

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti

Bc. Ivana Kašpárková

© 2018 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Ivana Kašpárková

Podnikání a administrativa

Název práce

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti

Název anglicky

Econometric analysis of unemployment

Cíle práce

Hlavním cílem diplomové práce je prostřednictvím analýzy nezaměstnanosti v České republice s využitím nástrojů ekonometrického modelování identifikovat hlavní determinanty vývoje nezaměstnanosti s odvozením prognózy zkoumaných jevů.

Dílní cíle:

- definice základních pojmů související s tematikou nezaměstnanosti,
- vymezení vnitřních i vnějších faktorů nezaměstnanosti,
- konstrukce ekonometrického modelu nezaměstnanosti,
- prognóza budoucích hodnot vývoje nezaměstnanosti.

Metodika

V rámci řešení diplomové práce jsou nejprve shromážděny odborné prameny, zabývající se problematikou nezaměstnanosti. Teoretická část práce je tvořena pomocí literární rešerše, vymezí pojmy související s nezaměstnaností a poté představí hlavní kvantitativní metody používané v analytické části práce. Analytická část práce je založena na ekonometrickém modelování nezaměstnanosti v České republice, tento model je dále použit pro sestavení prognózy budoucího vývoje nezaměstnanosti.

Doporučený rozsah práce

70 str.

Klíčová slova

nezaměstnanost, strukturální nezaměstnanost, míra nezaměstnanosti, minimální mzda, ekonometrický model, zákoník práce

Doporučené zdroje informací

BUCHTOVÁ, Božena a kol. (2002). Nezaměstnanost – psychologický, ekonomický a sociální problém. Praha: Grada Publishing. 240 s. ISBN 80-247-9006-8.

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

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

KNOLL, Oto. Druhy nezaměstnanosti a příčiny jejich vzniku. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, 1993.

MAREŠ, Petr. Nezaměstnanost jako sociální problém. Vyd. 3., upr. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2002. Studijní texty. ISBN 80-86429-08-3.

SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS. Economics. 14th ed. New York: McGraw-Hill, c1992. ISBN 0-07-054879-X.

Předběžný termín obhajoby

2017/18 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 13. 3. 2017

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 13. 3. 2017

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 21. 03. 2018

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Ekonometrická analýza nezaměstnanosti" 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 neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D., za odborné vedení, za čas strávený při konzultacích a za cenné poznámky. Zároveň děkuji mé rodině, která mě během celého studia a při psaní této práce plně podporovala.

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti

Abstrakt

Diplomová práce je zaměřena na ekonometrické modelování nezaměstnanosti. Cílem práce je identifikovat hlavní determinanty vývoje nezaměstnanosti s následným odvozením prognózy zkoumaných jevů.

Práce je koncipována do třech hlavních částí na část metodickou, teoretickou a praktickou. Metodika se zaměřuje na metody používané při výpočtech ekonometrických a prognostických modelů, tato část je následně důležitým návodem pro vlastní práci. V teoretické části jsou vymezeny hlavní pojmy spojené s nezaměstnaností. Modely vypočtené v praktické části vedou k vyhodnocení nejdůležitějších determinantů spojených s nezaměstnaností a také k následné prognóze, která je důležitá k plánování budoucího vývoje ekonomiky v České republice.

Klíčová slova: nezaměstnanost, strukturální nezaměstnanost, míra nezaměstnanosti, minimální mzda, zákoník práce, ekonometrický model, prognostický model

Econometric analysis of unemployment

Abstract

Master thesis is focused on econometric modeling of unemployment. The aim of this work is to identify the main determinants of the development of unemployment with the subsequent inference of the studied phenomena prognosis.

The thesis is divided into three main parts. There is methodological, theoretical and practical part. The methodology is focused on the methods used in calculations of econometric and prognostic models. This part is an important guide for the whole work. The theoretical part defines the main terms related with unemployment. The models calculated in the practical part lead to the evaluation of the most important determinants related to unemployment and the following prognosis, which is important for planning the future development of the economy in the Czech Republic.

Keywords: unemployment, structural unemployment, unemployment rate, minimum wage, labour code, econometric model, prognostic model

