány vybrané metody určené k posouzení vlastností modelu, které budou aplikovány v diplomové práci.

- **Testování multikolinearity nezávislých proměnných**

Multikolinearitu proměnných v modelu lze testovat pomocí tzv. korelační matice, v níž jsou prozkoumány všechny párové korelace mezi proměnnými vstupujícími do modelu. Hodnoty nad 0,8 bývají považovány za nepřijatelné, ale existují i jiné názory na tuto hranici a lze v jistých případech používat i modely se silnou multikolinearitou (Krkošková, 2010, s. 100). Pro upřesnění je uvedeno, že nežádoucí je pouze vzájemná multikolinearita mezi vstupními proměnnými. Vysoké hodnoty korelace mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou jsou naopak žádoucí.

Obrázek 16 Korelační matice všech proměnných



Zdroj: vlastní zpracování

V korelační matici vidíme nežádoucí korelace mezi exogenními proměnnými. Už teď lze předpokládat, že v modelu nebudou pravděpodobně zachyceny všechny exogenní proměnné současně. Endogenní proměnná nezaměstnanost vykazuje nejvyšší korelaci s HDP, PZV a P55. Tyto proměnné mají ale i velmi silnou nežádoucí korelaci mezi sebou. Když jsou v datech vzájemně silně korelované exogenní proměnné, dle Rabušice (Rabušic, 2019, s. 377) to velmi často znamená, že indikují podobný jev. Tím, že jednu z těchto korelovaných odstraníme, sílu modelu nesnížíme. Je ale vhodné mít neustále na paměti, že odebrání jakékoliv proměnné by nemělo být v rozporu s ekonomickou teorií, jelikož naším primárním cílem není sestavit statisticky dokonalý model, ale takový model, který bude především dobře formulován, snadno aplikován a splňovat požadavky statistické verifikace. Dle Krkoškové (Krkošková, 2010, s. 100) je možné hodnoty problematických proměnných upravit, například převedením na první diference nebo podíly. Krkošková dále dokonce uvádí, že pokud se model bude používat pouze k predikci a předpokládáme, že závislost mezi vysvětlujícími proměnnými se nezmění, můžeme model se silnou multikolinearitou využívat. Řešením může být i zvětšení výběru, pokud je to možné, a jsou v něm odlehle hodnoty.

- **Studentův t-test**

Dílčí t-testy se používají k ověření statistické významnosti strukturálních parametrů. Zjištění statistické významnosti odhadnutých parametrů se provádí porovnáním vypočtené t hodnoty s tabulkovou hodnotou t-testu na zvolené hladině významnosti s přihlédnutím k příslušnému počtu stupňů volnosti. Zamítnutí nulové hypotézy ještě neznamená, že bodové odhady parametrů jsou přesnými odhady jejich skutečných hodnot. Pro určení stupně shody skutečné hodnoty parametru s odhadem se stanovuje interval spolehlivosti, tzv. konfidenční interval. Obsahuje-li konfidenční interval nulu, je parametr statisticky nevýznamný.

- **F-test**

F-test se používá k posouzení celkové vhodnosti modelu. Pomocí F-testu testujeme, zda hodnota vysvětlované proměnné závisí na lineární kombinaci vysvětlujících proměnných. Testování provádíme pomocí nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti modelu. Pokud bychom nulovou hypotézu nezamítli, znamenalo by to, že množina vysvětlujících proměnných je zvolena zcela špatně a museli bychom najít jinou, lepší skladbu těchto proměnných (MUNI, 2022).

- **Autokorelace reziduí**

Autokorelace označuje situaci, kdy reziduální složka modelu je závislá na svých předchozích hodnotách. Příčinou může být například nevhodný tvar regresní funkce nebo opomenutí podstatné proměnné v modelu. Důsledkem autokorelace dochází k systematickému nadhodnocování či podhodnocování prognózovaných hodnot. Autokorelace je tedy chápána jako závislost jedné proměnné uspořádané v čase. Většina ekonomických časových řad vykazuje značnou setrvačnost, jsou často determinovány jejich hodnotami z předchozích období a lze tedy předpokládat vzájemnou závislost v jednotlivých pozorováních a porušení předpokladu klasického modelu. Abychom mohli zvolit adekvátní způsob korekce odhadu parametrů, musíme dle Huška (Hušek, 2007, s. 83-87) vycházet z apriorní hypotézy o charakteru autokorelace. Nejčastěji se předpokládá, že sériově zkorelované náhodné složky jsou

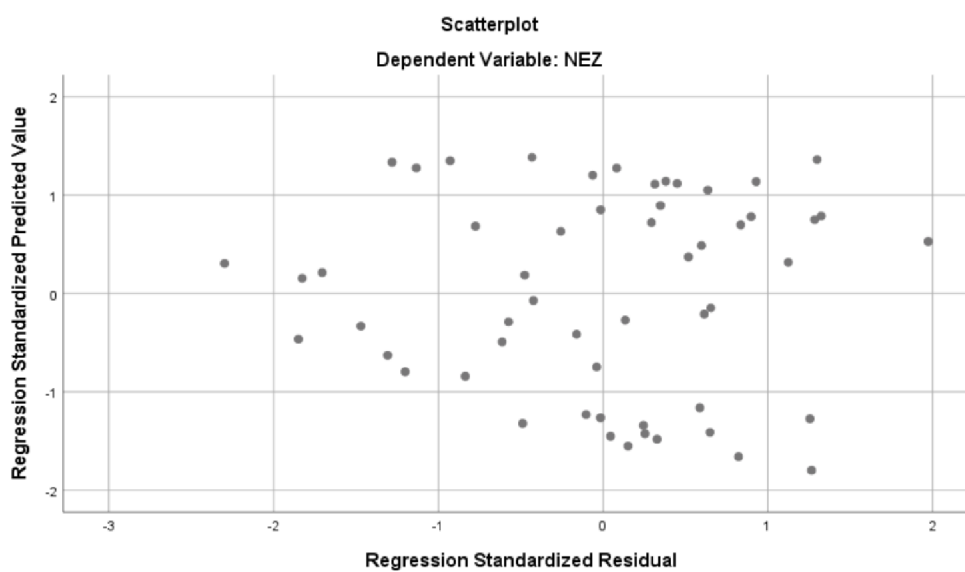
generovány stacionárním autoregresním stochastickým procesem prvního řádu, z něž plyne, že náhodná složka v období t bude částečně determinována náhodnou složkou v období $t-1$ a z části náhodnou chybou, která splňuje podmínky klasického modelu, s výjimkou požadavku sériové nezávislosti. Alternativně lze pro sériovou korelaci použít i autoregresní proces druhého řádu, založený na dvojnásobné zpětné vazbě náhodných složek. Speciální korelační strukturu mohou mít čtvrtletní data, kdy se bude jednat o jednoduchou vazbu lišící se o čtyři období. Pro testování autokorelace prvního řádu se nejčastěji používá Durbin-Watsonův test (dále jen DW), který je definován jako podíl součtu čtverců diferencí dvou po sobě jdoucích reziduálních hodnot a součtu čtverců všech reziduí. Rozsah přípustných hodnot DW – koeficientu se pohybuje v rozmezí hodnot 0-4, přičemž obě krajní hodnoty signalizují maximální možnou korelovanost dvou následujících reziduálních hodnot. Pro případ $DW \cong 0$ jde o kladnou autokorelaci 1. řádu, v případě $DW \cong 4$ o zápornou autokorelaci, zatímco prostřední hodnota $DW \cong 2$ znamená nepřítomnost autokorelace 1. řádu. Pokud se hodnota testovací statistiky nachází v intervalu mezi dolní a horní tabulkovou hodnotou pro DW test, nelze o autokorelaci rozhodnout. Při použití čtvrtletních dat lze očekávat autokorelaci 4. řádu, obdobně u měsíčních řad autokorelaci 12. řádu. Pro testování autokorelace nejen prvního, ale i vyšších řádů, se používá například tzv. Breuschův-Godfreyův test.

- **Heteroskedasticita**

V důsledku toho, že rozptyly náhodných složek nejsou stejně velké, neposkytuje model vydatné odhady. Jinými slovy, rozptyl chyb není ve všech provedených pozorováních stejný (Muni.cz, 2022). Heteroskedasticitu lze zaznamenat častěji u modelů založených na průřezových datech než u modelů využívajících časových řad. Heteroskedasticitu lze detekovat například pomocí Breusch-Paganova, Whiteova nebo Pesaran-Taylorova testu, kdy se hodnota testovacího kritéria porovná s hladinou spolehlivosti, což rozhodne o případném zamítnutí nulové hypotézy (pokud je hodnota testovacího kritéria menší než α , zamítneme nulovou hypotézu), která předpokládá, že předpoklad heteroskedasticity v modelu není porušen. Předpoklady homoskedasticity

(tedy nepřítomnosti heteroskedasticity) a linearity lze otestovat i graficky, porovnáním standardizovaných reziduí a standardizovaných skutečných hodnot. V případě, že se v bodovém grafu nevyskytuje žádný výrazný vzorec v uspořádání bodů, lze požadovat oba předpoklady za splněné. Ukázka grafu je znázorněna na obrázku pod textem.

Obrázek 17 Graf reziduí



Zdroj: vlastní

4 Vlastní práce

Cílem praktické části je sestavení ekonometrického modelu, který bude v dostatečné přesnosti odhadovat velikost obecné míry nezaměstnanosti v České republice. Dle rozlišení modelu podle poznávacích vlastností (viz. kapitola 3.3.4) byly zvoleny modely symptomatické, jejichž cílem je odhalit příčinné vazby mezi ekonomickými veličinami. Modely symptomatické zahrnují vysvětlující proměnné, které nejsou nutně interpretovány jako příčinné faktory, endogenní a predeterminované proměnné by však měli být silně zkorelovány. Při vlastní práci je využíván program Gretl, MS Excel a SPSS. Při sestavování modelů je dodržován metodologický postup sestavování ekonometrických modelů uvedený v teoretické části práce. Předpokladem pro sestavení modelů je, že se jedná o tzv. aditivní modely a endogenní proměnná tedy bude ovlivněna součtem vlivu působení jednotlivých exogenních proměnných.

4.1 Jednorovnicový model

Pro sestavení jednorovnicového modelu budou použity statistické ukazatele z oblastí prostudované ekonomické teorie, které budou dostupné v požadované časové periodicitě a rozsahu. Aby bylo alespoň částečně vyhověno požadavku na minimální počet pozorování, byla zvolena čtvrtletní periodicitu časové řady. Časové řady tedy zahrnují 55 pozorování.

4.1.1 Základní formulace ekonomické teorie

Na základě ekonomického studia jsou již známé hlavní oblasti determinantů nezaměstnanosti. O síle vlivu jednotlivých potencionálních exogenních proměnných v prostředí České republiky a jejich vzájemném působení zatím není vytvořena jasná představa. To bude předmětem regresní analýzy sestaveného modelu. Dostupnost některých ekonomických a statistických ukazatelů byla omezena z důvodů požadované čtvrtletní periodicity nebo kvůli změnám metodiky a narušení konzistence časových řad. Konkrétní výběr ukazatele z dané oblasti determinantů byl tedy výrazně ovlivněn reálnou datovou dostupností. Snahou bylo, aby byl zastoupen ukazatel z každé složky a oblasti determinantů nezaměstnanosti. Primárně se ale klade důraz na ukazatele složky ovlivňující přímo přirozenou nezaměstnanost. Jako modelovaná endogenní proměnná byla vybraná obecná míra nezaměstnanosti, zjišťovaná výběrovým šetřením ČSÚ. Pro náš ekonomický model předpokládáme, že obecná míra nezaměstnanosti (NEZ) bude ve sledovaném období

potencionálně ovlivňována velikosti hrubého domácího produktu (HDP), inflací měřenou pomocí deflátoru HDP (DHDP), inflací měřenou pomocí harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (HICP), mezičtvrtletní změnou HDP (QHDP), velikosti průměrné hrubé měsíční mzdy (PMM), úrokovou sazbou hypoték (HYP), výši vyplácených podpor v nezaměstnanosti (VPN), migračním saldem (MGS), přítomností epidemie covidu a souvisejících legislativních omezení (COV), počtem nezaměstnaných ve věkové skupině nad 55let (P55) a počtem nezaměstnaných osob s nejnižším vzděláním (PZV). Také se předpokládá, že některé proměnné, především ty z oblasti hlavních makroekonomických ukazatelů spojených s hospodářským cyklem, mohou na obecnou míru nezaměstnanosti působit s určitou časovou prodlevou.

