

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti v České republice

Bc. Michaela Vlčková

© 2021 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Michaela Vlčková

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti v České Republice

Název anglicky

Econometric analysis of unemployment in the Czech Republic

Cíle práce

Cílem diplomové práce je modelování dynamiky nezaměstnanosti v závislosti na hlavních determinantech, které na ni působí.

Dílčí cíle:

- určení signifikantních faktorů ovlivňující nezaměstnanost v daném regionu
- koncepce ekonometrického modelu a jeho následné využití k simulaci scénářů
- prognóza vývoje

Metodika

Teoretická část objasní problematiku nezaměstnanosti jako celku a identifikuje vlivy působící na nezaměstnanost dle ekonomických teorií.

V praktické části bude vytvořen ekonomický a ekonometrický model, který bude dále verifikován a využit pro simulaci definovaných scénářů vývoje nezaměstnanosti a ke koncepci prognózy ve střednědobém horizontu.

Doporučený rozsah práce

70 str.

Klíčová slova

ekonometrický model, míra nezaměstnanosti, determinanty nezaměstnanosti, prognóza, scénáře

Doporučené zdroje informací

BUCHTOVÁ, B. *Nezaměstnanost : psychologický, ekonomický a sociální problém*. Praha: Grada, 2002. ISBN 80-247-9006-8.

CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 978-80-86929-43-9.

DOUGHERTY, C. *Introduction to econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 2011. ISBN 978-0-19-956708-9.

HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. Praha: Ekopress, 1999. ISBN 80-86119-19-.

HUŠEK, R. – PELIKÁN, J. *Aplikovaná ekonometrie : teorie a praxe*. Praha: Professional Publishing, 2003. ISBN 80-86419-29-0.

TVRDOŇ, J. *Ekonometrie*. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 1996. ISBN 80-213-0287-9.

WOOLDRIDGE, J M. *Introductory econometrics : a modern approach*. Mason: South-Western Cengage Learning, 2009. ISBN 978-0-324-66054-8.

Předběžný termín obhajoby

2019/20 ZS – PEF (únor 2020)

Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 27. 2. 2019

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 1. 3. 2019

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 24. 03. 2021

Čestné prohlášení

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

V Praze dne 24.3.2021

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala panu doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D. za odborné vedení diplomové práce, čas strávený při konzultacích a cenné rady, které mi byly v průběhu zpracování práce poskytnuty.

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti v České republice

Abstrakt

Teoretická část práce je založena na seznámení se s vědeckou disciplínou ekonometrie a na studiu problematiky nezaměstnanosti. V prvních krocích bude vysvětleno, co ekonometrie je, čím se zabývá, jaké metody používá a co je jejím cílem. Bude třeba se také zaměřit na problematiku nezaměstnanosti, aby bylo možné zjistit faktory, které na nezaměstnanost působí. Tyto dvě části jsou potřeba důkladně nastudovat pro úspěšné naplnění cílů definovaných v cíli práce. Praktická část je rozdělena na dvě podčásti, přičemž první část tvoří jednorovnicový regresní model zaměřený na nezaměstnané osoby celkem a druhá část se věnuje nezaměstnanosti žen. U obou modelů je v první fázi vytvořen ekonomický model, který je sestaven na základě studia ekonomické teorie v literární rešerši této práce a poté je převeden na model ekonometrický. Dalším krokem je sběr, zpracování a analýza vstupních dat, která jsou získána z volně dostupných stránek Českého Statistického Úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí. Ze získaných dat jsou odhadnuty parametry ekonometrických modelů, a to za pomoci softwaru Gretl, který je běžně používán na České zemědělské univerzitě. Parametry modelů jsou odhadovány pomocí běžné metody nejmenších čtverců. Po odhadu parametrů je velice důležitým krokem verifikace modelů a to ekonomická, statistická a ekonometrická. Poslední částí je aplikace modelů, tzn. simulace scénářů na základě vypočtených pružností a v závěru jsou pak odvozeny prognózy vývoje nezaměstnanosti do roku 2025 za pomoci programu Excel a Gretl.

Klíčová slova: Ekonometrický model, ekonometrie, míra nezaměstnanosti, nezaměstnanost, determinanty nezaměstnanosti, prognóza, scénáře

Econometric analysis of unemployment in the Czech Republic

Abstract

The theoretical part of the work is based on getting acquainted with the scientific discipline of econometrics and the study of unemployment. The first steps will explain what econometrics is, what it deals with, what methods it uses and what its goal is. It will also be necessary to focus on the issue of unemployment in order to identify the factors that affect unemployment. These two parts need to be thoroughly studied in order to successfully fulfill the goals defined in the goal of the work. The practical part is divided into two parts, while the first part is a one-equation regression model focused on the total unemployed and the second part is devoted to women's unemployment. In both models, an economic model is created in the first phase, which is compiled on the basis of the study of economic theory in the literature search of this work and then is converted to an econometric model. The next step is the collection, processing and analysis of input data, which are obtained from freely available websites of the Czech Statistical Office and the Ministry of Labor and Social Affairs. From the obtained data, the parameters of econometric models are estimated, using the Gretl software, which is commonly used at the Czech University of Life Sciences. The parameters of the models are estimated using the common least squares method. After estimating the parameters, the verification of the models is very important, namely economic, statistical and econometric. The last part is the application of models, ie. simulation of scenarios on the basis of calculated elasticities and in the end, predictions of the development of unemployment until 2025 are derived with the help of Excel and Gretl.

Keywords: Econometric model, econometrics, unemployment rate, unemployment, determinants of unemployment, prediction, scenarios

Obsah

| | |
|--|-----------|
| 1 Úvod..... | 11 |
| 2 Cíl práce | 12 |
| 3 Metodika | 13 |
| 3.1 Pojem ekonometrie..... | 14 |
| 3.2 Konstrukce ekonometrického modelu..... | 15 |
| 3.2.1 Tvorba ekonomického modelu | 15 |
| 3.2.2 Tvorba ekonometrického modelu | 16 |
| 3.2.3 Odhad parametrů ekonometrického modelu..... | 18 |
| 3.2.4 Verifikace modelu..... | 21 |
| 3.2.5 Aplikace modelu | 33 |
| 4 Teoretická východiska | 38 |
| 4.1 Trh práce | 38 |
| 4.1.1 Nabídka práce | 38 |
| 4.1.2 Poptávka po práci..... | 39 |
| 4.1.3 Rovnováha na trhu práce | 39 |
| 4.2 Nezaměstnanost..... | 39 |
| 4.2.1 Definice a měření nezaměstnanosti | 40 |
| 4.2.2 Druhy nezaměstnanosti..... | 41 |
| 4.2.3 Důsledky nezaměstnanosti..... | 44 |
| 4.3 Státní politika zaměstnanosti v České republice | 44 |
| 4.3.1 Aktivní politika zaměstnanosti | 45 |
| 4.3.2 Pasivní politika zaměstnanosti..... | 46 |
| 4.4 Rizikové skupiny | 47 |
| 4.5 Magický čtyřúhelník | 48 |
| 4.5.1 Vztah inflace a nezaměstnanosti, Phillipsova křivka..... | 50 |
| 4.5.2 Vztah hrubého domácího produktu a nezaměstnanosti, Okunův zákon... | 51 |
| 4.6 Vývoj nezaměstnanosti v České republice do roku 2004 | 52 |
| 4.6.1 Nezaměstnanost v ČR v období 2005-2020 | 53 |
| 5 Vlastní práce | 56 |
| 5.1 Vlivy na podíl nezaměstnaných osob celkem | 56 |
| 5.2 Vlivy na podíl nezaměstnaných žen..... | 70 |
| 5.3 Komparativní analýza | 83 |
| 6 Shrnutí výsledků | 87 |
| 7 Závěr | 91 |

| | |
|--|-----------|
| 8 Seznam použité literatury | 94 |
| 9 Přílohy | 99 |

Seznam obrázků

| | |
|--|----|
| Obrázek 1 - Propojení ekonometrie, statistiky a matematiky | 14 |
| Obrázek 2 - Podstata metody nejmenších čtverců | 20 |
| Obrázek 3 - Testování autokorelace | 27 |
| Obrázek 4 - Nabídka a poptávka na trhu práce | 38 |
| Obrázek 5 - Struktura obyvatelstva | 40 |
| Obrázek 6 - Beveridgeova křivka | 42 |
| Obrázek 7 - Nedobrovolná nezaměstnanost | 43 |
| Obrázek 8 - Dobrovolná nezaměstnanost | 43 |
| Obrázek 9 - Společensky účelná pracovní místa v r. 2020 | 45 |
| Obrázek 10 - Rekvalifikace v r. 2020 | 46 |
| Obrázek 11 - Výdaje na investiční pobídky v r. 2020 | 46 |
| Obrázek 12 - Magický čtyřúhelník | 49 |
| Obrázek 13 - Krátkodobá Phillipsova křivka | 50 |
| Obrázek 14 - Dlouhodobá Phillipsova křivka | 50 |
| Obrázek 15 - Okunův zákon | 52 |
| Obrázek 16 - Vývoj nezaměstnanosti od roku 1995 do 2004 | 53 |
| Obrázek 17 - Podíl nezaměstnaných osob v ČR v r. 2005-2020 | 54 |
| Obrázek 18 - Výdaje na politiku zaměstnanosti v ČR | 55 |
| Obrázek 19 - Deskriptivní statistiky | 58 |
| Obrázek 20 - Korelační matice | 59 |
| Obrázek 21 - Odhad parametrů modelu | 60 |
| Obrázek 22 - Test autokorelace | 63 |
| Obrázek 23 - Test heteroskedasticity 1 | 63 |
| Obrázek 24 - Test heteroskedasticity 2 | 63 |
| Obrázek 25 - Test normality reziduí | 64 |
| Obrázek 26 - Prognóza ex post | 67 |
| Obrázek 27 - Prognóza ex ante | 70 |

| | |
|--|----|
| Obrázek 28 - Deskriptivní statistiky | 73 |
| Obrázek 29 - Korelační matice | 73 |
| Obrázek 30 - Odhad parametrů modelu..... | 74 |
| Obrázek 31 - Test autokorelace | 77 |
| Obrázek 32 - Test heteroskedasticity 1 | 77 |
| Obrázek 33 - Test heteroskedasticity 2..... | 77 |
| Obrázek 34 - Test normality reziduí | 78 |
| Obrázek 35 - Prognóza ex post | 81 |
| Obrázek 36 - Prognóza ex ante | 83 |

Seznam tabulek

| | |
|--|----|
| Tabulka 1 - Deklarace proměnných..... | 57 |
| Tabulka 2 - Srovnání výsledků statistické významnosti odhadnutých parametrů..... | 62 |
| Tabulka 3 - Data pro prognózu ex ante..... | 68 |
| Tabulka 4 - Deklarace proměnných..... | 72 |
| Tabulka 5 - Srovnání výsledků statistické významnosti odhadnutých parametrů..... | 76 |
| Tabulka 6 - Data pro prognózu ex ante..... | 82 |
| Tabulka 7 - Souhrnný přehled proměnných v modelech..... | 84 |
| Tabulka 8 - Porovnání významnosti modelů jako celku..... | 84 |
| Tabulka 9 - Porovnání výsledků statistické významnosti..... | 85 |
| Tabulka 10 - Porovnání výsledků pružností | 85 |

Seznam grafů

| | |
|--|----|
| Graf 1 - Prognóza vývoje podílu nezaměstnaných osob..... | 69 |
| Graf 2 - Prognóza vývoje podílu nezaměstnaných žen..... | 82 |
| Graf 3 - Srovnání budoucího vývoje..... | 86 |

1 Úvod

Nezaměstnanost jako taková se vyskytuje v tržních ekonomikách. Dříve v dobách bývalého Sovětského svazu byla práce poskytována každému, a to i za cenu přezaměstnanosti. V ČSSR existovala pracovní povinnost a osoby vyhýbající se poctivé práci byly trestány, tzn. že nezaměstnanost byla nízká. V současné době se samozřejmě stát také snaží snižovat počet lidí bez práce, a to jak aktivní, tak pasivní politikou zaměstnanosti. Cílem aktivní politiky zaměstnanosti je dosáhnout maximální možné zaměstnanosti, a to nástroji mezi které se řadí například rekvalifikace, kdy Úřad práce zabezpečuje rekvalifikaci pro uchazeče o zaměstnání, aby se lépe uplatnily na trhu nebo sem lze zařadit též poradenství. Pasivní politika zaměstnanosti má za cíl zmírnit negativní důsledky nezaměstnanosti podporou v nezaměstnanosti, a to vyplácením finančních dávek. I přes všechna tato opatření může ztráta zaměstnání vyvolat nemalé sociální či dokonce zdravotní potíže, tedy se nejedná čistě jen o ztrátu pravidelného finančního příjmu. Člověk, který ztratí zaměstnání, ztratí pracovní návyky, sebedůvěru či zpřetrhá sociální vztahy, dokonce i v rodině. Vlivem nezaměstnanosti pak může dojít k nárůstu kriminality či alkoholismu.

V diplomové práci je zkoumán vliv makroekonomických a mikroekonomických ukazatelů za pomoci vědní disciplíny zvané ekonometrie, která se nachází na pomezí matematiky, statistiky a ekonomie. Jejím cílem je ověření ekonomických teorií pomocí pozorovatelných dat či odhalení nových kvantitativních vztahů mezi ekonomickými procesy. V současnosti zájem o modelování ekonomických časových řad neustále roste a řadí modely k hlavním částem analýzy ekonomických ukazatelů, které jsou využívány k provádění důležitých ekonomických rozhodnutí.

Výzkum práce je zaměřen na nezaměstnanost od roku 2005 do současnosti na celém území České republiky pomocí ekonometrických modelů a to se zaměřením na celkovou nezaměstnanost a nezaměstnanost žen, jelikož problematika nezaměstnanosti patří k jednomu z aktuálních, často diskutovaných témat. Jedná se makroekonomickou veličinu ovlivňovanou mnoha vnějšími faktory např. ekonomický růst, HDP, platební bilance, inflace apod. Diplomová práce bude založena na porovnávání podílu nezaměstnanosti celkem a podílu nezaměstnanosti žen a vlivů, které na ně působí. Závěr obou modelů bude představovat nastínění scénářů a budoucí vývoj do roku 2025, tedy na 5 let dopředu.

2 Cíl práce

Cílem diplomové práce je modelování dynamiky nezaměstnanosti v závislosti na hlavních determinantech, které na ni působí.

Dílčí cíle:

- určení signifikantních faktorů ovlivňující nezaměstnanost v daném regionu
- koncepce ekonometrického modelu a jeho následné využití k simulaci scénářů
- prognóza vývoje

Diplomová práce bude rozdělena celkem na tři samostatné části. V první části bude detailně popsána ekonometrie na jejímž základě bude vypracována část praktická. Teoretická část se zaměří na nezaměstnanost a faktory na nezaměstnanost působící, které jsou potřebné pro výběr relevantních proměnných pro ekonometrický model. Ve vlastní části budou na základě studia ekonomické teorie a veřejně dostupných statistických dat zkonstruovány dva ekonometrické modely nezaměstnanosti se zaměřením na celkovou nezaměstnanost a nezaměstnanost žen a následně tyto dva modely srovnány. V závěru obou modelů budou nastíněny scénáře a prognózy na pět let dopředu.

3 Metodika

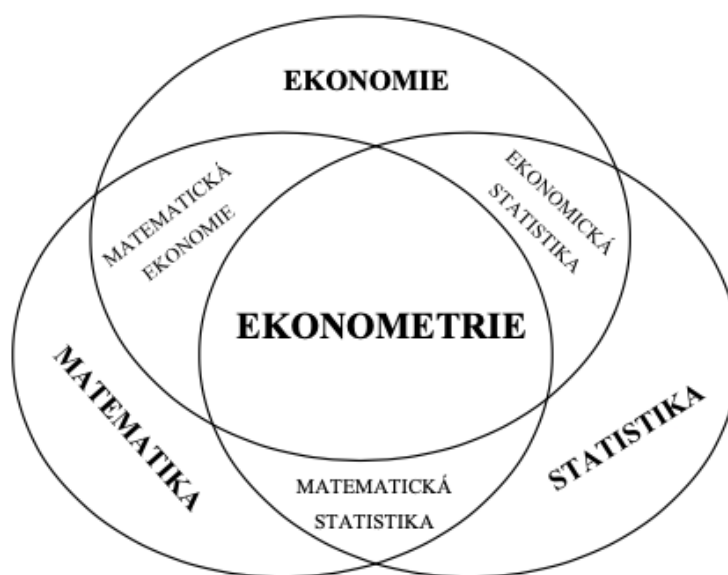
V rámci této kapitoly budou probrány jednotlivé metody a postupy, které souvisí se zpracováváním tématem diplomové práce. Pro zpracování je nutné nejprve nastudovat onu problematiku, k čemuž budou využity jak české, tak zahraniční zdroje. Tyto informace budou doplněny také o vlastní poznatky získané z předmětu Ekonometrie vyučovaného povinně na České zemědělské univerzitě. Na základě nabytých informací bude sestaven ucelený postup tvorby ekonometrického modelu, na který pak bude v průběhu jeho zpracování v praktické části pro lepší pochopení odkazováno.

K řešení modelů bude použit software Gretl, používaný také na České zemědělské univerzitě. Samozřejmě existují různé druhy softwarů, například takový program Stata, který nabízí celou řadu předprogramovaných ekonometrických a statistických nástrojů a mezi ekonomy je velice populární. Tmavá stránka přichází, pokud chcete použít novou nebo méně běžnou ekonometrickou metodu, která ještě nebyla naprogramována. Dalšími programovacími jazyky na vysoké úrovni mohou být MATLAB, GAUSS nebo OxMetrics se širokou nabídkou zabudovaných statistických funkcí. Výhodou těchto balíčků je kompletní kontrola analýzy a snadnější programování nové metody než v Stata. Pokročilejší volbou a dominujícím programovacím jazykem ve statistickém oboru je R, který je kompletně zdarma a dle (Hansen, 2020) nejlepší ze všech.

3.1 Pojem ekonometrie

Co je to ale vlastně ekonometrie? Na tuto otázku lze odpovědět několika definicemi. Například (Kennedy, 2008) velice stručně odpovídá, že „*Econometrics is what econometricians do*“. (Guajarati 2003) uvádí jako jednu ze svých definic, že „*Econometrics may be defined as the social science in which the tools of economic theory, mathematics, and statistical inference are applied to the analysis of economic phenomena.*“ Ve své podstatě ale všechny definice říkají to samé. Pro srovnání Hušek v jedné ze svých publikací uvádí, že „*Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době stále více i z využívání informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování především ekonomických, ale i jiných společenských jevů.*“ (Hušek, 2007)

Obrázek 1 - Propojení ekonometrie, statistiky a matematiky



Zdroj: Vlastní zpracování

Z uvedeného lze vyvodit, že ekonometrie je vědní disciplína, která se pohybuje na rozhraní ekonomie, statistiky a matematiky a slouží k tomu, aby kvantifikovala vztahy mezi různými ekonomickými jevy, na čemž lze pak určit s určitou mírou pravděpodobnosti její budoucí vývoj.

3.2 Konstrukce ekonometrického modelu

Konstrukci ekonometrického modelu lze rozdělit do následujících kroků, jejichž počet je u různých autorů odlišný. Pro potřeby této diplomové práce bude použit postup, který je využíván při výuce Ekonometrie na České zemědělské univerzitě.

- 1) Určení předmětu ekonomického modelu
- 2) Ekonomická teorie – studium dokumentů
- 3) Tvorba ekonomického modelu
- 4) Tvorba ekonometrického modelu
- 5) Sběr, zpracování a analýza vstupních dat
- 6) Odhad parametrů ekonometrického modelu
- 7) Ekonomické ověření modelu – interpretovatelnost
- 8) Statistické a ekonometrické ověření
- 9) Aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí

3.2.1 Tvorba ekonomického modelu

Fáze tvorby ekonometrického modelu se zabývá jednak vymezením předmětu zkoumání, který je v modelu zachycen v podobě vysvětlované proměnné a jednak výběrem příslušných proměnných, které vysvětlují vysvětlovanou veličinu. Specifikací vzájemných vztahů je možné vyjádřit chování zkoumaného ekonomického jevu, tedy určit jeho funkční formu. Nejdříve je ekonomický model vyjádřen slovně, a následně převeden do zápisu matematického. (Hušek, 1995)

Ekonomický model může být matematicky zapsán následovně:

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

kde

y vysvětlovaná proměnná (endogenní)

$x_{1,2,3}$ vysvětlující proměnné (exogenní proměnné)

Ekonomický model tedy představuje jakousi zjednodušenou formu reálného světa. (Hušek, 2007)

3.2.2 Tvorba ekonometrického modelu

Ekonometrický model se od ekonomického modelu liší třemi skutečnostmi. Obsahuje navíc stochastickou proměnnou, parametry a má přesně zvolený typ funkční závislosti (lineární, kvadratická, ...)

Ekonometrický model může být dle výše uvedeného zapsán následovně:

$$y_t = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + u_t, \quad (3.2)$$

kde

γ ... Parametr vysvětlující (exogenní) proměnné

u_t ... stochastická složka (náhodná proměnná)

y_t ... vysvětlovaná proměnná (endogenní) v čase t

$x_{1t, 2t, 3t}$... vysvětlující proměnné (exogenní proměnné) v čase t

Značení proměnných

V modelech se lze setkat se čtyřmi typy proměnných: endogenní, exogenní, predeterminované a náhodné. Endogenní proměnné jsou předmětem zkoumání modelu, jinými slovy jsou modelem vysvětlovány. Podle toho se jim také říká vysvětlované proměnné. Ve víceroznicových modelech mohou zastupovat také proměnné vysvětlující. Víceroznicový model pak musí obsahovat stejný počet rovnic jako má endogenních proměnných. Pro jejich označení se používá zápis y_{it} , který říká, že se jedná o i -tou endogenní proměnnou v čase t . Exogenní proměnné vysvětlují endogenní proměnné a mají vždy charakter vysvětlující proměnných. Podobně jako u endogenních x_{it} , značí j -tou exogenní proměnnou v čase t . (Hušek, a další, 1976)

Vzhledem ke značné dynamice vnějšího prostředí, které má být modelem popsáno, statické modely nejsou obvykle při modelování dostačující. Jedním ze způsobů dynamizace modelu je použití zpožděných proměnných. Například $x_{i(t-1)}$ je zpožděná hodnota i -té exogenní proměnné o jedno období. Zahrnutí této proměnné do modelu by znamenalo, že vysvětlovaná proměnná je závislá na hodnotě i -té exogenní proměnné, která předchází období t . Soubor exogenních, exogenních zpožděných a endogenních zpožděných proměnných je nazýván jako predeterminované proměnné. (Hušek, a další, 1976)

$$\begin{array}{l}
 \text{VYSVĚTLOVANÁ} \rightarrow y_{1t} = \beta_{12}y_{2t} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2(t-1)} + \gamma_{14}y_{1(t-1)} + u_{1t} \quad (3.3) \\
 \text{PREDETERMINOVANÉ} \\
 \text{VYSVĚTLUJÍCÍ PROMĚNNÉ}
 \end{array}$$

Náhodná složka zahrnuje vliv všech ostatních vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou nezahrnutých do rovnice. Může obsahovat také chyby měření a zkreslení plynoucí z volby nevhodného typu funkce. (Hušek, 2007)

Dynamizace modelu

Dynamizací modelu je myšleno zahrnutí faktoru času do modelu, jinými slovy, ze statického modelu udělat model dynamický a to proto, že většina ekonomických veličin se v čase vyvíjí.

Dle Hančlové (Hančlová, 2012) lze model dynamizovat následujícími způsoby:

- a) zahrnutím zpožděné(ých) proměnné(ých),
- b) vyjádřením proměnných v postupných diferencích nebo relativně,
- c) zahrnutím časového vektoru jako další proměnné,
- d) zahrnutím tzv. dummy proměnné(ých).

Dummy proměnné (umělé proměnné) se v modelu využívají zejména pro zachycení sezónnosti. Nabývají pouze hodnot 0 a 1, kdy 0 reprezentuje situaci, kdy daný jev nenastává a naopak. (Wooldridge, 2013)

Identifikace modelu

U vícerovnice modelu je vložena před zjištěním parametrů nová fáze, identifikace modelu. Podstatou identifikace je ověření, že redukováná formě modelu odpovídá právě jedna forma strukturální. Řešitelnost modelu se určuje dle vztahu:

$$k^{**} \geq g^* - 1 \quad (3.4)$$

- kde k celkový počet predeterminovaných proměnných v modelu
g celkový počet endogenních proměnných v modelu
* proměnná je zahrnuta ve zkoumané rovnici

** proměnná není zahrnuta ve zkoumané rovnici, ale je zahrnuta v jiných rovnicích

- a) > přeidentifikovaná
- b) = přesně identifikovaná
- c) < podidentifikovaná – nežádoucí výsledek

Model je řešitelný, pokud jsou identifikované všechny jeho rovnice. (Hušek, 1995)

Řešitelný znamená, že lze odhadnout parametry.

3.2.3 Odhad parametrů ekonometrického modelu

Dle Hančlové (2012) se metody odhadu ekonometrického modelu rozdělují do dvou základních skupin:

- metody s omezenou informací – odhad parametrů se provádí po jednotlivých rovnicích zvlášť, odhady parametrů jsou méně efektivní, ale klade menší požadavky na počet pozorování (dvoustupňová metoda nejmenších čtverců)
- metody s úplnou informací – odhad modelu se provádí v jednom kroku, tj. všechny parametry modelu se odhadují najednou, což klade větší požadavky na počet pozorování (např. třístupňová metoda nejmenších čtverců)

Pro svou jednoduchost se běžně používá BMNČ – běžná metoda nejmenších čtverců. Tato metoda poskytuje nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů, pakliže jsou splněny následující předpoklady, které uvádí například (Asteriou, a další, 2011) doplněné o vlastní poznatky z vyučovacích hodin předmětu ekonometrie.

- a) Specifikační předpoklady
 - zahrnutí všech relevantních proměnných;
 - vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných (nepřispívají kvalitě modelu, jen zvyšují složitost);
 - volba správně funkční formy modelu (bude projevováno v náhodné složce);
 - stabilní odhadnuté parametry (v čase), časová invariantnost (=netečnost);
 - respektování simultánnosti vztahů mezi proměnnými;
- b) Nulový průměr náhodné složky u_i

- c) Homoskedasticita – opak heteroskedasticity, tzn. rozptyl náhodné složky by měl být konstantní a konečný
- d) Nepřítomnost autokorelace reziduí
- e) Nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech
- f) Neexistence perfektní multikolinearity (multikolinearita – nechtěná závislost mezi jinak nezávislými proměnnými)
- g) Normální rozdělení náhodné složky (Asteriou, a další, 2011)

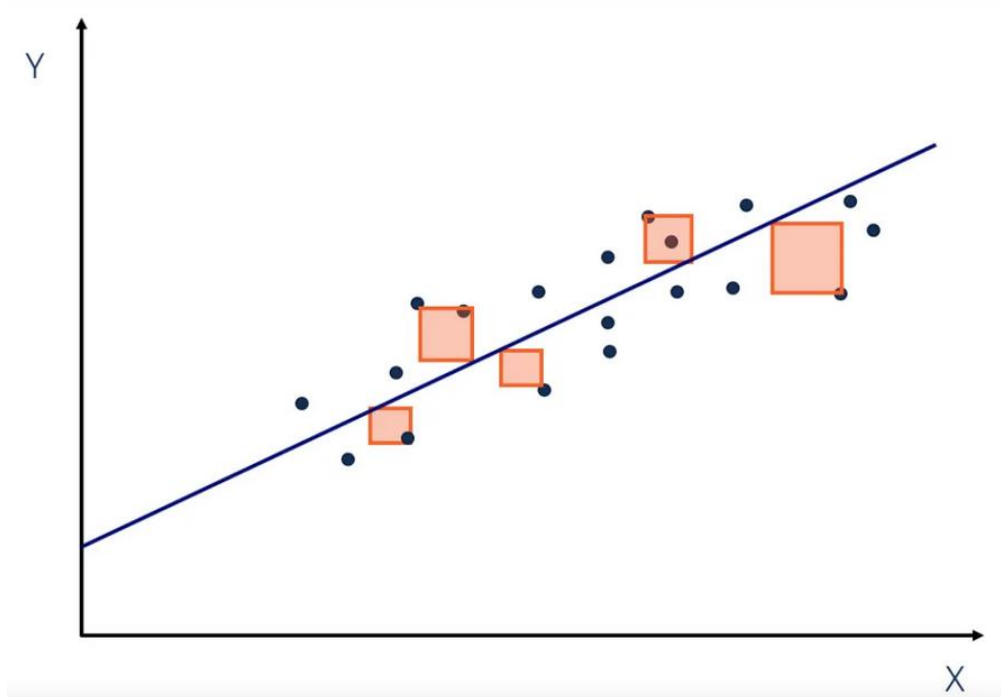
BMNČ – běžná metoda nejmenších čtverců

V případě splnění všech výše uvedených předpokladů lze přejít k odhadu parametrů v lineárním regresním modelu metodou nejmenších čtverců (BMNČ), která se používá pro její jednoduchost, ale poskytuje odhady i pro malé výběry pozorování. (Hušek, 2007)

První věc, na kterou bychom měli myslet je, že OLS (ordinary least squares – běžná metoda nejmenších čtverců) je metoda odhadu, nikoliv model. Přesně jak zmiňuje (Wooldridge, 2013), *The first thing to remember is that ordinary least squares (OLS) is an estimation method, not a model. A model describes an underlying population and depends on unknown parameters.* “

Podstatou BMNČ je nalezení parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot. Jinými slovy, odhadnuté parametry LRM jsou nejlepší, nestranné a konzistentní, jestliže jsou splněny výše uvedené předpoklady a kritérium. (Hušek, 2007)

Obrázek 2 - Podstata metody nejmenších čtverců



Zdroj: (CFI)

Kritérium BMNČ:

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (3.5)$$

Odhadová funkce minimalizující součet čtverců reziduí je ve tvaru:

$$\boldsymbol{\gamma} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y} \quad (3.6)$$

$\boldsymbol{\gamma}$... vektor o rozměrech ($k \times 1$) odhadovaných parametrů

\mathbf{X} ... matice o rozměrech ($n \times k$) napozorovaných hodnot vysvětlujících proměnných

\mathbf{y} ... vektor o rozměrech ($n \times 1$) napozorovaných hodnot vysvětlované proměnné

Maticový zápis LRM je pak následovný:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{21} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{22} & \dots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{2T} & \dots & x_{kT} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_T \end{pmatrix}$$

$$Y = X\gamma + u \tag{3.7}$$

DMNČ – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

Pro simultánní modely se nejčastěji používá dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Protože se jedná o metodu s omezenou informací, je nutné každou rovnici modelu odhadovat samostatně.