Obsah

1 Úvod.....	10
2 Cíl práce	12
3 Metodika	13
3.1 Ekonometrická analýza	14
3.2 Proces ekonometrického modelování	14
3.3 Běžná metoda nejmenších čtverců	28
3.4 Modely simultánních rovnic	29
3.5 Prognostické metody	31
4 Teoretická východiska	34
4.1 Makroekonomický model trhu práce	34
4.2 Definice nezaměstnanosti.....	37
4.3 Druhy nezaměstnanosti	38
4.4 Míry nezaměstnanosti	40
4.5 Důsledky nezaměstnanosti	41
4.6 Legislativní úprava trhu práce.....	43
4.7 Faktory ovlivňující trh práce v České republice	45
4.8 Inflace a Phillipsova křivka.....	46
5 Vlastní práce	49
5.1 Ekonometrické modelování	49
5.1.1 Simultánní model I	49
5.1.2 Simultánní model II.....	59
5.2 Prognózování.....	69
5.2.1 ARIMA model zaměstnanost	69
5.2.2 ARIMA model nezaměstnanost.....	71
5.2.3 ADL model.....	73
6 Výsledky a diskuse	78
6.1 Výsledky	78
6.2 Diskuse.....	80
7 Závěr.....	82
8 Seznam použitých zdrojů	87
9 Přílohy	90

Seznam obrázků

Obrázek 3.1: Fáze procesu ekonometrického modelování	14
Obrázek 3.2: Durbin-Watson test	24
Obrázek 4.1: Důchodový a substituční efekt	35
Obrázek 4.2: Ne/rovnováha na trhu práce	37
Obrázek 4.3: Původní Phillipsova křivka	48
Obrázek 5.1: SIM I, 1. rovnice	52
Obrázek 5.2: SIM I, 2. rovnice	53
Obrázek 5.3: SIM II, 1. rovnice	62
Obrázek 5.4: SIM II, 2. rovnice	63
Obrázek 5.5: Korelogram zaměstnanost	70
Obrázek 5.6: Korelogram nezaměstnanost	72
Obrázek 5.7: Odhad ADL modelu (1,5) + verifikace modelu	75

Seznam tabulek

Tabulka 4.1: Vymezení paragrafů zákoníku práce	44
Tabulka 5.1: Identifikace modelu SIM I.....	52
Tabulka 5.2: Ekonomická verifikace SIM I, 1.rov.	54
Tabulka 5.3: Ekonomická verifikace SIM I, 2.rov.	56
Tabulka 5.4: Identifikace modelu SEM II	62
Tabulka 5.5: Ekonomická verifikace SIM II, 1.rov.	64
Tabulka 5.6: Ekonomická verifikace SIM II, 2.rov.	66
Tabulka 5.7: ARIMA prognóza zaměstnanost	71
Tabulka 5.8: ARIMA prognóza nezaměstnanost.....	73
Tabulka 5.9: Kritéria ADL modelů.....	74
Tabulka 5.10: Budoucí vývoj nezaměstnanosti, zjištěna pomocí modelu ADL.....	77
Tabulka 6.1: Vypočtené budoucí hodnoty časových řad.....	80
Tabulka 6.2: Porovnání vypočtených hodnot se skutečností.....	81
Tabulka 7.1: Porovnání skutečných hodnot s hodnotami vypočtenými	86

Seznam grafů

Graf 5.1: Vývoj endogenních proměnných, SIM I	51
Graf 5.2: Vývoj endogenních proměnných SIM II.....	61

1 Úvod

Nezaměstnanost je pojem, který zná drtivá většina obyvatel nejen České republiky. Setkat se s ní je možné prakticky denně v médiích ať už jde o televizi, noviny nebo internet, v případě, že se míra nezaměstnanosti v zemi změní jen o nepatrnou desetinu je obyvatelstvo ihned informováno. Nezaměstnanost je jeden z hlavních makroekonomických ukazatelů, díky němu lze říci, jak se zemi „daří“ nebo „nedaří“ uplatnit své obyvatele na trhu práce. Každý člověk v sobě má zabudovaný pocit potřeby práce, už od středověku, kdy měli všichni obyvatelé přístup k půdě a potřebným nástrojům a mohli se tedy plně věnovat práci. V socialistických zemích bylo samozřejmostí poskytnout každému občanovi práci. Nezaměstnanost tak byla nízká ovšem při umělé zaměstnanosti. V dnešní době ve vyspělých zemích existuje moderní systém sociálního zabezpečení, který poskytuje podpory v nezaměstnanosti při ztrátě zaměstnání, ale i přes tento zabezpečovací systém může ztráta zaměstnání pro člověka znamenat nejen ekonomické důsledky, ale také s sebou přináší stresovou situaci, kterou ne každý zvládá. V případě, že jedinec ztratí zaměstnání může to pro něj znamenat různé zdravotní komplikace, sociální problémy a při dlouhodobé nezaměstnanosti ztrátu kvalifikace. Nezaměstnanost nemá vliv jen na obyvatele, kteří nemají zaměstnání, ale zhoršuje hospodářskou situaci celého státu a přináší mnohá další úskalí. Stát zabezpečuje pravidla na trhu práce ať už se jedná o stanovení minimální mzdy zákonem, či stanovení pravidel bezpečné práce a každému občanovi, který chce pracovat, by měl být schopný nabídnout jemu přiměřenou pracovní pozici. Ekonomická situace naší země je velice zajímavým tématem a každý občan by měl mít alespoň primární informace o tom, jak to v jeho zemi funguje. Ať už na trhu práce jste nebo na něj vstupujete prvně, základní znalostí o trhu by měla být informovanost o tom, jak si na trhu práce stojíte, kde naleznete volná pracovní místa a v neposlední řadě je důležité znát ekonomickou stránku trhu. Ekonomickou stránkou trhu je myšlen vývoj mezd v jednotlivých odvětvích, míra nezaměstnanosti, a další ekonomické ukazatele, které často napoví k tomu, jak by se jedinec na trhu práce měl chovat. Na nezaměstnanost mají vliv jednak makroekonomické ukazatele tak i mikroekonomické. Jelikož se vliv těchto ukazatelů nedá přesně změřit, existuje předmět, který se nazývá ekonometrie, poskytuje určitý nástroj k pochopení ekonomických jevů působících na nezaměstnanost a kvantifikuje vztahy mezi nimi.