Při sestavování modelů platí obecně myšlenka co největší efektivity a jednoduchosti. Pokud máme dva ekonomické modely, které mají srovnatelnou vypovídající hodnotu a výrazně se liší počtem proměnných, výhodnější bude pravděpodobně použit ten model, který se bude snadněji aplikovat. To bude pravděpodobně ten model, jenž obsahuje menší počet proměnných. V rámci diplomové práce byly vyzkoušeny desítky modelů s různými kombinacemi proměnných, které většinou nesplnili podmínky statistické nebo ekonometrické verifikace. Nejčastěji se jednalo o porušení požadavku na autokorelaci, která se v časových řadách běžně vyskytuje. V případě, kdy model nesplní podmínky verifikace, zkoumá se důvod nesplnění, posoudí se důsledky nesplnění verifikace na model a navrhnou se potencionální varianty řešení a dalšího postupu v sestavování modelu. Nejčastěji se vracíme v metodologickém postupu ekonometrické analýzy opět na začátek. Z těchto důvodů byly některé potencionálně zamýšlené proměnné z modelu vyjmuty. Podoba modelu, který v rámci ekonometrického zkoumání splnil dostatečně podmínky verifikace, bude představena v dalších kapitolách.

4.1.2 Předpoklady a očekávání chování endogenní proměnné při změnách predeterminovaných proměnných

- Pokud poroste hrubý domácí produkt, nezaměstnanost bude klesat. Firmy budou ve fázi expanze najímat dodatečnou pracovní sílu.
- Pokud poroste výše průměrné mzdy, nezaměstnanost bude klesat. Vyšší mzdy budou motivovat více lidí k práci.

- Pokud poroste úroková sazba hypotečních úvěrů, nezaměstnanost bude klesat. Hypotéka je překážkou mobility pracovní síly na trhu, pro lidi bez hypotéky bude snadnější změnit bydliště kvůli práci. Sazba hypotečních úvěrů je také provázaná s inflací a odráží i její vliv.
- Pokud poroste kladné migrační saldo, poroste i nezaměstnanost. Cizinci jsou riziková skupina, nově příchozí nebudou mít pravděpodobně zajištěnou práci, budou se muset aklimatizovat v novém prostředí a problémem může být i jazyková bariéra.
- Při přítomnosti epidemie covidu a s ním spojených legislativních omezení dojde ke zvýšení nezaměstnanosti. V důsledku znemožnění výdělečné činnosti budou firmy nuceny propouštět zaměstnance nebo dokonce ukončit svou činnost na trvalo.
- Pokud poroste počet nezaměstnaných ve věku nad 55 let, poroste i nezaměstnanost. Lidé blízcí se důchodovému věku jsou riziková skupina, na trhu práce existuje věková diskriminace.

4.1.3 Deklarace proměnných včetně uvedení jednotek

Y_{1t} obecná míra nezaměstnanosti (uváděna v %, zdroj ČSÚ)

X_{0t} jednotkový vektor

X_{1t} průměrná měsíční mzda (uváděna v tis.Kč. zdroj ČSÚ)

X_{2t} mezičtvrtletní změna HDP (uváděna v %, základní období=100 %, zdroj ČNB)

X_{3t-2} ... mezičtvrtletní změna HDP zpožděná o 2 období (uváděna v %, základní období=100%, zdroj

X_{4t} úroková sazba hypotečních úvěrů (uváděna v procentech., zdroj ČNB)

X_{5t} počet nezaměstnaných nad 55let (uváděna v tis., zdroj ČNB)

X_{6t} migrační saldo (uváděno v tis., zdroj ČSÚ)

X_{7t} zachycení epidemie covidu (dichotomická, zdroj vlastní)

U_t náhodná složka (stochastická proměnná)

4.1.4 Formulace ekonomického a ekonometrického lineárního modelu včetně grafického znázornění endogenní proměnné

- Zápis ekonomického modelu

$$Y_{1t} = fce(x_{0t}, x_{1t}, x_{2t}, x_{3t-2}, x_{4t}, x_{5t}, x_{6t}, x_{7t}) \quad (2)$$

- Zápis ekonometrického modelu

$$Y_{1t} = \beta_0 x_{0t} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t-2} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + \gamma_7 x_{7t} + u_t \quad (3)$$

4.2 Sběr podkladových dat

Zdrojem pro získání data byly především Český statistický úřad a Česká národní banka. Všechna data jsou již sezónně očištěna přímo od zdroje. Všechna data jsou ve formě čtvrtletních časových řad s počátečním obdobím 31.3.2008 a koncovým obdobím 30.9.2021, celkem tedy data obsahují 55 období. Všechny proměnné jsou spojité (metrické) nebo dichotomické. Data byla zkontrolována podle předpokladů uvedených v kapitole 3.2.3. Předpoklad normality se považuje za splněný vzhledem k velikosti vzorku a nemožnosti rozšíření časových řad. Posouzení odlehlých hodnot může být subjektivní v závislosti na účelu modelu a potřebách analýzy. Dle institutu biostatiky Masarykovy Univerzity (Institut biostatistiky a analýz Lékařské fakulty Masarykovy univerzity, 2022) někteří autoři definují odlehlou hodnotu jako hodnotu, která leží několikanásobek (tři, pět, sedm násobek) výběrové směrodatné odchylky od průměru. Pro potřeby diplomové práce platí předpoklad, že žádná z proměnných neobsahuje hodnoty, které by byly považovány za odlehlé hodnoty. Deskriptivní statistiky proměnných z modelu jsou znázorněny na následujícím obrázku.

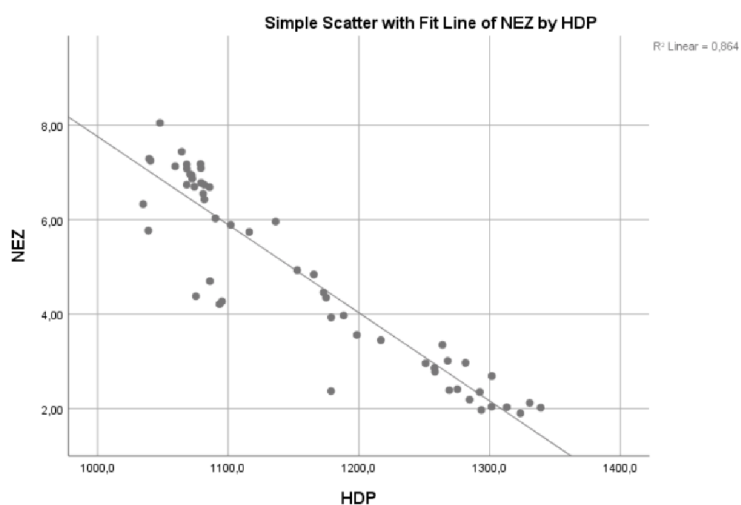
Obrázek 18 Deskriptivní statistiky čtvrtletních dat

Descriptive Statistics					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
PMM	55	20,95300	35,42551	26,3362471	4,28547717
NEZ	55	1,90	8,05	4,8047	1,97265
MGS	55	-24,188	26,088	6,10787	6,429988
HYP	55	1,96	5,74	3,2913	1,27878
P55	55	15,9	55,4	32,729	12,4499
QHDPT2	55	89,1	106,1	101,413	3,5177
QHDP	55	89,1	108,7	101,440	3,5865
Valid N (listwise)	55				

Zdroj: vlastní zpracování

Pro testování linearity byla použita hrubá grafická kontrola pomocí bodových grafů vztahu jednotlivých exogenních proměnných s endogenní proměnou, jak je zobrazeno na obrázku pod odstavcem. Pokud byl výrazně porušen předpoklad lineárního vztahu proměnných, bylo nutné proměnné v modelu vhodným způsobem transformovat, nahradit nebo je z predikce vynechat. U některých proměnných by byl vhodnější jiný analytický tvar než přímky, což je dáno jejich ekonomickou podstatou. Při případném zahrnutí proměnných do modelu, přestože nesplnili některé z datových předpokladů, je počítáno tím, že se zahrnutí takové proměnné může projevit jako chyba specifikace modelu a následnou horší kvalitou modelu.

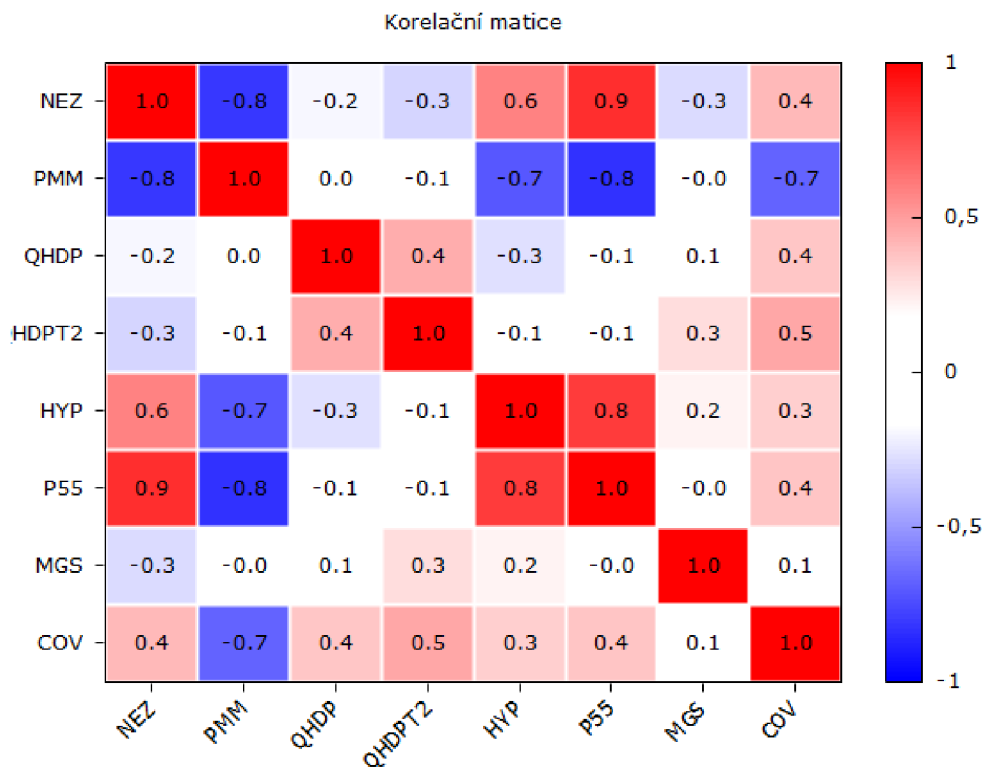
Obrázek 19 Bodový graf pro posouzení linearity



Zdroj: vlastní zpracování

Nežádoucí multikolinearita byla posouzena pomocí korelační matice zobrazené níže na obrázku. Původní korelační matice se všemi zvažovanými proměnnými do modelu je uvedena v kapitole 3.3.6.

Obrázek 20 Korelační matice modelu



Zdroj: vlastní zpracování

V korelační matici proměnných nevidíme žádnou nežádoucí multikolinearitu, i když některé hodnoty lehce přesahují hodnotu 0,8. Tyto proměnné jsou považovány za žádoucí v souvislosti s modelovanou ekonomickou teorií.

4.3 Odhad parametrů ekonometrického modelu

Pro odhad parametrů byla použita metoda nejmenších čtverců. Při vkládání dat byla použita standardní metoda, kdy všechny proměnné vstupují do modelu najednou. Výsledek odhadu ze softwaru Gretl je zobrazen na obrázku pod textem.