Podstatou DMNČ je opakovaná aplikace BMNČ, která vychází z kritéria výše.

3.2.4 Verifikace modelu

Odhadnutý model je třeba před jeho aplikací verifikovat, tzn. ověřit, zda jsou všechny získané parametry především v souladu s výchozími hypotézami a zda mají požadované vlastnosti. V rámci tohoto ověřování je prováděna verifikace ekonomická, statistická, ekonometrická a případně matematická.

V rámci **ekonomické verifikace** se posuzuje zejména směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou, což lze provést posouzením správnosti znamének a posouzením velikostí numerických hodnot odhadnutých parametrů. V případě souladu odhadnutých hodnot s očekávanými lze odhadnutý ekonometrický model označit za adekvátní. V opačném případě je nezbytné model nebo jeho jednotlivé rovnice přezkoumat. Mezi časté příčiny se řadí neadekvátní empirická data, použitá k odhadu modelu nebo nesplnění dalších předpokladů. (Hušek, 1995)

Statistickou verifikací je posuzována statistická významnost odhadnutých parametrů, jednotlivých rovnic i celého modelu. Jinými slovy je ověřováno, zda model, který je odhadnut na základě vzorku dat, lze aplikovat i na celý základní soubor. V rámci statistické verifikace se hodnotí jednak shoda odhadnutého modelu s daty a jednak statistická významnost odhadnutých parametrů a významnost modelu jako celku.

a) Shoda modelu s daty

Shoda modelu s daty se u lineárního modelu posuzuje za pomoci koeficientu vícenásobné determinace R^2 , v případě nelineárního modelu se využívá index determinace I^2 . Koeficient vícenásobné determinace říká, z kolika procent jsou změny vysvětlované proměnné závislé na změnách vysvětlujících proměnných a je založen na rozkladu celkového rozptylu vysvětlované proměnné na rozptyl teoretický neboli regresní a rozptyl reziduální (Hušek, 2007).

Dle (Gujarati, 2004) se pro výpočet používá vztah:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum \hat{u}_t^2}{\sum y_t^2} \quad (3.8)$$

$$ESS = \sum (\hat{y}_t - \bar{y})^2 \quad (3.9)$$

$$TSS = \sum (y_t - \bar{y})^2 = \sum y_t^2 \quad (3.10)$$

$$RSS = \sum (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum \hat{u}_t^2 \quad (3.11)$$

$$TSS = ESS + RSS \quad (3.12)$$

kde TSS... úplný součet čtverců

ESS... vysvětlený součet čtverců

RSS... reziduální součet čtverců

y_t ... skutečné hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování

\bar{y} ... průměr skutečných hodnot vysvětlované proměnné

\hat{y}_t ... teoretické hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování

Koeficient determinace se pohybuje v intervalu (0,1). Interpretovat jej můžeme například takto: „Shoda modelu s daty je 96 %.“ s tím, že čím je hodnota bližší jedné, tím je model spolehlivější a opačně v případě, že jeho hodnota je rovna nule znamená, že daná funkce nijak nevysvětluje zkoumaný jev. Jelikož přidáním exogenní proměnné dochází ke zkreslení tohoto koeficientu, došlo k zavedení adjustovaného neboli korigovaného koeficientu determinace označovaného $\overline{R^2}$, který má lepší vypovídající schopnosti.

Korigovaný koeficient bývá obvykle nižší, než hodnota koeficientu determinace R^2 a je dán následujícím vztahem:

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \quad (3.13)$$

kde p je počet odhadovaných parametrů v dané rovnici a n je délka časové řady. (Wooldridge, 2012)

b) Statistická významnost

Statistická významnost jednotlivých parametrů je testována pomocí t-testu a významnost celého modelu pomocí F-testu. Dle Hančlové (2012) základní principy testování hypotéz lze shrnout do tří fází, a to formulace nulové a alternativní hypotézy, výpočet testovací statistiky a rozhodovací pravidlo, zda bude nulová hypotéza na dané hladině významnosti přijata nebo zamítnuta.

Studentův t-test

Prvním krokem testování statistické významnosti jednotlivých odhadnutých parametrů za pomoci studentova t-testu je výpočet matice pro ověření statistické významnosti parametrů:

$$(X^T X)^{-1} \quad (3.14)$$

Následuje výpočet korigovaného reziduálního rozptylu S_u^2 :

$$\overline{S_u^2} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n-p} \quad (3.15)$$

kde $(n - p)$ počet stupňů volnosti

Dalším krokem je výpočet rozptylu odhadnutých parametrů:

$$S_{ii} = \overline{S_u^2} (X^T X)^{-1} \quad (3.16)$$

Odmocněním rozptylu odhadnutých parametrů se vypočte standardní chyba odhadnutých parametrů:

$$S_{bi} = \sqrt{S_{ii}} \quad (3.17)$$

Poté následuje výpočet testovacího kritéria:

$$|t - \text{hodnota}| = \frac{\text{hodnota parametru}}{\text{chyba odhadu}} = \frac{|y_{it}|}{S_{bi}} \quad (3.18)$$

Posledním krokem ke porovnání vypočtené t – hodnoty s tabulkovou hodnotou t – testu na zvolené hladině významnosti s přihlédnutím k příslušnému počtu stupňů volnosti t_{α} . V případě, že $t > t_{\alpha}$, nulová hypotéza se zamítá na zvolené hladině významnosti a parametr je statisticky významný. Pokud je $t < t_{\alpha}$, nulová hypotéza se přijímá a parametr je statisticky nevýznamný (Greene, 2012).

Pro odhad parametrů bude použit software Gretl, který při odhadu automaticky počítá také koeficient determinace, adjustovaný koeficient determinace a p-hodnoty, dle kterých lze posoudit i významnost modelu jako celku. P-hodnota vyjadřuje nejnižší přípustnou hladinu, při které je ještě možné přijmout nulovou hypotézu (Asteriou, a další, 2011).

Ekonometrická verifikace je poslední fází při verifikaci odhadnutého modelu. Obsahem je testování předpokladů ekonometrického modelu definovaných v předchozí kapitole. Pokud není některé z předpokladů dodrženo, nelze tvrdit, že jde o nejlepší, nestranný a konzistentní odhad. V takovém případě je nutno vrátit se k počáteční fázi a upravit specifikaci daného modelu. V rámci ekonometrického ověřování je tedy testována autokorelace reziduí, homoskedasticita, normalita reziduí a multikolinearita.

Autokorelace reziduí

Autokorelací reziduí je myšlena závislost náhodné složky na svých zpožděných hodnotách. Dle Huška (2007) je také autokorelace chápána jako závislost nikoli mezi dvěma nebo několika proměnnými, nýbrž mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase, někdy i v prostoru.

Autokorelaci je možné identifikovat buď prostřednictvím grafických analýz nebo testováním za pomoci Durbin-Watsonova testu. Dle Hančlové (2012) mezi grafické testy patří XY bodový graf, liniový graf standardizovaných reziduí, autokorelační funkce náhodné složky (ACF) a parciální autokorelační funkce náhodné složky (PACF). Pokud je zjištěna autokorelace náhodné složky, odhad parametrů není nestranný, konzistentní a nemá minimální rozptyl. (Hančlová, 2012). Předpona „auto“ znamená, že korelovanost se objevuje v rámci jedné časové řady (Cipra, 2008).

Jako možné příčiny vzniku autokorelace lze dle Huška (2007) a Cipry (2013) uvést:

- 1) Většina časových řad vykazuje setrvačnost, tzn. jejich pozorování v několika po sobě jdoucích obdobích nejsou závislá, nýbrž sériově zkorelovaná. Autokorelace náhodných složek je typickým znakem vývoje veličin v čase. Zpravidla se jedná o pozitivní autokorelaci, která odráží např. cyklické změny trendu. Vynechání takových zpožděných, vysvětlujících proměnných při specifikaci ekonometrického modelu vede ke vzniku pozitivní autokorelace náhodných složek modelu. Tento případ se někdy nazývá kvaziautokorelace.
- 2) Špatná či nepřesná specifikace formy modelu. Chyba tohoto druhu se stává součástí náhodné složky, která vykazuje autokorelaci.
- 3) Zahrnutí chyb měření do náhodné složky.
- 4) Použití zpožděných vysvětlujících proměnných různým způsobem, což je pak příčinou toho, že náhodné složky jsou sériově závislé.
- 5) Data zprůměrovaná, vyrovnaná, extra či interpolovaná mohou způsobovat jejich vzájemnou závislost.

Mezi důsledky autokorelace dle Hančlové (2012) pak patří, že odhady regresních parametrů modelu jsou

- nestranné a konzistentní,
- nemají minimální rozptyl,
- nejsou asymptoticky vydatné a
- odhadnuté rozptyly a standardní chyby jsou vychýlené, nelze se tedy spoléhat na stanovené intervaly spolehlivosti a běžné testovací způsoby, jenže ztrácí svou vypovídací schopnost.

Dle Cipry (2013) je nejjednodušším typem autokorelace modelování reziduální složky za využití autoregresního modelu prvního řádu (AR(1)):

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t, \quad (3.19)$$

kde ε_t je náhodná složka, ρ je regresní parametr, jehož hodnota se nachází v intervalu $(-1; 1)$, ε_{t-1} je náhodná složka, která je zpožděná o jedno období a u_t je bílý šum, což je dle Cipry (2013) označení často používané pro časovou řadu, která má navzájem nekorelované veličiny s nulovou střední hodnotou a konstantním kladným rozptylem. Důležitý je zde parametr ρ , který v případě jeho kladné hodnoty značí pozitivní autokorelaci a v případě záporné hodnoty negativní autokorelaci. Nulový parametr ρ značí nekorelovanost.

Nejčastěji užívanou metodou k testování korelace 1. řádu je Durbin-Watsonův test autokorelace. V rámci tohoto testu jsou stanoveny následující hypotézy:

$$H_0: \rho = 0,$$

$$H_A: \rho \neq 0,$$

kde ρ představuje vzájemnou závislost mezi rezidui. Nulová hypotéza H_0 vyjadřuje nulovou závislost mezi rezidui a autokorelace 1. řádu tedy není významná. Alternativní hypotéza H_A naopak vyjadřuje významnou závislost mezi rezidui a autokorelace 1. řádu je významná.

Dalším krokem testu je výpočet testovací statistiky DW pomocí rovnice:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (3.20)$$

Dle Hančlové (2012) lze DW statistiku přibližně vypočítat také za pomoci odhadnutého parametru $\hat{\rho}$:

$$DW \doteq 2(1 - \hat{\rho}), \quad (3.21)$$

kde pro odhad $\hat{\rho}$ lze dle Cipry (2013) použít rovnici

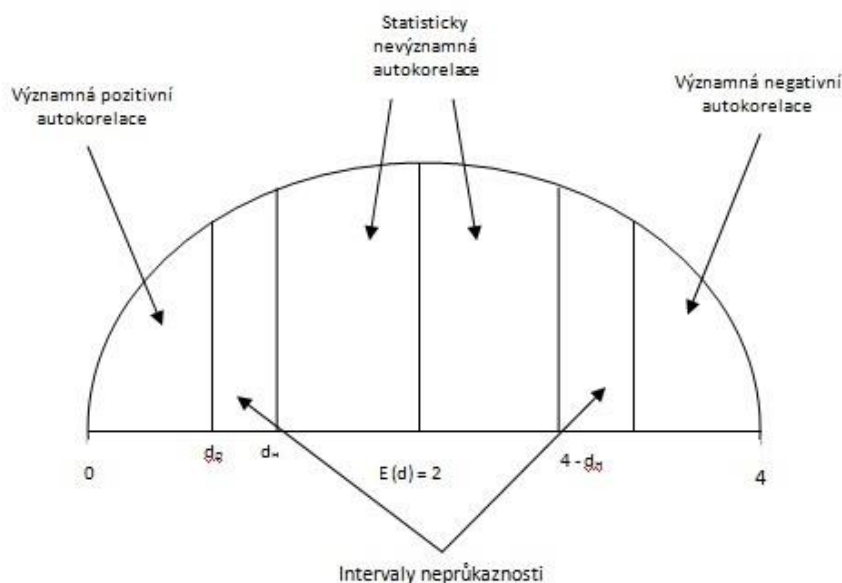
$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t-1} \hat{\varepsilon}_t}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (3.22)$$

Jestliže

- $\hat{\rho} = 0$, tak sousední náhodné složky jsou nekorelované a $DW \approx 2$,
- $\hat{\rho} = 1$, sousední náhodné složky jsou extrémně pozitivně korelované a $DW \approx 0$,
- $\hat{\rho} = -1$, sousední náhodné složky jsou extrémně negativně korelované a $DW \approx 4$.

Poslední krok je rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy při zvolené hladině významnosti α . DW statistika má d-rozdělení z intervalu $(0; 4)$ a dvě kritické hodnoty dolní (d_U) a horní (d_L) hranici konfidenčního intervalu, pro daný počet pozorování n , počet vysvětlujících proměnných $(k-1)$ a danou hladinu významnosti α , které je možné najít v tabulce kritických hodnot. Vypočtená DW statistika se následně s těmito kritickými hodnotami porovnává a na základě toho dochází k přijetí či zamítnutí nulové hypotézy.

Obrázek 3 - Testování autokorelace



Zdroj: (Hušek, 2007)

Z obrázku 3 lze vidět kritické hodnoty, symetrickou střední hodnotu 2 a jednotlivá pásma, do kterých může spadat hodnota DW statistiky. Dle Hančlové (2012) za platnosti vztahu:

$$DW < d_L \text{ nebo } DW > 4 - d_L, \quad (3.23)$$

zamítáme H_0 na hladině významnosti α . To značí, že DW statistika se nachází v kritické oblasti a je tedy potvrzena statisticky významná autokorelace náhodné složky 1. řádu. Za platnosti:

$$DW \in \langle d_L, d_U \rangle \vee \langle 4-d_U, 4-d_L \rangle, \quad (3.24)$$

se hodnota DW statistiky nachází v intervalech neprůkaznosti a nelze tedy rozhodnout o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy H_0 . A v případě, že platí:

$$DW \in \langle d_U, 4-d_U \rangle, \quad (3.25)$$

nezamítáme nulovou hypotézu H_0 a platí, že autokorelace náhodné složky 1. řádu není statisticky významná na hladině významnosti α .

V případě zahrnutí zpožděné vysvětlující proměnné do regresního modelu, je třeba použít pro Durbin-Watsonův test h -statistiku. Hypotézy jsou definovány stejně a pro výpočet h -statistiky se dle Hančlové (2012) použije vzorec:

$$h = (1 - 0,5 \times DW) \times \sqrt{\frac{n}{1-n \times \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{Y_{t-1}}}^2}} \sim N(0; 1), \quad (3.26)$$

kde $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{Y_{t-1}}}^2$ je variabilita zpožděné proměnné. Poslední krok je porovnání h -statistiky s hranicí konfidenčního intervalu. Jestliže platí, že:

$$|h| > 1,96, \quad (3.27)$$

zamítáme H_0 na hladině významnosti α .

V případě zjištění autokorelace 1. řádu, je třeba ji určitým způsobem odstranit nebo alespoň zmírnit. Prvním možným způsobem odstranění dle Hančlové (2012) je zavedení opomenuté proměnné. V tomto případě je model rozšířen o relevantní vysvětlující proměnnou, např. trendovou proměnnou. Dalším způsobem odstranění autokorelace je zavedení zpožděné proměnné, což je využíváno v situacích, kdy časové řady modelu nejsou stacionární. Nevýhodou tohoto způsobu může být výskyt autokorelace mezi zpožděnou vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými. Třetím způsobem je použití

Cochrane-Orcuttovy odhadové metody, která vychází z autokorelace reziduí 1. řádu. Zde je nejprve původní regresní rovnice transformována do tvaru:

$$\rho Y_{t-1} = \rho\beta_1 + \rho\beta_2 \cdot x_{2t-1} + \dots + \rho\beta_k \cdot x_{kt-1} + \rho\varepsilon_{t-1}, \quad (3.28)$$

následně jsou tyto dvě rovnice odečteny a upraveny do následující rovnice:

$$Y - \rho Y_{t-1} = \beta_1 (1 - \rho) + \beta_2 (x_2 - \rho x_{2t-1}) + \dots + \beta_n (x_k - \rho x_{kt-1}) + \varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1}, \quad (3.29)$$

a tu je dále možné upravit pro lepší interpretaci do podoby:

$$Y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 \cdot x_{2t}^* + \dots + \beta_k \cdot x_{kt}^* + \varepsilon_t, \quad (3.30)$$

kde $Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$, $\beta_1^* = \beta_1 (1 - \rho)$, $x_{2t}^* = x_2 - \rho x_{2t-1}$ a $x_{kt}^* = x_k - \rho x_{kt-1}$.

Pro zjištění autokorelace vyšších řádů lze využít Breusch-Godfreyův test, který zahrnuje tři kroky. V prvním kroku je třeba odhadnout lineární regresní model pomocí BMNČ a vypočítat všechna rezidua e_t . Následně se specifikuje pomocná regrese reziduí e_t na všech regresech LRM a na reziduích $e_{t-1}, e_{t-2}, \dots, e_{t-q}$ pro $t = (q + 1), T$, to je T-q pozorování. Na základě pomocné regrese se spočte testovací statistiku ve tvaru

$$LM = (t - q)R_e^2, \quad (3.31)$$

která má v případě nulové hypotézy asymptotické rozdělení. Pokud je výsledná hodnota nižší než zvolená hladina významnosti $\alpha=0,05$ je nulová hypotéza zamítnuta a předpokládá se, že alespoň jeden koeficient ρ se významně liší od nuly (Hušek, 2007).

Homoskedasticita

Dalším předpokladem ekonometrického modelu, který je třeba ověřit, je homoskedasticita. Homoskedasticita znamená, že rozptyl náhodných složek je konečný a konstantní. V opačném případě se jedná o heteroskedasticitu. Ta se nejčastěji vyskytuje u modelů využívajících panelové či průřezové typy dat, jelikož vztah mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou není lineární. V modelech založených na časových řadách se heteroskedasticitu vyskytne například v případě strukturálního šoku. (Hušek, 1995)

Pro ověření homoskedasticity se nejčastěji používá Breusch-Pagan test nebo Whiteův test. Whiteův test umožňuje získat konzistentní odhad kovariační matice pomocí metody nejmenších čtverců i v případě nesplnění požadavku homoskedasticity. Vyžaduje alespoň 30 pozorování a správnou specifikaci modelu. Namísto požadavku konstantního a konečné rozptylu White požaduje, aby čtverce reziduí, odhadnutých MNC, nebyly zkorelovány s žádným z regresorů modelu, s jejich čtvercem a s párovými součiny. (Hušek, 2007)

Při výskytu tří vysvětlujících proměnných má pomocná testovací regrese tvar:

$$e_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (3.32)$$

Následná testovací statistika je vyjádřena vztahem:

$$LM = nR_e^2 \quad (3.33)$$

kde R_e^2 vyjadřuje koeficient vícenásobné determinace vypočítaný z předchozí testovací regrese. Po vyjádření stupňů volnosti χ^2 se porovná kritická hodnota z tabulky $\chi^2(q)$ rozdělení s výslednou hodnotou R_e^2 . Nulovou hypotézu přijmeme v případě, že referenční hodnota bude větší než spočtená, v opačném případě je hypotéza zamítnuta. (Hušek, 2007)

V případě Breusch-Pagan testu je využíváno testování nulové hypotézy, za předpokladu normality reziduí a alternativní hypotézy ve tvaru:

$$\sigma_i^2 = h(z_i' \alpha) \quad (3.34)$$

Funkce h je nezávislá na i , $z_i = (1, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik})'$ je $k \times 1$ vektor nezávisle proměnných, přičemž první prvek je roven 1 a $\alpha = (\alpha_1, \tilde{\alpha}')'$ je $k \times 1$ vektor neznámých koeficientů. Jelikož prvním prvkem je 1, potom homoskedasticitu vyjadřuje nulová hypotéza $H_0: \tilde{\alpha} = 0$. Statistika Lagrangeových multiplikátorů L , je vymezena následujícím vztahem:

$$L = \frac{q'Z(Z'Z)^{-1}Z'q}{2\hat{\sigma}^4} \quad (3.35)$$

Opět je také možné oba testy vyhodnotit pomocí p-hodnoty, u které požadujeme co nejvyšší hodnotu, aby bylo možné přijmout tvrzení o homoskedasticitě a potvrdit tak nulovou hypotézu. (Tong, a další, 2011)

Příčiny a důsledky heteroskedasticity:

- chybná specifikace modelu, způsobená například vynecháním podstatné vysvětlující proměnné
- průřezová data nabývají značně rozdílných hodnot v jednom náhodném výběru pozorování, tzn. rozptyl vysvětlované proměnné se mění a je často funkcí některé vysvětlující proměnné
- při výskytu chyb měření dochází k jejich kumulaci s rostoucí hodnotou vysvětlované proměnné a tím se zvětšuje její rozptyl i rozptyl reziduí
- pokud použijeme k odhadu parametrů skupinové průměry spočtené z tříděných údajů, nikoliv původní pozorování (Hušek, 2007)

Normalita reziduí

Hančlová uvádí, že „*Předpoklad normality náhodných složek se využívá zejména při specifikaci pravděpodobnostního rozdělení reziduální složky a následném testování hypotéz v modelu i konstrukci konfidenčních intervalů.*“

Pro testování normality lze užít grafických nástrojů, například histogram rozdělení četností reziduí, který se následně porovnává s teoretickou Gaussovou křivkou normálního rozdělení nebo neparametrických testů jako Chí – kvadrát test dobré shody, či Kolmogorov – Smirnovův test či dle (Výrost, a další, 2013) nejčastěji používaný Jarque-Bera test.

SW Gretl využívá výše zmíněný Jarque-Bera test, jenže vychází ze vzorce

$$W = T \left(\frac{\hat{y}_1^2}{6} + \frac{\hat{y}_2^2}{24} \right) \quad (3.36)$$

kde \hat{y}_1 je koeficient šikmosti

\hat{y}_2 je koeficient špičatosti

a testovací statistiky

$$W \geq X_{1-\alpha}^2(2) \quad (3.37)$$

Pokud vyjde hodnota W vyšší než uvedená testová statistika, nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí se zamítá. (Cipra, 2013)

U testování normality lze určit výsledek testu také pomocí p – hodnoty a sice pokud je p – hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti α , lze přijmout nulovou hypotézu o normálním rozdělení náhodných složek. (Hančlová, 2012)

Multikolinearita

Posledním požadavkem pro odhadnutí modelu pomocí BMNČ (DMNČ) je plná hodnota matice X , což znamená, že obsahem matice jsou pouze lineárně nezávislé sloupce, tedy matice není singulární. Singulární matici nelze invertovat, a tedy ani odhadnout parametry pomocí BMNČ.

Testování multikolinearity je nutno provést před odhadem parametrů, k čemuž se používá Farrar – Glauberův test v jehož rámci je vytvořena korelační matice za pomoci vztahu

$$X'^T X' \quad (3.38)$$

kde X' je matice normalizovaných vektorů, vyčíslených podle vztahu

$$x'_{it} = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\sqrt{n} \sigma_{x_i}} \quad (3.39)$$

kde x_{it} je hodnota i -té vysvětlující proměnné v čase t ,

\bar{x}_i je průměr i -té vysvětlující proměnné,

σ_{x_i} je směrodatná odchylka i -té vysvětlující proměnné,

n je počet pozorování. (Cipra, 2013)

Existence multikolinearity se tedy zjistí vypočtením párových korelačních koeficientů pro všechny možné dvojice vysvětlujících proměnných a pokud některý z nich dosáhne hodnoty 0,8 a vyšší, lze brát v úvahu existenci multikolinearity. Tato hranice se může ovšem lišit. Mezi tři základní metody snížení multikolinearity v modelu patří použití tzv. dummy proměnných, transformace podkladových dat, například jejich vyjádření v postupných diferencích nebo v krajním případě vynechání proměnné způsobující multikolinearitu v modelu (Hušek, a další, 1976). V případě, že by některý z párových koeficientů mimo diagonálu byl roven jedné, jednalo by se o tzv. perfektní multikolinearitu.

Obecně lze říci, že existence multikolinearity má tyto důsledky:

- nepřesný odhad regresních koeficientů v důsledku velkých rozptylů koeficientů odhadových funkcí,
- nespolehlivou specifikaci modelu vzhledem k zahrnutým proměnným,
- obtížnou výslednou interpretaci odhadnutých koeficientů,
- obtížné nebo zcela nemožné oddělené vyjádření vlivu kolineárních vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou endogenní proměnnou. (Hušek, a další, 1976)

Matematická verifikace slouží k posouzení správnosti výpočtu parametrů, jinými slovy kontroluje numerické chyby, tzn. pokud se rovnice nerovná, při výpočtu došlo k chybě. U modelů s konstantou není toto ověřování nutné, protože právě konstanta automaticky zaručí splnění tohoto požadavku.

3.2.5 Aplikace modelu

Poslední fází ekonometrické analýzy je aplikace modelu nebo jeho zamítnutí. Zamítnutím modelu se vše vrací na začátek. Na druhou stranu, pokud je vytvořen kvalitní model, lze ho dále využít v následujících oblastech:

- 1) prognostické využití
- 2) strukturální analýzy
- 3) simulace efektů a výsledků různých scénářů

Při aplikaci modelu se často využívají koeficienty pružnosti (elasticity). Zatímco odhadnutý parametr vyjadřuje, jak vysvětlující proměnná působí na vysvětlovanou v jednotkách, potom pružnost (elasticita) vyjadřuje toto působení relativně, tedy v procentech. (Hušek, 2007)

„Relativní vyjádření umožňuje srovnat intenzitu působení jednotlivých vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou (vedle jiného), tj. porovnání při odlišných jednotkách.“ (Hančlová, 2012)

Základní vztah pro odvození koeficientu pružnosti je následující:

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_i} \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (3.40)$$

Pokud se exogenní proměnná mění o více než 1 % je třeba vztah upravit, čímž vznikne tzv. rozdílový koeficient pružnosti.

$$E_{(r)} = E_{(x_i)}^{(1)} + E_{(x_i)}^{(2)} \frac{h}{2!} + \dots + E_{(x_i)}^{(n)} \frac{h}{n!} \quad (3.41)$$

kde $E_{(r)}$ rozdílový koeficient
 $E_{(x_i)}^{(n)} \frac{h}{n!}$ koeficient pružnosti m-tého řádu funkce y v bodě x_i
 h přírůstek nezávislé proměnné x_i

Prognózy

Prognostické využití patří k základním cílům (resp. využití) ekonometrické analýzy. Jak popisuje (Greene, 2012) „*After the estimation of the model parameters, a common use of regression modeling is for prediction of the dependent variable.*“ regresní modely jsou běžně užívány pro tvorbu předpovědí a prognóz. Kvalitní model tak může předvídat například vývoj cen akcií či úrokových sazeb čili prognózu lze definovat jako pravděpodobnostní výpověď o budoucím či minulém stavu určitého jevu, která je odvozena pomocí vědecké metody. Existují dva typy prognóz, a sice ex-post a ex-ante.