V diplomové práci je zkoumána nezaměstnanost v období let 2000–2016 na celém území České republiky. Ke zkoumání nezaměstnanosti budou použity simultánní ekonometrické modely a prognostické metody. Práce je rozdělena na tři části, první část je důležitým vodítkem k sestavení ekonometrických modelů a je podkladem pro vypracování vlastní čili třetí části práce, ve které je popsáno, proč se změny, které nastávají v nezaměstnanosti dějí právě takto a co na tyto změny má největší vliv v rámci jednotlivých determinantů nezaměstnanosti, to je zkoumáno za použití ekonometrického modelu. Druhá část je zaměřena na vymezení pojmů související s nezaměstnaností pro její samotné pochopení, vymezuje ekonomické přístupy k nezaměstnanosti, vysvětluje makroekonomický model trhu práce, popisuje typy nezaměstnanosti, dopady nezaměstnanosti jednak na jednotlivce, tak na celý stát a mnoho dalších pojmů souvisejících s nezaměstnaností.

Téma ekonometrická analýza nezaměstnanosti souvisí s mým studovaným oborem hned z několika pohledů, a to z pohledu ekonomického při zaměřování se na samotnou nezaměstnanost. Druhá část je ekonometrická analýza, která byla probrána v předmětu ekonometrie v prvním ročníku navazujícího studia. V práci je počítána prognóza, která byla součástí předmětu Prognostické metody, probírána taktéž v prvním ročníku navazujícího studia.

Přínos práce je spjat s vypočtením ekonometrického modelu určením hlavních determinantů ovlivňující nezaměstnanost a následným odvozením prognózy. V ekonomice je důležité plánovat a znát budoucí vývoje jednotlivých ukazatelů, za předpokladu dobře sestaveného modelu, bude nezaměstnanost spolehlivě odhadnuta a tím i možnost přesně plánovat jednotlivé ekonomické kroky celé společnosti.

2 Cíl práce

Hlavním cílem diplomové práce je prostřednictvím analýzy nezaměstnanosti v České republice s využitím nástrojů ekonometrického modelování identifikovat hlavní determinanty vývoje nezaměstnanosti s následným odvozením prognózy zkoumaných jevů.

Hlavního cíle je dosaženo prostřednictvím dílčích cílů:

- Definování základních pojmů související s tematikou nezaměstnanosti, jako je míra nezaměstnanosti, ekonomicky aktivní a neaktivní obyvatelstvo, vymezení legislativní úpravy trhu práce v České republice aj.
- Vymezení vnitřních i vnějších faktorů nezaměstnanosti kupříkladu zásahy vlády, minimální mzda, demografické vlivy aj.
- Konstrukce ekonometrického modelu nezaměstnanosti.
- Prognóza budoucích hodnot vývoje nezaměstnanosti sestavována pomocí ARIMA modelu a modelu ADL.

První část diplomové práce se věnuje metodice ekonometrického modelování a prognózování, definuje proces modelování ekonometrického modelu a proces prognózování, který je použit jako podklad praktické části práce. Druhá část práce vymezuje pojmy spojené s nezaměstnaností, od základních pojmů, co je to nezaměstnanost, jaké jsou druhy či kdo se mezi nezaměstnané počítá, po vnější vliv státu a jeho aktivní a pasivní nástroje ovlivňování trhu práce až po Phillipsovu křivku. Praktická část se zabývá vlastním ekonometrickým modelováním nezaměstnanosti, konkrétněji sestavením dvou simultánních modelů, přičemž první je založen na počtu ekonomicky aktivních osob a druhý model je založen na Phillipsově křivce. Součástí praktické části, která vychází z ekonometrického modelu je prognóza ex-ante neboli prognóza budoucího vývoje nezaměstnanosti s použitím hlavních determinantů vycházejících z ekonometrického modelu. Prognóza budoucího vývoje je sestavena pomocí ARIMA a ADL modelů.