Obrázek 21 Odhad prvního modelu Gretl

Model 1: OLS, za použití pozorování 2008:1-2021:3 (T = 55)
 Závisle proměnná: NEZ

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	34,7555	3,37809	10,29	1,27e-013	***
PMM	-0,244462	0,0447346	-5,465	1,72e-06	***
COV	-0,947618	0,372371	-2,545	0,0143	**
HYP	-0,533756	0,102890	-5,188	4,45e-06	***
P55	0,0891064	0,0140420	6,346	8,05e-08	***
QHDPT2	-0,180742	0,0247823	-7,293	2,94e-09	***
QHDP	-0,0584519	0,0237457	-2,462	0,0176	**
MGS	-0,0479094	0,0118689	-4,037	0,0002	***
Střední hodnota závisle proměnné			4,804727		
Sm. odchylka závisle proměnné			1,972648		
Součet čtverců reziduí			11,16242		
Sm. chyba regrese			0,487338		
Koeficient determinace			0,946879		
Adjustovaný koeficient determinace			0,938967		
F(7, 47)			119,6820		
P-hodnota (F)			9,35e-28		
Logaritmus věrohodnosti			-34,18517		
Akaikovo kritérium			84,37034		
Schwarzovo kritérium			100,4290		
Hannan-Quinnovo kritérium			90,58035		
rho (koeficient autokorelace)			0,217631		
Durbin-Watsonova statistika			1,539366		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnota F kritéria a p-hodnota (F) naznačují, že můžeme zamítnout nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu. Hodnota korigovaného koeficientu determinace 0,94 udává, že velikost obecné míry nezaměstnanosti je z 94 % vysvětlována variabilitou vysvětlujících proměnných. Durbin-Watson statistika má hodnotu 1,54. Při porovnání testovací hodnoty s dolní a horní hranicí dle tabulek zjistíme, že nelze spolehlivě rozhodnout, zda se v modelu vyskytuje autokorelace prvního řádu či nikoliv. Nacházíme se v tzv. šedém pásmu a bude nutné provést další testy. Výsledek t-testu o významnosti proměnných v modelu je zobrazen p-hodnotou u všech parametrů. Hodnota je vždy menší než α a všechny parametry jsou statisticky významné, i když se významnost jednotlivých parametrů liší dle hladiny významnosti, na níž je zamítána nulová hypotéza H_0 o statistické nevýznamnosti parametru. O významnosti parametrů rovněž informují zobrazené hvězdičky, kdy platí, že čím větší počet hvězdiček, tím vyšší významnost parametru na hladině, kdy *** $\alpha=0,01$,

**= α 0,05. Významnost parametrů byla ověřena i konfidenčním intervalem na obrázku za textem, kde žádný interval v sobě neobsahuje 0 a tudíž je potvrzena hypotéza o významnosti parametru.

Obrázek 22 Konfidenční intervaly 1.modelu

$$t(47, 0,025) = 2,012$$

PROMĚNNÁ	KOEFICIENT	95% KONFIDENČNÍ INTERVAL	
const	34,7555	27,9596	41,5513
PMM	-0,244462	-0,334456	-0,154467
COV	-0,947618	-1,69673	-0,198504
HYP	-0,533756	-0,740744	-0,326769
P55	0,0891064	0,0608575	0,117355
QHDPT2	-0,180742	-0,230598	-0,130887
QHDP	-0,0584519	-0,106222	-0,0106816
MGS	-0,0479094	-0,0717866	-0,0240322

Zdroj: vlastní zpracování

- Výsledná rovnice modelu:

$$y_{1t} = 34,755 - 0,245 x_{1t} - 0,059 x_{2t} - 0,181 x_{3(t-2)} - 0,533 x_{4t} + 0,089 x_{5t} - 0,048 x_{6t} - 0,947 x_{7t} + u_t \quad (4)$$

K posouzení relativní důležitosti každé z nezávisle proměnných porovnáme standardizované beta koeficienty, které jsou zobrazeny na obrázku na další straně.

Obrázek 23 Beta koeficienty 1.modelu

		Coefficients ^a						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	34,755	3,378		10,288	,000	27,960	41,551
	COV	-,948	,372	-,162	-2,545	,014	-1,697	-,199
	MGS	-,048	,012	-,156	-4,037	,000	-,072	-,024
	HYP	-,534	,103	-,346	-5,188	,000	-,741	-,327
	P55	,089	,014	,562	6,346	,000	,061	,117
	QHDPT2	-,181	,025	-,322	-7,293	,000	-,231	-,131
	QHDP	-,058	,024	-,106	-2,462	,018	-,106	-,011
	PMM	-,244	,045	-,531	-5,465	,000	-,334	-,154

a. Dependent Variable: NEZ

Zdroj: vlastní zpracování

Na obrázku vidíme, že největší vliv na velikost obecné míry nezaměstnanosti v našem modelu má ukazatel počtu rizikové skupiny 55let a více, který na její velikost působí kladně (zvyšuje ji) a výše průměrné hrubé měsíční mzdy, která na její velikost působí negativně (snižuje ji). Z posouzení koeficientů QHDP a QHDP2 vidíme potvrzení hypotézy, že HDP ovlivňuje obecnou míru nezaměstnanosti výrazněji až s časovým zpožděním. Odlišné hodnoty na obrázcích mohou vzniknout v důsledku různého zaokrouhlování v softwarech.

4.4 Verifikace modelu

4.4.1 Ekonomická verifikace

Výsledky ekonomické verifikace jsou pro přehlednost shrnuty v tabulce pod tímto textem.

Tabulka 1 Ekonomická verifikace jednorovnicového modelu

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	34,755	Interpretace nemá v tomto případě smysl
PMM	-0,244	Pokud se průměrná hrubá měsíční mzda zvýší o 1000 Kč, klesne obecná míra nezaměstnanosti v současném období o 0,244 procentního bodu, ceteris paribus.
COV	-0,947	Při přítomnosti pandemie Covidu a legislativních opatřeních s ním spojených, bude obecná míra nezaměstnanosti v současném období nižší o 0,947 procentního bodu, ceteris paribus.
HYP	-0,533	Pokud se úroková sazba hypotečních úvěrů zvýší o 1 procentní bod, sníží se obecná míra nezaměstnanosti o 0,533 procentního bodu, ceteris paribus.
QHDP	-0,058	Pokud se zvýší mezičtvrtletní přírůstek HDP o 1 procentní bod oproti základnímu období, klesne obecná míra nezaměstnanosti o 0,058 procentního bodu, ceteris paribus.
QHDPT2	-0,180	Pokud se zvýší mezičtvrtletní přírůstek HDP zpožděný o dvě období o 1 procentní bod, klesne obecná míra nezaměstnanosti o 0,18 procentního bodu, ceteris paribus.
P55	0,089	Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob ve věku 55+ o tisíc osob, stoupne obecná míra nezaměstnanosti o 0,089 procentního bodu, ceteris paribus.
MGS	-0,048	Pokud se migrační saldo zvýší o tisíc osob, sníží se míra nezaměstnanosti o 0,048 procentního bodu, ceteris paribus.

Zdroj: vlastní zpracování

Ekonomickou verifikaci nemůžeme z hlediska směru působení vysvětlujících proměnných považovat prozatím za úspěšnou. Rozpor nastal při interpretaci migračního salda a epidemie covidu. To, že kladné migrační saldo vytváří efekt snížení nezaměstnanosti, můžeme interpretovat tak, že většina imigrantů již má sjednanou nějakou pracovní nabídku

nebo obsazují volná místa nabízena úřadem práce, o které není mezi rodilými občany takový zájem. Další rozpor je s interpretací epidemie covidu. Opačný směr naznačuje, že epidemie covidu má pozitivní dopad na snižování nezaměstnanosti. To lze odůvodnit tím, že epidemie vytvořila spoustu obchodních příležitostí, vládní opatření a finanční pomoc pomohli snížit dopady krize a nezaměstnanost se dotkla pouze menších skupin, které našli uplatnění jinde. Vzhledem k tomu, že i data z ČSÚ vykazují v posledních dvou období pokles nezaměstnanosti, přestože byla pandemie covidu a legislativní opatření stále přítomny, pro potřeby diplomové práce je epidemie covidu považována jako pozitivní dopad na snížení obecné míry nezaměstnanosti, i když to může znít poněkud nepřirozeně. Efekt hypoteční úrokové míry lze chápat v souvislosti s nezaměstnaností tak, že lidé z důvodu dražších hypoték preferují pronájmy, které je snadnější opustit. To podpoří mobilitu pracovní síly. Pokud stoupne počet nezaměstnaných osob v rizikové skupině, lze očekávat dlouhodobější nárůst nezaměstnanosti. Za zmínku ještě stojí vztah mezi čtvrtletním přírůstkem HDP v aktuálním období a zpožděným přírůstkem o 2. čtvrtletí, kde síla koeficientu napovídá o tom, že efekt poklesu či růstu ekonomické aktivity se na obecné míře nezaměstnanosti projevuje více s časovým posunem.

4.4.2 Statistická verifikace

- **Heteroskedasticita**

Heteroskedasticita byla otestována pomocí Whiteova testu. P-hodnota je 0,09, což je více než hladina významnosti α 0,05 a H_0 tedy nelze zamítnout, homoskedasticita je potvrzena. Přesto zde ale hraniční hodnota testovacího kritéria naznačuje možné budoucí problémy. Při případném prodloužení nebo zkrácení časových řad bude nutné model znovu testovat, jelikož je pravděpodobné, že by mohlo dojít k porušení předpokladu o rozptylu náhodné složky. Výsledek testu je zobrazen na následující straně.

Obrázek 24 Whiteův test heteroskedasticity

```

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2008:1-2021:3 (T = 55)
Závisle proměnná: uhat^2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	546,367	301,389	1,813	0,0849	*
PMM	-6,36952	4,90900	-1,298	0,2092	
COV	23,0384	99,4561	0,2316	0,8192	
HYP	-50,9925	20,9481	-2,434	0,0244	**
QHDPT2	-7,96762	3,18177	-2,504	0,0210	**
QHDP	-0,0121612	3,01844	-0,004029	0,9968	
MGS	2,52957	1,85795	1,361	0,1885	
P55	-0,138939	0,930507	-0,1493	0,8828	
sq_PMM	-0,00665583	0,0217286	-0,3063	0,7625	
X2_X3	0,449337	2,70441	0,1661	0,8697	
X2_X4	0,153043	0,134217	1,140	0,2676	
X2_X5	0,0598685	0,0255999	2,339	0,0299	**
X2_X6	-0,000817094	0,0238090	-0,03432	0,9730	
X2_X7	8,97129e-05	0,0149092	0,006017	0,9953	
X2_X8	-0,00715612	0,0165180	-0,4332	0,6695	
X3_X4	21,3764	15,4458	1,384	0,1816	
X3_X5	-0,651688	0,525125	-1,241	0,2290	
X3_X6	-0,305272	0,389643	-0,7835	0,4425	
X3_X7	0,317186	0,309132	1,026	0,3171	
X3_X8	0,354164	0,228357	1,551	0,1366	
sq_HYP	0,268151	0,223255	1,201	0,2437	
X4_X5	0,172681	0,0672675	2,567	0,0184	**
X4_X6	0,0527645	0,0768538	0,6866	0,5002	
X4_X7	-0,0265487	0,0603349	-0,4400	0,6646	
X4_X8	0,0301452	0,0206677	1,459	0,1602	
sq_QHDPT2	0,0396964	0,0224585	1,768	0,0924	*
X5_X6	-0,0159537	0,0188548	-0,8461	0,4075	
X5_X7	-0,0364197	0,0154152	-2,363	0,0284	**
X5_X8	0,00686546	0,00638692	1,075	0,2952	
sq_QHDP	0,00957683	0,0155215	0,6170	0,5442	
X6_X7	0,00916164	0,0121888	0,7516	0,4610	
X6_X8	-0,00641175	0,00548467	-1,169	0,2561	
sq_MGS	0,00296069	0,00455868	0,6495	0,5234	
X7_X8	0,000506350	0,00475564	0,1065	0,9163	
sq_P55	-0,00245832	0,00213353	-1,152	0,2628	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,825419

Testovací statistika: $TR^2 = 45,398022$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(34) > 45,398022) = 0,091553$

Zdroj: vlastní zpracování

- **Autokorelace reziduí**

Vzhledem k neprůkaznosti DW testu podrobíme data dalšímu testování autokorelace pomocí Breusch-Godfreyova testu. Všechna data by měla být již od zdroje očištěna od sezonních vlivů, ale pro jistotu byla provedena kontrola autokorelace do 4.řádu. P-hodnota je 0,296, což je opět vyšší než hladina α , je tedy potvrzena nepřítomnost autokorelace.

Obrázek 25 B-G test autokorelace

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci až do řádu 4
OLS, za použití pozorování 2008:1-2021:3 (T = 55)
Závisle proměnná: uhat

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,952299	3,32628	0,2863	0,7760
PMM	-0,0106615	0,0471513	-0,2261	0,8222
COV	0,0203036	0,372628	0,05449	0,9568
HYP	-0,0136123	0,129788	-0,1049	0,9170
QHDPT2	-0,00957157	0,0250673	-0,3818	0,7045
QHDP	0,00323099	0,0246846	0,1309	0,8965
MGS	0,0109622	0,0129692	0,8452	0,4027
P55	-0,00228766	0,0184283	-0,1241	0,9018
uhat_1	0,313637	0,172860	1,814	0,0766 *
uhat_2	0,0242052	0,171104	0,1415	0,8882
uhat_3	-0,225171	0,184439	-1,221	0,2288
uhat_4	0,187857	0,187685	1,001	0,3225

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,105785

Testovací statistika: LMF = 1,271721,
s p-hodnotou = $P(F(4, 43) > 1,27172) = 0,296$

Alternativní statistika: $TR^2 = 5,818189$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 5,81819) = 0,213$

Ljung-Box $Q' = 3,8998$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 3,8998) = 0,42$

Zdroj: vlastní zpracování

- **Test normality reziduí**

Obrázek 26 Test normality reziduí