Prognóza ex-post je předpověď vysvětlované proměnné v případě, že jsou známy hodnoty všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro predikované období. Tento druh prognóz slouží tedy zejména k ověření prognostických vlastností modelu.

Prognóza ex-ante je předpověď podmíněná, protože pro prognózované období nejsou s jistotou známy hodnoty všech vysvětlujících proměnných a také jsou odhadovány. (Hančlová, 2012)

Předpověď můžeme rozlišovat jako bodovou a intervalovou. Bodová předpověď, jak už název napovídá, spočívá v odhadnutí určité budoucí hodnoty (bodu) predikované proměnné pro dané období. Intervalová prognóza, na druhou stranu, nám dává výsledek ve formě intervalu, který obsahuje skutečnou hodnotu predikované proměnné v období předpovědi s předem požadovanou pravděpodobností. (Hušek, 2007)

Bodová prognóza

Predikce bodová spočívá v bodovém odhadu jedné budoucí hodnoty predikované proměnné pro dané období. Abychom získali tuto hodnotu je nejprve nutné predikovat hodnoty predeterminovaných proměnných, které se odhadují pomocí trendových funkcí (Cipra, 2013). Lineární trendové funkce lze odhadnout pomocí metody BMNČ.

Tvar odhadnuté lineární trendové funkce:

$$\hat{x}_t = \gamma_0 + \gamma_1 t \quad (3.42)$$

kde \hat{x}_t teoretické hodnoty predeterminovaných proměnných
 γ_0 a γ_1 neznámé parametry odhadnuté pomocí BMNČ
 t časový vektor (Hindls, a další, 2007)

Získané hodnoty parametrů predeterminovaných proměnných se pak dosadí do redukované formy modelu, čímž dojde k získání bodové prognózy vysvětlovaných endogenních proměnných.

$$\hat{y}_{(T+h)} = M\hat{x}_{(T+h)} \quad (3.43)$$

kde $\hat{y}_{(T+h)}$ prognózované hodnoty endogenních proměnných v období T+h
 $\hat{x}_{(T+h)}$ prognózované hodnoty predeterminovaných proměnných v období T+h
M matice multiplikátorů
(T+h) časový vektor (t – délka časové řady, h – prognostický horizont, počet období, na které se prognóza odvozuje (Hušek, 2007)

Intervalová prognóza

Predikce intervalová udává interval, v němž se bude nacházet budoucí hodnota endogenní proměnné s určitou pravděpodobností (Cipra, 2013). Tato prognóza může být odhadnuta dvěma různými metodami. První je založena na trendových funkcích, kdy se nejdříve najde minimum a maximum predeterminovaných proměnných s využitím chyb parametrů SE_a SE_b dle vztahu:

$$\hat{x}_{r+h}^{max} = (a \pm 2SE_a) + (b \pm 2SE_b)(T + h) \quad (3.44)$$

Odvozené hodnoty se poté dosadí do vztahu ... a dojde tak k odvození minimální a maximální hodnoty endogenní proměnné, kterou lze v prognózovaném období očekávat (Wooldridge, 2013).

Dalším způsobem odvození intervalové prognózy je užití odchylky ex-post prognózy RMSE. Výpočet horní a dolní meze intervalové prognózy znázorňuje vztah:

$$\hat{y}_{r+h}^{min} = \hat{y}_{r+h} \pm 2 \cdot RMSE \quad (3.45)$$

RMSE (root mean squared error) je odmocninová střední čtvercová chyba, jejíž výpočet znázorňuje vztah (Greene, 2012):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (3.46)$$

Redukovaný tvar modelu

Redukovaný tvar modelu je taková forma modelu, kde každá rovnice představuje závislost jediné endogenní proměnné na predeterminovaných proměnných a na náhodných složkách modelu. Strukturální forma naopak představuje závislost endogenních proměnných jak na predeterminovaných proměnných, tak na jiných vysvětlujících proměnných, s nimiž jsou v simultánním vztahu.

Maticový zápis redukované formy modelu má podobu

$$y_t = Mx_t + v_t \quad (3.47)$$

kde v_t je vektor náhodných složek redukovaného tvaru
 M je matice multiplikátorů (parametrů redukovaného tvaru), vyčíslená
dle vztahu

$$M = -B^{-1}\Gamma \quad (3.48)$$

kde B obsahuje parametry endogenních proměnných modelu
 Γ obsahuje parametry predeterminovaných proměnných modelu
(Hušek, 1995)

Ze zápisu výše vyplývá, že redukovanou formu lze získat *vyřešením* strukturálního modelu pro každou endogenní proměnnou. Klasickým příkladem je nabídka a poptávka.
(Haile, 2019)

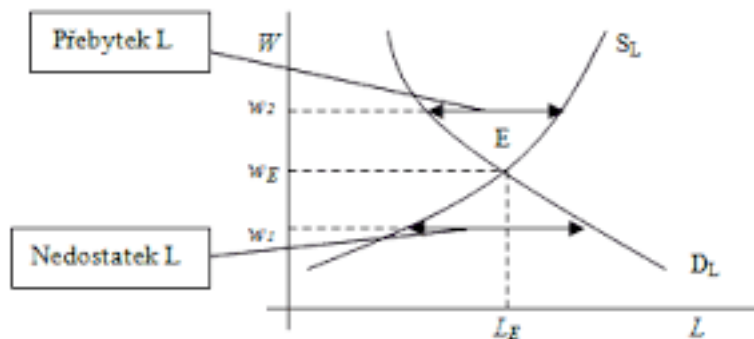
4 Teoretická východiska

4.1 Trh práce

Trh práce představuje místo, kde dochází ke středu nabídky s poptávkou po práci. Jako na každém trhu i zde vystupují dvě strany. Na jedné straně jsou ti, kdo svou práci nabízejí, tedy domácnosti, lidé jako eventuální zaměstnanci a na druhé straně ti, kdo mají o nabídku zájem a jsou ochotni za nabízenou práci zaplatit, což jsou subjekty, firmy a organizace jako potenciální budoucí zaměstnavatelé. Jak už je cílem nabídky prodat za co nejvyšší cenu, to samé platí také v případě práce. Cílem nabízejícího je prodat svou práci za co nejvyšší cenu, tedy si vydělat co nejvíce. V zájmu firmy je naopak zaplatit co nejméně, ale v nejvyšší kvalitě. (Tuleja, 2007)

Na obrázku 4 je definována nabídka práce (S_L) a poptávka po práci (D_L). W představuje mzdové sazby a L množství práce. Z grafu lze vidět, že pokud dojde k vychýlení mzdové sazby z rovnovážné výše, dojde také ke vzniku přebytku či nedostatku práce na trhu.

Obrázek 4 - Nabídka a poptávka na trhu práce



Zdroj: (Holman, 2005)

4.1.1 Nabídka práce

Nabídku práce představují domácnosti, které se nabízejí firmám. Utváření tržní nabídky práce představuje příležitosti pracovníků. S růstem mzdové sazby na trh vstupují pracovníci, kteří disponují lepšími alternativními příležitostmi, s vyššími transferovými výdělky. Naopak s poklesem mzdové sazby z trhu jako první odchází právě ti pracovníci

s lepšími alternativními příležitostmi, jako poslední tento trh opouští ti s nejmenšími alternativními příležitostmi. (Brožová, 2012)

4.1.2 Poptávka po práci

Poptávku po práci reprezentují zaměstnavatelé, tedy firmy, které hledají zaměstnance. Jejich hlavním cílem je dosáhnout maximálního zisku za co nejnižších nákladů. Množství poptávané práce bude proto ovlivněno přijetím nových pracovníků, které povede ke zvýšení produkce firmy, zároveň ale dojde i ke zvýšení mzdových nákladů. Ideální zaměstnanosti je pak dosaženo v případě, kdy zmíněné zvýšení produkce odpovídá reálné mzdě. V případě rostoucí reálné mzdy, budou podniky snižovat svou poptávku po práci. Při poklesu reálné mzdy budou podniky naopak svou poptávku zvyšovat. (Soukup, 2010)

4.1.3 Rovnováha na trhu práce

Rovnováha na trhu práce představuje cílový stav, kdy se agregátní nabídka rovná agregátní poptávce po práci. V tomto stavu tedy domácnosti v podmínkách určité reálné mzdy nabízejí přesně tolik množství práce, kolik firmy poptávají, a tedy chtějí při dané mzdě najmout. V popsáném průsečíku, dochází k plné zaměstnanosti. Nezaměstnanost v tomto bodě odpovídá své přirozené míře a těm, kteří se rozhodli pracovat, to bylo umožněno. (Kuchař, 2007)

4.2 Nezaměstnanost

Nezaměstnanost je jednou z nejdůležitějších a nejsledovanějších ekonomických veličin, která se stala běžnou a nevyhnutelnou součástí našeho života. Samostatná nezaměstnanost je v podstatě přirozený fenomén a znak svobodné společnosti, která je založena na tržním mechanismu a demokracii, a nepředstavuje vážný ekonomický problém, pokud se nestane masovou. V takovém případě se nezaměstnanost dostane do centra pozornosti celé společnosti, zejména státních a politických institucí. Jedná se o nerovnováhu na trhu práce, kde je značný převis nabídky nad poptávkou. Avšak nejde pouze o ekonomický problém, který nezaměstnanost způsobuje, ale i o důsledky pro život jedince a celé společnosti. Poté je možno pojem nezaměstnanost charakterizovat jako problém ekonomický, psychologický, sociální a kulturní. (MAREŠ, 1994)

4.2.1 Definice a měření nezaměstnanosti

V ekonomii jsou považovány za nezaměstnané osoby produktivního věku, které splňují následující podmínky:

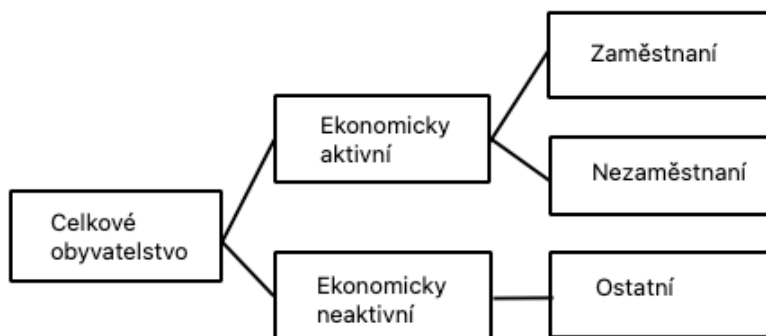
- Nemají placené zaměstnání, jsou dočasně uvolněny z pracovního poměru, ale očekávají, že budou brzo zaměstnány.
- Aktivně se podílejí na hledání nové práce a jsou ochotny do práce nastoupit.

Zaměstnané osoby naopak mají placené zaměstnání a jistou vazbu na zaměstnání v případě nemoci, mateřské dovolené apod. Obě skupiny spolu tvoří tzv. ekonomicky aktivní obyvatelstvo (pracovní sílu země). Mezi ekonomicky neaktivní obyvatelstvo patří ostatní osoby, které práci nehledají, např. studenti a lidé v důchodu. Nezaměstnanost může být vyjádřena pomocí celkového počtu nezaměstnaných nebo pomocí ukazatele míry nezaměstnanosti, který je dán vztahem:

$$n = \frac{N}{L} \times 100 (\%), \quad (4.1)$$

kde n představuje míru nezaměstnanosti, N počet nezaměstnaných a L pracovní sílu země. (BUCHTOVÁ, 2002)

Obrázek 5 - Struktura obyvatelstva



Zdroj: Vlastní zpracování

Do konce roku 2012 byly v České republice zveřejňovány dva mírně odlišné ukazatele – Registrovaná míra nezaměstnanosti a Obecná míra nezaměstnanosti. Registrovanou míru nezaměstnanosti zveřejňovalo Ministerstvo práce a sociálních věcí,

přičemž tento ukazatel pracoval s počtem nezaměstnaných osob registrovaných na úřadu práce ČR. Oproti tomu hodnotu obecné míry nezaměstnanosti odhadoval ČSÚ na základě výběrového šetření pracovních sil, které bylo prováděno na výběrovém vzorku domácností. Z důvodu snadné záměny těchto ukazatelů přešlo MPSV od ledna 2013 na nový ukazatel nezaměstnanosti s názvem Podíl nezaměstnaných osob. Ten vyjadřuje podíl nezaměstnaných osob ke všem obyvatelům v produktivním věku, zatímco míra nezaměstnanosti poměruje uchazeče o zaměstnání pouze k ekonomicky aktivním osobám, což je obtížněji interpretovatelné. (Holý, a další, 2012)

4.2.2 Druhy nezaměstnanosti

V ekonomické teorii se rozlišuje z hlediska příčin vzniku nezaměstnanosti nezaměstnanost frikční, strukturální a cyklická.

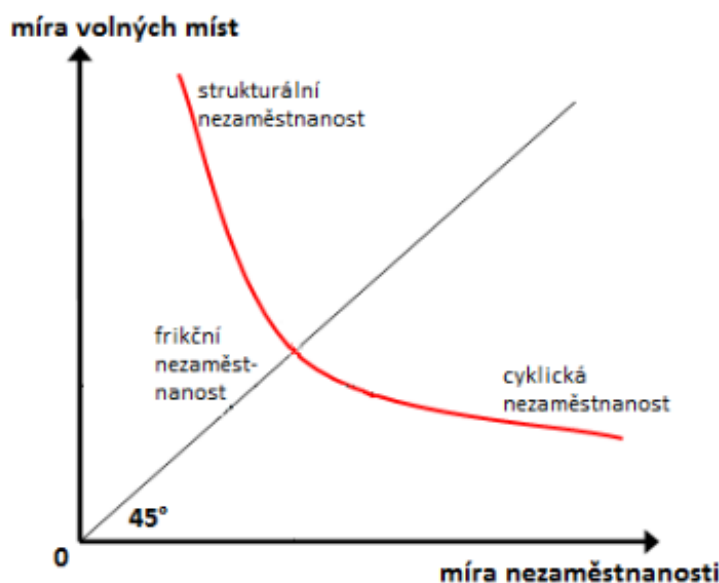
Frikční nezaměstnanost je běžným jevem provázeným vývojem tržním ekonomiky, neboť představuje běžné přecházení pracovníků z jednoho zaměstnání do druhého. Jejím charakteristickým znakem je krátkodobost. Jako příčiny je možné uvést nedokonalou mobilitu pracovních sil, nedostatečné znalosti o pracovních příležitostech či životní cyklus člověka (např. ukončení školy, změna bydliště, narození potomka, touha po kariérním postupu, ...). Frikční nezaměstnanost není možné odstranit. Vyšší úroveň lze do určité míry ovlivnit zlepšováním informovanosti o pracovních pozicích a opatřeními k usnadnění mobility pracovních sil. (Sojka, a další, 1996)

Strukturální nezaměstnanost vzniká v důsledku změn v ekonomice, kdy se některá odvětví zmenšují a jiná naopak expandují. Tyto změny mají za následek pokles poptávky po některých profesích, a naopak nárůst po jiných. Odvětví, která se zmenšují, propouštějí své zaměstnance, kteří ovšem mohou najít uplatnění v rozvíjejícím se oboru. Tato změna oboru ovšem vyžaduje rekvalifikaci. Strukturální nezaměstnanost je obvykle delší než nezaměstnanost frikční. Stejně jako frikční je ovšem nevyhnutelnou a přirozenou součástí ekonomického vývoje. (Holman, 2011)

Cyklická nezaměstnanost a její snížení je jedním z hlavních cílů makroekonomické politiky. K té dochází v období všeobecné recese hospodářství, kdy je celková poptávka v ekonomice nedostatečná, což způsobuje také nedostatečnou poptávku po práci. V takové situaci je počet lidí hledajících pracovní místo podstatně vyšší, než je počet volných pracovních míst. (Liška, 2004)

Výše tři popsané druhy nezaměstnanosti lze lépe identifikovat s využitím Beveridgeovy křivky. Jestliže na daném území dominuje frikční nezaměstnanost, nacházíme se ve středu Beveridgeovy křivky, tedy v bodě s relativně nízkou mírou volných míst i mírou nezaměstnanosti. Pro nezaměstnanost strukturální se zaměříme na oblast ležící na ose se sklonem 45°, ale dále od nuly. Míra nezaměstnanosti dosahuje vyšších hodnot než v předchozím případě, ale současně je vyšší i míra volných míst. V době ekonomické recese roste míra nezaměstnanosti vlivem propouštění a současně se objevuje nízké množství volných pracovních míst v důsledku plošného omezení výroby. Z grafu lze vyčíst, že cyklická nezaměstnanost se pohybuje na Beveridgeově křivce, ale pod úrovní osy se sklonem 45° (Jurečka, 2010).

Obrázek 6 - Beveridgeova křivka



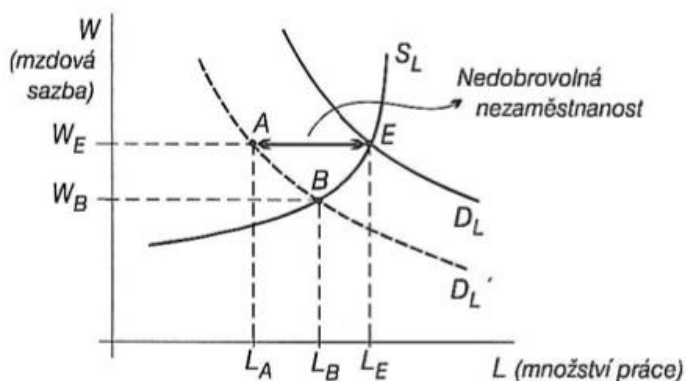
Zdroj: (Jurečka, 2010)

Nezaměstnanost může být také rozlišena jako dobrovolná a nedobrovolná. Jestliže člověk má možnost pracovat, ale rozhodne se být nezaměstnaný, hovoří se o dobrovolné nezaměstnanosti. Může tak učinit rozhodnutí na základě nízké tržní mzdy, má dostatek finančních prostředků nebo upřednostňuje volný čas. Dobrovolná nezaměstnanost není zahrnována do statistik, protože ji stát nevidí jako problém. (Konečný, a další, 2006)

Problémem je tzv. nedobrovolná nezaměstnanost, kdy se jedinec aktivně snaží najít práci. Nedobrovolnou nezaměstnanost způsobuje nedostatek volných pracovních míst při dané tržní mzdě. Důvodem vzniku tohoto problému mohou být nepružné mzdy. Mzdy se

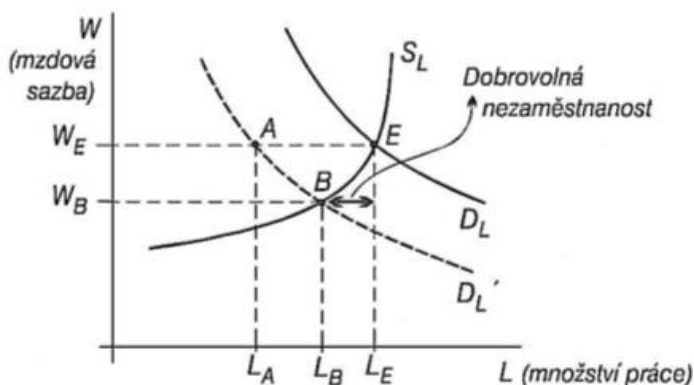
sjednávají na delší dobu dopředu, jsou sestavována mzdová schémata. (Konečný, a další, 2006)

Obrázek 7 - Nedobrovolná nezaměstnanost



Zdroj: (Pavelka, 2007)

Obrázek 8 - Dobrovolná nezaměstnanost



Zdroj: (Pavelka, 2007)

Přirozená míra nezaměstnanosti

V ekonomice vždy existuje určitá míra nezaměstnanosti zvaná přirozená míra nezaměstnanosti. Jak uvádí (Konečný, a další, 2006) „*Přirozená míra nezaměstnanosti není ani optimální míra nezaměstnanosti, ani není zcela neměnná. Jde však o nejnižší udržitelnou míru nezaměstnanosti, již lze v tržní ekonomice dosáhnout, aniž přinese riziko akcelerace inflace.*“. Vzniká v důsledku přecházení lidí do jiného zaměstnání, hledání prvního pracovního místa studenty nebo ukončením činnosti podniků. Jedná se tedy o nezaměstnanost s krátkodobým trváním. Pro rozvinuté ekonomiky je typický růst přirozené míry nezaměstnanosti. Důvodem mohou být regulační zásahy vlády nebo omezování migrace. (Pošta, a další, 2015)

4.2.3 Důsledky nezaměstnanosti

Pokud je osoba nezaměstnaná, tak on i jeho blízcí, ale i stát něco ztrácí. Stát přichází o výrobní faktor práce, který by mohl produkovat zboží a služby. Jedinec zase přichází o příjem finančních prostředků, což může mít na něj i jeho rodinných příslušníků negativní dopad. Důsledky nezaměstnanosti by se daly rozdělit do dvou velkých skupin. do ekonomických a sociálních. Nezaměstnaností samozřejmě dochází k plýtvání zdrojů, které má ekonomika k dispozici. Pokud je tedy míra nezaměstnanosti vyšší než její přirozená míra, tak ekonomika produkuje méně, než by mohla na úrovni potenciálního produktu. Na člověku se ekonomické dopady podepisují zdatně, klesají mu finanční prostředky a je nucen omezovat své výdaje s čímž souvisí následný pokles životní úrovně a ekonomické stability. V případě dlouhodobé nezaměstnanosti pak také klesá kvalifikace jedince, který není v kontaktu s vyvíjejícími se technologiemi a novými postupy. Ani pro stát není nezaměstnanost zanedbatelná, jelikož musí vyplácet podpory v nezaměstnanosti, které zatěžují státní rozpočet. (Şahin, a další, 2014)

Dlouhodobá nezaměstnanost se může také podílet na vzniku psychických i zdravotních obtíží. Většina lidí v důsledku ztráty zaměstnání prožívá stres, pocity méněcennosti či osobního selhání. Již samotný status nezaměstnaného může být ve společnosti vnímán velmi negativně a může vést ke ztrátě sebeúcty a depresím. Dlouhodobě nezaměstnaní lidé častěji tíhnou ke kriminalitě, užívání drog. Nezaměstnanost se také prokazatelně pojí s vyšším výskytem sebevražd. (Wooldridge, 2012)

4.3 Státní politika zaměstnanosti v České republice

Politika zaměstnanosti usiluje o dosažení rovnováhy mezi nabídkou a poptávkou po pracovních silách a produktivním využití zdrojů pracovních sil. Cílem je zabezpečit právo občanů na zaměstnání a vytvoření optimálních podmínek pro dosažení produktivní a zvolené zaměstnanosti. Definicí politiky nezaměstnanosti lze vyjádřit jako souhrn vytvářející podmínky na trhu práce pro vznik rovnováhy a pro účinné využití pracovních sil. Lze ji chápat ze tří hledisek – mikroekonomického, makroekonomického a regionálního. (Uramová, 2005)

Státní politiku zaměstnanosti zabezpečuje Ministerstvo práce a sociálních věcí spolu s Úřadem práce ČR. K řešení nezaměstnanosti je možné přistupovat dvěma základními způsoby, které částečně zmírňují negativní dopady na jedince ucházejícího se o zaměstnání,

ale i na zaměstnavatele. Opatření by měly být přínosem celé ekonomické a sociální oblasti. Jedná se o aktivní a pasivní politiku zaměstnanosti. (Uramová, 2005)

4.3.1 Aktivní politika zaměstnanosti

Zákon č 435/2004 Sb. část pátá § 104 – §120 definuje aktivní politiku zaměstnanosti jako souhrn opatření směřující k zajištění maximálně možné úrovně zaměstnanosti. Aktivní politiku zaměstnanosti zabezpečuje ministerstvo a úřad práce ve spolupráci s dalšími subjekty. Cílem této politiky je zabezpečit podmínky pro vznik nových efektivních a společensky účelných pracovních míst. Jde o využití způsobů motivace u nezaměstnaných k opětovnému návratu na pracovní trh vytvářením společensky účelných pracovních míst, rekvalifikací, investičními pobídkami, v případě dlouhodobé nezaměstnanosti veřejně prospěšnými pracemi, příspěvky na zapracování či při přechodu na nový podnikatelský program. Do této oblasti jsou aktivně zapojovány i další subjekty mimo ministerstva a úřadu práce. Jsou to agentury práce, sektorové rady nebo i samotní zaměstnavatelé. Významnou roli tu hraje také podpora ze strany Evropské unie. (Zákon č. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti, 2004)

Společensky účelná pracovní místa

Jak uvádí (Zákon č. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti, 2004) „*Společensky účelnými pracovními místy se rozumí pracovní místa, která zaměstnavatel zřizuje nebo vyhrazuje na základě dohody s Úřadem práce a obsazuje je uchazeči o zaměstnání.*“ Cílem je vytvořit více pracovních míst pracovníkům, kterým jiným způsobem nelze zajistit pracovní zařazení.

Obrázek 9 - Společensky účelná pracovní místa v r. 2020

| <u>SÚPM</u> | |
|----------------------------|---------|
| vytvořená místa | 3,887 |
| umístění uchazeči | 3,899 |
| výdaje k 31.12. (tis. Kč.) | 106,422 |

Zdroj: (MPSV)

Rekvalifikace

(Zákon č. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti, 2004) uvádí, že „*Rekvalifikací se rozumí získání nové kvalifikace a zvýšení, rozšíření nebo prohloubení dosavadní kvalifikace, včetně jejího udržování nebo obnovování.*“ Náplň rekvalifikace závisí nejen na vzdělání

uchazeče, dosavadní kvalifikaci, na profesním zaměření, ale také na schopnostech, zkušenostech a zdravotním stavu dané osoby. K rekvalifikaci dochází na základě dohody mezi Úřadem práce a žadatelem. Úřad práce zde hradí náklady na rekvalifikaci neboli tzv. kurzovné a také může poskytnout příspěvek na úhradu nákladů s rekvalifikací spojených, například jízdní výdaje na cestu. „Výše podpory při rekvalifikaci činí 60 % průměrného měsíčního výdělku, kterého uchazeč o zaměstnání dosáhl ve svém posledním zaměstnání.“ (MPSV)

Obrázek 10 - Rekvalifikace v r. 2020

| | |
|----------------------------|--------|
| Rekvalifikace | |
| nově zařazení | 7,411 |
| vyřazení | 7,547 |
| výdaje k 31.12. (tis. Kč.) | 71,058 |

Zdroj: (MPSV)

Investiční pobídky

Investiční pobídka zajišťuje formu hmotné pomoci pro zaměstnavatele, kteří chtějí vytvořit volná pracovní místa, nebo zaškolit nové zaměstnance pro jejich vybrané pracovní zařízení. Tento druh podpory se vyskytuje především v oblastech s vyšším procentem nezaměstnanosti. V případě, že zaměstnavateli již byla v minulosti poskytnuta hmotná podpora, nemůže čerpat další. (Zákon č. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti, 2004)

Obrázek 11 - Výdaje na investiční pobídky v r. 2020

| | |
|-------------------------------------|---------|
| investiční pobídky (tis. Kč) | 219,494 |
|-------------------------------------|---------|

Zdroj: (MPSV)

4.3.2 Pasivní politika zaměstnanosti

Pasivní politika nezaměstnanosti slouží zejména ke kompenzaci ztraceného příjmu, na kterou mají nárok osoby nezaměstnané nebo v průběhu rekvalifikace. Z prostředků pasivní politiky nezaměstnanosti jsou hrazeny finanční prostředky na evidenci volných pracovních míst a evidenci uchazečů o zaměstnání. Pro stát je samozřejmě efektivnější použití aktivních nástrojů, jelikož pasivní nástroje zaměstnanosti mohou mít demotivující vliv na nezaměstnané, kteří si přestávají aktivně hledat novou práci. (Zákon č. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti, 2004)

Nejvýznamnější složkou pasivní politiky nezaměstnanosti je podpora nezaměstnanosti. Jedná se o finanční pomoc pro osoby, které sice práci nemají, ale aktivně si ji hledají nebo se účastní rekvalifikačních kurzů. Podmínkou pro výplatu podpory v nezaměstnanosti je registrace na úřadu práce v místě trvalého bydliště jedince. Nárok na podporu v nezaměstnanosti má dle §39 zákona č. 435/2004 Sb. jedinec, který:

- v délce 12 měsíců v posledních dvou letech byl zaměstnán nebo provozoval jinou výdělečnou činnost, která zakládá povinnost odvádět důchodové pojištění a příspěvek na státní politiku nezaměstnanosti
- požádal krajskou pobočku Úřadu práce, u které je veden v evidenci uchazečů o zaměstnání, o poskytnutí podpory v nezaměstnanosti
- ke dni, k němuž má být podpora v nezaměstnanosti, není poživitelem starobního důchodu

Výše podpory v nezaměstnanosti je stanovena procentní sazbou z průměrného měsíčního čistého výdělku, který byl u uchazeče zjištěn v posledním zaměstnání přepočteného na 1 měsíc, a to první dva měsíce 65 %, další 2 měsíce 50 % a po zbytek podpůrní doby 45 %. Pokud však zaměstnanec svůj pracovní poměr ukončil vlastní výpovědí či dohodou, snižuje se výše státní podpory na 45 % z průměrné mzdy, a to na celou dobu poskytování. Dále je státem stanovena maximální výše státní podpory, která odpovídá 0,58násobku průměrné mzdy v České republice. U uchazečů, kteří vykonávali samostatně výdělečnou činnost se podpora stanovuje procentní sazbou z vyměřovacího základu odváděného na důchodové pojištění. Rozhodující délka výplaty podpory v nezaměstnanosti je závislá na věku uchazeče o zaměstnání, kterého dosáhne ke dni podání žádosti o podporu v nezaměstnanosti. Tato doba činí

- do 50 let věku 5 měsíců
- nad 50 let do 55 let věku 8 měsíců
- nad 55 let věku 11 měsíců (Zákon č. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti, 2004)

4.4 Rizikové skupiny

Na trhu práce se vyskytují lidé různých charakterů, různého věku, vzdělání, pohlaví, zdravotního stavu a osobních preferencí. Přestože se trh práce snaží vyvážit nabídku

s poptávkou a vyrovnat příležitosti pro všechny, vyskytují se zde určité rizikové skupiny. (Buchtová, a další, 2013)

Jako první rizikovou skupinu (Buchtová, a další, 2013) uvádí absolventy škol a mladistvé do třiceti let. Čerství absolventi a uchazeči o zaměstnání jsou znevýhodnění tím, že značná část doposud nemá praktickou zkušenost s pracovním prostředím, tedy jim chybí praxe. K podpoře zaměstnanosti této rizikové skupiny mohou přispět různé jazykové kurzy, trainee programy, stáže či brigády, které může vykonávat již během studia.