3 Metodika

Metodika popisuje průběh zpracování diplomové práce s ohledem na dosažení výše stanovených cílů.

V rámci řešení diplomové práce ke splnění cílů je nejprve nutné celkovou problematiku rozdělit na několik kapitol. Základním krokem je nastudování odborných pramenů, na základě, kterých je vypracována metodická část obsahující podklad pro vypracování vlastní práce, popisuje hlavní kvantitativní metody používané v analytické části práce a teoretická část zabývající se nezaměstnaností. Teoretická část je psána formou literární rešerše, analýzy a abstrakce. Teoretická část se zabývá nezaměstnaností a pojmy s ní související, jako je míra nezaměstnanosti, ekonomicky aktivní a neaktivní obyvatelstvo dále se zabývá jednotlivými druhy nezaměstnaností jejími determinanty, pojetí z oblasti právního. Teoretická část se také zabývá Phillipsovou křivkou, která s nezaměstnaností úzce souvisí.

Vlastní práce se věnuje ekonometrickému modelování nezaměstnanosti v České republice v letech 2000–2016, přičemž pozornost je v tomto případě věnována hlavním determinantům, které působí na nezaměstnanost. Vliv exogenních proměnných na nezaměstnanost. Exogenní proměnné jsou určeny na základě přechozích studií a ekonomické teorie. Ze získaných výsledků provedených ekonometrických analýz je následně vypočtena prognóza ex-ante. Prognóza je sestavena na šest období dopředu za použití dvou metod ARIMA modelu a modelu ADL, prognózy jsou vyjádřeny graficky a slovně okomentovány. Podklady pro vypracování této diplomové práce jsou čerpány z pramenů uvedených v seznamu použitých zdrojů, jedná se o zdroje psané v anglickém a českém jazyce. Pro charakteristiku nezaměstnanosti a její ekonometrickou a prognostickou analýzu je využita mimo odborné literatury také data z dostupných zdrojů, a to především z českého statistického úřadu z portálu ministerstva práce a sociálních věcí a z veřejné databáze České národní banky. Tyto data jsou zpracována do tabulek. Veškeré výpočty jsou prováděny s využitím programu MS Excel a statistického programu Gretl.

3.1 Ekonometrická analýza

Ekonometrická analýza pomáhá odpovídat na otázky, jejichž vyřešení přispívá k získání určité skutečnosti, vysvětlit, ovlivnit nebo řídit určité jevy (Hušek, a kol., 1976).

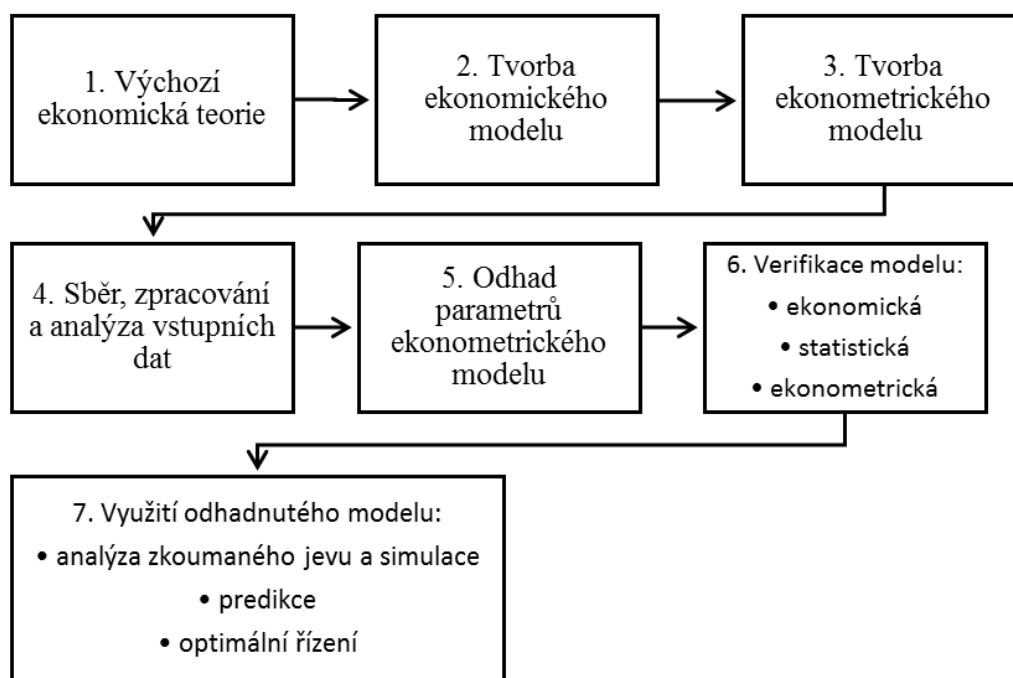
Samuelson (1992) vymezuje ekonometrii jako kvantitativní analýzu skutečných ekonomických jevů na základě současného teoretického vývoje a pozorování s využitím vhodných metod pro její odvození.