```

Frekvenční rozdělení pro uhat8, poz. 1-55
počet tříd = 7, střední hodnota = -6,41507e-015, so = 0,487338

      interval      střed  frequence  rel.    kum.
      < -0,94659  -1,1201    1      1,82%   1,82%
-0,94659 - -0,59962  -0,77311    6     10,91%  12,73% ***
-0,59962 - -0,25265  -0,42613    7     12,73%  25,45% ****
-0,25265 -  0,094327  -0,079160   15     27,27%  52,73% *****
 0,094327 -  0,44130   0,26781    18     32,73%  85,45% *****
  0,44130 -  0,78827   0,61479    7     12,73%  98,18% ****
      >= 0,78827   0,96176    1      1,82%  100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 2,400 s p-hodnotou 0,30117

Doornik-Hansenův test = 2,40017, s p-hodnotou 0,301169

Shapiro-Wilkův W test = 0,975497, s p-hodnotou 0,320661

Lillieforsův test = 0,0920645, s p-hodnotou ~ = 0,28

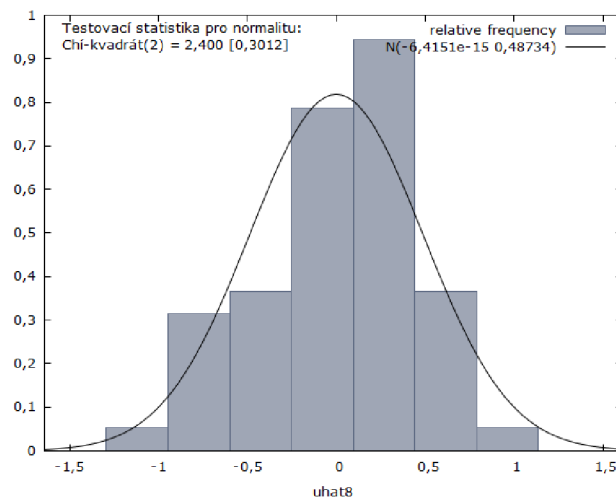
Test Jarque-Bery = 1,86645, s p-hodnotou 0,393284

```

Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledné p-hodnoty na obrázku nad textem, která je vyšší než hladina významnosti 0,05 vyplývá, že H_0 o normálním rozdělení reziduí nelze zamítnout, rezidua tedy mají normální rozdělení. To je patrné i z grafického znázornění pomocí histogramu níže.

Obrázek 27 Histogram normality reziduí



Zdroj: vlastní zpracování

4.5 Simultánní model

Jevy v ekonomice jsou často vzájemně provázány a obvykle není možné je zachytit pomocí jediné rovnice. K zachycení propojených vazeb nám slouží koncept simultánních modelů. Pro další způsob prognózy obecné míry nezaměstnanosti bude sestaven jednoduchý simultánní model o dvou rovnicích. Dle klasifikace modely simultánních rovnic z kapitoly 4.9 je model charakterizován jako MSR interdependentního typu ve strukturním tvaru.

4.5.1 Předpoklady a očekávání chování endogenní proměnné při změnách predeterminovaných proměnných

- Pokud poroste hrubý domácí produkt, nezaměstnanost bude klesat. Firmy budou ve fázi expanze najímat dodatečnou pracovní sílu.
- Pokud poroste nezaměstnanost, hrubý domácí produkt bude klesat, jelikož zde bude větší množství nevyužitých pracovních sil a ekonomika se bude nacházet pod hranicí produkčních možností.
- Pokud poroste výše podpor v nezaměstnanosti, nezaměstnanost se bude zvyšovat. Vyšší podpory budou demotivovat lidi k práci.
- Pokud poroste inflace, nezaměstnanost bude klesat. Pokud inflace klesá, obecná míra nezaměstnanosti se bude zvyšovat.
- Pokud bude kladné migrační saldo, nezaměstnanost se bude snižovat.
- Při přítomnosti epidemie covidu a s ním spojených legislativních omezení dojde ke zvýšení nezaměstnanosti. V důsledku znemožnění výdělečné činnosti budou firmy nuceny propouštět zaměstnance nebo dokonce ukončit svou činnost na trvalo.

4.5.2 Deklarace proměnných včetně uvedení jednotek

Y_{1t} obecná míra nezaměstnanosti (uváděna v %, zdroj ČSÚ)

Y_{2t} hrubý domácí produkt (uváděn v mld.Kč v přepočtu na stále ceny roku 2015, zdroj ČNB)

X_{1t} výše vyplacené podpory v nezaměstnanosti (uváděna v mil.Kč., zdroj ČNB)

X_{2t} migrační saldo (uváděno v tis. obyvatelích, zdroj ČSÚ)

X_{3t} harmonizovaný index spotřebitelských cen (uváděno v procentech, zdroj ČSÚ)

X_{4t} zachycení epidemie covidu (dichotomická proměnná, zdroj vlastní)

u_t náhodná složka (stochastická proměnná)

4.5.3 Formulace ekonomického a ekonometrického modelu

- Zápis ekonomického modelu

$$y_{1t} = fce(y_{2t}, x_{1t}, x_{2t}) \quad (5)$$

$$y_{2t} = fce(y_{1t}, x_{3t}, x_{4t}) \quad (6)$$

- Zápis ekonometrického modelu

$$y_{1t} = \gamma_{12} y_{2t} + \beta_{01} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12} x_{2t} + u_t \quad (7)$$

$$y_{2t} = \gamma_{21} y_{1t} + \beta_{02} + \gamma_{23} x_{3t} + \gamma_{24} x_{4t} + u_t \quad (8)$$

4.5.4 Identifikace modelu

Z hlediska identifikace jsou obě rovnice totožné. Při formálním ověření hodnostní podmínky je patrné, že matice bude mít hodnost vyšší než 0. Aplikací řádové podmínky je zjištěno, že obě rovnice jsou přeidentifikované.

4.6 Sběr podkladových dat

Pro sestavení modelu byla použita stejná data jako v předchozích jednorovnicových modelech, ale byla u nich změněna periodičita ze čtvrtletní na roční, z důvodu problému autokorelace při sestavování jednorovnicového modelu. Došlo k tedy ke zmenšení rozsahu podkladových dat na čtvrtinu. Deskriptivní statistiky nové časové řady jsou znázorněny na obrázku pod textem.

Obrázek 28 Deskriptivní statistiky MSR

	Střední hodnota	Medián	S.D.	Min	Max
HDP	1153	1111	100,1	1039	1313
VPN	2747	2596	599,5	1867	4213
HICP	100,3	99,75	6,926	90,40	113,3
NEZ	5,038	5,235	2,137	1,970	8,050
MGS	7,779	5,678	6,395	0,08900	26,09

Zdroj: vlastní zpracování

4.7 Odhad parametrů modelu

Pro odhad modelu byla použita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Odhady obou rovnic jsou znázorněny na následujících obrázcích.

Obrázek 29 Odhad 1.rovnice MSR

```

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2008-2021 (T = 14)
Závisle proměnná: NEZ
Instrumentováno: HDP
Instrumentální proměnné: const VPN HICP MGS COV

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	23,8350	3,16222	7,537	1,98e-05	***
HDP	-0,0171953	0,00207495	-8,287	8,64e-06	***
VPN	0,000579843	0,000350828	1,653	0,1294	
MGS	-0,0714506	0,0278249	-2,568	0,0280	**

Střední hodnota závisle proměnné 5,037857
Sm. odchylka závisle proměnné 2,137339
Součet čtverců reziduí 3,045304
Sm. chyba regrese 0,551843
Koeficient determinace 0,950257
Adjustovaný koeficient determinace 0,935334
F(3, 10) 50,10484
P-hodnota(F) 2,49e-06
rho (koeficient autokorelace) 0,002412
Durbin-Watsonova statistika 1,909360
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Hausmanův test -
Nulová hypotéza: OLS odhady jsou konzistentní
Asymptotická testovací statistika: Chi-kvadrát(1) = 3,61338
s p-hodnotou = 0,0573165

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -
Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné
Testovací statistika: LM = 0,58644
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,58644) = 0,443799

Test slabých instrumentálních proměnných -
F-statistika první úrovně (2, 9) = 15,1539
Kritické hodnoty pro požadovanou maximální velikost TSLS, při spouštění testů na nominální 5% úrovni signifikance:

velikost	10%	15%	20%	25%
hodnota	19,93	11,59	8,75	7,25

Maximální velikost může překročit 10%

Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 30 Beta koeficienty 1.rovnice MSR

Coefficients						
		Unstandardized Coefficients		Beta	t	Sig.
		B	Std. Error			
Equation 1	(Constant)	23,835	3,162		7,537	,000
	HDP	-,017	,002	-,805	-8,287	,000
	MGS	-,071	,028	-,214	-2,568	,028
	VPN	,001	,000	,163	1,653	,129

Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 31 Odhad 2.rovnice MSR

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2008-2021 (T = 14)

Závisle proměnná: HDP

Instrumentováno: NEZ

Instrumentální proměnné: const MGS VPN HICP COV

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	324,924	233,890	1,389	0,1949	
NEZ	-22,0196	6,38303	-3,450	0,0062	***
COV	-44,5617	27,8085	-1,602	0,1401	
HICP	9,43337	2,10914	4,473	0,0012	***

Střední hodnota závisle proměnné 1153,457

Sm. odchylka závisle proměnné 100,1216

Součet čtverců reziduí 6273,078

Sm. chyba regrese 25,04611

Koeficient determinace 0,953035

Adjustovaný koeficient determinace 0,938946

F(3, 10) 57,97130

P-hodnota(F) 1,26e-06

rho (koeficient autokorelace) 0,253160

Durbin-Watsonova statistika 1,461113

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Hausmanův test -

Nulová hypotéza: OLS odhady jsou konzistentní

Asymptotická testovací statistika: Chi-kvadrát(1) = 5,65124

s p-hodnotou = 0,017443

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci -

Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné

Testovací statistika: LM = 0,479102

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,479102) = 0,488829

Test slabých instrumentálních proměnných -

F-statistika první úrovně (2, 9) = 5,13834

Kritické hodnoty pro požadovanou maximální velikost TSLS, při spouštění

testů na nominální 5% úrovni signifikance:

velikost	10%	15%	20%	25%
hodnota	19,93	11,59	8,75	7,25

Maximální velikost může překročit 25%

Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 32 Beta koeficienty 2.rovnice MSR

		Unstandardized Coefficients		Beta	t	Sig.
		B	Std. Error			
Equation 1	(Constant)	324,924	233,890		1,389	,195
	HICP	9,433	2,109	,653	4,473	,001
	COV	-44,562	27,808	-,162	-1,602	,140
	NEZ	-22,020	6,383	-,470	-3,450	,006

Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledků modelu první rovnice vidíme, že se v modelu nevyskytuje autokorelace prvního řádu, rezidua mají normální rozdělení a je potvrzena homoskedasticita. Vzhledem k malé velikosti vzorku ale nemůžeme testy považovat za příliš vypovídající. Statistická významnost je potvrzena u harmonizovaného indexu spotřebitelských cen a nezaměstnanosti, přítomnost faktoru covidu v modelu není posouzena jako významná (vzhledem k tomu, že se jedná o roční data, vyskytuje se zde proměnná pouze jednou jako aktivní, dalo se to tedy očekávat). Význam proměnné roste s měsíčními nebo čtvrtletními daty. Z výsledků modelu druhé rovnice lze usoudit, že se v modelu nevyskytuje autokorelace prvního řádu, rezidua mají normální rozdělení a je potvrzena homoskedasticita. Statistická významnost je potvrzena u hrubého domácího produktu a migračního salda na hladině α 0,1 (90% interval), výše podpory v nezaměstnanosti v modelu není posouzena jako významná (to stejné bylo i u čtvrtletních dat).