Další rizikovou skupinou, ačkoliv tito lidé mohou mít obrovskou chuť pracovat, jsou osoby se zdravotním postižením. Nabídek pro ně je na trhu práce velice málo. Na rozdíl od lidí bez zdravotního postižení mohou být tito lidé evidováni na úřadu práce dlouhodobě či opakovaně. (Buchtová, a další, 2013)

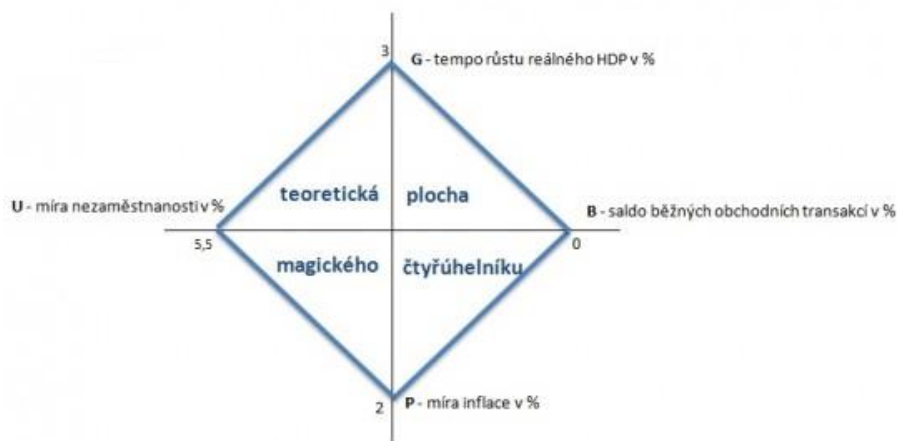
Vážný problém představují dlouhodobě nezaměstnaní, za které se považují jedinci, kteří jsou bez práce déle než 1 rok. Tato situace je problémem jak pro jedince, tak pro celou společnost. Vede totiž k sociálním problémům, například ztráta pracovních návyků či psychické problémy. (Pavelka, a další, 2012)

Za poslední rizikové skupiny se považují uchazeči o zaměstnání nad 50 let a osoby pečující o děti do 15 let. Uchazeči o zaměstnání nad 50 let jsou označováni za rizikové z důvodu horší adaptability v pracovním prostředí, například při zavádění informačních technologií bývá pro tuto skupinu obtížnější se přizpůsobit. V současnosti také mnoho pracovních pozic vyžaduje cizí jazyk, kterým ne mnoho starších lidí disponuje. U osob pečujících o děti do 15 let se jedná především o ženy, které jako matky mají právo na zvláštní pracovní podmínky uvedené v listině základních práv a svobod. (Buchtová, a další, 2013)

4.5 Magický čtyřúhelník

Magický čtyřúhelník se používá ke zhodnocení a následnému zobrazení úspěšnosti hospodářské politiky státu. Na obrázku 12 lze vidět, že magický čtyřúhelník hodnotí ekonomický růst, nezaměstnanost, cenovou hladinu a ekonomickou rovnováhu (Vlček, 2009).

Obrázek 12 - Magický čtyřúhelník



Zdroj: (Nový, a další, 2010)

U = míra nezaměstnanosti v % pro hodnocení zaměstnanosti

P = míra inflace v % pro hodnocení stability cenové hladiny

G = tempo růstu reálného HDP v % pro hodnocení ekonomického růstu

B = deficit běžného účtu platební bilance pro hodnocení ekonomické rovnováhy

Všechny země se snaží, aby rostlo HDP, klesala nezaměstnanost, klesala inflace a aby schodek platební bilance nebyl příliš vysoký. Vývoj těchto ukazatelů lze zhodnotit plochou čtyřúhelníku, tedy čím větší je magický čtyřúhelník tím by na tom měla být země lépe. Pro tento čtyřúhelník také platí pravidlo, že jeden vrchol čtyřúhelníku ovlivňuje ostatní vrcholy a cílem hospodářské ekonomiky je pak dosáhnout jakési optimální kombinace těchto cílů. Z pohledu interakce mezi jednotlivými cíli můžeme cíle rozdělit na konfliktní, komplementární a neutrální. Konfliktní neboli protichůdné cíle s sebou přináší zlepšení jednoho cíle, ale zároveň zhoršení cíle druhého (např. ekonomický růst lze oživit dovozem zboží a kapitálu, což zhoršuje platební bilanci; restriktivní fiskální politika vlády má příznivý vliv na stabilitu cenové hladiny, ale přináší nebezpečí pomalého růstu HDP, vysoké nezaměstnanosti a případně i nerovnováhu platební bilance), kdežto komplementární cíle se doplňují a nezpůsobují zhoršení druhého cíle (např. vysoké tempo hospodářského růstu nám také pozitivně ovlivní zaměstnanost). (Nový, a další, 2010) (Vlček, 2009)

4.5.1 Vztah inflace a nezaměstnanosti, Phillipsova křivka

Phillipsova křivka vyjadřuje vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mzdovou inflací, přičemž všechny její moderní verze rozlišují mezi krátkodobými a dlouhodobými účinky na nezaměstnanost. Krátkodobá Phillipsova křivka předpokládá, že se nemění očekávaná míra inflace. Pokud zůstává vliv setrvačné inflace neutrální, vyjadřuje Phillipsova křivka inverzní vztah mezi inflací a nezaměstnaností. V případě, že se zvýší setrvačná míra inflace, posune se krátkodobá Phillipsova křivka vzhůru, a naopak v případě poklesu inflace se křivka posune dolů. V jednoduchosti řečeno, čím menší nezaměstnanost, tím větší inflace.

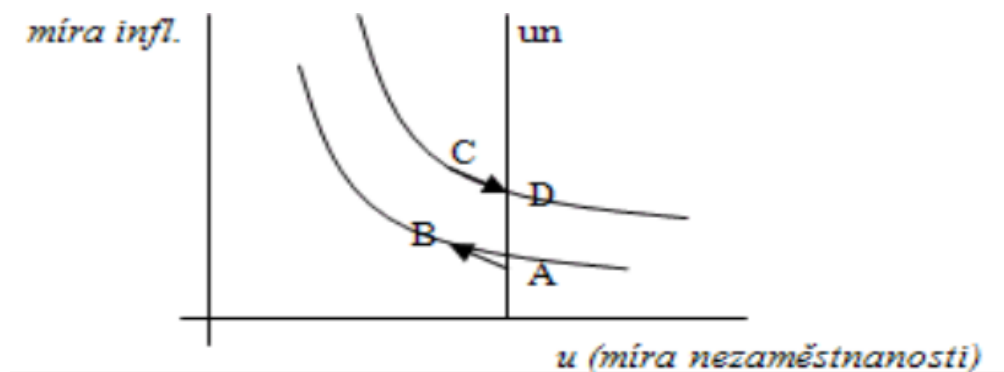
Obrázek 13 - Krátkodobá Phillipsova křivka



Zdroj: (Urban, 2011)

Dlouhodobá Phillipsova křivka se ustálí na bodě přirozené míry nezaměstnanosti. Tento bod je průsečíkem křivky a horizontální osy (míra nezaměstnanosti). V případě, že dojde ke snížení nezaměstnanosti pod svou přirozenou míru, bude to spojeno s růstem cenové hladiny. Nejlepší stabilizační politikou vlády je udržování míry nezaměstnanosti na její přirozené míře při nízké úrovni setrvačné inflace. (Urban, 2011)

Obrázek 14 - Dlouhodobá Phillipsova křivka



Zdroj: (Urban, 2011)

4.5.2 Vztah hrubého domácího produktu a nezaměstnanosti, Okunův zákon

Okunův zákon popisuje vzájemnou závislost mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu hrubého domácího produktu neboli také, jak sám (Okun, 1962) ve svém článku z roku 1962 uvádí „*Okun's law refers to a reduced-form relationship cyclical unemployment and output.*“ Okunův zákon vyjadřuje fakt, že při růstu nezaměstnanosti úměrně klesá hrubý domácí produkt. Vzorec pro Okunův zákon vypadá následovně:

$$\frac{Y^* - Y}{Y^*} = c(u - u^*), \text{ kde:} \quad (4.2)$$

Y^* potenciální produkt

Y skutečný produkt

u^* přirozená míra nezaměstnanosti

u skutečná míra nezaměstnanosti

c koeficient lineární závislosti – uvádí se v rozmezí 2-3, tzn. na každé 1% růstu nezaměstnanosti nad tzv. přirozenou úroveň připadá pokles hrubého domácího produktu o 2 až 3 %.

V praxi bohužel výše uvedený vzorec znemožňuje změření Y^* a u^* , které je možné pouze odhadnout, proto se běžně používá vyjádření, které navzájem porovnává změny produktu se změnami míry nezaměstnanosti (Urban, 2011):

$$\frac{\Delta Y}{Y} = k - c\Delta u, \text{ kde} \quad (4.3)$$

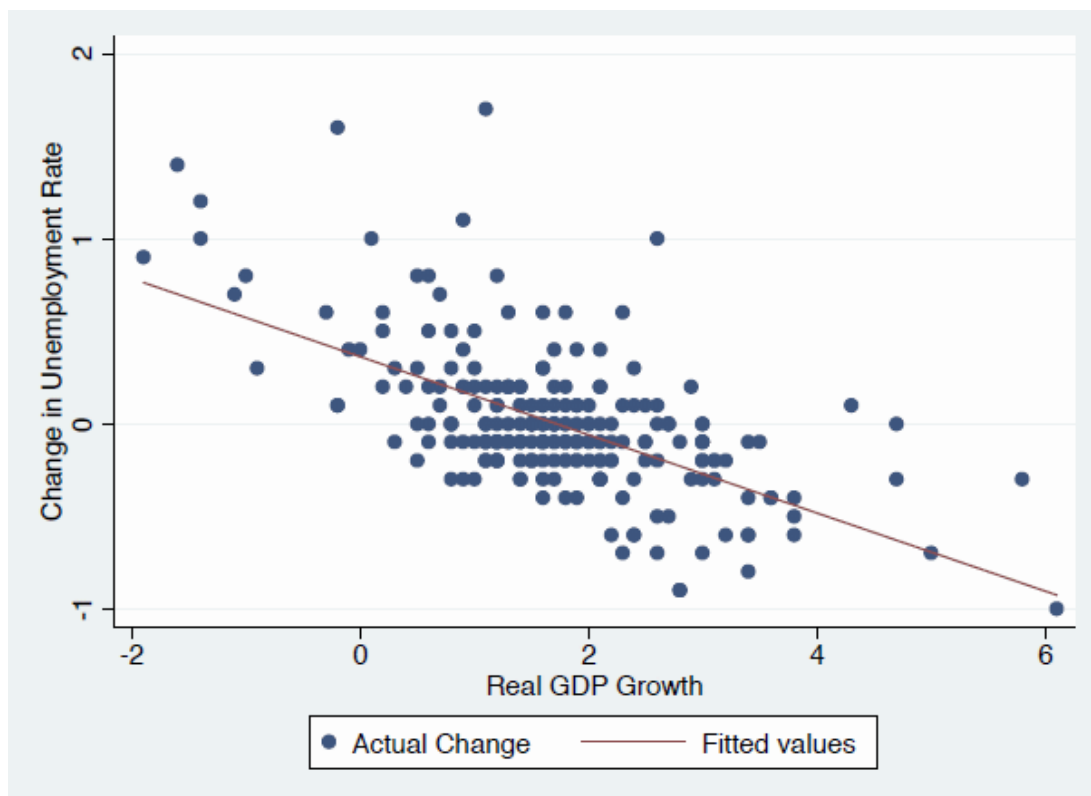
Y produkt

ΔY změna produktu

$c\Delta$ změna míry nezaměstnanosti

k, c koeficienty závislosti

Obrázek 15 - Okunův zákon



Zdroj: (Economist's View)

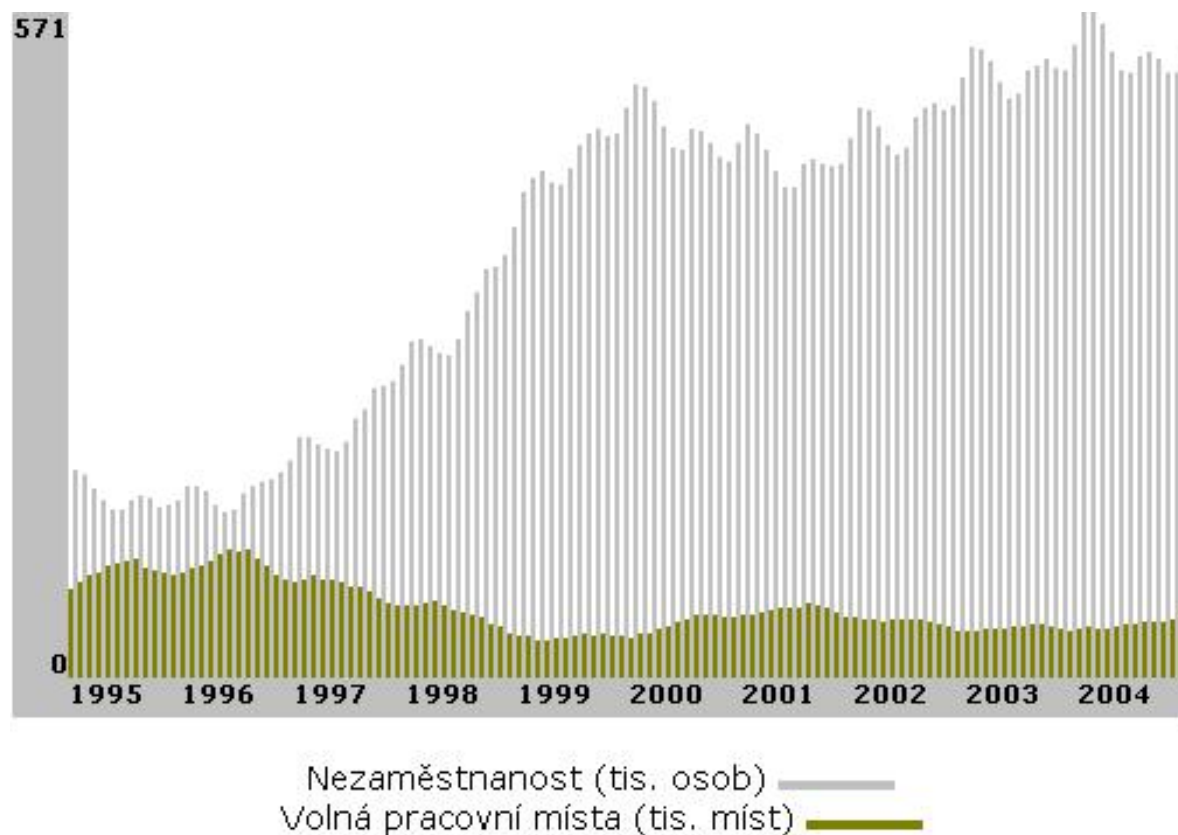
4.6 Vývoj nezaměstnanosti v České republice do roku 2004

Nezaměstnanost v České republice byla v první polovině 90. let nad očekávání nízká. Na rozdíl od zemích bývalé Rady vzájemné hospodářské pomoci roční míra nezaměstnanosti v České republice po roce 1990 nikdy nepřekročila dvoucifernou hranici, a dokonce ani hranici vymezující tzv. přirozenou míru nezaměstnanosti. Růstu nezaměstnanosti v 90. letech bránil fakt, že ekonomika měla relativně nízké mzdové náklady a trh akceptoval tendenci promítání cen vstupů do cen výrobků, a tak nevytvářel tlak na snižování nákladů (a propouštění). (Mareš, 1998)

Zhruba do poloviny 90. let nepředstavovala nezaměstnanost v České republice vážný problém, nicméně od začátku roku 1992 došlo ke zpřísnění legislativních norem a úřady práce začaly vyřazovat nespolupracující uchazeče. V letech 1990 až 1996 se míra nezaměstnanosti pohybovala pod hranicí 5 %, kterou poprvé přesáhla v roce 1997, což mohlo být způsobeno nevyhovující kvalifikací uchazečů o zaměstnání. Jednalo se většinou o propuštěné lidi z dělnických profesí, kteří neměli žádné vzdělání, a proto těžko hledali

nové uplatnění na trhu. K tomu po roce 2000 docházelo k firemním bankrotům, což vyvolalo v roce 2003 do té doby nejvyšší nezaměstnanost v ČR. (Český statistický úřad, 2004)

Obrázek 16 - Vývoj nezaměstnanosti od roku 1995 do 2004



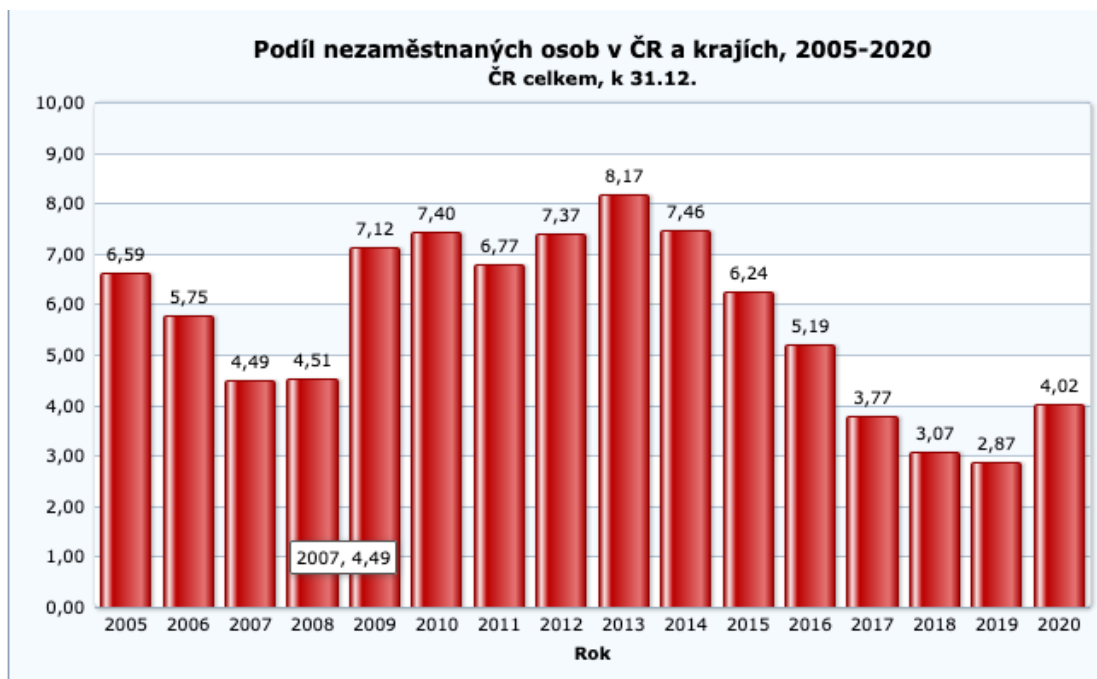
Zdroj: (MPSV)

4.6.1 Nezaměstnanost v ČR v období 2005-2020

Vstupem České republiky dne 1. května 2004 do Evropské unie došlo ke změně metodiky výpočtu registrované nezaměstnanosti, kdy se začalo pracovat s osobami z EHP a s pojmem dosažitelní uchazeči o zaměstnání. Tato změna znemožňuje srovnání nových údajů s údaji před vstupem do EU, kde míra registrované nezaměstnanosti byla počítána jako podíl počtu neumístěných uchazečů o zaměstnání v čitateli a disponibilní pracovní síly, tj. zaměstnaní z výběrového šetření pracovních sil (VŠPS) plus neumístění uchazeči o zaměstnání ve jmenovateli. Na počátku ledna 2013 Ministerstvo práce a sociálních věcí přešlo na nový ukazatel registrované nezaměstnanosti s názvem Podíl nezaměstnaných osob, jenž vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15-64 let ze všech obyvatel ve stejném věku. Tento ukazatel je s původním ukazatelem nesrovnatelný, nicméně

Ministerstvo práce a sociálních věcí na jejich webových stránkách zveřejnilo přepočtený nový ukazatel z roku 2013 až do roku 2005, se kterým se pracuje v praktické části diplomové práce. (MPSV)

Obrázek 17 - Podíl nezaměstnaných osob v ČR v r. 2005-2020



Zdroj: (MPSV)

Česká republika, jak lze i z grafu výše vidět, se do roku 2008 nacházela v období hospodářského růstu. Jednalo se o období před celosvětovou finanční a ekonomickou krizí, která vypukla v září 2008 a způsobila propad ekonomiky zahrnující prudký nárůst nezaměstnanosti, pokles nabídky práce a samozřejmě také nárůst poptávky po práci. Situace na trhu práce se začala zlepšovat až v roce 2014. (MPSV)

Minulý rok, tedy rok 2020, znatelně ovlivnil koronavirus, před jehož nástupem se český pracovní trh potýkal s nedostatkem zaměstnanců. Jak uvedl generální ředitel ÚP ČR Viktor Najmon v tiskové zprávě z 8. ledna 2021, „*Firmy se předháněly v seznamu benefitů a přijímaly kroky, jejichž cílem bylo udržet si kvalifikované zaměstnance, případně získat nové. Zároveň snižovaly své požadavky na potenciální zaměstnance a byly mnohem více ochotny si je samy zapracovat.*“. S příchodem koronaviru se situace začala měnit, avšak i přesto má Česká republika v mezinárodním srovnání stále nejvyšší nezaměstnanost v celé EU (Úřad práce ČR).

Program antivirus

Dne 1. dubna 2020 schválila vláda ČR cílený program k podpoře zaměstnanosti nazvaný „Antivirus“. Smyslem tohoto programu je zmírnění negativních dopadů celosvětového šíření onemocnění COVID-19 na zaměstnanost v České republice, jelikož přijímání ochranných opatření státu má negativní dopad jak zaměstnance, tak na zaměstnavatele. Zaměstnanci jsou nuceni zůstat kvůli opatřením doma, kdy jim je například nařízena karanténa nebo se musí starat o dítě, čímž zaměstnavatel musí ze zákona po dobu trvání takovýchto překážek v práci poskytovat náhradu mzdy. Tím vznikají zaměstnavateli náklady, které nejsou zaviněny zaměstnavatelem, ale jsou způsobeny zásahy státní správy. Podstatou Programu Antivirus je tedy jejich částečná kompenzace prostřednictvím vyplácení finančních příspěvků postiženým zaměstnavatelům, což je, jak je vidět na obrázku níže, součástí státní politiky zaměstnanosti (MPSV). Pro potřeby této diplomové práce nebude částka 23 786 007 Kč zahrnuta do výpočtů, aby se co nejvíce vyhnulo vlivu koronaviru na výsledky.

Obrázek 18 - Výdaje na politiku zaměstnanosti v ČR

| ▶ | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 |
|-------------------------|------------|------------|------------|------------|
| SPZ (v tis. Kč) | 18,399,624 | 18,891,482 | 18,100,547 | 44,964,595 |
| PPZ (v tis. Kč) | 7,853,520 | 7,542,836 | 8,144,407 | 10,566,518 |
| APZ (v tis. Kč.) | 4,703,189 | 4,336,836 | 2,273,719 | 25,717,789 |
| <i>CP Antivirus</i> | 0 | 0 | 0 | 23,786,007 |

Zdroj: (MPSV)

5 Vlastní práce

Vlastní práce diplomové práce se zabývá ekonometrickým modelováním nezaměstnanosti jako celku a nezaměstnaností žen. Na počátku zkoumání bylo navrženo několik modelů, z nichž byly vybrány dva samostatné jednorovnicové modely, zkoumající vlivy na podíl nezaměstnaných osob celkem a vlivy na podíl nezaměstnaných žen. Podíl nezaměstnaných osob celkem je vysvětlován podílem nezaměstnaných osob v předchozím období, pasivní a aktivní politikou zaměstnanosti, inflací, tempem růstu HDP a výší průměrné hrubé měsíční mzdy a podíl nezaměstnaných žen je vysvětlován podílem nezaměstnaných žen v předchozím období, pasivní politikou zaměstnanosti, tempem růstu HDP, počtem narozených dětí, výdaji na dávky sociální podpory a minimální mzdou. Časové řady byly zvoleny od roku 2005 do roku 2020, jejichž podkladová data jsou uvedena v příloze č. 1 a 2. Závěrem ekonometrického modelování by měla být komparace těchto dvou modelů jako celku a srovnání společných exogenních proměnných zahrnutých v obou modelech a následně prognóza těchto dvou endogenních proměnných, určující budoucí vývoj časových řad nezaměstnaností pomocí programů MS Excel a Gretl.

5.1 Vlivy na podíl nezaměstnaných osob celkem

Očekávané vztahy:

Podíl nezaměstnaných osob v předchozím období

Zvýší/sníží-li se podíl nezaměstnaných osob v předchozím období, zvýší/sníží se také podíl nezaměstnaných osob v současném období.

Výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti ze státního rozpočtu

Zvýší/sníží-li se výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti v ČR, zvýší/sníží se podíl nezaměstnaných osob. Jak již bylo řečeno v Kapitole 4.3.2, nejdůležitější složkou PPZ je podpora nezaměstnanosti. Podpory nezaměstnanosti mají negativní dopad na nalézání práce, jelikož tyto dávky nahrazují standardní mzdu v zaměstnání. Bude tu tedy platit nepřímá úměra, čím vyšší je podpora, tím je motivace na hledání práce nižší – v tomto případě budeme předpokládat, že čím více bylo na dávkách vyplaceno, tím nastal větší podíl nezaměstnaných.

Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti ze státního rozpočtu

Aktivní politika zaměstnanosti, jak již bylo uvedeno v teoretické části této diplomové práce, se snaží dosáhnout co nejvyšší zaměstnanosti vytvářením společensky účelných pracovních míst, rekvalifikací, investičními pobídkami, v případě dlouhodobé nezaměstnanosti veřejně prospěšnými pracemi, příspěvky na zapracování atd. Měla by tu tedy platit nepřímá úměra, tedy pokud se zvýší/sníží výdaje státního rozpočtu na aktivní politiku zaměstnanosti, sníží/zvýší se podíl nezaměstnaných osob.

Míra inflace – index spotřebitelských cen

Když se zvýší/sníží míra inflace v ČR, sníží/zvýší se podíl nezaměstnaných osob v ČR. Tento vztah je vyjádřením tzv. Phillipsovy křivky popsané v kapitole 4.5.1. této diplomové práce.