Hušek (2007) ve své publikaci charakterizuje ekonometrickou analýzu jako spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době i zapojování informatiky, která má důležitou úlohu při vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování ekonomických a společenských jevů.

3.2 Proces ekonometrického modelování

V ekonomice existuje řada ekonomických škol, které se zabývají stejnými problémy, v ekonometrii je tomu stejně tak. V této práci je vycházeno z tradiční neboli klasické ekonometrické metodologie.

Celý proces ekonometrického modelování popisuje obr. 3.1. Celý proces ekonometrického modelování bude následně popsán v této kapitole v bodech 1) – 7).



Obrázek 3.1: Fáze procesu ekonometrického modelování

Zdroj: vlastní zpracování na základě (Krkošková, a kol., 2010; Hančlová, 2012)

Nejprve je důležité zvolit ekonomický model neboli základní hypotézu, od které se bude vše následně odvíjet. V této práci budou zpracovány dva simultánní ekonometrické modely první bude vycházet z definice počtu ekonomicky aktivních osob, jež jsou součtem zaměstnaných a nezaměstnaných osob. Druhý model zachycuje modifikovanou Phillipsovu křivku, tj. vzájemný vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace.

2) Tvorba ekonomického modelu

Při tvorbě ekonomického modelu je nutné klasifikovat ekonomické veličiny, vymezit vazby a vztahy mezi veličinami, formulovat základní hypotézy či tvrzení o chování ekonomických veličin či společenských jevů (Hančlová, 2012).

V rovnicích modelu se pracuje s proměnnými, které jsou závislé, respektive endogenní neboli vysvětlované proměnné a nezávislé, respektive exogenní neboli vysvětlující proměnné (Krkošková, a kol., 2010).

Endogenní proměnné jsou hodnoty, které jsou modelem generovány neboli vysvětlovány. (Hušek, 2007). Jsou obvykle označovány písmenem y snáležejícími indexy, které umožňují jednoznačnou identifikaci proměnné a její hodnoty v příslušném období (Gujarati, 2004). Ve více rozměrných modelech mohou endogenní proměnné vystupovat i jako vysvětlující proměnné (Hušek, 2007).

Exogenní proměnné působí na zkoumaný model, samy nejsou tímto modelem ovlivňovány, to znamená, že jejich hodnoty jsou stanovovány mimo modelovaný systém (Hušek, 2007). Vysvětlují endogenní proměnné a obvykle se pro ně používá označení písmenem x .

Endogenní proměnné zpožděné v modelu vyjadřují působení endogenních proměnných z předchozích období tzn. $t-z$ (kde $z=1,2, \dots, t-z$). Zpožděné endogenní proměnné mohou mít v rovnici zahrnutou jinou vysvětlující proměnnou nebo mohou být vysvětlující proměnnou k téže samé v období t (Tvrdoň, 2016).

Náhodné proměnné, každá rovnice obsahuje pouze jednu náhodnou složku. Je tvořena ze tří složek, které působí najednou a nedají se od sebe rozlišit. Je to působení všech činitelů na endogenní proměnnou, které nebyly zahrnuty, nebo byly opomenuty, v modelu, dále jsou to pozorovací chyby, které vznikají při měření použitých proměnných a také chyby, které vyplývají ze zjednodušení tvaru příslušné funkce. Náhodná proměnná se dá spočítat jako odchylka skutečné hodnoty vysvětlované endogenní proměnné od její teoretické hodnoty (Tvrdoň, 2016; Hušek, 2007).

Parametry, při následné tvorbě ekonometrického modelu musí být použity specifikované strukturální a stochastické parametry. *Strukturální parametry* modelu vyjadřují směr a intenzitu působení exogenních proměnných a endogenních proměnných zpožděných na endogenní proměnné. *Parametry stochastické* vyjadřují základní charakteristiky jako je rozptyl nebo střední hodnota.

Druhým krokem při tvorbě ekonomického modelu je vymezení vazeb a vztahů mezi veličinami. Znaménka jednotlivých parametrů se určují na základě příslušné ekonomické teorie nebo jsou k tomu využívány informace z jiných kvantitativních studií a analýz.

Třetím a zároveň posledním krokem při tvorbě ekonomického modelu je volba matematického a analytického tvaru modelu, ekonomická teorie neudává přesný počet rovnic modelu ani jejich vzájemné vztahy. Z teorie je možné zjistit zda se subjekt chová racionálně nebo maximalizuje svou preferenční funkci, ale neodpovídá na otázku, zda má být situace vymezena jednorovnicovým modelem či simultánně (Hušek, 2007).