- Odhadnutá podoba rovnic

$$Y_{1t} = -0,017y_{2t} + 23,835 + 0,0006x_{1t} - 0,071x_{2t} + \mu_1 \quad (9)$$

$$Y_{2t} = -22,02y_{1t} + 324,924 + 9,433x_{3t} - 44,562x_{4t} + \mu_2 \quad (10)$$

4.7.1 Ekonomická verifikace

Výsledky ekonomické verifikace jsou pro přehlednost shrnuty v tabulkách pod tímto textem.

Tabulka 2 Ekonomická verifikace 1.rovnice MSR

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	23,835	Interpretace nemá v tomto případě smysl
HDP	-0,0171953	Pokud se hrubý domácí produkt zvýší o 1 mld. Kč, klesne obecná míra nezaměstnanosti v současném období o 0,017 procentního bodu, ceteris paribus.
VPN	0,0005798943	Pokud se zvýší objem vyplácených podpor v nezaměstnanosti o 1 mld. Kč, bude obecná míra nezaměstnanosti v současném období vyšší o 0,58 procentního bodu, ceteris paribus.
MGS	-0,0714506	Pokud se migrační saldo zvýší o tisíc osob, sníží se míra nezaměstnanosti o 0,07 procentního bodu, ceteris paribus.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 3 Ekonomická verifikace 2.rovnice MSR

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	324,924	Interpretace nemá v tomto případě smysl
NEZ	-22,0196	Pokud se obecná míra nezaměstnanosti zvýší o 1 procentní bod, klesne hrubý domácí produkt o 22,0196 mld., ceteris paribus.
HICP	9,4337	Pokud se zvýší harmonizovaný index spotřebitelských cen o 1 procentní bod, zvýší se hrubý domácí produkt o 9,4337 mld.Kč , ceteris paribus.
COV	-44,5617	Interpretace v tomto případě nemá smysl.

Zdroj: vlastní zpracování

Ekonomická verifikace je považována za zdařilou, jelikož je v souladu s ekonomickou teorií. Jediný rozpor je opět přítomen při existenci epidemie covidu, ale vzhledem k faktu, že ve sledovaném období a periodicitě není tento jev dostatečně zastoupen, není nutné prozatím této interpretaci dávat velký smysl a lze přijmout odůvodnění jako v případě jednorovnicového modelu.

4.8 Statistická verifikace

Výsledky statistické verifikace jsou již stručně shrnuty v kapitole s odhadem parametrů, model neporušil žádný ze základních předpokladů. Objevují se v něm ale statisticky nevýznamné proměnné, které snižují kvalitu modelu a z modelu by měli být odstraněny, pokud to není v zásadním rozporu s ekonomickou teorií. Pro účely diplomové práce se předpokládá, že obě nevýznamné proměnné jsou z hlediska ekonomické teorie podstatné, proto zůstanou v modelu zachovány i za cenu snížení kvality modelu. Při testování MSR byly použity některé odlišné testy pro testování předpokladů modelu, které se ovšem vyhodnocují podobně, jako tomu bylo u jednorovnicového modelu. Výsledky testů jsou uvedeny v příloze diplomové práce.

5 Výsledky a diskuse

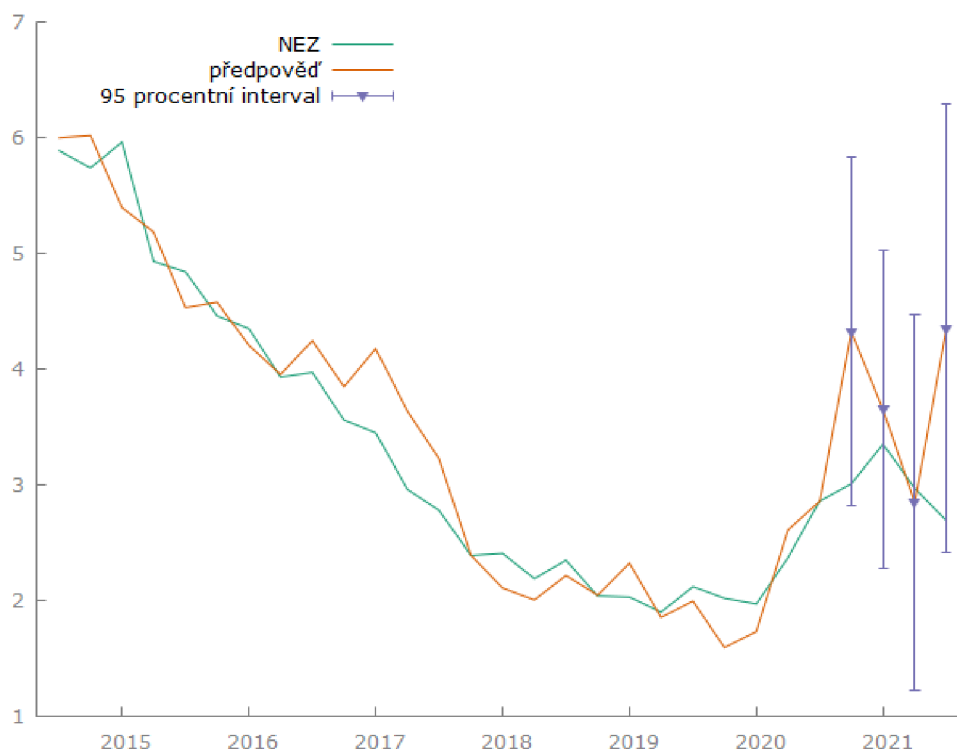
5.1 Využití modelu v praxi

Po sestavení všech modelů je vyhotovena krátkodobá predikce závislé proměnné. Cílem predikce je vlastně odhad endogenní proměnné mimo interval pozorování. Při této predikci se užívají minulé i současné informace. V diplomové práci jsou rozlišovány dvě metody predikce, *ex ante* a *ex post*. Podle znalosti exogenních proměnných rozlišujeme podmíněnou predikci, kdy pro období neznáme hodnoty exogenních a musíme je také predikovat a nepodmíněnou predikci, kdy hodnoty exogenních známe. *Ex ante* je podmíněná predikce, zatímco *ex post* je tzv. pseudopředpověď, kdy odhadnuté hodnoty porovnáváme se skutečnými. V případě *ex post* predikce tedy známe hodnoty endogenní proměnné v požadovaném období, zatímco u předpovědi *ex ante* je dodržen klasický předpoklad předpovědi o neznámých hodnotách v budoucnu.

5.2 Ex post jednorovnicového modelu

Pro předpověď *ex post* byly z modelu odebrány poslední čtyři období a následně byla provedena prognóza. Předpověď porovnáme se skutečnými hodnotami a ověříme kvalitu a vhodnost modelu. Graf porovnání skutečných a předpovězených hodnot a výstupu z Gretlu je zobrazen na další straně.

Obrázek 33 Ex Post jednorovnicového modelu



Pro 95% konfidenční intervaly, $t(43, 0,025) = 2,017$

	NEZ	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2020:4	3,01	4,32	0,748	2,81 -	5,83
2021:1	3,35	3,65	0,684	2,27 -	5,03
2021:2	2,97	2,84	0,807	1,22 -	4,47
2021:3	2,69	4,35	0,960	2,42 -	6,29

Statistiky vyhodnocující předpověď using 4 observations

Střední chyba	-0,78714
Odmocnina střední kvadratické chyby	1,071
Střední absolutní chyba	0,84994
Střední procentuální chyba	-27,525
Střední absolutní procentuální chyba	29,639
Theilovo U	3,0649
Zastoupení vychýlení, UM	0,54018
Zastoupení regrese, UR	0,41713
Zastoupení disturbancí, UD	0,042686

Ze statistik předpovědi lze vidět, že všechny předpovídané hodnoty jsou součástí 95 % konfidenčního intervalu. Ten je ale poměrně široký. Pro předpověď obecné míry nezaměstnanosti by byl vhodnější menší rozptyl, proto pro posouzení kvality modelu použijeme i další testovací statistiky. Asi nejznámější statistikou užívanou v této souvislosti je tzv. MAPE (mean percentage absolute error) neboli střední absolutní procentuální chyba.

Pro model má MAPE hodnotu 29,639, což lze dle Lewise považovat za smysluplný model (Lewis, 1982). Interpretace hodnot MAPE je na obrázku níže.

Obrázek 34 Interpretace MAPE

MAPE	Interpretation
<10	Highly accurate forecasting
10-20	Good forecasting
20-50	Reasonable forecasting
>50	Inaccurate forecasting

Zdroj: (Lewis, 1982)

Odmocnina střední kvadratické chyby, tzv. RMSE (root mean square error) nám sděluje průměrnou vzdálenost mezi predikovanými a skutečnými hodnotami. RMSE tedy porovnává předpovězené hodnoty s hodnotami pozorovanými, tyto rozdíly umocní na druhou, zprůměruje a výsledek nakonec odmocní. V našem modelu má hodnotu 1,071, což znamená, že naše predikce modelu obecné míry nezaměstnanosti se od skutečných hodnot průměrně neodlišují o více než 1,071 procentního bodu (jelikož obecnou míru nezaměstnanosti měříme v %).

Posouzení kvality předpovědi a modelu může být ale značně subjektivní a záleží také na kritériích, k jakému účelu je model sestaven a také na tom, v jaké přesnosti a souvislosti potřebujeme dané proměnné předvídat. Pokud nám tedy stačí předpovídat obecnou míru nezaměstnanosti s odchylkou do 2 procentních bodů, lze považovat model pro tvorbu takovýchto předpovědí smysluplný. Na druhou stranu vzhledem k tomu, že se predikované a skutečné hodnoty liší vzájemně i o více než 60 %, prakticky je model spíše nepoužitelný a pro aplikaci by bylo vhodné se pokusit model zpřesnit.

5.3 Ex ante jednorovnicového modelu

Pro prognózu ex ante bylo nutné dopočítat hodnoty exogenních proměnných na čtyři období dopředu pomocí lineárního trendu, tedy kromě dichotomické proměnné covid, která se doplnila ručně s předpokladem, že pro následující období již nebudou žádná legislativní omezení v platnosti. Grafické zobrazení výsledků je na další straně.

Obrázek 35 Ex ante jednorovnicového modelu



Pro 95% konfidenční intervaly, $t(47, 0,025) = 2,012$

	NEZ	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2018:1	2,41	2,09			
2018:2	2,19	2,07			
2018:3	2,35	2,23			
2018:4	2,04	2,02			
2019:1	2,03	2,27			
2019:2	1,90	1,83			
2019:3	2,12	1,96			
2019:4	2,02	1,62			
2020:1	1,97	1,35			
2020:2	2,37	2,38			
2020:3	2,86	2,57			
2020:4	3,01	3,91			
2021:1	3,35	3,37			
2021:2	2,97	2,36			
2021:3	2,69	3,28			
2021:4		2,54	0,534	1,46 -	3,61
2022:1		2,45	0,537	1,37 -	3,53
2022:2		2,37	0,539	1,28 -	3,45
2022:3		2,28	0,542	1,19 -	3,37

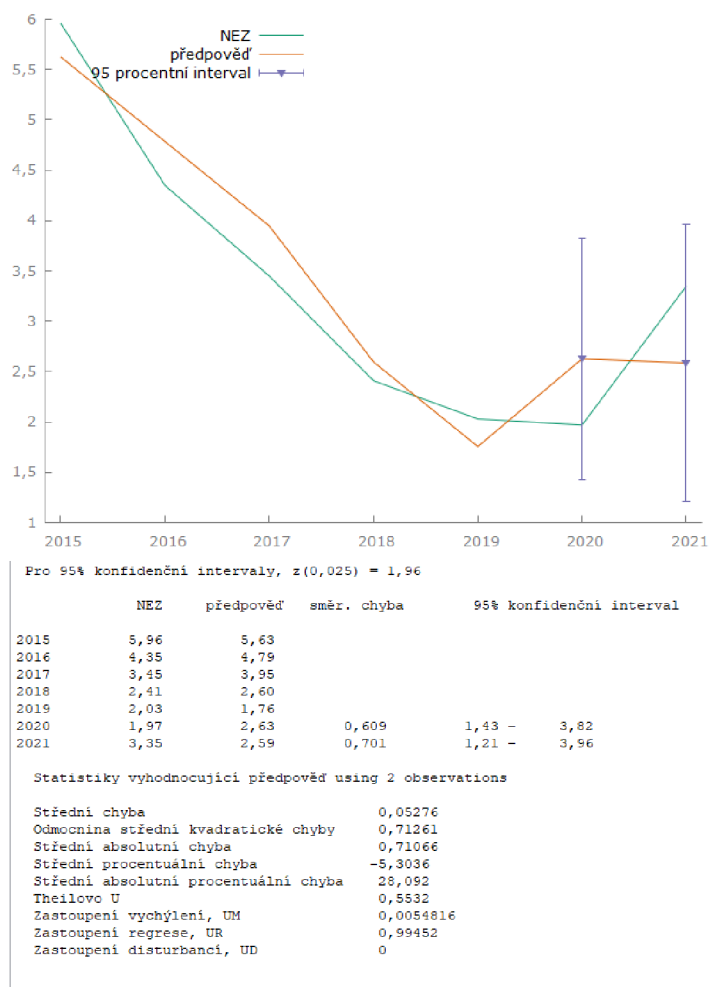
Zdroj: vlastní

Z grafu i hodnot vidíme, že model predikuje skokový pokles obecné míry nezaměstnanosti oproti současnému období a jeho další pokračování i pro další období, i když již pokles není v takové míře. Skutečná hodnota obecné míry nezaměstnanosti dle ČSÚ dosahovala pro období 4/2021 hodnoty 2,2 %.