Tempo růstu reálného HDP

Zvýší/sníží-li se tempo růstu reálného hrubého produktu, sníží/zvýší se podíl nezaměstnaných osob v ČR. Pakliže nejsou v ekonomice využity všechny dostupné pracovní zdroje, HDP se dostane pod úroveň potenciálního produktu, a tak vznikne cyklická nezaměstnanost. Tento vztah vyjadřuje tzv. Okunův zákon popsáný v kapitole 4.5.2 této diplomové práce.

Průměrná hrubá měsíční mzda

Pokud se zvýší průměrná hrubá měsíční mzda, bude předpokládáno snížení podílu nezaměstnaných osob v ČR, protože lidé budou více motivováni pracovat.

Tabulka 1 - Deklarace proměnných

| Označení | Název proměnné | Typ proměnné | Jednotky | Označení |
|--------------|---|------------------|----------|-----------------|
| y_1 | Podíl nezaměstnaných osob | endogenní | % | Nezam |
| x_0 | Jednotkový vektor | exogenní | - | const |
| $y_{1(t-1)}$ | Podíl nezaměstnaných osob v předchozím období | predeterminovaná | % | Nezam_v_predch |
| x_1 | Výdaje na PPZ ze SR | exogenní | mil. Kč | Vydaje_PPZ |
| x_2 | Výdaje na APZ ze SR | exogenní | mil. Kč | Vydaje_APZ |
| x_3 | Míra inflace | exogenní | % | Inflace |
| x_4 | Tempo růstu reálného HDP | exogenní | % | Tempo_rustu_HDP |

| | | | | |
|-------|-----------------------------|--------------|----|-----------|
| x_5 | Průměrná hrubá měsíční mzda | exogenní | Kč | Prum_mzda |
| u_t | Náhodná složka | stochastická | - | - |

Zdroj: Vlastní zpracování

Na obrázku č. 19 jsou prezentovány deskriptivní statistiky jednotlivých proměnných, a sice střední hodnota, medián, směrodatná odchylka, minimum a maximum. Průměrný podíl nezaměstnaných osob v sledovaném období byl 5,674 %. Nejnižší podíl nezaměstnaných osob byl naměřen 2,87 % v roce 2019 a nejvyšší 8,17 % v roce 2013. Co se týče podílu nezaměstnaných osob v minulém období, minimum i maximum bylo stejné jako v aktuálním období. Výdaje na pasivní politiku dosáhly od roku 2005 do roku 2020 průměrné hodnoty 9103 mil. Kč. Nejnižší hodnoty 7016 mil. Kč dosáhly v roce 2007 a nejvyšší 15078 mil. Kč v roce 2009. Aktivní politika zaměstnanosti dosáhla průměrně zhruba jednou tak nízké hodnoty 4934 mil. Kč. Nejnižší výdaje na tuto politiku byly v roce 2020 1932 mil. Kč a nejvyšší 9669 mil. Kč v roce 2015. Střední hodnota inflace byla 2,163 % s nejnižší hodnotou 0,3 % v roce 2015 a nejvyšší hodnotou 6,3 % v roce 2008. Nejnižší hodnota tempa růstu HDP dosáhla -5,6 % v roce 2020 a nejvyšší 6,8 v roce 2006, přičemž průměr tohoto ukazatele za sledované období dosáhl 2,019 %. Poslední proměnnou je průměrná mzda, jejíž střední hodnota byla 25882 Kč v letech 2005-2020. V témž období tato proměnná dosáhla nejnižší hodnoty v roce 2005 a sice 18282 Kč a nejvyšší hodnoty 34835 Kč v roce 2020.

Obrázek 19 - Deskriptivní statistiky

| | Střední hodnota | Medián | S.D. | Min | Max |
|-----------------|-----------------|--------|-------|--------|-------|
| Nezam | 5.674 | 5.995 | 1.707 | 2.870 | 8.170 |
| Nezam_v_predch | 5.863 | 6.415 | 1.679 | 2.870 | 8.170 |
| Vydaje_PPZ | 9103 | 8279 | 2309 | 7016 | 15078 |
| Vydaje_APZ | 4934 | 4828 | 1951 | 1932 | 9669 |
| Inflace | 2.163 | 2.000 | 1.455 | 0.3000 | 6.300 |
| Tempo_rustu_HDP | 2.019 | 2.350 | 3.516 | -5.600 | 6.800 |
| Prum_mzda | 25882 | 25076 | 4846 | 18283 | 34835 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = fce(x_{0t}; y_{1(t-1)}; x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \beta_1 y_{1(t-1)} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + u_t$$

Odhad parametrů modelu:

Odhad parametrů modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců. Před samotným odhadem byla nejdříve provedena korelační analýza, aby mohla být vyloučena multikolinearita. Z korelační matice v obrázku č. 20 lze konstatovat, že ani perfektní ani vysoká multikolinearita se v modelu nevyskytuje, jelikož žádná z hodnot párových korelačních koeficientů (vyjma závislosti vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné, která je žádoucí) nevykazuje hodnotu vyšší než 0,8.

Obrázek 20 - Korelační matice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2005 - 2020
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0.4973 pro n = 16

| | | | | |
|---------|-----------------|------------|------------|-----------------|
| Nezam | Nezam_v_predch | Vydaje_PPZ | Vydaje_APZ | |
| 1.0000 | 0.8004 | 0.4724 | 0.2144 | Nezam |
| | 1.0000 | 0.0029 | 0.4773 | Nezam_v_predch |
| | | 1.0000 | -0.0601 | Vydaje_PPZ |
| | | | 1.0000 | Vydaje_APZ |
| Inflace | Tempo_rustu_HDP | Prum_mzda | | |
| -0.4387 | -0.1920 | -0.5777 | | Nezam |
| -0.4958 | 0.3385 | -0.6200 | | Nezam_v_predch |
| -0.3480 | -0.6716 | 0.0445 | | Vydaje_PPZ |
| -0.3784 | 0.4273 | -0.3366 | | Vydaje_APZ |
| 1.0000 | -0.0098 | -0.0090 | | Inflace |
| | 1.0000 | -0.4409 | | Tempo_rustu_HDP |
| | | 1.0000 | | Prum_mzda |

Zdroj: Vlastní zpracování

Obrázek 21 - Odhad parametrů modelu

Model 3: OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)
Závisle proměnná: Nezam

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota | |
|------------------------------------|--------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const | 4.29849 | 2.00882 | 2.140 | 0.0610 | * |
| Nezam_v_predch | 0.764168 | 0.101207 | 7.551 | 3.50e-05 | *** |
| Vydaje_PPZ | 0.000108462 | 7.53630e-05 | 1.439 | 0.1840 | |
| Vydaje_APZ | -6.14227e-05 | 6.27162e-05 | -0.9794 | 0.3530 | |
| Inflace | -0.0579424 | 0.105922 | -0.5470 | 0.5977 | |
| Tempo_rustu_HDP | -0.229723 | 0.0525248 | -4.374 | 0.0018 | *** |
| Prum_mzda | -0.000123640 | 3.42723e-05 | -3.608 | 0.0057 | *** |
| Střední hodnota závisle proměnné | | 5.674375 | | | |
| Sm. odchylka závisle proměnné | | 1.707392 | | | |
| Součet čtverců reziduí | | 1.267753 | | | |
| Sm. chyba regrese | | 0.375315 | | | |
| Koeficient determinace | | 0.971008 | | | |
| Adjustovaný koeficient determinace | | 0.951680 | | | |
| F(6, 9) | | 50.23855 | | | |
| P-hodnota(F) | | 2.05e-06 | | | |
| Logaritmus věrohodnosti | | -2.420274 | | | |
| Akaikovo kritérium | | 18.84055 | | | |
| Schwarzovo kritérium | | 24.24867 | | | |
| Hannan-Quinnovo kritérium | | 19.11749 | | | |
| rho (koeficient autokorelace) | | -0.238422 | | | |
| Durbin-Watsonova statistika | | 2.342417 | | | |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 13 (Inflace)

Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledná rovnice modelu:

$$y_{1t} = 4,299x_{0t} + 0,764y_{1(t-1)} + 0,0001x_{1t} - 0,00006x_{2t} - 0,058x_{3t} - 0,230x_{4t} - 0,0001x_{5t} + u_t$$

Ekonomická verifikace

const = 4,299

Pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, pak bude podíl nezaměstnaných osob roven 4,299 %, CP.

Nezam_v_predch = 0,764

Pokud se podíl nezaměstnaných osob v předchozím roce zvýší o 1 % (p.b.), zvýší se podíl nezaměstnaných osob o 0,764 % (procentního bodu), CP.

Vydaje_PPZ = 0,0001

Zvýší-li se výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti o 1 milion, zvýší se podíl nezaměstnaných osob o 0,0001 % (procentního bodu), CP.

Vydaje_APZ = -0,00006

Pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti o 1 milion Kč, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,00006 % (procentního bodu), CP.

Inflace = -0,058

Zvýší-li se míra inflace o 1 % (p.b), sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,058 % (procentního bodu), CP.

Tempo_rustu_HDP = -0,230

Zvýší-li se tempo růstu HDP o 1 % (p.b.), sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,230 % (procentního bodu), CP.

Prum_mzda = -0,0001

Pokud se zvýší průměrná mzda o 1 Kč, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,0001 % (procentního bodu), CP.

Z výsledků ekonomické verifikace lze konstatovat, že všechny očekávané předpoklady uvedené na začátku této podkapitoly se potvrdily.

Statistická verifikace

Z výsledků odhadu modelu na obrázku č. 20 vyplývá, že parametry proměnných nezaměstnané osoby v předchozím období, tempo růstu HDP a průměrná mzda jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,01$ (tři hvězdičky) a parametr proměnné konstanta je statisticky významný na hladině významnosti $\alpha=0,1$ (jedna hvězdička). Parametry proměnných výdaje na pasivní i aktivní politiku a inflace jsou statisticky nevýznamné (bez hvězdiček). Statistická významnost se dá také zjistit na základě p-hodnoty jednotlivých odhadnutých parametrů, což je pro srovnání zobrazeno v tabulce č. 2. Pokud p-hodnota vykazuje hodnotu menší než zvolená hladina významnosti, je testovaný parametr

statisticky významný. Hodnota adjustovaného koeficientu determinace 0,952 udává, že podíl nezaměstnaných osob je z 95,2 % vysvětlován variabilitou vysvětlujících proměnných.

Tabulka 2 - Srovnání výsledků statistické významnosti odhadnutých parametrů

| | const | Nezam_v _předch | Vydaje_ PPZ | Vydaje_ APZ | Inflace | Tempo_rustu _HDP | Prum_mz da |
|--------------------|----------|--------------------|----------------|----------------|---------|---------------------|---------------|
| p-hodnota | 0,0610 | 3,50e-05 | 0,1840 | 0,3530 | 0,5977 | 0,0018 | 0,0057 |
| $\alpha=0,1$ | významný | významný | ne | ne | ne | významný | významný |
| $\alpha=0,05$ | ne | významný | ne | ne | ne | významný | významný |
| $\alpha=0,01$ | ne | významný | ne | ne | ne | významný | významný |
| výsledek gretlu | * | *** | | | | *** | *** |

Zdroj: Vlastní zpracování

Ekonometrická verifikace

Multikolinearita

Test multikolinearity nezávislých proměnných byl proveden již před vytvořením modelu v kapitole viz. obrázek č. 20 a multikolinearita nebyla v modelu nalezena, což znamená, že nezávislé proměnné jsou navzájem lineárně nezávislé.

Autokorelace

Pro testování autokorelace byl využit Breusch-Godfreyův test v softwaru Gretl.

Stanovení hypotéz:

H0: žádná autokorelace

H1: autokorelace je přítomna

Pokud je p-hodnota $> 0,05$ → nelze H0 zamítnout

Obrázek 22 - Test autokorelace

LM test pro autokorelaci až do řádu 3 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 3.14334
s p-hodnotou = $P(F(3, 6) > 3.14334) = 0.108103$

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledků testu vychází, že v modelu není přítomna autokorelace až do řádu 3, jelikož p-hodnota $0,108103 > 0,05$, z čehož vyplývá, že nulovou hypotézu nelze zamítnout. Nevyskytující se autokorelace znamená, že náhodná složka není závislá na svých zpožděných hodnotách. Výsledný podrobný test lze nalézt v příloze č. 3.

Heteroskedasticita

Pro testování heteroskedasticity byl využit Whiteův a Breusch-Paganův test v softwaru Gretl. Pro oba testy byly stanoveny následující hypotézy:

H0: Homoskedasticita

H1: Heteroskedasticita

Pokud je p-hodnota $> 0,05 \rightarrow$ nelze H0 zamítnout

Obrázek 23 - Test heteroskedasticity 1

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 13.522
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 13.522) = 0.33227$

Zdroj: Vlastní zpracování

Obrázek 24 - Test heteroskedasticity 2

Breusch-Paganův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 1.12349
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(6) > 1.12349) = 0.980495$

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledků obou testů plyne, že v modelu není přítomna heteroskedasticita, jelikož p-hodnota u obou testů je vyšší než 0,05, tedy nulovou hypotézu o přítomnosti homoskedasticity nelze zamítnout. Homoskedasticita znamená, že odhady parametrů jsou nestranné, konzistentní a nejlepší. Podrobné testy jsou součástí přílohy č. 4.

Normalita reziduí

K testování normality reziduí byl využit Jacque-Bera test v programu Gretl.

Testové hypotézy:

H0: Rezidua mají normální rozdělení

H1: Rezidua nemají normální rozdělení

Pokud je p-hodnota $> 0,05 \rightarrow$ nelze H0 zamítnout

Obrázek 25 - Test normality reziduí

```
Test normality reziduí -  
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené  
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 1.16443  
s p-hodnotou = 0.558659
```

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledné p-hodnoty, která je vyšší než hladina významnosti 0,05, vyplývá, že nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí nelze zamítnout jinými slovy, rezidua mají normální rozdělení. Provedený test včetně grafu je k nahlédnutí v příloze č. 5.

Výpočet pružností modelu celkové nezaměstnanosti

Pro aplikaci modelu bude využit výpočet pružností dle vzorce 3.40. Pružnost bude vycházet z posledního známého období, kterým je rok 2020.

Výpočet teoretické hodnoty pro rok 2020 je následující:

$$\hat{y} = 4,299x_{0t} + 0,764y_{1(t-1)} + 0,0001x_{1t} - 0,00006x_{2t} - 0,058x_{3t} - 0,230x_{4t} - 0,0001x_{5t}$$

$$\hat{y} = 4,299 + 0,764 * 2,9 + 0,0001 * 10,566.518 - 0,00006 * 1,931.782 - 0,058 * 3,2 - 0,230 * (-5,6) - 0,0001 * 34,835 = \mathbf{5,074}$$

Podíl nezaměstnaných osob v předchozím roce

$$E = 0,764 * \frac{2,9}{5,074} = 0,437$$

Pokud se zvýší podíl nezaměstnaných osob v předchozím roce o 1 %, zvýší se podíl nezaměstnaných osob o 0,437 %.

Výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti

$$E = 0,0001 * \frac{10566.518}{5,074} = 0,208$$

Pokud se zvýší výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti o 1 %, zvýší se podíl nezaměstnaných osob o 0,208 %.

Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti

$$E = -0,00006 * \frac{1931,782}{5,074} = -0,023$$

Pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti o 1 %, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,023 %.

Inflace

$$E = -0,058 * \frac{3,2}{5,074} = -0,037$$

Pokud se zvýší míra inflace o 1 %, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,037 %.

Tempo růstu HDP

$$E = -0,230 * \frac{-5,6}{5,074} = 0,254$$

Pokud se zvýší tempo růstu HDP o 1 %, zvýší se podíl nezaměstnaných osob o 0,254 %.

Průměrná mzda

$$E = -0,0001 * \frac{34835}{5,074} = -0,687$$

Pokud se zvýší průměrná mzda o 1 %, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,687 %.

Simulace definovaných scénářů:

Simulační scénáře vychází z posledního známého roku, kterým je 2020. Podíl nezaměstnaných osob v tomto roce dosáhl 4.0 %. Výpočtem elasticity z posledního známého období se předpokládá přesnější zachycení pružnosti, než by tomu bylo v případě průměrných hodnot. Všechny simulace jsou tvořeny za podmínek ceteris paribus (CP) tj. za neměnnosti ostatních proměnných.

Jak se změní podíl nezaměstnaných osob v případě, že podíl nezaměstnaných osob v předchozím roce vzroste o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$0,437 * 10 = 4,37 \%$$

Pokud by podíl nezaměstnaných osob v předchozím roce byl vyšší o 10 %, což je z 2,9 % na 3,19 %, byl by podíl nezaměstnaných osob v roce 2020 vyšší o 4,37 %, tedy z 4 % na 4,17 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných osob v případě, že výdaje na pasivní politiku vzrostou o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$0,208 * 10 = 2,08 \%$$

Pakliže výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti vzrostou o 10 %, tedy o 1056.652 mil. Kč, vzroste podíl nezaměstnaných osob o 2,08 % z 4 %, tedy na 4,08 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných osob v případě, že výdaje na aktivní politiku vzrostou o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$-0,023 * 10 = -0,23 \%$$

Pokud výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti vzrostou o 10 %, což je o 193.178 mil. Kč, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,23 %, tedy na 3,99 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných osob v případě, že se míra inflace zvýší o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$-0,037 * 10 = -0,37 \%$$

V případě, že se míra inflace zvýší o 10 %, tedy z 3.2 % na 3.52 %, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 0,37 %, což je z 4 % na 3,99 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných osob v případě, že se tempo růstu HDP zvýší o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$0,254 * 10 = 2,54 \%$$

Pokud se tempo růstu HDP zvýší o 10 %, což je z -5,6 % na -5,04 %, pak se zvýší podíl nezaměstnaných osob na 4,10 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných osob v případě, že průměrná mzda se zvýší o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$-0,687 * 10 = -6,87 \%$$

Pakliže se průměrná mzda zvýší o 10 %, tedy o 3483 Kč, sníží se podíl nezaměstnaných osob na 3,73 %.

Prognóza ex post

Před využitím prognózování do budoucna lze otestovat kvalitu prognózy u modelu a sice metodou ex post, kde se porovnají skutečné hodnoty s hodnotami předpovídanými. K výpočtu byl použit software GRET, jehož výstup je znázorněn na obrázku 26.

Obrázek 26 - Prognóza ex post

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(9, 0.025) = 2.262$

| | Nezam | předpověď | směr. chyba | 95% konfidenční interval | |
|------|-------|-----------|-------------|--------------------------|-----|
| 2005 | 6.6 | 6.4 | 0.45 | 5.4 – | 7.4 |
| 2006 | 5.8 | 5.7 | 0.42 | 4.8 – | 6.7 |
| 2007 | 4.5 | 5.0 | 0.42 | 4.1 – | 6.0 |
| 2008 | 4.5 | 4.4 | 0.51 | 3.2 – | 5.5 |
| 2009 | 7.1 | 7.0 | 0.51 | 5.9 – | 8.2 |
| 2010 | 7.4 | 7.3 | 0.49 | 6.2 – | 8.4 |
| 2011 | 6.8 | 7.3 | 0.42 | 6.4 – | 8.3 |
| 2012 | 7.4 | 7.3 | 0.45 | 6.3 – | 8.3 |
| 2013 | 8.2 | 7.8 | 0.42 | 6.8 – | 8.7 |
| 2014 | 7.5 | 7.5 | 0.42 | 6.6 – | 8.5 |
| 2015 | 6.2 | 6.0 | 0.47 | 5.0 – | 7.1 |
| 2016 | 5.2 | 5.5 | 0.42 | 4.5 – | 6.4 |
| 2017 | 3.8 | 4.0 | 0.42 | 3.0 – | 4.9 |
| 2018 | 3.1 | 3.0 | 0.42 | 2.0 – | 4.0 |
| 2019 | 2.9 | 2.5 | 0.45 | 1.5 – | 3.5 |
| 2020 | 4.0 | 4.3 | 0.46 | 3.3 – | 5.3 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Výstup GRETLU se jeví uspokojující, jelikož hodnoty skutečné a předpovídané se tolik neliší. Všechny skutečné hodnoty navíc leží v 95 % konfidenčním intervalu. Střední procentuální chyba -0,019291, kterou GRETLE poskytl, udává, že předpovídané hodnoty jsou oproti skutečnosti nepatrně podhodnoceny. Theilovo U-statistika 0,26346 je poměrně nízká, z čehož lze soudit vhodnost modelu pro predikci podílu nezaměstnaných osob.

Prognóza ex ante

Pro tento typ prognózy je zapotřebí nejdříve odhadnout všechny vysvětlující proměnné. Toho může být dosaženo v případě, že model obsahuje časově zpožděné proměnné nebo pomocí předpokládaných budoucích hodnot. Tyto předpokládané hodnoty by bylo teoreticky možné vyhledat například na stránkách Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí nebo České národní banky, nicméně pro účely této diplomové práce byla využita funkce LINTREND v aplikaci Microsoft Excel.

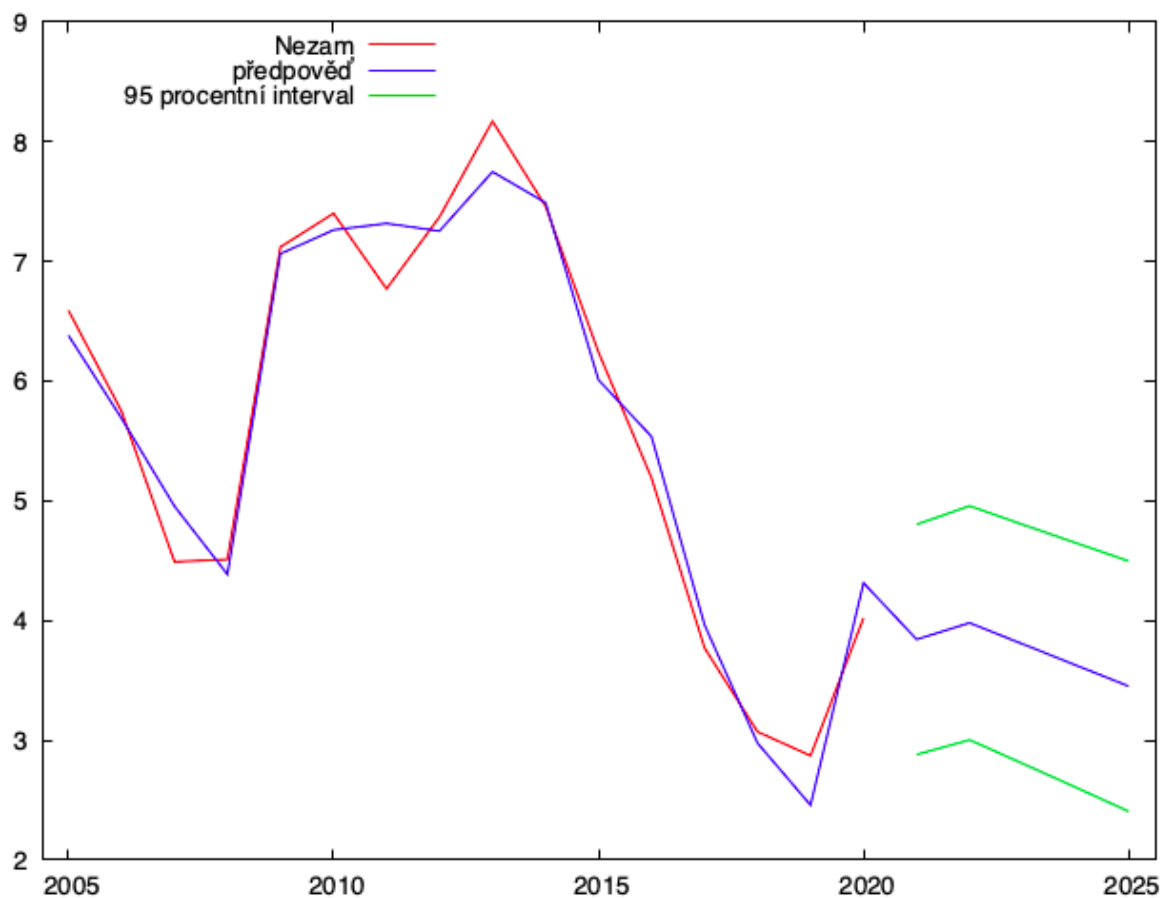
Tabulka 3 - Data pro prognózu ex ante

| Rok | Nezam_v_pred | Vydaje_PPZ | Vydaje_APZ | Inflace | Tempo_rustu_ | Prum_mzda |
|------|--------------|------------|------------|---------|--------------|-----------|
| 2021 | 4.0 | 9,112.963 | 4,208.666 | 1.8 | -0.4 | 34,289 |
| 2022 | 4.3 | 9,114.150 | 4,123.373 | 1.7 | -0.7 | 35,278 |
| 2023 | 4.1 | 9,115.337 | 4,038.080 | 1.7 | -1.0 | 36,268 |
| 2024 | 3.9 | 9,116.524 | 3,952.787 | 1.6 | -1.3 | 37,257 |
| 2025 | 3.8 | 9,117.711 | 3,867.494 | 1.6 | -1.6 | 38,246 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Výpočet prognózy byl proveden v programu GRETLE, jehož výstupem je následující graf:

Graf 1 - Prognóza vývoje podílu nezaměstnaných osob



Zdroj: Vlastní zpracování

Konkrétní hodnoty včetně 95 % intervalového odhadu podílu nezaměstnaných osob a směrodatné chyby jsou zobrazeny na obrázku 27.

Obrázek 27 - Prognóza ex ante

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(9, 0.025) = 2.262$

| | Nezam | předpověď | směr. chyba | 95% konfidenční interval | |
|------|-------|-----------|-------------|--------------------------|-----|
| 2005 | 6.6 | 6.4 | | | |
| 2006 | 5.8 | 5.7 | | | |
| 2007 | 4.5 | 5.0 | | | |
| 2008 | 4.5 | 4.4 | | | |
| 2009 | 7.1 | 7.0 | | | |
| 2010 | 7.4 | 7.3 | | | |
| 2011 | 6.8 | 7.3 | | | |
| 2012 | 7.4 | 7.3 | | | |
| 2013 | 8.2 | 7.8 | | | |
| 2014 | 7.5 | 7.5 | | | |
| 2015 | 6.2 | 6.0 | | | |
| 2016 | 5.2 | 5.5 | | | |
| 2017 | 3.8 | 4.0 | | | |
| 2018 | 3.1 | 3.0 | | | |
| 2019 | 2.9 | 2.5 | | | |
| 2020 | 4.0 | 4.3 | | | |
| 2021 | | 3.8 | 0.42 | 2.9 – | 4.8 |
| 2022 | | 4.0 | 0.43 | 3.0 – | 5.0 |
| 2023 | | 3.8 | 0.44 | 2.8 – | 4.8 |
| 2024 | | 3.6 | 0.45 | 2.6 – | 4.6 |
| 2025 | | 3.5 | 0.46 | 2.4 – | 4.5 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě hodnot získaných za pomoci softwaru Gretl lze s 95 % pravděpodobností předpokládat, že v roce 2021 se podíl nezaměstnaných osob bude pohybovat v rozmezí 2.9-4.8 %, v roce 2022 v rozmezí 3-5 %, v roce 2023 v rozmezí 2.8-4.8 %, v roce 2024 v rozmezí 2.6-4.6 % a nakonec v roce 2025 v rozmezí 2.4-4.5 %.

5.2 Vlivy na podíl nezaměstnaných žen

Očekávané vztahy:

Podíl nezaměstnaných žen v předchozím období

Zvýší/sníží-li se podíl nezaměstnaných žen v předchozím období, zvýší/sníží se také podíl nezaměstnaných žen v současném období.

Výdaje na PPZ ze SR

Zvýší/sníží-li se výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti v ČR, zvýší/sníží se podíl nezaměstnaných žen. Jak již bylo řečeno v Kapitole 4.3.2, nejdůležitější složkou PPZ je podpora nezaměstnanosti. Podpory nezaměstnanosti mají negativní dopad na nalézání práce, jelikož tyto dávky nahrazují standardní mzdu v zaměstnání. Bude tu tedy platit nepřímá

úměra, čím vyšší je podpora, tím je motivace na hledání práce nižší – v tomto případě budeme předpokládat, že čím více bylo na dávkách vyplaceno, tím nastal větší podíl nezaměstnaných.

Tempo růstu reálného HDP

Zvýší/sníží-li se tempo růstu reálného hrubého produktu, sníží/zvýší se podíl nezaměstnaných žen v ČR. Pakliže nejsou v ekonomice využity všechny dostupné pracovní zdroje, HDP se dostane pod úroveň potenciálního produktu, a tak vznikne cyklická nezaměstnanost. Tento vztah vyjadřuje tzv. Okunův zákon popsany v kapitole 4.5.2 této diplomové práce.