Podle Huška, (2007) se při volbě matematického tvaru ekonometrik rozhoduje pro jeden ze tří typů modelů:

- jednorovnicový model,
- vícerovnicový model zcela nebo zdánlivě nezávislých rovnic a
- simultánní model.

Modely budou více specifikovány v následující kapitole.

3) Tvorba ekonometrického modelu

Ekonometrický model vzniká z ekonomicko-matematického modelu, zahrnutím náhodné složky u a určením funkční formy modelu (Čechura, a kol., 2016). Je důležité zformulovat ekonomický model zkoumané reality, který zachycuje vztahy mezi ekonomickými proměnnými a slouží k zobrazení ekonomické teorie v realitě (Gujarati, 2004). Jak již bylo zmíněno výše podle Huška (2007) existují tři typy modelů, které je možné si vybrat při tvorbě matematického tvaru modelu:

Jednorovnicový model, má charakter stochastického regresního modelu, zobrazuje jednu vysvětlovanou endogenní proměnnou v závislosti na jedné či několika vysvětlujících, exogenních nebo zpožděných endogenních proměnných a na náhodné složce (Hušek, 2007).

Obecný zápis jednorovnicového ekonomického modelu může mít tvar:

$$y = fce (x_1, x_2)$$

3.1

kde: y je vysvětlovaná (závislá, endogenní) proměnná,
 x_1, x_2 jsou vysvětlující (nezávislé, exogenní) proměnné.

Vícerovnicový model zcela nebo zdánlivě nezávislých rovnic, o model zdánlivě nezávislých rovnic jde tehdy, pokud nejsou náhodné složky u jednotlivých rovnic nezkorelované, avšak neexistují žádné vazby mezi endogenními proměnnými (Hušek, 2007).

Simultánní model, obsahuje vzájemné vazby mezi proměnnými, může obsahovat jednak stochastické, ale i rovnice nestochastické neboli identitní (Seddighi, 2000). Tento typ modelu spočívá v tom, že nezpožděné endogenní proměnné vystupují v jednotlivých rovnicích modelu v simultánní roli, tzn. jak ve funkci vysvětlovaných, tak i vysvětlujících proměnných a jsou určeny k řešení všech rovnic najednou (Hušek, 2007). Obecný zápis simultánního modelu může mít tvar například:

$$y_1 = fce (y_3, x_2, x_5)$$

$$y_2 = fce (y_3, x_4, x_7, x_9)$$

$$y_3 = fce (y_1, x_1, x_6, x_8)$$

$$y_4 = y_1 + y_2 + y_3 + x_{10}$$

3.2

kde: y_1, y_2, y_3, y_4 na pravé straně rovnice jsou vysvětlované proměnné
 $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9$ jsou vysvětlující proměnné
 y_1, y_2, y_3 na levé straně rovnice jsou vysvětlující proměnné

Vícerovnicové neboli simultánní modely mohou mít mezi proměnnými tři typy vazeb:

Prosté – nejsou zde žádné vazby mezi proměnnými,

Rekurzivní/rekurentní – jsou vazby zpětné či dopředné podle toho v jakém pořadí se vysvětlující endogenní proměnná v rovnicích zobrazuje,

Simultánní – obsahuje jednak vazby dopředné tak i vazby zpětné (Gujarati, a kol., 2009).

Jelikož se většina ekonomických veličin vyvíjí v čase je výhodné do modelu zahrnout faktor času, tento proces zahrnutí faktoru času do modelu se nazývá dynamizací modelu, po zahrnutí faktoru času do modelu se model stává dynamickým (Gujarati, a kol., 2009). Podle Huška (1998) lze model dynamizovat:

- zahrnutím zpožděných proměnných,
- vyjádřením proměnných v postupných diferencích nebo relativně,
- zahrnutím časového vektoru jako další proměnné,
- zahrnutím dummy proměnných.

Výsledný ekonometrický model vysvětluje závislost jedné vysvětlované proměnné na jedné nebo několika vysvětlujících proměnných a náhodné složce. Jednorovnicový lineární ekonometrický tvar má například tvar:

$$y_{1t} = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{2t-1} + u_{1t} \quad \mathbf{3.3}$$

kde: y_{1t} je vysvětlovaná endogenní proměnná
 x_{1t}, x_{2t} jsou vysvětlující exogenní proměnné
 x_{2t-1} je exogenní proměnná zpožděná o jedno období
 $\gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{13}$ jsou parametry vysvětlujících proměnných
 u_{1t} je náhodná složka

4) Sběr, zpracování a analýza vstupních dat

V ekonometrii se vyskytují tři typy dat a tím jsou časové řady, průřezová data a panelová data (Krkošková, a kol., 2010).