5.4 Prognóza ex post MSR

Pro předpověď ex post u MSR jsme z modelu odebrali poslední dvě období a nechali jsme je prognózovat pomocí modelu. Graf porovnání skutečných a předpovězených hodnot a výstupu z Gretlu je na obrázcích pod textem.

Obrázek 36 Ex post simultánního modelu



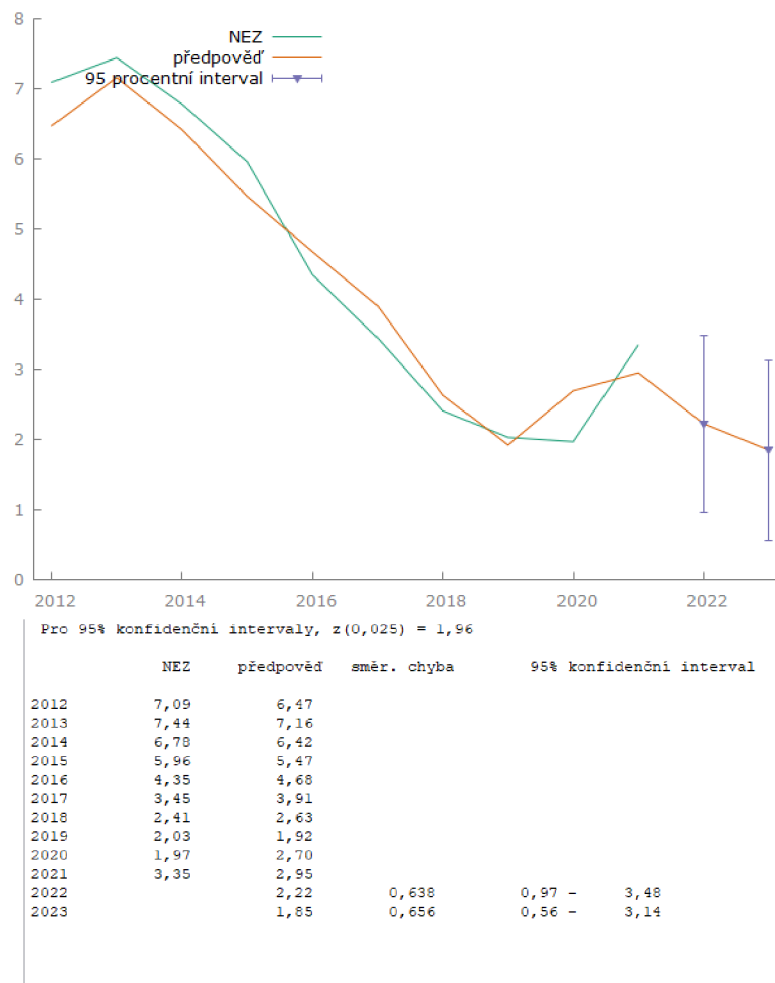
Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledku prognózy vidíme, že střední absolutní procentuální chyba má velikost 28,1, takže model obecně můžeme považovat za smysluplný pro prognózování, pokud tolerujeme absolutní odchylky od hodnot menší než 1procentní bod od obecné míry nezaměstnanosti.

5.5 Prognóza ex ante MSR

Prognóza ex ante byla provedena stejným způsobem jako u jednorovnicového modelu. Jediný rozdíl je u délky předpovídaného období, které vzhledem k velikosti vzorku bylo zkráceno na 2 období dopředu. Výsledek prognózy je zobrazen na obrázku pod textem.

Obrázek 37 Ex ante simultánního modelu



Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledku prognózy je vidět očekávaný pokles obecné míry nezaměstnanosti. Odhad pro rok 2022 je 2,22%, což i prozatím odpovídá výsledkům ČSÚ zveřejněných pro 1. čtvrtletí roku 2022, kdy obecná míra nezaměstnanosti dosahovala velikosti 2,2 %.

6 Závěr

V rámci diplomové práce se podařilo sestavit jeden jednorovnicový a jeden dvourovnicový model simultánních rovnic, jejichž účelem byla prognóza obecné míry nezaměstnanosti. Pro sestavení modelů byly využity data publikované Českou národní bankou a Českým statistickým úřadem. Dostupnost a forma relevantních dat v požadovaném rozsahu byla nejtěžší překážkou při sestavování modelu a ovlivnila výběr výsledných proměnných použitých v modelech. Pokud se relevantní data podařilo získat, byla na nich patrná vzájemná provázanost ekonomických jevů a pro sestavení modelu museli být provedeny jisté drobné ústupky ze strany ekonomické teorie nebo předpokladů lineární regrese. Jednorovnicový model obsahuje časové řady o čtvrtletní frekvenci, dvourovnicový model obsahuje časové řady o roční frekvenci. V případě sestavování modelů byly vynechány některé determinanty nezaměstnanosti, které by z ekonomického pohledu mohly být považovány za významné, ale jejich umístění v modelu by ze statistického hlediska bylo neopodstatněné. Tento jev můžeme považovat za nepodložení některých hypotéz založených na autorovu studiu ekonomické teorie. Největším problémem při sestavování modelů z hlediska verifikace bylo vyhovění předpokladu o nepřítomnosti autokorelace reziduí, což může naznačovat problémy se špatnou specifikací modelu či opomenutí nějaké podstatné exogenní proměnné. Také to může naznačovat špatnou dynamizaci modelu, kdy jsou zpožděné proměnné do modelu zahrnuty nevhodným způsobem. Výsledný jednorovnicový model je výsledkem několika experimentů s exogenními proměnnými a úspěšně splnil požadavky statistické verifikace na standardní hladině významnosti, i když hodnota testu autokorelace byla opět velmi výstražná. Výsledný jednorovnicový model obsahuje celkem sedm exogenních proměnných pro předpověď obecné míry nezaměstnanosti. Proměnné jsou průměrná hrubá měsíční mzda, která zde z hlediska ekonomické podstaty zastupuje vliv cen (mezd) na trhu práce, úroková sazba hypotečních úvěrů, která je v modelu použita jako zástupný jev pro zachycení inflace a monetární politiky spojené s úrokovou mírou, dále jsou v modelu zahrnuty demografické proměnné migrační saldo a počet nezaměstnaných osob ve věku 55 a více let, které zastupují determinanty nezaměstnanosti z oblasti rizikových skupin obyvatelstva. Poté je zde zavedena dichotomická proměnná, zachycující dopad epidemie covidu a s ním spojených legislativních opatření. Všechny tyto proměnné doplňuje makroekonomický ukazatel mezičtvrtletního přírůstku HDP, které se zde navíc vyskytuje i ve formě zpožděné proměnné o dvě období. U jednorovnicového modelu dosáhl koeficient

determinace hodnoty 0,94, což lze považovat za velmi úspěšnou shodu modelu s daty. V rovnici modelu se také nevyskytují žádné proměnné, které by byly považovány za statisticky nevýznamné. Pomocí standardizovaného koeficientu β byl posouzen vliv jednotlivých proměnných v modelu a za nejvýznamnější faktory pro predikci obecné míry nezaměstnanosti jsou v modelu považovány výše průměrné hrubé mzdy a počet nezaměstnaných ve věku 55let a více.

Pro aplikaci a reálné posouzení kvality modelu byly využity metody prognózy ex ante a ex post. Ze čtyř prognózovaných období metoda ex post předpověděla dvě období velmi přesně s rozdílem od skutečné hodnoty obecné míry nezaměstnanosti menším než 0,3procentního bodu a dvě období s poměrně výraznou nepřesností v rozdílu odhadu v rozmezí 1 až 1,7procentního bodu od skutečné hodnoty obecné míry nezaměstnanosti. Metoda prognózy ex ante mohla být zatím porovnána jen s jednou skutečnou hodnotou pro poslední čtvrtletí roku 2021, ve které se prognózovaná a skutečná hodnota obecné míry nezaměstnanosti liší o 0,3procentního bodu, což lze považovat za velmi přesný výsledek.

Simultánní model obsahuje dvě rovnice, které modelují provázanost ekonomické vazby mezi hrubým domácím produktem a nezaměstnaností. Rovnice hrubého domácího produktu je navíc doplněna harmonizovaným indexem spotřebitelských cen a exogenní proměnou, zachycující vliv epidemie covidu. Druhá rovnice modelu, kde obecná míra nezaměstnanosti vystupuje jako endogenní proměnná, obsahuje migrační saldo a výši vyplacených podpor v nezaměstnanosti. Z důvodu obav autokorelace reziduí, která značně komplikovala sestavení předchozího jednorovnicového modelu, byla použita roční data, vztahující se vždy k prvnímu čtvrtletí příslušného roku. Problém autokorelace byl tímto odstraněn, ovšem za cenu výrazného zkrácení časových řad. Pro odhad modelu byla použita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Proměnná zachycující výši vyplacených podpor v nezaměstnanosti a proměnná zachycující působení epidemie covidu se v modelu projeví jako statisticky nevýznamné. Nejvyšší význam pro odhad nezaměstnanosti modelu měl ukazatel HDP v běžných cenách roku 2015 a harmonizovaný index spotřebitelských cen. Koeficient determinace dosáhl hodnoty převyšující 0,95, což lze považovat za dílčí úspěch. Pro aplikaci modelu a posouzení jeho kvality byla opět použita metoda prognózy ex post a ex ante. Simultánní model se prozatím ukázal v předpovědích jako úspěšnější než model jednorovnicový, prognóza ex ante predikuje hodnotu obecné míry nezaměstnanosti k 31.3.2022 na hodnotu 2,22 %. V dalším roce model očekává opětovné snižování a odhaduje velikost obecné míry nezaměstnanosti na 1,85 %. V lednu roku 2022 dosahovala obecná

míra nezaměstnanosti dle ČSÚ hodnoty 2,3 %, což prozatím vypovídá o vhodnosti modelu k vytváření prognóz. Výraznou výhodou modelu simultánních rovnic je možnost zahrnutí více proměnných, které spolu výrazně korelují, do různých rovnic, aniž by byl porušen předpoklad multikolinearity. K vzájemnému porovnání prognostických schopností sestavených modelů je nutné znovu zdůraznit, že každý model pracuje s jinými daty a předpovídá v jiném časovém horizontu.

Vzhledem k tomu, že makroekonomické modely obsahují běžně i kolem stovky rovnic, již ze začátku práce nebylo předpokládáno sestavení modelu, který by mohl najít reálné praktické užití nebo by dokonce byl nějakým zásadním průlomem ve světě ekonometrického modelování. Problematika ekonometrického modelování i ekonomických vazeb je výrazně složitější a v rozsahu diplomové práce není ani možné jí popsat vyčerpávajícím způsobem.