Počet narozených dětí

Jestliže se zvýší/sníží počet narozených dětí, zvýší/sníží se podíl nezaměstnaných žen. Očekávání vyplývá z faktu, že po narození dítěte většina matek odchází na mateřskou dovolenou, tedy se stávají nezaměstnanými.

Výdaje na dávky státní soc. podpory a pěstounské péče

Dávky sociální podpory mají za úkol pomoci rodinám v situacích kdy jejich vlastní prostředky nejsou dostačující, např. nedostatečný příjem, péče o dítě apod. Jedná se o přídavky na dítě, příspěvky na bydlení, rodičovský příspěvek, porodné a pohřebné. Bude zkoumáno, zda poskytování těchto dávek nějakým způsobem ovlivňuje nezaměstnanost či nikoliv. Bude předpokládáno, že zvýší/sníží-li se peníze jdoucí na dávky státní sociální podpory a pěstounské péče, zvýší/sníží se podíl nezaměstnaných žen.

Minimální mzda v ČR

Minimální mzda a její dopad či přínos na trhu práce je často předmětem diskusí. Zastánci minimální mzdy se drží názoru, že pomáhá lidem s nízkými příjmy, jelikož jim zajišťuje mzdy, které jim jsou schopné zajistit alespoň základní životní standard. V tomto případě by se dalo předpokládat, že pokud se zvýší/sníží minimální mzda v ČR, sníží/zvýší se podíl nezaměstnaných žen v ČR. Na druhou stranu, kvůli minimální mzdě firmy nemohou přijmout pracovníky s mezním produktem práce, který je pod hranicí minimální mzdy, i když by třeba chtěly. Tyto osoby pak nejsou schopny najít zaměstnání. V tomto případě by tedy platilo, že čím vyšší je státem nastavená úroveň minimální mzdy, tím vyšší bude budoucí nezaměstnanost. (Brožová, 2003)

Tabulka 4 - Deklarace proměnných

| Označení | Název proměnné | Typ proměnné | Jednotky | Označení |
|---------------------|--|------------------|-----------|---------------------|
| y ₁ | Podíl nezaměstnaných žen | endogenní | % | Nezam_zeny |
| x ₀ | Jednotkový vektor | exogenní | - | const |
| y _{1(t-1)} | Podíl nezaměstnaných žen v předchozím období | predeterminovaná | % | Nezam_zeny_v_predch |
| x ₁ | Výdaje na PPZ ze SR | exogenní | mil. Kč | Vydaje_PPZ |
| x ₂ | Tempo růstu HDP | exogenní | % | Tempo_rustu_HDP |
| x ₃ | Počet narozených dětí | exogenní | tis. osob | Narozene_deti |
| x ₄ | Výdaje na dávky sociální podpory | exogenní | mil. Kč | Soc_davky |
| x ₅ | Minimální mzda | exogenní | Kč | Min_mzda |
| u _t | Náhodná složka | stochastická | - | - |

Zdroj: Vlastní zpracování

Na obrázku č. 28 jsou prezentovány deskriptivní statistiky jednotlivých proměnných, a sice střední hodnota, medián, směrodatná odchylka, minimum a maximum. Průměrný podíl nezaměstnaných žen v sledovaném období byl 5,769 %. Nejnižší podíl nezaměstnaných žen byl naměřen 3 % v roce 2019 a 7,8 % v roce 2014. Co se týče podílu nezaměstnaných žen v minulém období, minimum i maximum bylo stejné jako v aktuálním období. Výdaje na pasivní politiku dosáhly od roku 2005 do roku 2020 průměrné hodnoty 9103 mil. Kč. Nejnižší hodnoty 7016 mil. Kč dosáhly v roce 2007 a nejvyšší 15078 mil. Kč v roce 2009. Počet narozených dětí dosáhl průměrně 111,8 tisíc. Nejnižší počet narozených dětí nastal v roce 2005 102,2 tisíc a nejvyšší počet byl zaznamenán v roce 2008 119,6 tisíc narozených dětí. Střední hodnota výdajů na dávky sociální podpory byla 38312 mil. Kč s nejnižší hodnotou 32954 mil. Kč v roce 2005 a nejvyšší hodnotou 48533 mil. Kč v roce 2007. Nejnižší hodnota tempa růstu HDP dosáhla -5,6 % v roce 2020 a nejvyšší 6,8 v roce 2006, přičemž průměr tohoto ukazatele za sledované období dosáhl 2,019 %. Poslední proměnnou je minimální mzda, jejíž střední hodnota byla 9375 Kč v letech 2005-2020. V témž období tato proměnná dosáhla nejnižší hodnoty v roce 2005 a sice 7185 Kč a nejvyšší hodnoty 14600 Kč v roce 2020.

Obrázek 28 - Deskriptivní statistiky

| | Střední hodnota | Medián | S.D. | Min | Max |
|-------------------|-----------------|--------|-------|--------|-------|
| Nezam_zeny | 5.769 | 6.250 | 1.530 | 3.000 | 7.800 |
| Nezam_zeny_v_pre~ | 5.984 | 6.550 | 1.444 | 3.000 | 7.800 |
| Vydaje_PPZ | 9103 | 8279 | 2309 | 7016 | 15078 |
| Tempo_rustu_HDP | 2.019 | 2.350 | 3.516 | -5.600 | 6.800 |
| Narozene_deti | 111.8 | 112.4 | 4.709 | 102.2 | 119.6 |
| Soc_davky | 38312 | 37664 | 3617 | 32954 | 48533 |
| Min_mzda | 9375 | 8250 | 2235 | 7185 | 14600 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = fce(x_{0t}; y_{1(t-1)}; x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \beta_1 y_{1(t-1)} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + u_t$$

Odhad parametrů modelu:

Odhad parametrů modelu byl opět proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců. Před samotným odhadem byla nejdříve provedena korelační analýza pro vyloučení multikolinearity. Z korelační matice v obrázku č. 29 lze konstatovat, že ani perfektní ani vysoká multikolinearita se v modelu nevyskytuje, jelikož žádná z hodnot párových korelačních koeficientů nevykazuje hodnotu vyšší než 0,8.

Obrázek 29 - Korelační matice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2005 – 2020
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0.4973 pro n = 16

| | | | | |
|---------------|-----------------|------------|-----------------|-----------------|
| Nezam_zeny | Nezam_zeny_v_p~ | Vydaje_PPZ | Tempo_rustu_HDP | Nezam_zeny |
| 1.0000 | 0.8422 | 0.2399 | 0.0876 | Nezam_zeny_v_p~ |
| | 1.0000 | -0.2339 | 0.5054 | Vydaje_PPZ |
| | | 1.0000 | -0.6716 | Tempo_rustu_HDP |
| | | | 1.0000 | |
| Narozene_deti | Soc_davky | Min_mzda | Nezam_zeny | |
| -0.4708 | -0.2550 | -0.7964 | Nezam_zeny_v_p~ | |
| -0.5028 | -0.2233 | -0.7553 | Vydaje_PPZ | |
| 0.3672 | 0.1212 | -0.0713 | Tempo_rustu_HDP | |
| -0.2860 | -0.0136 | -0.3439 | Narozene_deti | |
| 1.0000 | 0.7302 | 0.2267 | Soc_davky | |
| | 1.0000 | -0.0194 | Min_mzda | |
| | | 1.0000 | | |

Zdroj: Vlastní zpracování

Obrázek 30 - Odhad parametrů modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)
 Závisle proměnná: Nezam_zeny

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota | |
|------------------------------------|--------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const | 10.2672 | 2.83062 | 3.627 | 0.0055 | *** |
| Nezam_zeny_v_pre~ | 0.768367 | 0.0978672 | 7.851 | 2.57e-05 | *** |
| Vydaje_PPZ | 0.000241436 | 5.24159e-05 | 4.606 | 0.0013 | *** |
| Tempo_rustu_HDP | -0.0848237 | 0.0343718 | -2.468 | 0.0357 | ** |
| Narozene_deti | -0.0979040 | 0.0288958 | -3.388 | 0.0080 | *** |
| Soc_davky | 3.21613e-05 | 3.27417e-05 | 0.9823 | 0.3516 | |
| Min_mzda | -0.000150311 | 5.91308e-05 | -2.542 | 0.0316 | ** |
| Střední hodnota závisle proměnné | | 5.768750 | | | |
| Sm. odchylka závisle proměnné | | 1.529583 | | | |
| Součet čtverců reziduí | | 0.742587 | | | |
| Sm. chyba regrese | | 0.287245 | | | |
| Koeficient determinace | | 0.978840 | | | |
| Adjustovaný koeficient determinace | | 0.964734 | | | |
| F(6, 9) | | 69.38940 | | | |
| P-hodnota(F) | | 5.03e-07 | | | |
| Logaritmus věrohodnosti | | 1.858613 | | | |
| Akaikovo kritérium | | 10.28277 | | | |
| Schwarzovo kritérium | | 15.69090 | | | |
| Hannan-Quinnovo kritérium | | 10.55972 | | | |
| rho (koeficient autokorelace) | | -0.196336 | | | |
| Durbin-Watsonova statistika | | 2.377199 | | | |

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (Soc_davky)

Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledná rovnice modelu:

$$y_{1t} = 10,267x_{0t} + 0,768y_{1(t-1)} + 0,0002x_{1t} - 0,085x_{2t} - 0,098x_{3t} + 0,00003x_{4t} - 0,0002x_{5t} + u_t$$

Ekonomická verifikace

const = 10,267

Pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, pak bude podíl nezaměstnaných žen roven 10,267 %, CP.

Nezam_zeny_v_predch = 0,768

Pokud se podíl nezaměstnaných žen v předchozím roce zvýší o 1 %, zvýší se podíl nezaměstnaných žen o 0,768 %, CP.

Vydaje_PPZ = 0,0002

Zvýší-li se výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti o 1 milion, zvýší se podíl nezaměstnaných žen o 0,0002 %, CP.

Tempo_rustu_HDP = -0,085

Zvýší-li se tempo růstu HDP o 1 %, sníží se podíl nezaměstnaných žen o 0,085 %, CP.

Narozene_deti = -0,098

Zvýší-li se počet narozených dětí o 1 tisíc, sníží se podíl nezaměstnaných žen o 0,098 %, CP.

Soc_davky = 0,00003

Pokud se zvýší výdaje na dávky sociální podpory o 1 milion Kč, zvýší se podíl nezaměstnaných žen o 0,00003 %, CP.

Min_mzda = -0,0002

Pokud se zvýší minimální mzda o 1 Kč, sníží se podíl nezaměstnaných žen o 0,0002 %, CP.

Dle výsledků ekonomické verifikace byly všechny očekávané vztahy naplněny s výjimkou počtu narozených dětí, kde se očekával s vyšším počtem narozených dětí růst podílu nezaměstnaných žen, které odchází na mateřskou dovolenou.

Statistická verifikace

Z výstupu Gretlu na obrázku č. 30 vyplývá, že parametry proměnných konstanta, nezaměstnané ženy v předchozím období, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti a narozené děti jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,01$ (tři hvězdičky) a parametry proměnných tempo růstu HDP a minimální mzda jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$ (dvě hvězdičky). Parametr proměnné dávky sociální podpory je statisticky nevýznamný. Hodnota adjustovaného koeficientu determinace 0,964 udává, že podíl nezaměstnaných žen je z 96,4 % vysvětlován variabilitou vysvětlujících proměnných. Opět je v tabulce níže uvedeno srovnání p-hodnot se zvolenou hladinou významnosti

s výstupem hvězdiček z programu Gretl. Pokud je p-hodnota menší než zvolená hladina významnosti, je parametr statisticky významný.

Tabulka 5 - Srovnání výsledků statistické významnosti odhadnutých parametrů

| | const | Nezam_v _předch | Vydaje_P PZ | Tempo_ru stu_HDP | Inflace | Soc_dav ky | Min_mzd a |
|--------------------|----------|--------------------|----------------|---------------------|----------|---------------|--------------|
| p-hodnota | 0,0055 | 2,57e-05 | 0,0013 | 0,0357 | 0,0080 | 0,3516 | 0,0316 |
| $\alpha=0,1$ | významný | významný | významný | významný | významný | ne | významný |
| $\alpha=0,05$ | významný | významný | významný | významný | významný | ne | významný |
| $\alpha=0,01$ | významný | významný | významný | ne | významný | ne | ne |
| výsledek gretlu | *** | *** | *** | ** | *** | | ** |

Zdroj: Vlastní zpracování

Ekonometrická verifikace

Multikolinearita

Test multikolinearity nezávislých proměnných byl proveden již před vytvořením modelu v kapitole viz. obrázek č. 29 a multikolinearita nebyla v modelu nalezena, což znamená, že nezávislé proměnné jsou navzájem lineárně nezávislé.

Autokorelace

Pro testování autokorelace byl využit Breusch-Godfreyův test v softwaru Gretl.

Stanovení hypotéz:

H0: žádná autokorelace

H1: autokorelace je přítomna

Pokud je p-hodnota $> 0,05$ → nelze H0 zamítnout

Obrázek 31 - Test autokorelace

LM test pro autokorelaci až do řádu 3 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1.69558
s p-hodnotou = $P(F(3, 6) > 1.69558) = 0.266267$

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledků testu vychází, že v modelu není přítomna autokorelace až do řádu 3, jelikož p-hodnota $0,266267 > 0,05$, z čehož vyplývá, že nulovou hypotézu nelze zamítnout. Nevyskytující se autokorelace znamená, že náhodná složka není závislá na svých zpožděných hodnotách. Výsledný podrobný test lze nalézt v příloze č. 6.

Heteroskedasticita

Pro testování heteroskedasticity byl využit Whiteův a Breusch-Paganův test v softwaru Gretl. Pro oba testy byly stanoveny následující hypotézy:

H0: Homoskedasticita

H1: Heteroskedasticita

Pokud je p-hodnota $> 0,05 \rightarrow$ nelze H0 zamítnout

Obrázek 32 - Test heteroskedasticity 1

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9.19635
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 9.19635) = 0.686074$

Zdroj: Vlastní zpracování

Obrázek 33 - Test heteroskedasticity 2

Breusch-Paganův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 5.10286
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(6) > 5.10286) = 0.53069$

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledků obou testů plyne, že v modelu není přítomna heteroskedasticita, jelikož p-hodnota u obou testů je vyšší než 0,05, tedy nulovou hypotézu o přítomnosti homoskedasticity nelze zamítnout. Homoskedasticita znamená, že odhady parametrů jsou nestranné, konzistentní a nejlepší. Podrobné testy jsou součástí přílohy č. 7.

Normalita reziduí

K testování normality reziduí byl využit Jacque-Bera test v programu Gretl.

Testové hypotézy:

H0: Rezidua mají normální rozdělení

H1: Rezidua nemají normální rozdělení

Pokud je p-hodnota $> 0,05 \rightarrow$ nelze H0 zamítnout

Obrázek 34 - Test normality reziduí

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 5.74614

s p-hodnotou = 0.0565252

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výsledné p-hodnoty, která je vyšší než hladina významnosti 0,05, vyplývá, že nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí nelze zamítnout jinými slovy, rezidua mají normální rozdělení. Provedený test včetně grafu je k nahlédnutí v příloze č. 8.

Výpočet pružností modelu celkové nezaměstnanosti

Pro aplikaci modelu bude využit výpočet pružností dle vzorce 3.40. Pružnost bude vycházet z posledního známého období, kterým je rok 2020. Výpočet teoretické hodnoty pro rok 2020 je následující:

$$\hat{y} = 10,267x_{0t} + 0,768y_{1(t-1)} + 0,0002x_{1t} - 0,085x_{2t} - 0,098x_{3t} + 0,00003x_{4t} - 0,0002x_{5t} + u_t$$

$$\hat{y} = 10,267 + 0,768 * 3 + 0,0002 * 10566,518 - 0,085 * (-5.6) - 0,098 * 113,181 + 0,00003 * 37696 - 0,0002 * 14600 = \mathbf{2,280}$$

Podíl nezaměstnaných žen v předchozím roce

$$E = 0,768 * \frac{3}{2,280} = 1,011$$

Pokud se zvýší podíl nezaměstnaných žen v předchozím roce o 1 %, zvýší se podíl nezaměstnaných žen o 1,011 %.

Výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti

$$E = 0,0002 * \frac{10566.518}{2,280} = 0,927$$

Pokud se zvýší výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti o 1 %, zvýší se podíl nezaměstnaných žen o 0,927 %.

Tempo růstu HDP

$$E = -0,085 * \frac{-5,6}{2,280} = 0,209$$

Pokud se zvýší tempo růstu HDP o 1 %, zvýší se podíl nezaměstnaných žen o 0,209 %.

Počet narozených dětí

$$E = -0,098 * \frac{113,181}{2,280} = -4,865$$

Pokud se zvýší počet narozených dětí o 1 %, sníží se podíl nezaměstnaných žen o 4,865 %.

Výdaje na dávky státní soc. podpory a pěstounské péče

$$E = 0,00003 * \frac{37696}{2,280} = 0,496$$

Pokud se zvýší výdaje na dávky státní sociální podpory o 1 %, sníží se podíl nezaměstnaných žen o 0,496 %.

Minimální mzda

$$E = -0,0002 * \frac{14600}{2,280} = -1,281$$

Pokud se zvýší minimální mzda o 1 %, sníží se podíl nezaměstnaných osob o 1,281 %.

Simulace definovaných scénářů:

Simulační scénáře, jak tomu bylo také u předchozího modelu, opět vychází z posledního známého roku, kterým je 2020. Podíl nezaměstnaných žen v tomto roce dosáhl 3,6 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných žen v případě, že podíl nezaměstnaných žen v předchozím roce vzroste o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$1,011 * 10 = 10,11 \%$$

Pokud by podíl nezaměstnaných žen v předchozím roce byl vyšší o 10 %, což je z 3 % na 3,3 %, byl by podíl nezaměstnaných žen v roce 2020 vyšší o 10,11 %, tedy z 3,6 % na 3,96 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných žen v případě, že výdaje na pasivní politiku vzrostou o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$0,927 * 10 = 9,27 \%$$

Pakliže výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti vzrostou o 10 %, tedy o 1056.652 mil. Kč, vzroste podíl nezaměstnaných žen o 9,27 % tedy z 3,6 % na 3,93 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných žen v případě, že se tempo růstu HDP zvýší o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$0,209 * 10 = 2,09 \%$$

Pokud se tempo růstu HDP zvýší o 10 %, což je z -5,6 % na -5,04 %, pak se zvýší podíl nezaměstnaných žen o 2,09 % na 3,68 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných žen v případě, že počet narozených dětí vzroste o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$-4,865 * 10 = -48,65 \%$$

Pokud počet narozených dětí vzroste o 10 %, což je o 11318 dětí, sníží se podíl nezaměstnaných žen o 48,65 %, tedy na 1,85 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných žen v případě, že se výdaje na dávky státní sociální podpory zvýší o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$0,496 * 10 = 4,96 \%$$

V případě, že se výdaje na dávky státní sociální podpory zvýší o 10 %, tedy o 3769,6 mil. Kč, zvýší se podíl nezaměstnaných žen o 4,96 %, což je z 3,6 % na 3,78 %.

Jak se změní podíl nezaměstnaných žen v případě, že minimální mzda se zvýší o 10 % oproti roku 2020, ceteris paribus?

$$-1,281 * 10 = -12,81 \%$$

Pakliže se minimální mzda zvýší o 10 %, tedy o 1460 Kč, sníží se podíl nezaměstnaných žen o 12,81 % na 3,14 %.

Prognóza ex post

Před prognózováním do budoucna je opět jako u předchozího modelu testována kvalita prognózy metodou ex post, jejíž hodnoty jsou znázorněny na obrázku 35.

Obrázek 35 - Prognóza ex post

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(9, 0.025) = 2.262$

| | Nezam_zeny | předpověď | směr. chyba | 95% konfidenční interval | |
|------|------------|-----------|-------------|--------------------------|-----|
| 2005 | 6.9 | 6.8 | 0.35 | 6.0 – | 7.6 |
| 2006 | 6.4 | 6.4 | 0.33 | 5.6 – | 7.1 |
| 2007 | 5.4 | 5.5 | 0.40 | 4.6 – | 6.4 |
| 2008 | 4.5 | 4.4 | 0.38 | 3.5 – | 5.2 |
| 2009 | 6.1 | 6.2 | 0.37 | 5.4 – | 7.1 |
| 2010 | 6.9 | 6.6 | 0.35 | 5.8 – | 7.4 |
| 2011 | 6.7 | 7.2 | 0.31 | 6.5 – | 7.9 |
| 2012 | 6.9 | 6.9 | 0.34 | 6.2 – | 7.7 |
| 2013 | 7.6 | 7.5 | 0.33 | 6.7 – | 8.2 |
| 2014 | 7.8 | 7.4 | 0.32 | 6.6 – | 8.1 |
| 2015 | 6.8 | 6.9 | 0.33 | 6.1 – | 7.6 |
| 2016 | 5.8 | 6.0 | 0.32 | 5.3 – | 6.7 |
| 2017 | 4.5 | 4.6 | 0.33 | 3.8 – | 5.3 |
| 2018 | 3.4 | 3.6 | 0.32 | 2.8 – | 4.3 |
| 2019 | 3.0 | 2.9 | 0.34 | 2.1 – | 3.6 |
| 2020 | 3.6 | 3.5 | 0.36 | 2.7 – | 4.4 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Výstup GRETLU se i u tohoto modelu jeví uspokojující. Hodnoty skutečné a předpovídané jsou téměř shodné, navíc leží v 95 % konfidenčním intervalu. Střední procentuální chyba - 0,05361 udává, že předpovídané hodnoty jsou oproti skutečnosti pouze nepatrně podhodnoceny a z Theilovo U-statistiky 0,21013 lze odvodit vhodnost modelu pro predikci podílu nezaměstnaných žen.

Prognóza ex ante

Nejdříve se opět jako u prvního modelu odhadnou všechny vysvětlující proměnné pomocí funkce LINTREND v aplikaci Microsoft Excel.

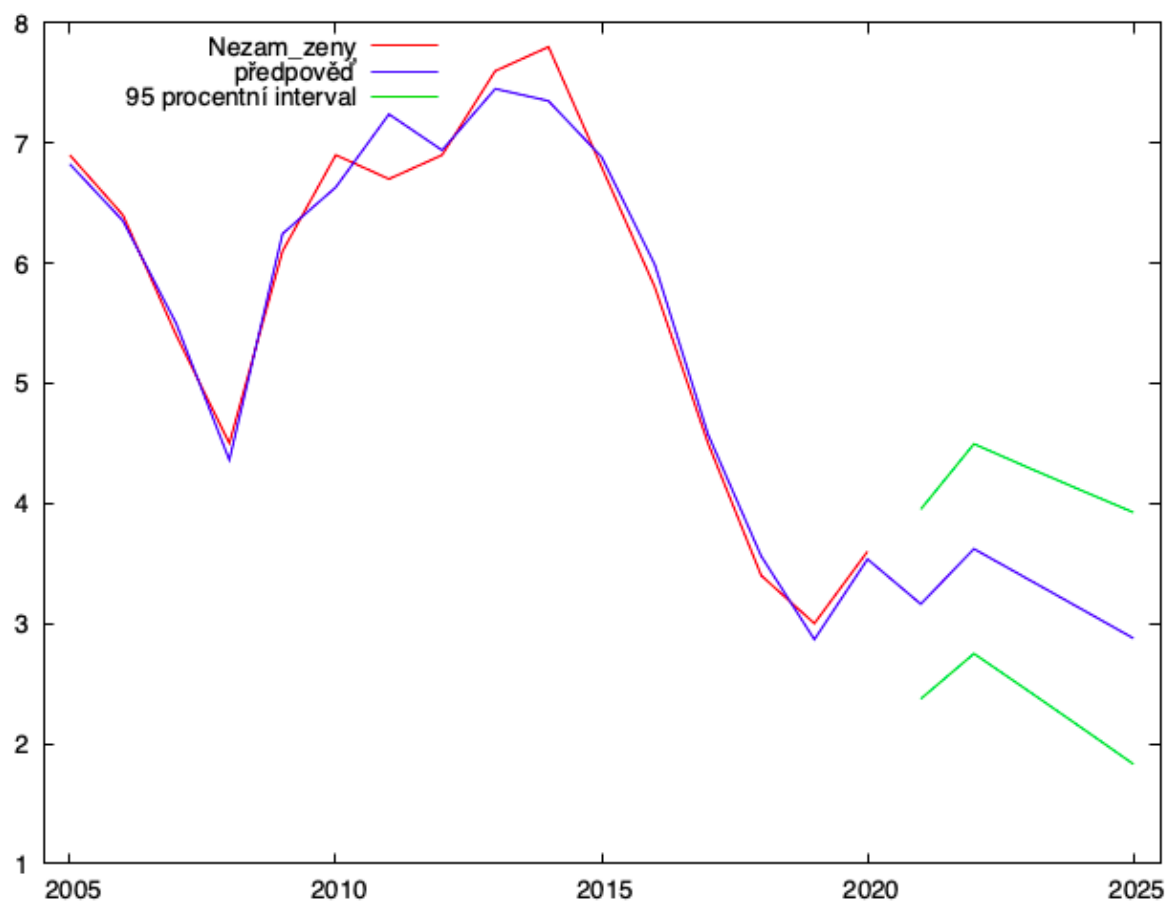
Tabulka 6 - Data pro prognózu ex ante

| rok | Nez_zen_v_pred | Vydaje_PPZ | Tempo_rust | Naroz_deti | Soc_davky | Min_mzda |
|------|----------------|------------|------------|------------|-----------|----------|
| 2021 | 3.6 | 9,112.963 | -0.4 | 113.364 | 37,614 | 14,763 |
| 2022 | 4.4 | 9,114.150 | -0.7 | 113.547 | 37,532 | 15,598 |
| 2023 | 4.2 | 9,115.337 | -1.0 | 113.731 | 37,450 | 16,434 |
| 2024 | 4.0 | 9,116.524 | -1.3 | 113.914 | 37,368 | 17,270 |
| 2025 | 3.9 | 9,117.711 | -1.6 | 114.098 | 37,285 | 18,106 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Výpočet prognózy byl proveden v programu GRETl, jehož výstupem je následující graf:

Graf 2 - Prognóza vývoje podílu nezaměstnaných žen



Zdroj: Vlastní zpracování

Konkrétní hodnoty včetně 95 % intervalového odhadu podílu nezaměstnaných žen a směrodatné chyby jsou zobrazeny na obrázku 36.

Obrázek 36 - Prognóza ex ante

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(9, 0.025) = 2.262$

| | Nezam_zeny | předpověď | směr. chyba | 95% konfidenční interval | |
|------|------------|-----------|-------------|--------------------------|-----|
| 2005 | 6.9 | 6.8 | | | |
| 2006 | 6.4 | 6.4 | | | |
| 2007 | 5.4 | 5.5 | | | |
| 2008 | 4.5 | 4.4 | | | |
| 2009 | 6.1 | 6.2 | | | |
| 2010 | 6.9 | 6.6 | | | |
| 2011 | 6.7 | 7.2 | | | |
| 2012 | 6.9 | 6.9 | | | |
| 2013 | 7.6 | 7.5 | | | |
| 2014 | 7.8 | 7.4 | | | |
| 2015 | 6.8 | 6.9 | | | |
| 2016 | 5.8 | 6.0 | | | |
| 2017 | 4.5 | 4.6 | | | |
| 2018 | 3.4 | 3.6 | | | |
| 2019 | 3.0 | 2.9 | | | |
| 2020 | 3.6 | 3.5 | | | |
| 2021 | | 3.2 | 0.35 | 2.4 – | 4.0 |
| 2022 | | 3.6 | 0.39 | 2.7 – | 4.5 |
| 2023 | | 3.4 | 0.41 | 2.4 – | 4.3 |
| 2024 | | 3.1 | 0.44 | 2.1 – | 4.1 |
| 2025 | | 2.9 | 0.46 | 1.8 – | 3.9 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě hodnot získaných za pomoci softwaru Gretl lze s 95 % pravděpodobností předpokládat, že v roce 2021 se podíl nezaměstnaných žen bude pohybovat v rozmezí 2.4-4.0 %, v roce 2022 v rozmezí 2.7-4.5 %, v roce 2023 v rozmezí 2.4-4.3 %, v roce 2024 v rozmezí 2.1-4.1 % a nakonec v roce 2025 v rozmezí 1.8-3.9 %.