Časové řady poskytují informace o číselných hodnotách proměnných v po sobě jdoucích obdobích, která mají různou délku, nejčastěji jde o roční data se kterými se nejčastěji pracuje (hodnota je zaznamenávána pravidelně každý rok). Dále jde o data čtvrtletní, měsíční či data denní (Hušek, 2007; Krkošková, a kol., 2010). Ke značení se často používá časový index t a pro celkový počet pozorování se používá symbol T (Cipra, 2008).

Průřezová data představují pozorování proměnných, ve stejném období, ale u více subjektů, průřezová data mají charakter prostorových údajů (Hušek, 2007). Příkladem může být sledování nezaměstnanosti v regionech České republiky za rok 2016. Pro průřezová data není důležité jejich uspořádání, lze je tedy libovolně řadit (Cipra, 2008).

Panelová data jsou zvláštním druhem statistických údajů, vznikají opakováním výběrového šetření s předem daným souborem otázek u stejné skupiny respondentů v různých obdobích (Hušek, 2007). Příkladem panelových dat může být sledování nezaměstnanosti v regionech České republiky měsíčně.

Velmi často jsou data zatěžkána chybami měření, ty mohou vznikat nadhodnocením či podhodnocením zjišťovaných dat, či změnou metodiky v průběhu měření (Čechura, 2016).

„U údajů časových řad je nezbytné před jejich použitím k odhadu provést doplnění chybějících pozorování a očištění od sezónnosti, trendu, cyklických či konjunkturních vlivů extrapolací, interpolací nebo vyrovnáním“ (Hušek, 2007).

5) Odhad parametrů ekonometrického modelu

Při odhadu parametrů ekonometrického modelu je nejprve nutné si zvolit a aplikovat odpovídající odhadový postup. U víceroznicových modelů lze odhadovat každou rovnici zvlášť přičemž v takovém případě lze hovořit o metodách s omezenou informací nebo lze model odhadnout celý najednou pomocí simultánních metod v takovém případě potom jde o metody s úplnou informací (Hušek, 2007). Po aplikaci některé z metod dojde k získání odhadovaných parametrů γ případně β (Krkošková, a kol., 2010).

Odhad parametrů jednoduchého ekonometrického modelu neboli kvantifikace neznámých parametrů se provádí pomocí klasického lineárního regresního modelu. Nejznámějším odhadovým postupem lineárního regresního modelu je metoda nejmenších čtverců (Fiala, 2008). Odhadnuté parametry ekonometrického modelu podávají nestranné, eficientní neboli nejlepší a konzistentní odhady, označované jako BLUE (best = nejlepší, linear = lineární, unbiased = nestranné a estimation = odhady). Tyto odhady parametrů jsou získány za podmínek dodržení specifikačních předpokladů modelu a předpokladech o vlastnostech náhodné složky, které jsou níže vymezeny (Cipra, 2008).

Vlastnosti odhadu parametrů podle přednášek prof. Čechury (2016)

- Nejlepší odhad (eficientní, vydatný) je takový odhad modelu, který nemá větší reziduální rozptyl než ten ke kterému je porovnáván.
- Nestranné odhady, nestrannost odhadovaného parametru znamená, že odhad není podhodnocen, nadhodnocen ani vychýlen.
- Konzistentní odhady, při rostoucím počtu pozorování konvergují v pravděpodobnosti k hodnotě odhadovaného parametru, tzn. čím je více pozorování, tím lepší je odhad.

Do předpokladů LRM podle Čechury a kol. (2016) se řadí specifikační předpoklady a specifikace o chování náhodné složky.

Do specifikačních předpokladů patří (Cipra, 2008):

1. volba správné funkční formy modelu,

2. neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné (to se projeví především ve vlastnostech odhadu – je vychýlený, není konzistentní, je relativně eficientní),
3. vypuštění irelevantních (nepodstatných) vysvětlujících proměnných (tento předpoklad není tak závažný jako předchozí, model, který obsahuje nepodstatnou proměnnou lze považovat za přijatelný. Model je v tomto případě nestranný, konzistentní avšak není nejlepší.),
4. stabilní odhadnuté parametry, časová invariantnost (odhadované parametry jsou v čase stabilní),
5. respektování simultánnosti vztahů mezi proměnnými.

Hančlová (2012) mezi předpoklady o chování náhodné složky zařazuje:

1. střední hodnota náhodné složky je nulová (=nulový průměr), $E(u_t) = 0$,
2. konečný a konstantní rozptyl náhodné složky, který se v čase nemění, neboli homoskedasticita, $\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$ pro všechny $t=1,2,\dots n$. V případě, že se rozptyl náhodné složky bude měnit jde o heteroskedasticitu,
3. nepřítomnost autokorelace náhodné složky, to znamená nezávislost náhodné složky na svých zpožděných, $\text{cov}(u_i, u_j)$ pro $i \neq j$,
4. nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech, $\text{cov}(x_{it}, u_t) = 0$,
5. neexistence perfektní multikolinearity, (hodnota matice se rovná součtu sloupců a ten je menší než nebo roven počtu řádků této matice), $h(X) = k \leq n$,
6. normální rozdělení náhodné složky $u_t \sim N(0, \sigma^2)$.