V úvodu diplomové práce je zmíněno, že korelace neznamená kauzalitu, ale získané výsledky mohou podpořit naše hypotézy o kauzalitě vztahu. V obou modelech se podařilo zahrnout determinanty nezaměstnanosti z různých oblastí ovlivňujících všechny složky nezaměstnanosti do modelů a změna klíčových hodnot z těchto oblastí bude do výsledků modelu promítnuta, což dokazují i provedené prognózy. V práci byla posouzena i míra významu jednotlivých determinantů, kdy oba sestavené modely používají pro predikci nezaměstnanosti jiné klíčové exogenní proměnné, což prokazuje důležitost správné specifikace modelu. Jako nejvýznamnější faktory krátkodobé predikce pro čtvrtletní období se jeví ukazatele zachycující výši hrubé průměrné měsíční mzdy a počtu nezaměstnaných osob ve věku 55 let a více. Jako nejvýznamnější prediktory ročních hodnot obecné míry nezaměstnanosti pak stejnou funkci zastávají ukazatele HDP v běžných cenách roku 2015 a harmonizovaný index spotřebitelských cen. Prognózy obou modelů naznačují v horizontu příštího roku snižování obecné míry nezaměstnanosti. Cíl diplomové práce lze považovat za splněný, jelikož se podařilo sestavit ekonometrický model, který prozatím úspěšně prognózuje vývoj obecné míry nezaměstnanosti.

7 Seznam použitých zdrojů

BROOKS, Chris, 2008. *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. New York: Cambridge University Press. ISBN 05-216-9468-X.

Česká národní banka: *Zpráva o inflaci* [online], 2015. Praha: Česká národní banka [cit. 2022-03-26]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/zpravy-o-inflaci/tematicke-prilohy-a-boxy/Vyvoj-na-trhu-prace-z-pohledu-NAIRU-a-cyklickeho-vyvoje-miry-nezamestnanosti-a-mezd>

ČSÚ: *Využití lidských zdrojů* [online], 2022. Praha: Český statistický úřad [cit. 2022-03-26]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/13-1132-06-za_rok_2005-3_3__nezamestnanost

DE VAUS, David, 2002. *Analyzing Social Science Data*. 1. vyd. London: Sage. ISBN 9780761959380.

GUJARATI, Damodar, 2002. *Basic Econometrics*. 4. USA: McGraw-Hill/Irwin. ISBN 978-0072478525.

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

HINDLS, Richard, Ilja NOVÁK a Stanislava HRONOVÁ, 2000. *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. 2. přeprac. vyd. Praha: Management Press. ISBN 80-726-1013-9.

HOLMAN, Robert, 2011. *Ekonomie*. 5. vyd. V Praze: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-006-5.

HUŠEK, Roman, 1999. *Ekonometrická analýza: [předmět a metody : simulační modely a techniky : ekonometrické prognózování]*. 1. vyd. Praha: Ekopress. ISBN 80-861-1919-X.

HUŠEK, Roman, 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.

Institut biostatistiky a analýz Lékařské fakulty Masarykovy univerzity: Identifikace odlehých hodnot [online], 2022. Brno: Brno [cit. 2022-03-30]. Dostupné z: <https://portal.matematickabiologie.cz/index.php?pg=aplikovana-analyza-klinickyh-a-biologicckych-dat--biostatistika-pro-matematickou-biologii--data-jejich-popis-a-vizualizace--identifikace-odlehlych-hodnot>

KRKOŠKOVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR, 2010. *Základy ekonometrie v příkladech*. 2., přeprac. vyd. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1708-7.

LANDAU, Sabine a Brian EVERITT, 2004. *Handbook of Statistical Analyses Using SPSS*. 1. vyd. London: Chapman & Hall. ISBN 9781584883692.

LEWIS, C.D., 1982. *International and Business Forecasting Methods*. 1. vyd. London: Butterworths. bez ISBN.

MANKIW, N. Gregory, 2010. *Macroeconomics*. 7th ed. New York, USA: Worth Publishers. ISBN 978-1-4292-3812-0.

Muni.cz: Heteroskedasticita [online], 2022. Brno: Masarykova univerzita [cit. 2022-03-27]. Dostupné z: <https://is.muni.cz/el/1431/jaro2005/E8301/P8-Heteroskedasticita.pdf>

MUNI: lineární regrese [online], 2022. Brno: Masarykova univerzita [cit. 2022-03-30]. Dostupné z: https://www.fsps.muni.cz/~sebera/vicerozmerna_statistika/linregrese.html

PAVELKA, Tomáš, 2007. *Makroekonomie*. 3. Praha: Melandrium. ISBN 978-80-86175-58-4.

PEDACE, Roberto, 2013. *Econometrics for dummies*. 1. vyd. USA: John Wiley & Sons, Inc. ISBN 978-1-118-53384-0.

POŠTA, Vít, Libuše MACÁKOVÁ a Tomáš PAVELKA, 2015. *Strukturální míra nezaměstnanosti v ČR*. 1. vyd. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-296-3.

Prace.cz: Pětina lidí zvažuje stěhování za prací [online], 2012. Praha: Práce.cz [cit. 2022-03-27]. Dostupné z: <https://www.prace.cz/poradna/aktuality/detail/article/petina-lidi-zvazuje-stehovani-za-praci/>

Problémy trhu práce a politiky zaměstnanosti: Souhrnná zpráva z výzkumné studie provedené v rámci programu "Moderní společnost" [online], 2003. Praha: Ministerstvo práce a sociálních věcí [cit. 2022-03-26]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/documents/20142/848077/zprava.pdf/1d796cfb-d654-4d97-0226-d410d44723a5>

RABUŠIC, Ladislav, Petr SOUKUP a Petr MAREŠ, 2019. *Statistická analýza sociálněvědních dat (prostřednictvím SPSS)*. 2., přepracované vydání. Brno: Masarykova univerzita. ISBN 978-80-210-9247-1.

SAMUELSON, Paul a William NORDHAUS, 2010. *Economics*. 19th ed., International edition. New York: McGraw-Hill. ISBN 978-007-126383-2.

SIROVÁTKA, Tomáš, 1995. *Politika pracovního trhu*. 1. vyd. Brno: Vydavatelství Masarykovy univerzity. ISBN 80-210-1251-X.

Středisko vzdělávací politiky: Who gets a degree? [online], 2010. Praha: Středisko vzdělávací politiky [cit. 2022-03-27]. Dostupné z:
<http://www.strediskovzdelavacipolitiky.info/download/Whogetsadegree.pdf>

ŠMAJSOVÁ BUCHTOVÁ, Božena, 2002. *Nezaměstnanost: psychologický, ekonomický a sociální problém*. Praha: Grada. Psyché (Grada). ISBN 80-247-9006-8.

Trade-off.cz: Je vztah mezi inflací a nezaměstnaností definitivně mrtvý? [online], 2019. Praha: Trade-off [cit. 2022-03-27]. Dostupné z: <http://trade-off.cz/clanky/je-vztah-mezi-inflaci-nezamestnanosti-definitivne-mrtvy/>

TVRDOŇ, Jiří, 2001. *Ekonometrie*. Vyd. 5. Praha: Česká zemědělská univerzita. ISBN 978-80-213-0819-0.

TVRDOŇ, Michal, 2014. Rozklad regionální míry nezaměstnanosti na příkladu České republiky. *17. mezinárodní kolokvium o regionálních vědách. Sborník příspěvků. 17th International Colloquium on Regional sciences. Conference Proceedings* [online]. Brno: Masaryk University Press, 332-338 [cit. 2022-03-26]. ISBN 978-80-210-6840-7. Dostupné z: [doi:10.5817/CZ.MUNI.P210-6840-2014-41](https://doi.org/10.5817/CZ.MUNI.P210-6840-2014-41)

Unemployment statistics at regional level [online], 2022. Lucembourg: Eurostat [cit. 2022-03-26]. Dostupné z: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Unemployment_statistics_at_regional_level

VODIČKA, Milan, 2009. *Den, kdy došly prachy: jak velká krize ve 30. letech změnila životy lidí a na co se máme připravit my*. Praha: Práh. ISBN 978-80-7252-260-6.

VOJTĚCH, Jiří, Hana NOVOTNÁ a Kristýna ZAHRADNÍČKOVÁ, 2021.

Nezaměstnanost absolventů škol se středním a vyšším odborným vzděláním – 2021. In: *Národní pedagogický institut* [online]. Praha: Národní pedagogický institut, s. 8-24 [cit. 2022-03-26]. Dostupné z: <https://www.nuv.cz/eqavet/nezamestnanost-absolventu-skol-se-behem-pandemie-az>

Vsb.cz: Technická univerzita Ostrava [online], 2022. Ostrava: Technická univerzita Ostrava [cit. 2022-03-27]. Dostupné z:

https://homel.vsb.cz/~dom033/predmety/statistika/cviceni_priklady/14cRegrese.pdf

VŠE: Základy ekonometrie [online], 2022. Praha: CVUT [cit. 2022-03-30]. Dostupné z:

<https://files.klaska.net/cvut/Ekonometrie/Podklady/PR-11-SimultalniR.pdf>

Vysokeskoly.cz: Nezaměstnanost absolventů: Z jaké fakulty nejčastěji míří na pracák?

[online], 2020. Praha: Vysoké školy [cit. 2022-03-27]. Dostupné z:

<https://www.vysokeskoly.cz/clanek/nezamestnanost-absolventu-z-jake-fakulty-nejcasteji-miri-na-pracak>

8 Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk

8.1 Seznam obrázků

Obrázek 1	Trh práce.....	15
Obrázek 2	Okunův zákon.....	18
Obrázek 3	Přírozená nezaměstnanost v USA	19
Obrázek 4	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti a NAIRU	20
Obrázek 5	Obecná míra nezaměstnanosti v ČR.....	22
Obrázek 6	Strukturální nezaměstnanost v ČR	24
Obrázek 7	Přírůstek a úbytek počtu obyvatel ČR	25
Obrázek 8	Dosažené stupně vzdělání.....	26
Obrázek 9	Absolventi středních škol	27
Obrázek 10	Absolventi středních škol variabilita.....	28
Obrázek 11	Nezaměstnanost absolventů VŠ	29
Obrázek 12	Nezaměstnanost absolventů ČZU	29
Obrázek 13	Regionální míra nezaměstnanosti	30
Obrázek 14	Regionální nezaměstnanost únor 2022.....	31
Obrázek 15	Metodologie ekonometrických modelů.....	42
Obrázek 16	Korelační matice všech proměnných	51
Obrázek 17	Graf reziduí	54
Obrázek 18	Deskriptivní statistiky čtvrtletních dat	59
Obrázek 19	Bodový graf pro posouzení linearity	59
Obrázek 20	Korelační matice modelu	60
Obrázek 21	Odhad prvního modelu Gretl	61
Obrázek 22	Konfidenční intervaly 1.modelu.....	62
Obrázek 23	Beta koeficienty 1.modelu	63
Obrázek 24	Whiteův test heteroskedasticity.....	66
Obrázek 25	B-G test autokorelace	67
Obrázek 26	Test normality reziduí	68
Obrázek 27	Histogram normality reziduí	68
Obrázek 28	Deskriptivní statistiky MSR.....	70
Obrázek 29	Odhad 1.rovnice MSR.....	71
Obrázek 30	Beta koeficienty 1.rovnice MSR.....	71
Obrázek 31	Odhad 2.rovnice MSR.....	72
Obrázek 32	Beta koeficienty 2.rovnice MSR.....	73
Obrázek 33	Ex Post jednorovnicového modelu.....	77
Obrázek 34	Interpretace MAPE.....	78
Obrázek 35	Ex ante jednorovnicového modelu.....	79
Obrázek 36	Ex post simultánního modelu.....	80
Obrázek 37	Ex ante simultánního modelu.....	81

8.2 Seznam tabulek

Tabulka 1	Ekonomická verifikace jednorovnicového modelu	64
Tabulka 2	Ekonomická verifikace 1.rovnice MSR.....	74
Tabulka 3	Ekonomická verifikace 2.rovnice MSR.....	74

Přílohy

Příloha 1 Podkladová data pro modely	91
Příloha 2 Testy MSR 1.rovnice.....	92
Příloha 3 Testy MSR 2.rovnice.....	93