5.3 Komparativní analýza

Tato kapitola je zaměřena na srovnání obou modelů prostřednictvím komparační analýzy. Na úvod je uvedena tabulka č. 7, znázorňující všechny proměnné obsažené v modelech. Pro modelování vlivů na podíl nezaměstnaných osob a na podíl nezaměstnaných žen byly do modelů zahrnuty tři společné proměnné, které budou v rámci této kapitoly srovnávány a tři specifické proměnné obsažené pouze v jenom z těchto modelů.

Tabulka 7 - Souhrnný přehled proměnných v modelech

| | Společné proměnné | | | Specifické proměnné | | |
|--------------------|-------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------------|----------------|---------------------|
| Nezaměstnané osoby | Výdaje na PPZ | Tempo růstu HDP | Nezaměstnané osoby v p.o. | Výdaje na APZ | Míra inflace | Průměrná hrubá mzda |
| Nezaměstnané ženy | Výdaje na PPZ | Tempo růstu HDP | Podíl nezaměstnaných žen v p.o. | Počet narozených dětí | Sociální dávky | Minimální mzda |

Zdroj: Vlastní zpracování

Další krok je zaměřen na srovnání shody modelů s daty, k čemuž se na základě kapitoly 3.2.4 používá koeficient vícenásobné determinace R^2 anebo ještě lépe korigovaný koeficient determinace \bar{R}^2 , které říkají, z kolika procent jsou změny vysvětlované proměnné závislé na změnách vysvětlujících proměnných. Podle výstupu softwaru Gretl v tabulce č. 8 lze konstatovat, že u modelu nezaměstnaných žen jsou z 96,47 % změny vysvětlované proměnné závislé na změnách vysvětlujících proměnných, což je více než u modelu nezaměstnaných osob celkově. Na konci tabulky je uvedena p-hodnota F testu, která vypovídá o významnosti modelu jako celku, což bylo potvrzeno u obou modelů.

Tabulka 8 - Porovnání významnosti modelů jako celku

| Model | R^2 | \bar{R}^2 | p-hodnota F testu |
|--------------------|----------|-------------|-------------------|
| Nezaměstnané osoby | 0,971008 | 0,951680 | 0,00000205 |
| Nezaměstnané ženy | 0,978840 | 0,964734 | 0,000000503 |

Zdroj: Vlastní zpracování

V modelech byly zahrnuty tři společné proměnné, jejichž srovnání je uvedeno v tabulkách č. 9 a 10. Podíl nezaměstnaných v minulém roce u obou modelů vyšel statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné pasivní politiky zaměstnanosti je u modelu nezaměstnaných osob nevýznamný, kdežto u modelu nezaměstnaných žen je statisticky významný, a sice na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. V případě tempa růstu HDP je proměnná statisticky významná u obou modelů, u nezaměstnaných osob na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a u nezaměstnaných žen na hladině $\alpha = 0,05$. Významnější je tedy v případě celkové nezaměstnanosti.

Tabulka 9 - Porovnání výsledků statistické významnosti

| Proměnná | Model | |
|----------------------------|--------------------|-------------------|
| | Nezaměstnané osoby | Nezaměstnané ženy |
| Nezaměstnaní v minulém ob. | *** | *** |
| Výdaje na PPZ | | *** |
| Tempo růstu HDP | *** | ** |

Zdroj: Vlastní zpracování

Z vypočtených pružností vyplývá, že nejvyššího procentuálního vlivu dosahuje proměnná podíl nezaměstnaných žen v minulém roce, která je rovna 1,011 %. Oproti minulému roku u podílu nezaměstnaných osob celkem je pružnost jednou tak větší. U výdajů na pasivní politiku zaměstnanosti je pružnost opět vyšší pro model podílu nezaměstnaných žen, který zvyšuje podíl nezaměstnaných žen o 0,927 % s 1 % přírůstkem výdajů na pasivní politiku, kdežto u nezaměstnaných osob celkem se podíl nezaměstnaných osob zvyšuje pouze o 0,208 %. Poslední srovnávanou proměnnou je tempo růstu HDP, kde pružnost dosáhla velice podobné hodnoty.

Tabulka 10 - Porovnání výsledků pružností

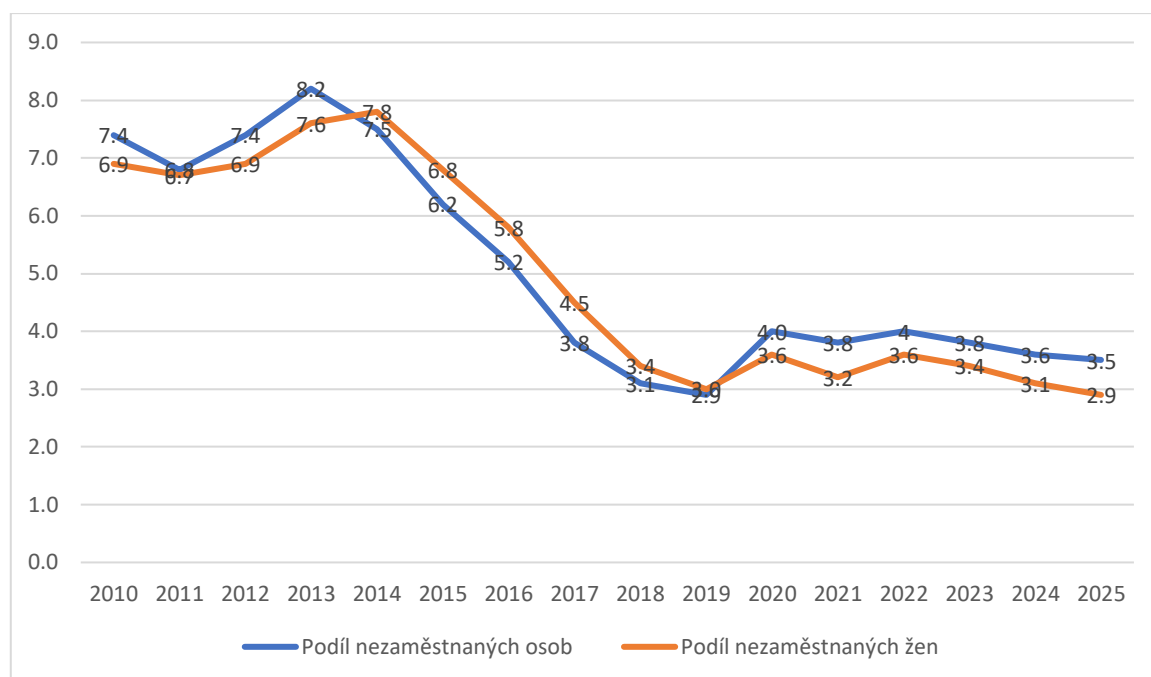
| Proměnná | Model | |
|----------------------------|--------------------|-------------------|
| | Nezaměstnané osoby | Nezaměstnané ženy |
| Nezaměstnaní v minulém ob. | 0,437 | 1,011 |
| Výdaje na PPZ | 0,208 | 0,927 |
| Tempo růstu HDP | 0,254 | 0,209 |

Zdroj: Vlastní zpracování

Poslední částí komparace je srovnání budoucího vývoje podílu nezaměstnaných osob celkem a podílu nezaměstnaných žen. V obou případech byly nejprve odhadnuty všechny exogenní proměnné za pomoci funkce Lintrend v Excelu, a poté v Gretlu z těchto hodnot získány hodnoty endogenních proměnných. V grafu srovnání lze do konce roku 2007 pozorovat vyšší podíl nezaměstnaných žen než nezaměstnanosti celkové. Po roce 2008 až do konce roku 2013 podíl nezaměstnanosti žen klesl a byl nižší než celková nezaměstnanost.

Klesající trend u podílu nezaměstnaných osob i žen přetrvával až do minulého roku kdy se nezaměstnanost zvedla, k čemuž pravděpodobně došlo s příchodem koronaviru. Rok 2020 pravděpodobně ovlivnil tyto prognózy, nicméně i skrze tento neblahý rok, výhled do budoucna na základě těchto odhadů vypadá v celku pozitivně.

Graf 3 - Srovnání budoucího vývoje



Zdroj: Vlastní zpracování

6 Shrnutí výsledků

V diplomové práci byly řešeny dva jednorovnicové lineární modely nezaměstnanosti, z čehož jeden se zaměřením na celkovou nezaměstnanost a druhý na nezaměstnanost žen. Ke zkoumání celkové nezaměstnanosti byl využit sledovaný ukazatel podílu nezaměstnaných osob, který vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15-64 let ze všech obyvatel ve stejném věku. Stejně tak tomu bylo u zkoumání nezaměstnanosti žen, ke kterému byl použit ukazatel podílu nezaměstnaných žen. Tyto ukazatele nahrazují do roku 2013 zveřejňovanou míru registrované nezaměstnanosti, která poměřovala všechny dosažitelné uchazeče o zaměstnání pouze k ekonomicky aktivním osobám. K výzkumu byly použity časové řady od roku 2005 do roku 2020.

První byly zkoumány vlivy na podíl nezaměstnaných osob celkem. Na začátku bylo navrženo mnoho modelů s různými proměnnými, které se mnohdy ukázaly jako nevýznamné. V konečné podobě modelu figurovaly vysvětlující proměnné – podíl nezaměstnaných osob v předchozím období, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti ze státního rozpočtu, výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti, míra inflace, tempo růstu reálného hrubého domácího produktu a průměrná hrubá měsíční mzda. Před sestavením rovnice byly v programu Gretl vygenerovány deskriptivní statistiky proměnných, kde byla například prokázána střední hodnota podílu nezaměstnaných osob 5,674 % během sledovaných 15 let. Po sestavení rovnic ekonomického a ekonometrického modelu byla provedena korelační analýza a jelikož žádná z hodnot párových korelačních koeficientů nepřekročila hodnotu 0,8, v modelu tak nebyla prokázána perfektní ani vysoká kolinearita. Po tomto kroku se přešlo k samotnému odhadu parametrů a následnému sestavení výsledné rovnice modelu $y_{1t} = 4,299x_{0t} + 0,764y_{1(t-1)} + 0,0001x_{1t} - 0,00006x_{2t} - 0,058x_{3t} - 0,230x_{4t} - 0,0001x_{5t} + u_t$. Následně byl model podroben ekonomické, statistické a ekonometrické verifikaci, přičemž nebyly zjištěny žádné závažné nedostatky či chyby modelu. Směr odhadnutých parametrů splnil stanovená očekávání, u parametrů proměnných podíl nezaměstnaných osob v předchozím období, tempo růstu HDP a průměrná mzda byla prokázána statistická významnost na hladině významnosti $\alpha=0,01$ a parametr konstanty byl statisticky významný na hladině významnosti $\alpha=0,1$. Výdaje na pasivní i aktivní politiku se v tomto modelu projeví jako statisticky nevýznamné. Dle adjustovaného koeficientu determinace byla shoda modelu s daty prokázána 95,2 %, z čehož vyplývá, že do modelu

byly zahrnuty významné proměnné. Při testování ekonometrických předpokladů odhadnutého modelu nebyl prokázán výskyt autokorelace ani heteroskedasticity a náhodná složka byla normálně rozdělena. V rámci aplikace modelu podílu nezaměstnaných osob byly ve vlastní práci vypočteny pružnosti pro jednotlivé proměnné, které byly následně využity k simulaci scénářů. Všechny scénáře byly tvořeny za podmínek *ceteris paribus* a zachycovaly změnu podílu nezaměstnaných osob v závislosti na 10 % růstu vysvětlující proměnné oproti roku 2020. Největší změna nastala v případě působení proměnné průměrná mzda, kdy se zvýšením průměrné mzdy o 10 %, což je 3483 Kč se snížil podíl nezaměstnaných osob o 6,87 %, což bylo ze 4 na 3,73 %. Nejmenší vliv na podíl nezaměstnaných osob měly výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti, kde 10 % nárůst výdajů, což představuje přibližně 193 milionů korun českých způsobil pokles podílu nezaměstnaných osob o pouhých 0,23 %, tedy ze 4 na 3,99 %. Nakonec byla odvozena prognóza pro příštích 5 let do roku 2025, čemuž předcházelo testování kvality prognózy metodou *ex post*. K výpočtu byl použit software Gretl, který model ohodnotil jako vhodný pro následné prognózování, a to na základě poměrně nízké Theilovo U-statistiky. Pro prognózu do budoucna bylo nejprve zapotřebí odhadnout všechny vysvětlující proměnné pro roky 2021-2025, k čemuž byla využita funkce LINTREND v programu Excel. Z těchto hodnot pak byly odvozeny v programu Gretl hodnoty endogenních proměnných pro tyto roky, na jejichž základě lze předpokládat, že v roce 2021 se podíl nezaměstnaných osob bude pohybovat v rozmezí 2.9-4.8 %, v roce 2022 v rozmezí 3-5 %, v roce 2023 v rozmezí 2.8-4.8 %, v roce 2024 v rozmezí 2.6-4.6 % a nakonec v roce 2025 v rozmezí 2.4-4.5 %.

V druhé části byly stejným způsobem zkoumány vlivy na podíl nezaměstnaných žen. Opět bylo navrženo několik modelů, z nichž se mnohé ukázaly jako nevýznamné. Konečná podoba modelu nezaměstnaných žen zahrnovala proměnné – podíl nezaměstnaných žen v předchozím období, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti ze státního rozpočtu, tempo růstu hrubého domácího produktu, počet narozených dětí, výdaje na dávky státní sociální podpory a minimální mzda. Před sestavením rovnice byly vygenerovány deskriptivní statistiky v programu Gretl, kde byl prokázán průměr podílu nezaměstnaných žen 5,769 % v průběhu sledovaných 15 let. Po sestavení ekonomického a ekonometrického modelu byla provedena korelační analýza, která neprokázala přítomnost perfektní ani vysoké multikolinearity. Po odhadu parametrů byla sestavena finální rovnice modelu $y_{1t} = 10,267x_{0t} + 0,768y_{1(t-1)} + 0,0002x_{1t} - 0,085x_{2t} - 0,098x_{3t} + 0,00003x_{4t} -$

$0,0002x_{5t} + u_t$ a následně byl tento model ekonomicky, statisticky a ekonometricky testován, přičemž opět nebyly zjištěny žádné závažné chyby či nedostatky. Očekávané vztahy na základě ekonomické verifikace byly naplněny s výjimkou proměnné počet narozených dětí. Parametry proměnných konstanta, nezaměstnané ženy v předchozím období, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti a počet narozených dětí se prokázaly jako statistické významné, a to na hladině významnosti $\alpha=0,01$. Proměnné tempo růstu HDP a minimální mzda byly významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$ a parametr proměnné výdaje na dávky státní sociální podpory vyšel jako statisticky nevýznamný. Adjustovaný koeficient determinace prokázal shodu modelu s daty 96,5 %, z čehož vyplývá, že do modelu byly zahrnuty významné proměnné. Výsledkem ekonometrické verifikace byla nepřítomnost autokorelace, homoskedasticita a normální rozdělení náhodné složky. Simulace byly odvozeny na základě vypočtených pružností a všechny byly tvořeny opět za podmínek ceteris paribus znázorňující změnu podílu nezaměstnaných žen v závislosti na 10 % změně exogenních proměnných. Největší vliv na podíl nezaměstnaných žen měl počet narozených dětí, kdy 10 % nárůst počtu narozených dětí způsobil 48,65 % pokles podílu nezaměstnaných žen. Jelikož se předpokládal opačný směr působení této proměnné, uvedu proměnnou s druhým největším vlivem na nezaměstnané ženy, kterou byla minimální mzda. Nárůst minimální mzdy o 10 %, což představuje 1460 Kč, vyvolal 12,81 % pokles podílu nezaměstnaných žen, tedy z 3,6 % na 3,14 %. Nejméně na podíl nezaměstnaných žen zapůsobilo tempo růstu hrubého domácího produktu, kdy zvýšení tempa růstu o 10 % zvýšilo podíl nezaměstnaných žen o 2,09 %, tedy z 3,6 % na 3,68 %. Směr působení je v tomto případě v rozporu s ekonomickou teorií, což bylo pravděpodobně způsobeno poklesem ekonomiky v roce 2020, ze kterého byly počítány pružnosti. V roce 2020 díky koronaviru došlo k nejhlubšímu propadu výkonu ekonomiky v historii samostatní České republiky, kdy HDP byl o 5,6 % nižší než v roce 2019. Nakonec byla odvozena prognóza do roku 2025, k čemuž opět předcházelo testování kvality prognózy metodou ex post a odhad vysvětlujících proměnných v Excelu. V programu Gretl pak byly odvozeny hodnoty endogenní proměnné, na jejichž základě lze s 95 % pravděpodobností předpokládat, že v roce 2021 se podíl nezaměstnaných žen bude pohybovat v rozmezí 2.4-4.0 %, v roce 2022 v rozmezí 2.7-4.5 %, v roce 2023 v rozmezí 2.4-4.3 %, v roce 2024 v rozmezí 2.1-4.1 % a nakonec v roce 2025 v rozmezí 1.8-3.9 %.

V poslední části vlastní práce byly porovnány oba modely a proměnné obsažené v obou modelech. Nejdříve byly znázorněny všechny proměnné, které byly rovnou rozčleněny na proměnné společné, které jsou obsahem obou modelů a specifické proměnné pouze pro daný model. Byly srovnány koeficienty vícenásobné determinace, korigované koeficienty determinace a také hodnoty F testu. Na základě uvedených koeficientů bylo zjištěno, že změny podílu nezaměstnaných žen jsou vysvětlovány změnami vysvětlujících proměnných lépe, než tomu bylo u podílu nezaměstnaných osob celkem. Hodnota F testu potvrdila významnost modelu jako celku v obou případech. V modelech byly zahrnuty tři společné proměnné, a to podíl nezaměstnaných v minulém období, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti a tempo růstu hrubého domácího produktu. Podíl nezaměstnaných v předchozím období se v obou případech projevil jako statisticky významný na hladině významnosti $\alpha=0,01$, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti byly v případě podílu nezaměstnaných osob statisticky nevýznamné a v případě podílu nezaměstnaných žen statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,01$ a třetí proměnná tempo růstu hrubého domácího produktu vyšla jako statisticky významná u obou modelů, u nezaměstnaných osob na hladině významnosti $\alpha=0,01$ a u nezaměstnaných žen na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Co se týče vlivu proměnných, tak podíl nezaměstnaných v minulém období měl větší vliv na podíl nezaměstnanosti žen, a to zhruba o polovinu než u podílu nezaměstnaných osob. Výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti měly větší vliv na podíl nezaměstnaných žen a tempo růstu HDP ovlivnilo více nezaměstnané osoby celkem, nicméně ne o tolik.

7 Závěr

Hlavním cílem diplomové práce bylo modelování dynamiky nezaměstnanosti v závislosti na jejích determinantech, k jehož dosažení bylo zapotřebí určit vhodné faktory ovlivňující nezaměstnanost, sestavit ekonometrický model a ten následně využít k simulaci různých scénářů. Tyto dílčí kroky včetně prognózování vývoje zkoumaných jevů byly zahrnuty do dílčích cílů diplomové práce. Ke splnění těchto cílů došlo na základě vypracované metodiky a teoretické části. V metodické části byly probrány jednotlivé metody a postupy doplněné o vlastní poznatky z předmětu Ekonometrie, dle kterých byl sestaven postup tvorby ekonometrického modelu využitý v praktické části diplomové práce.

V teoretické části byl popsán trh práce, byla definována nezaměstnanost a způsob jejího měření. Důležitým faktem je, že do konce roku 2012 byly v České republice zveřejňovány dva mírně odlišné ukazatele – Registrovaná míra nezaměstnanosti a Obecná míra nezaměstnanosti. Od roku 2013 byl první ukazatel zrušen a přešlo se na nový, a to podíl nezaměstnaných osob, s kterým je pracováno ve vlastní části. Do teorie byla také zahrnuta státní politika zaměstnanosti, která ve velkém figurovala napříč modely a samozřejmě stejně tak rizikové skupiny obyvatel, jako jsou například absolventi škol, osoby se zdravotním postižením, staří lidé nebo dlouhodobě nezaměstnaní, mezi které se mimo jiné také řadí matky na mateřské dovolené, která je v České republice využívána déle než průměrně v EU. Na základě teorie magického čtyřúhelníku, Phillipsovy křivky a Okunova zákona byly do modelů zahrnuty proměnné tempo růstu hrubého domácího produktu a míra inflace. Na závěr teoretické části byl analyzován vývoj nezaměstnanosti v České republice, nejprve historicky do roku 2004 a poté pro potřeby práce od roku 2005 do roku 2020, což odpovídá zkoumanému období ve vlastní práci. V září 2008 propukla hospodářská krize, která způsobila propad ekonomiky a začala se zlepšovat až v roce 2014. Od roku 2014 podíl nezaměstnaných osob každoročně klesal až minulý rok nastal obrat s příchodem koronaviru, kdy podíl nezaměstnaných osob vzrostl. Vznikem nenadálých událostí se součástí aktivní politiky zaměstnanosti stala položka Antivirus viz. kapitola 4.6.1 o nezaměstnanosti v ČR v období 2005-2020, o kterou byla časová řada očištěna, aby nedošlo ke zkreslení výsledků.

Stěžejní částí byla kapitola Vlastní práce, kde byly zkonstruovány dva jednorovnicové ekonometrické modely, z čehož jeden byl zaměřen na zkoumání vlivů na podíl nezaměstnaných osob a druhý na podíl nezaměstnaných žen. Pro modelování byly

použity roční časové řady od roku 2005 do roku 2020, které byly získány ze stránek Českého statistického úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí. Veškeré výpočty byly provedeny prostřednictvím softwaru Gretl a Microsoft Excel. První z modelů se věnoval nezaměstnanosti celkem, druhý nezaměstnanosti žen a následně byly tyto dva modely mezi sebou srovnány prostřednictvím komparační analýzy. V obou modelech byly zkoumány vlivy nezaměstnaných v předchozím období, výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti a tempo růstu hrubého domácího produktu na podíl nezaměstnaných. Do modelu celkové nezaměstnanosti bylo také zahrnuto zkoumání vlivu inflace, výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti a průměrná hrubá měsíční mzda a v modelu nezaměstnanosti žen byl zkoumán vliv počtu narozených dětí, sociálních dávek a minimální mzdy. Oba modely byly statisticky testovány za pomoci korigovaného koeficientu determinace, z nichž vyplynulo, že změny podílu nezaměstnaných žen jsou z 96,47 % vysvětlovány změnami vysvětlujících proměnných, což je více než u modelu nezaměstnanosti celkem. Došlo také k otestování statistické významnosti jednotlivých proměnných obsažených v obou modelech, kde byla prokázána statistická významnost podílu nezaměstnaných na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ u obou modelů. Výdaje na pasivní politiku zaměstnanosti vyšly statisticky významné pouze u modelu nezaměstnaných žen na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a tempo růstu hrubého domácího produktu vyšlo statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ u modelu celkové nezaměstnanosti a na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ u modelu nezaměstnaných žen. Největší vliv z těchto proměnných měl podíl nezaměstnaných žen v minulém období na nezaměstnanost žen, kde 1 % přírůstek podílu nezaměstnaných žen v minulém roce způsobí 1,011 % přírůstek nezaměstnaných žen a nejmenší vliv měly výdaje na pasivní politiku na nezaměstnané osoby celkem, kdy 1 % přírůstek výdajů na pasivní politiku zaměstnanosti způsobí 0,208 % přírůstek nezaměstnaných osob celkem. Tyto vlivy byly odvozeny na základě vypočtených pružností, které byly také využity k simulaci scénářů. Všechny scénáře byly tvořeny za podmínek ceteris paribus a zachycovaly změnu podílu nezaměstnaných v závislosti na 10 % růstu vysvětlující proměnné oproti roku 2020.

Posledním krokem k naplnění všech cílů diplomové práce bylo odvození prognóz, a to pro příštích 5 let do roku 2025. Nejprve došlo k odhadu všech vysvětlujících proměnných pro roky 2021-2025, k čemuž byla využita funkce LINTREND v programu Excel. Z těchto hodnot pak byly odvozeny v programu Gretl hodnoty endogenních proměnných pro tyto roky, na jejichž základě lze předpokládat, že v roce 2021 se podíl nezaměstnaných osob bude

pohybovat v rozmezí 2.9-4.8 % a podíl nezaměstnaných žen mezi 2.4-4.0 %, v roce 2022 podíl nezaměstnaných osob v rozmezí 3-5 % a podíl nezaměstnaných žen mezi 2.7-4.5 %, v roce 2023 podíl nezaměstnaných osob v rozmezí 2.8-4.8 % a podíl nezaměstnaných žen v rozmezí 2.4-4.3 %, v roce 2024 podíl nezaměstnaných osob mezi 2.6-4.6 % a podíl nezaměstnaných žen v rozmezí 2.1-4.1 % a nakonec v roce 2025 podíl nezaměstnaných osob v rozmezí 2.4-4.5 % a podíl nezaměstnaných žen mezi 1.8-3.9 %.

8 Seznam použité literatury

- [1] **ASTERIOU, Dimitrios a HALL, Stephen G. 2011.** *Applied econometrics*. Basingstoke : Palgrave Macmillan , 2011. 978-0-230-27182-1.
- [2] **BROŽOVÁ, Dagmar. 2003.** *Společenské souvislosti trhu práce*. Praha : Sociologické nakladatelství, 2003. 80-864-2916-4.
- [3] **BROŽOVÁ, Dagmar. 2012.** *Kapitoly z ekonomie trhů práce*. Praha : Oeconomica, 2012. 978-80-245-1880-0.
- [4] **BUCHTOVÁ, Božena. 2002.** *Nezaměstnanost: psychologický, ekonomický a sociální problém*. Praha : Grada, 2002. 80-247-9006-8.
- [5] **BUCHTOVÁ, Božena, ŠMAJS, Josef a BOLELOUCKÝ, Zdeněk. 2013.** *Nezaměstnanost*. Praha : Grada Publishing, 2013. 978-80-2478-584-4.
- [6] **CFI.** Sum of Squares. *Corporate Finance Institute*. [Online] [Citace: 16. 1 2021.] Dostupné z: <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/other/sum-of-squares/>.
- [7] **CIPRA, Tomáš. 2008.** *Finanční ekonometrie*. Praha : Ekopress, 2008. 978-80-86929-93-4.
- [8] **CIPRA, Tomáš. 2013.** *Finanční ekonometrie*. Praha : Ekopress, 2013. 978-80-86929-93-4.
- [9] **ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2004.** *Vývoj nezaměstnanosti v Ústeckém kraji*. Ústí nad Labem : Krajská reprezentace Ústí nad Labem, 2004. 80-250-0917-3.
- [10] **ECONOMIST'S VIEW.** Economist's View. *Historical Patterns, Okun's Law, and the Great Recession*. [Online] [Citace: 27. 2 2021.] Dostupné z: <https://economistsview.typepad.com/economistsview/2011/07/historical-patterns-okuns-law-and-the-great-recession.html>.

- [11] **GODFREY, L.G. 1988.** *Misspecification Test in Econometrics*. Cambridge : Cambridge University Press, 1988. 0-521-26616-5.
- [12] **GREENE, William H. 2012.** *Econometric analysis*. Boston : Prentice Hall, 2012. 978-0-13-139538-1.
- [13] **GUJARATI, N. Damodar. 2004.** *Basic Econometrics*. Boston : McGraw-Hill, 2004. 978-0-07-233542-2.
- [14] **HAILE, Phil. 2019.** Yale University. *Structural vs. Reduced Form, Language and Models in Empirical Economics*. [Online] 2019. [Citace: 25. srpen 2020.] Dostupné z: <http://www.econ.yale.edu/~pah29/intro.pdf>.
- [15] **HANČLOVÁ, Jana. 2012.** *Ekonometrické modelování, klasické přístupy s aplikacemi*. Praha : Professional Publishing, 2012. 978-80-7431-088-1.
- [16] **HANSEN, Bruce E. 2020.** Econometrics. *Social Science Computing Cooperative*. [Online] 2020. [Citace: 25. srpen 2020.] Dostupné z: <https://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/econometrics/Econometrics.pdf>.
- [17] **HINDLS, Richard a a další. 2007.** *Statistika pro ekonomy*. Praha : Professional Publishing, 2007. 978-80-86946-43-6.
- [18] **HOLMAN, Robert. 2005.** *Ekonomie*. Praha : C. H. Beck, 2005. 80-7179-891-6.
- [19] **HOLMAN, Robert. 2011.** *Ekonomie*. Praha : C.H. Beck, 2011. 978-80-7400-006-5.
- [20] **HOLÝ, Dalibor a PLÍVOVÁ, Viktorie. 2012.** Společná tisková zpráva Českého statistického úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí ČR - Změna výpočtu ukazatele registrované nezaměstnanosti. *Český statistický úřad*. [Online] 7. Listopad 2012. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zmena_vypoctu_ukazatele_registrovane_nezamestnanosti20121107.
- [21] **HUŠEK, Roman a WALTER, Jaromír. 1976.** *Ekonomie*. Praha : Nakladatelství technické literatury, 1976. 04-347-76.

- [22] **HUŠEK, Roman. 1995.** *Základy ekonometrické analýzy, [Část] 1, Modely a metody.* Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 1995. 80-7079-102-0.
- [23] **HUŠEK, Roman. 2007.** *Ekonometrická analýza.* Praha : Oeconomica, 2007. 978-80-245-1300-3.
- [24] **JUREČKA, V. 2010.** *Makroekonomie.* Praha : Grada, 2010. 9788024732589.
- [25] **KENNEDY, Peter. 2008.** *A Guide to Econometrics.* Chicester : Wiley, 2008. 978-1405182577.
- [26] **KONEČNÝ, Bronislav a SOJKA, Milan. 2006.** *Malá encyklopedie moderní ekonomie.* Praha : Libri, 2006. 978-80-7277-328-2.
- [27] **KUCHAŘ, Pavel. 2007.** *Trh práce: sociologická analýza.* Praha : Karolinum, 2007. 978-80-246-1383-3.
- [28] **LIŠKA, Václav. 2004.** *Makroekonomie.* Praha : Professional Publishing, 2004. 80-864-1954-1.
- [29] **MAREŠ, Petr. 1994.** *Nezaměstnanost jako sociální problém.* Praha : Slon - sociologické nakladatelství, 1994. 80-901-4249-4.
- [30] **MAREŠ, Petr. 1998.** *Nezaměstnanost jako sociální problém.* Praha : Sociologické nakladatelství, 1998. 80-901424-9-4.
- [31] **MPSV.** Správa na úseku zaměstnanosti. *Zaměstnanost.* [Online] [Citace: 7. leden 2021.] Dostupné z: <https://www.mvcr.cz/clanek/sprava-na-useku-zamestnanosti.aspx>.
- [32] **MPSV.** Změna metodiky ukazatele registrované nezaměstnanosti. *Ministerstvo práce a sociálních věcí.* [Online] [Citace: 1. Březen 2021.] Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/web/cz/upozorneni-na-zmenu-metodiky>.
- [33] **MPSV.** Analýza vývoje zaměstnanosti a nezaměstnanosti v roce 2008. *Ministerstvo práce a sociálních věcí.* [Online] [Citace: 1. Březen 2021.] Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/documents/20142/848077/Anal2008.pdf/0632a30d-7be0-4da2-5166-48bab56171f2>.

- [34] **MPSV.** Cílený Program podpory zaměstnanosti "Antivirus". *Ministerstvo práce a sociálních věcí.* [Online] [Citace: 1. Březen 2021.] Dostupné z: https://www.mpsv.cz/documents/20142/1443715/Manual_Program_Antivirus.pdf/eacabb67-657a-42d3-2279-82ae3280b1fa.
- [35] **MPSV.** Výdaje na státní politiku zaměstnanosti. *Ministerstvo práce a sociálních věcí.* [Online] [Citace: 1. Březen 2021.] Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/vydaje-na-statni-politiku-zamestnanosti>.
- [36] **MPSV.** Nezaměstnanost. *Ministerstvo práce a sociálních věcí.* [Online] [Citace: 1. Březen 2021.] Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/web/cz/graf-vyvoje-nezamestnanosti-od-r.1995>.
- [37] **NOVÝ, Jindřich a HYNKOVÁ, Vendula. 2010.** *Makroekonomie I - pro bakalářské studium.* Brno : Univerzita obrany, 2010. 978-80-7231-578-9.
- [38] **OKUN, A. M. 1962.** Potential GNP: Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section.* 1962.
- [39] **PAVELKA, Tomáš, a další. 2012.** *Dlouhodobá nezaměstnanost v České republice.* Praha : Melandrium, 2012. 978-80-86175-76-8.
- [40] **PAVELKA, Tomáš. 2007.** *Makroekonomie.* Praha : Melandrium, 2007. 978-80-86175-52-2.
- [41] **POŠTA, Vít, MACÁKOVÁ, Libuše a PAVELKA, Tomáš. 2015.** *Strukturální míra nezaměstnanosti v ČR.* Praha : Management Press, 2015. 978-80-7261-296-3.
- [42] **ŞAHIN, A., SONG, J. a a kol. 2014.** Mismatch unemployment. *American Economic Review.* 2014, Sv. roč. 104, č. 11, 0002-8282.
- [43] **SOJKA, Milan a KONEČNÝ, Bronislav. 1996.** *Malá encyklopedie moderní technologie.* Praha : Libri, 1996. 80-85983-05-2.
- [44] **SOUKUP, Jindřich. 2010.** *Makroekonomie.* Praha : Management Press, 2010. 978-80-7261-219-2.

- [45] **TONG, Hengping, KUMAR, T. Krishna a HUANG, Yang Xin. 2011.** *Developing econometrics*. Chichester, West Sussex : Wiley, 2011. 978-1-119-96090-4.
- [46] **TULEJA, Pavel. 2007.** *Analýza pro ekonomy*. Brno : Computer Press, 2007. 978-80-251-1801-6.
- [47] **URAMOVÁ, Mária. 2005.** *Sociálno-ekonomické súvislosti nezamestnanosti*. Banská Bystrica : Univerzita Mateja Bela, 2005. 80-8083-057-6.
- [48] **URBAN, Jan. 2011.** *Teorie národního hospodářství*. Praha : Wolters Kluwer, 2011. 978-80-7357-579-3.
- [49] **ÚŘAD PRÁCE ČR.** Nezaměstnanost v prosinci vzrostla na 4%. *Úřad práce ČR*. [Online] [Citace: 1. Březen 2021.] Dostupné z: <https://www.uradprace.cz/web/cz/-/nezamestnanost-v-prosinci-vzrostla-na-4->.
- [50] **VLČEK, Josef. 2009.** *Ekonomie a ekonomika: moderní přístup. 4., zcela přeprac. vyd.* Praha : Wolters Kluwer Česká republika, 2009. 978-80-7357-478-9.
- [51] **VÝROST, Tomáš, BAUMÖHL, Eduard a LYOCSA, Štefan. 2013.** *Kvantitativne metody v ekonomii III*. Košice : ELFA, 2013. 978-80-8086-211-4.
- [52] **WOOLDRIDGE, J. M. 2012.** *Introductory Econometrics, A modern approach, fifth edition*. Mason : Cengage Learning, 2012. 978-1-111-53104-1.
- [53] **WOOLDRIDGE, Jeffrey M. 2013.** *Introductory Econometrics, A modern approach*. South-Western : Cengage Learning, 2013. 978-1-111-53104-1.
- [54] **Zákon č. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti. 2004.** Zákon o zaměstnanosti. (*Zákon č. 435/2004 Sb.*). [Online] 2004. [Citace: 7. leden 2021.] Dostupné z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2004-435>.

9 Přílohy

Příloha č. 1 Podkladová data pro podíl nezaměstnaných osob celkem

| rok | Proměnné | | | | | | |
|------|----------|--------------------|------------|------------|---------|---------------------|-----------|
| | Nezam | Nezam_v_ predch | Vydaje_PPZ | Vydaje_APZ | Inflace | Tempo_rustu_ HDP | Prum_mzda |
| 2005 | 6.6 | 7.0 | 7,046.845 | 4,027.853 | 1.9 | 6.3 | 18,283 |
| 2006 | 5.8 | 6.6 | 7,307.521 | 5,300.675 | 2.5 | 6.8 | 19,447 |
| 2007 | 4.5 | 5.8 | 7,015.755 | 5,673.321 | 2.8 | 6.1 | 20,927 |
| 2008 | 4.5 | 4.5 | 7,114.895 | 6,131.729 | 6.3 | 2.5 | 22,653 |
| 2009 | 7.1 | 4.5 | 15,077.723 | 4,953.467 | 1.0 | -4.1 | 23,425 |
| 2010 | 7.4 | 7.1 | 13,354.778 | 6,171.493 | 1.5 | 2.2 | 23,903 |
| 2011 | 6.8 | 7.4 | 10,349.149 | 3,815.885 | 1.9 | 1.7 | 24,466 |
| 2012 | 7.4 | 6.8 | 8,759.749 | 2,451.117 | 3.3 | -1.2 | 25,100 |
| 2013 | 8.2 | 7.4 | 9,674.752 | 4,251.090 | 1.4 | -0.9 | 25,051 |
| 2014 | 7.5 | 8.2 | 9,279.634 | 6,386.632 | 0.4 | 2.0 | 25,753 |
| 2015 | 6.2 | 7.5 | 8,303.370 | 9,668.796 | 0.3 | 4.3 | 26,629 |
| 2016 | 5.2 | 6.2 | 8,254.527 | 6,860.879 | 0.7 | 2.3 | 27,790 |
| 2017 | 3.8 | 5.2 | 7,853.520 | 4,703.189 | 2.5 | 4.6 | 29,635 |
| 2018 | 3.1 | 3.8 | 7,542.836 | 4,336.836 | 2.1 | 2.9 | 32,097 |
| 2019 | 2.9 | 3.1 | 8,144.407 | 2,273.719 | 2.8 | 2.4 | 34,111 |
| 2020 | 4.0 | 2.9 | 10,566.518 | 1,931.782 | 3.2 | -5.6 | 34,835 |

Zdroj: (ČSÚ), (MPSV)

Příloha č. 2 Podkladová data pro podíl nezaměstnaných žen

| rok | Proměnné | | | | | | |
|------|------------|-------------------------|------------|---------------------|---------------|-----------|----------|
| | Nezam_zeny | Nezam_zeny _v_predch | Vydaje_PPZ | Tempo_rustu _HDP | Narozene_deti | Soc_davky | Min_mzda |
| 2005 | 6.9 | 7.1 | 7,046.845 | 6.3 | 102.211 | 32,954 | 7,185 |
| 2006 | 6.4 | 6.9 | 7,307.521 | 6.8 | 105.831 | 34,041 | 7,570 |
| 2007 | 5.4 | 6.4 | 7,015.755 | 6.1 | 114.632 | 48,533 | 8,000 |
| 2008 | 4.5 | 5.4 | 7,114.895 | 2.5 | 119.570 | 41,883 | 8,000 |
| 2009 | 6.1 | 4.5 | 15,077.723 | -4.1 | 118.348 | 41,082 | 8,000 |
| 2010 | 6.9 | 6.1 | 13,354.778 | 2.2 | 117.153 | 40,791 | 8,000 |
| 2011 | 6.7 | 6.9 | 10,349.149 | 1.7 | 108.673 | 36,014 | 8,000 |
| 2012 | 6.9 | 6.7 | 8,759.749 | -1.2 | 108.576 | 35,456 | 8,000 |
| 2013 | 7.6 | 6.9 | 9,674.752 | -0.9 | 106.751 | 37,282 | 8,500 |
| 2014 | 7.8 | 7.6 | 9,279.634 | 2.0 | 109.860 | 37,500 | 8,500 |
| 2015 | 6.8 | 7.8 | 8,303.370 | 4.3 | 110.764 | 37,631 | 9,200 |
| 2016 | 5.8 | 6.8 | 8,254.527 | 2.3 | 112.663 | 37,804 | 9,900 |
| 2017 | 4.5 | 5.8 | 7,853.520 | 4.6 | 114.405 | 37,266 | 11,000 |
| 2018 | 3.4 | 4.5 | 7,542.836 | 2.9 | 114.036 | 39,158 | 12,200 |
| 2019 | 3.0 | 3.4 | 8,144.407 | 2.4 | 112.231 | 37,900 | 13,350 |
| 2020 | 3.6 | 3.0 | 10,566.518 | -5.6 | 113.181 | 37,696 | 14,600 |

Zdroj: (ČSÚ), (MPSV)

Příloha č. 3 Test autokorelace pro podíl nezaměstnaných osob celkem

Breusch–Godfreyův test pro autokorelaci až do řádu 3
 OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)
 Závisle proměnná: uhat

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota | |
|-----------------|--------------|-------------|---------|-----------|---|
| const | 0.909514 | 1.99268 | 0.4564 | 0.6641 | |
| Nezam_v_predch | -0.0123246 | 0.0932109 | -0.1322 | 0.8991 | |
| Vydaje_PPZ | -8.20146e-05 | 7.12328e-05 | -1.151 | 0.2934 | |
| Vydaje_APZ | 7.43778e-05 | 5.57383e-05 | 1.334 | 0.2305 | |
| Inflace | -0.0549213 | 0.111737 | -0.4915 | 0.6405 | |
| Tempo_rustu_HDP | -0.0371637 | 0.0483219 | -0.7691 | 0.4710 | |
| Prum_mzda | -1.04464e-05 | 3.18661e-05 | -0.3278 | 0.7542 | |
| uhat_1 | -0.703037 | 0.380506 | -1.848 | 0.1142 | |
| uhat_2 | -0.923260 | 0.391016 | -2.361 | 0.0562 | * |
| uhat_3 | -0.929578 | 0.419505 | -2.216 | 0.0686 | * |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.611147

Testovací statistika: LMF = 3.143335,
 s p-hodnotou = $P(F(3,6) > 3.14334) = 0.108$

Alternativní statistika: $TR^2 = 9.778356$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 9.77836) = 0.0205$

Ljung–Box $Q' = 3.79227$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 3.79227) = 0.285$

Zdroj: Gretl

Příloha č. 4 Testy heteroskedasticity pro podíl nezaměstnaných osob celkem

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)
 Závisle proměnná: uhat²

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota | |
|-------------------|--------------|-------------|---------|-----------|----|
| const | -4.78973 | 2.19484 | -2.182 | 0.1171 | |
| Nezam_v_predch | -0.358128 | 0.288782 | -1.240 | 0.3031 | |
| Vydaje_PPZ | 0.00118149 | 0.000342086 | 3.454 | 0.0408 | ** |
| Vydaje_APZ | -0.000131581 | 0.000101093 | -1.302 | 0.2840 | |
| Inflace | -0.166569 | 0.167694 | -0.9933 | 0.3938 | |
| Tempo_rustu_HDP | 0.0426523 | 0.0232481 | 1.835 | 0.1639 | |
| Prum_mzda | 0.000212946 | 0.000170725 | 1.247 | 0.3008 | |
| sq_Nezam_v_predch | 0.00412954 | 0.0230143 | 0.1794 | 0.8690 | |
| sq_Vydaje_PPZ | -5.51960e-08 | 1.57209e-08 | -3.511 | 0.0392 | ** |
| sq_Vydaje_APZ | 8.65813e-09 | 6.11125e-09 | 1.417 | 0.2515 | |
| sq_Inflace | 0.00625018 | 0.0234221 | 0.2668 | 0.8069 | |
| sq_Tempo_rustu_H~ | -0.00125344 | 0.00394126 | -0.3180 | 0.7713 | |
| sq_Prumszda | -5.69644e-09 | 3.44759e-09 | -1.652 | 0.1970 | |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.845122

Testovací statistika: $TR^2 = 13.521958$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 13.521958) = 0.332270$

Zdroj: Gretl

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|-----------------|--------------|-------------|----------|-----------|
| const | 0.0585635 | 7.48095 | 0.007828 | 0.9939 |
| Nezam_v_predch | 0.180073 | 0.376901 | 0.4778 | 0.6442 |
| Vydaje_PPZ | -2.01327e-05 | 0.000280656 | -0.07173 | 0.9444 |
| Vydaje_APZ | -0.000211456 | 0.000233559 | -0.9054 | 0.3889 |
| Inflace | -0.0488236 | 0.394458 | -0.1238 | 0.9042 |
| Tempo_rustu_HDP | 0.0440128 | 0.195605 | 0.2250 | 0.8270 |
| Prum_mzda | 4.36153e-05 | 0.000127632 | 0.3417 | 0.7404 |

Vysvětlený součet čtverců = 2.24699

Testovací statistika: LM = 1.123494,
 s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(6) > 1.123494) = 0.980495

Zdroj: Gretl

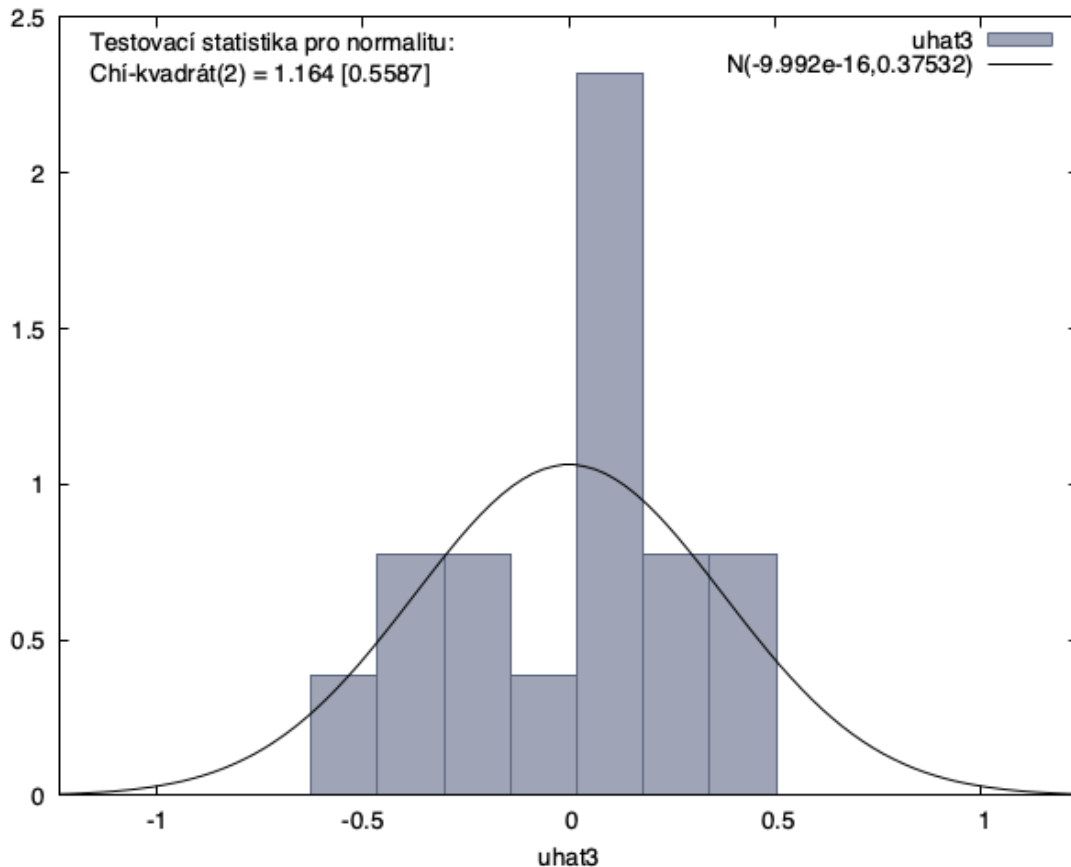
Příloha č. 5 Test normality reziduí pro podíl nezaměstnaných osob celkem

Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 1–16
 počet tříd = 7, střední hodnota = -9.99201e-16, so = 0.375315

| interval | střed | frequence | rel. | kum. | |
|---------------------|-----------|-----------|--------|---------|-------|
| < -0.46510 | -0.54584 | 1 | 6.25% | 6.25% | ** |
| -0.46510 - -0.30362 | -0.38436 | 2 | 12.50% | 18.75% | **** |
| -0.30362 - -0.14214 | -0.22288 | 2 | 12.50% | 31.25% | **** |
| -0.14214 - 0.019342 | -0.061399 | 1 | 6.25% | 37.50% | ** |
| 0.019342 - 0.18082 | 0.10008 | 6 | 37.50% | 75.00% | ***** |
| 0.18082 - 0.34230 | 0.26156 | 2 | 12.50% | 87.50% | **** |
| >= 0.34230 | 0.42304 | 2 | 12.50% | 100.00% | **** |

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chí-kvadrát(2) = 1.164 s p-hodnotou 0.55866

Zdroj: Gretl



Zdroj: Gretl

Příloha č. 6 Test autokorelace pro podíl nezaměstnaných žen

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci až do řádu 3
 OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)
 Závisle proměnná: uhat

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|-------------------|--------------|-------------|---------|-----------|
| const | -2.32713 | 2.95170 | -0.7884 | 0.4605 |
| Nezam_zeny_v_pre~ | 0.0565605 | 0.0982061 | 0.5759 | 0.5856 |
| Vydaje_PPZ | 3.20858e-06 | 5.12475e-05 | 0.06261 | 0.9521 |
| Tempo_rustu_HDP | 0.0120427 | 0.0320150 | 0.3762 | 0.7197 |
| Narozene_deti | 0.0201729 | 0.0301110 | 0.6700 | 0.5278 |
| Soc_davky | -1.10259e-05 | 3.14841e-05 | -0.3502 | 0.7382 |
| Min_mzda | 9.93239e-06 | 5.67931e-05 | 0.1749 | 0.8669 |
| uhat_1 | -0.383131 | 0.354459 | -1.081 | 0.3213 |
| uhat_2 | -0.473763 | 0.393800 | -1.203 | 0.2743 |
| uhat_3 | -0.695403 | 0.337024 | -2.063 | 0.0847 * |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.458813

Testovací statistika: LMF = 1.695579,
 s p-hodnotou = $P(F(3,6) > 1.69558) = 0.266$

Alternativní statistika: $TR^2 = 7.341005$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 7.34101) = 0.0618$

Ljung-Box $Q' = 6.33585$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 6.33585) = 0.0964$

Zdroj: Gretl

Příloha č. 7 Testy heteroskedasticity pro podíl nezaměstnaných žen

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)

Závisle proměnná: uhat²

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|-------------------|--------------|-------------|----------|-----------|
| const | 5.14743 | 46.2594 | 0.1113 | 0.9184 |
| Nezam_zeny_v_pre~ | -0.356753 | 0.702928 | -0.5075 | 0.6467 |
| Vydaje_PPZ | 0.000395685 | 0.000589858 | 0.6708 | 0.5504 |
| Tempo_rustu_HDP | 0.0153898 | 0.0173954 | 0.8847 | 0.4415 |
| Narozene_deti | -0.0439647 | 0.771086 | -0.05702 | 0.9581 |
| Soc_davky | -0.000241427 | 0.000602988 | -0.4004 | 0.7157 |
| Min_mzda | 0.000220400 | 0.000853585 | 0.2582 | 0.8129 |
| sq_Nezam_zeny_v_~ | 0.0252852 | 0.0506610 | 0.4991 | 0.6520 |
| sq_Vydaje_PPZ | -1.77359e-08 | 2.75313e-08 | -0.6442 | 0.5653 |
| sq_Tempo_rustu_H~ | -0.00114485 | 0.00618926 | -0.1850 | 0.8650 |
| sq_Narozene_deti | 0.000245457 | 0.00350361 | 0.07006 | 0.9486 |
| sq_Soc_davky | 2.86473e-09 | 7.21258e-09 | 0.3972 | 0.7178 |
| sq_Min_mzda | -1.28804e-08 | 4.38140e-08 | -0.2940 | 0.7879 |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0.574772

Testovací statistika: TR² = 9.196352,

s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(12) > 9.196352) = 0.686074

Zdroj: Gretl

Breusch–Paganův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 2005–2020 (T = 16)

Závisle proměnná: škálované uhat²

| | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|-------------------|--------------|-------------|----------|-----------|
| const | -6.44006 | 19.7951 | -0.3253 | 0.7524 |
| Nezam_zeny_v_pre~ | 0.673688 | 0.684406 | 0.9843 | 0.3507 |
| Vydaje_PPZ | 0.000334279 | 0.000366556 | 0.9119 | 0.3856 |
| Tempo_rustu_HDP | 0.0289804 | 0.240369 | 0.1206 | 0.9067 |
| Narozene_deti | -0.0113767 | 0.202075 | -0.05630 | 0.9563 |
| Soc_davky | -8.72853e-06 | 0.000228969 | -0.03812 | 0.9704 |
| Min_mzda | 0.000204090 | 0.000413514 | 0.4936 | 0.6334 |

Vysvětlený součet čtverců = 10.2057

Testovací statistika: LM = 5.102863,

s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(6) > 5.102863) = 0.530690

Zdroj: Gretl

Příloha č. 8 Test normality reziduí pro podíl nezaměstnaných žen

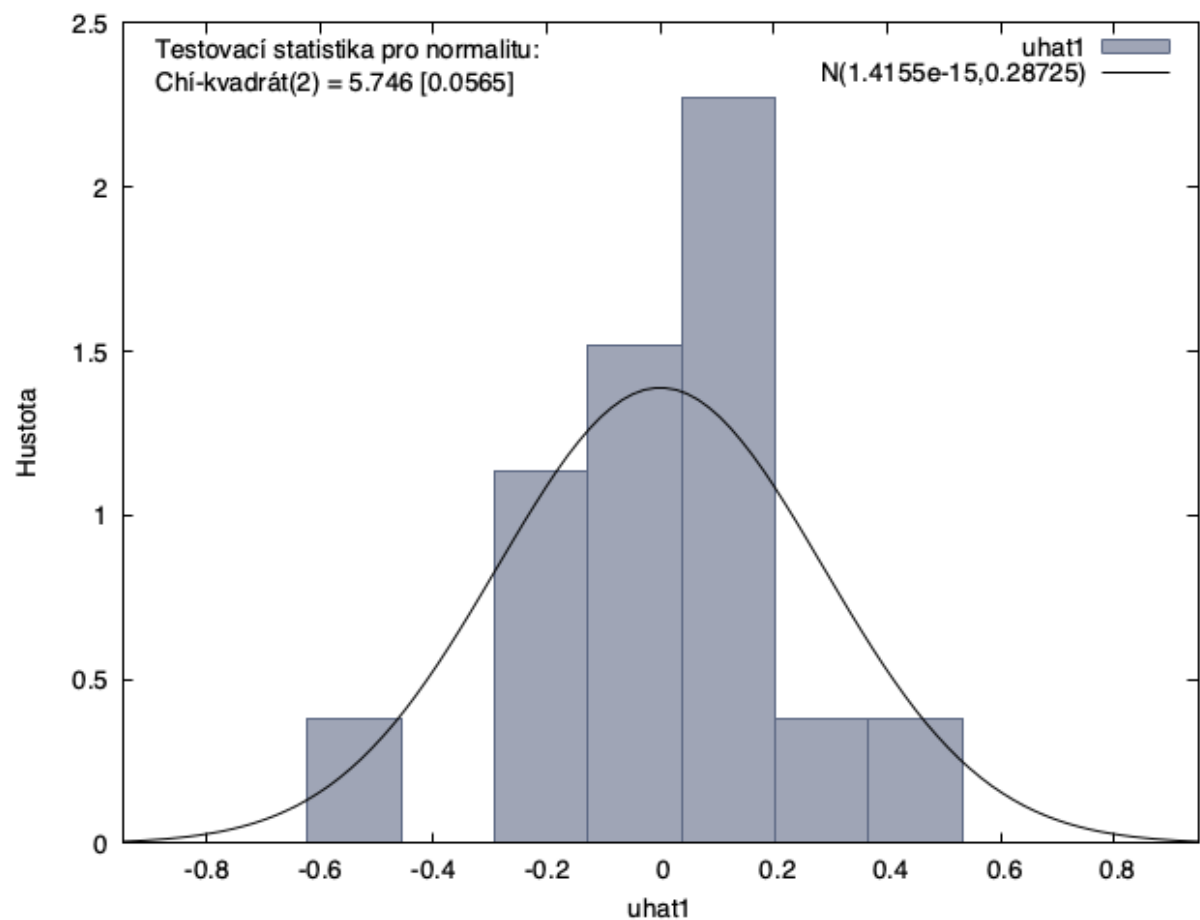
Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-16

počet tříd = 7, střední hodnota = 1.41553e-15, so = 0.287245

| interval | střed | frequence | rel. | kum. | |
|---------------------|-----------|-----------|--------|---------|-------|
| < -0.45723 | -0.53968 | 1 | 6.25% | 6.25% | ** |
| -0.45723 - -0.29233 | -0.37478 | 0 | 0.00% | 6.25% | |
| -0.29233 - -0.12744 | -0.20988 | 3 | 18.75% | 25.00% | ***** |
| -0.12744 - 0.037462 | -0.044987 | 4 | 25.00% | 50.00% | ***** |
| 0.037462 - 0.20236 | 0.11991 | 6 | 37.50% | 87.50% | ***** |
| 0.20236 - 0.36726 | 0.28481 | 1 | 6.25% | 93.75% | ** |
| >= 0.36726 | 0.44971 | 1 | 6.25% | 100.00% | ** |

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chi-kvadrát(2) = 5.746 s p-hodnotou 0.05653



Zdroj: Gretl