Příloha 1 Podkladová data pro modely

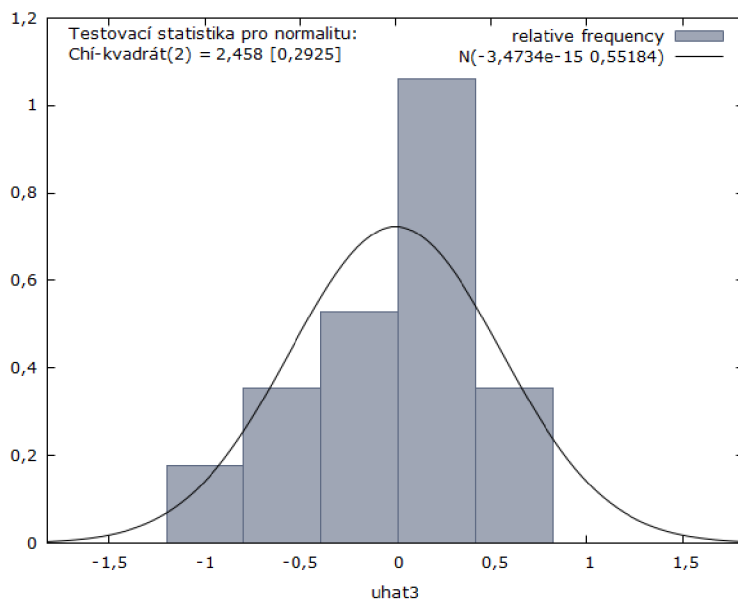
Období	HDP	VPN	PMM	HICP	NEZ	MGS	COV	HYP	PZV	P55	QHDPT2	QHDP
1	1086	1867	20.953	90.4	4.7	26.088	0	5.52	70.2	46	105.4	104.1
2	1093.4	3559	21.247	91.3	4.21	16.528	0	5.54	79.5	49.3	105.3	103.9
3	1095.2	5289	21.337	91.3	4.27	17.064	0	5.74	73.4	51	104.1	102.6
4	1075.3	7113	21.887	90.5	4.38	12.11	0	5.69	70.5	45.1	103.9	99.5
5	1038.9	3071	21.432	92	5.77	13.784	0	5.68	71.6	43	102.6	95.7
6	1034.9	7327	21.761	92	6.33	6.618	0	5.71	68.5	40.8	99.5	94.7
7	1039.5	11406	21.956	91	7.29	5.525	0	5.71	70.4	45.1	95.7	94.9
8	1040.5	15078	22.609	91	7.25	2.417	0	5.66	83.6	46.5	94.7	96.8
9	1047.8	4213	22.052	92.3	8.05	2.127	0	5.4	83.9	45.8	94.9	100.8
10	1059.5	7770	22.41	92.8	7.13	3.141	0	5.01	83.1	43.2	96.8	102.4
11	1068.4	10647	22.561	92.7	7.08	5.944	0	4.65	83	54.6	100.8	102.8
12	1072.4	13355	23.105	93.1	6.87	4.436	0	4.4	83.4	47.5	102.4	103.1
13	1078.8	3620	22.579	94	7.18	5.655	0	4.32	84.9	55.4	102.8	103
14	1081.6	6228	22.95	94.7	6.74	3.745	0	4.23	71.8	47.1	103.1	102.1
15	1080.8	8363	23.065	94.7	6.55	4.496	0	4.04	67.1	44.1	103	101.2
16	1081.7	10349	23.627	95.7	6.43	2.993	0	3.72	62.1	44.2	102.1	100.9
17	1079.1	2632	23.337	97.9	7.09	4.714	0	3.75	71.5	47.7	101.2	100
18	1074.1	4829	23.586	98.3	6.7	1.148	0	3.71	63	48.7	100.9	99.3
19	1070.9	6773	23.607	98	6.96	4.201	0	3.59	55.8	37.2	100	99.1
20	1068.3	8736	24.252	98	7.17	0.23	0	3.28	57.3	40.5	99.3	98.8
21	1064.5	2817	23.196	99.4	7.44	0.089	0	3.28	56.2	37.4	99.1	98.6
22	1068.3	5287	23.632	99.8	6.74	-0.826	0	3.06	58.1	41	98.8	99.5
23	1072.1	7508	23.738	99	6.94	-0.146	0	3.1	62.3	42.2	98.6	100.1
24	1085.7	9655	24.221	99.5	6.69	-0.414	0	3.15	57	36.7	99.5	101.6
25	1079.3	2866	24.091	99.7	6.78	7.307	0	3.1	56.9	33.4	100.1	101.4
26	1090.2	5262	24.4	99.8	6.03	3.222	0	2.95	58.7	33.7	101.6	102
27	1102	7334	24.416	99.8	5.89	4.367	0	2.77	58.7	36.5	101.4	102.8
28	1116.1	9264	24.906	99.5	5.74	6.765	0	2.57	57.5	40.3	102	102.8
29	1136.3	2560	24.638	99.8	5.96	4.389	0	2.38	55	32.5	102.8	105.3
30	1152.8	4605	25.082	100.7	4.93	3.102	0	2.25	53.9	29.7	102.8	105.7
31	1165.5	6464	25.153	100.1	4.84	2.651	0	2.3	49.6	27.9	105.3	105.8
32	1173	8276	25.697	99.4	4.46	5.835	0	2.22	54	32.6	105.7	105.1
33	1174.9	2454	25.786	100.1	4.35	5.293	0	2.16	41.4	27	105.8	103.4
34	1178.8	4468	26.169	100.6	3.93	4.973	0	2.07	36.6	22.1	105.1	102.3
35	1188.3	6393	26.275	100.6	3.97	3.61	0	2	29.8	20.3	103.4	102
36	1198.4	8220	26.837	101.5	3.56	6.188	0	1.96	25.9	16.5	102.3	102.2
37	1216.8	2419	27.16301	102.7	3.45	5.702	0	2.06	33.4	21.5	102	103.6
38	1251.1	4314	27.83646	103	2.96	6.812	0	2.11	27.2	19.9	102.2	106.1
39	1258.2	6115	27.9992	103.1	2.78	6.222	0	2.12	28.6	18.2	103.6	105.9
40	1269.1	7819	28.70407	103.7	2.39	9.537	0	2.22	25.3	19.2	106.1	105.9
41	1275.3	2210	29.44739	104.3	2.41	7.752	0	2.41	27.1	16.4	105.9	104.8
42	1284.7	3985	30.2117	105.5	2.19	10.486	0	2.43	27.1	18.4	105.9	102.7
43	1292.5	5761	30.3589	105.3	2.35	9.413	0	2.54	29.8	18.5	104.8	102.7
44	1301.5	7511	31.00586	105.4	2.04	10.978	0	2.79	29.8	15.9	102.7	102.6
45	1313.1	2301	31.678	107	2.03	9.353	0	2.8	29.1	20	102.7	103
46	1323.5	4236	32.46623	108	1.9	11.654	0	2.71	27.8	17.7	102.6	103
47	1330.7	6189	32.56442	108	2.12	10.041	0	2.49	29.1	18.1	103	103
48	1339.1	8114	33.22763	108.8	2.02	13.222	0	2.35	22.4	16.9	103	102.9
49	1293.7	2457	32.73047	110.8	1.97	4.447	1	2.42	29.4	16	103	98.5
50	1178.7	5136	32.80951	111.7	2.37	4.4	1	2.3	26	20.6	102.9	89.1
51	1257.8	7993	33.18142	111.6	2.86	8.378	1	2.12	33.6	19.5	98.5	94.5
52	1267.9	10525	34.11913	111.4	3.01	9.702	1	2.01	27.8	18.2	89.1	94.7
53	1263.9	2969	33.78954	113.3	3.35	12.213	1	1.98	36.4	25.3	94.5	97.7
54	1281.5	5475	35.22514	114.5	2.97	10.44	1	2.12	32.5	25.4	94.7	108.7
55	1301.7	7763	35.42551	116.1	2.69	-24.188	1	2.37	29.7	21.8	97.7	103.5
56	1313.482	5321.289	33.48693	112.082		4.68402	0	1.31301	18.65212	13.04182	101.2125	102.1899
57	1319.019	5291.238	33.74231	112.4972		4.633168	0	1.242358	17.4882	12.3387	101.2054	102.2167
58	1324.556	5261.186	33.99769	112.9123		4.582316	0	1.171706	16.32429	11.63558	101.1982	102.2435
59	1330.094	5231.135	34.25307	113.3274		4.531465	0	1.101053	15.16037	10.93247	101.1911	102.2702

Příloha 2 Testy MSR 1. rovnice

Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 1-14
 počet tříd = 5, střední hodnota = -3,47341e-015, so = 0,551843

interval	střed	frekvence	rel.	kum.
< -0,79441	-0,99663	1	7,14%	7,14% **
-0,79441 -	-0,38998	2	14,29%	21,43% *****
-0,38998 -	0,014461	3	21,43%	42,86% *****
0,014461 -	0,41890	6	42,86%	85,71% *****
>= 0,41890	0,62112	2	14,29%	100,00% *****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 2,458 s p-hodnotou 0,29253



Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2008-2021 (T = 14)
 Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,218849	0,131332	1,666	0,1215
yhat^2	-4,62976e-05	0,00377656	-0,01226	0,9904

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,000013

Testovací statistika: HET_1 = |-0,000046| / 0,003777 = 0,012259,
 s p-hodnotou = 2 * P(z > 0,012259) = 0,99

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

TSLs, za použití pozorování 2008-2021 (T = 14)

Závisle proměnná: NEZ

Instrumentální proměnné: const HICP COV MGS VPN uhat_1

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	24,2175	5,66548	4,275	0,0021	***
HDP	-0,0174315	0,00340722	-5,116	0,0006	***
MGS	-0,0731198	0,0381890	-1,915	0,0878	*
VPN	0,000544172	0,000624298	0,8717	0,4060	
uhat_1	-0,0315426	0,626886	-0,05032	0,9610	

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,950987

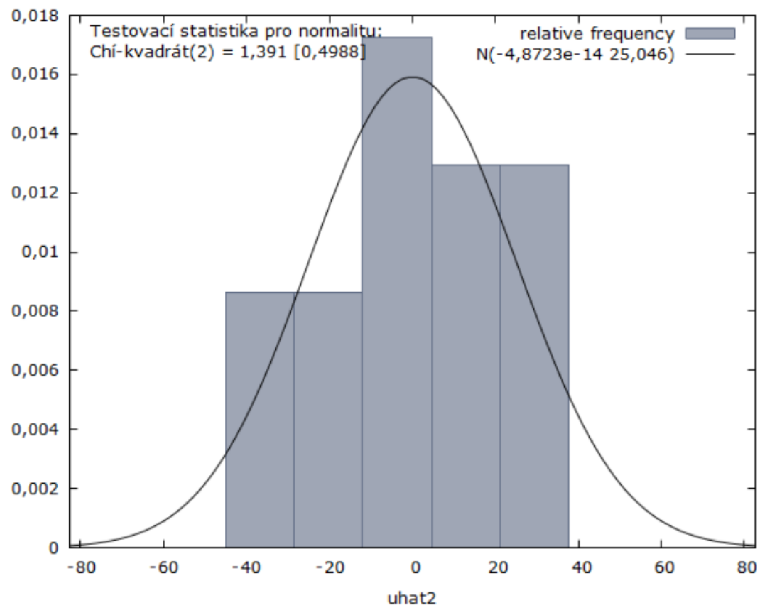
Testovací statistika: Pseudo-LMF = 0,002532,
 s p-hodnotou = P(F(1,10) > 0,00253174) = 0,961

Příloha 3 Testy MSR 2. rovnice

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-14
 počet tříd = 5, střední hodnota = -4,87229e-014, so = 25,0461

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -28,555	-36,839	2	14,29%	14,29% *****
-28,555 - -11,987	-20,271	2	14,29%	28,57% *****
-11,987 - 4,5813	-3,7027	4	28,57%	57,14% *****
4,5813 - 21,149	12,865	3	21,43%	78,57% *****
>= 21,149	29,433	3	21,43%	100,00% *****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 1,391 s p-hodnotou 0,49880



Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2008-2021 (T = 14)
 Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1433,99	773,014	1,855	0,0883 *
yhat^2	-0,000736704	0,000570958	-1,290	0,2213

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,121835

Testovací statistika: HET_1 = |-0,000737| / 0,000571 = 1,290295,
 s p-hodnotou = 2 * P(z > 1,290295) = 0,197

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
 TSLS, za použití pozorování 2008-2021 (T = 14)
 Závisle proměnná: HDP

Instrumentální proměnné: const HICP COV MGS VPN uhat_1

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	291,090	258,684	1,125	0,2896
NEZ	-20,8693	7,25772	-2,875	0,0183 **
COV	-51,4199	30,7633	-1,671	0,1290
HICP	9,72023	2,31725	4,195	0,0023 ***
uhat_1	0,313719	0,402520	0,7794	0,4558

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,953258

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 0,607445,
 s p-hodnotou = P(F(1,10) > 0,607445) = 0,456