6) Verifikace modelu

Před aplikací modelu je nejprve nutné model verifikovat tzn. ověřit a vyhodnotit, zda jsou všechny získané odhady parametrů v souladu s výchozími ekonomickými hypotézami. K tomu se využívají ekonomické teorie, statistické testy a ekonometrická kritéria (Hušek, 2007).

Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace spočívá v ověření správnosti znamének ve výsledném modelu a velikosti numerických hodnot odhadovaných parametrů. V případě, že jsou očekávané odhady v souladu s předpokládanými znaménkami a velikosti jednotlivých parametrů, lze je

interpretovat ve shodě s teoretickými ekonomickými předpoklady a odhadnutý ekonometrický model je adekvátním (Hušek, 2007). V případě, že znaménka nebo hodnoty odhadnutých parametrů neodpovídají výchozím parametrům, je nutno model nebo jednotlivé rovnice specifikovat odlišným způsobem popřípadě přezkoumat ekonomickou teorii (Baltagi, 2008).

Statistická verifikace

Statistická verifikace má důležitou úlohu zejména v posuzování statistické významnosti odhadnutých parametrů, jednotlivých rovnic i celého modelu k tomu slouží kritéria a statistické testy pomocí nichž se ověřuje přesnost nebo významnost parametrů, rovnic a celého modelu (Hušek, 2007).

Podle Huška (2007) se do nejčastěji používaných kritérií pro statistickou verifikaci zařazují standardní chyby odhadnutých parametrů, koeficienty vícenásobné determinace, t-testy a f-testy statistické významnosti odhadů.

Gujarati (2004) dále charakterizuje nejčastější používaná kritéria.

Koeficient vícenásobné determinace, říká z kolika procent jsou změny vysvětlované proměnné vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných. Tento ukazatel je založen na rozkladu celkového rozptylu vysvětlované proměnné.

Následující vzorce 3.4. -3.7. slouží k výpočtu koeficientu vícenásobné determinace, který je vyjádřen v rovnici 3.8.

$$S_y^2 = S_{\hat{y}}^2 + S_u^2 \tag{3.4}$$

Vzorec celkového rozptylu se skládá z dílčích vzorců, vzorec teoretického rozptylu 3.5. a reziduální rozptyl 3.6.

$$S_{\hat{y}}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{n} \tag{3.5}$$

$$S_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n} \tag{3.6}$$

Celkový rozptyl lze vypočítat i následujícím způsobem:

$$S_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n} \tag{3.7}$$

Koeficient vícenásobné determinace je vyjádřen vztahem:

$$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2}$$

3.8

T-test, pomocí tohoto testu se hodnotí statistická významnost jednotlivých parametrů. Pro výpočet testového kritéria je důležité dodržet postup výpočtů v šesti krocích. Prvním krokem je výpočet matice pro ověření statistické významnosti parametrů 3.9. Vzorec obsahuje transponovanou matici X a matici X .

$$(X^T X)^{-1}$$

3.9

Druhým krokem je výpočet korigovaného reziduálního rozptylu 3.10.

$$\bar{S}_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y})^2}{n - p}$$

3.10

Kde $n - p$ je počet stupňů volnosti

Následuje výpočet rozptylu odhadnutých parametrů 3.11.

$$S_{ii} = S_u^2 (X^T X)^{-1}$$

3.11

Z rozptylu odhadnutých parametrů za pomoci odmocniny se vypočítá standardní chyba odhadnutých parametrů 3.12.

$$S_{bi} = \sqrt{S_{ii}}$$

3.12

Pátým krokem je výpočet testovacího kritéria:

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

3.13

V posledním kroku je porovnávána vypočtená t-hodnota s tabulkovou hodnotou t-testu na zvolené hladině významnosti s přihlédnutím k příslušnému počtu stupňů volnosti t_α . V případě je-li $t > t_\alpha$ zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametrů, tzn. vysvětlující proměnná je významnou proměnou na hladině významnosti α , při $n - p$ stupních volnosti. Koeficient vícenásobné determinace a statistická významnost parametrů je v softwaru Gretl vypočtena automaticky s výpočtem parametrů modelu.

Ekonometrická verifikace

Autokorelace reziduí

Autokorelace reziduální složky znamená závislost náhodné složky na svých zpožděných hodnotách. Autokorelace je možné identifikovat prostřednictvím grafických analýz a testováním pomocí Durbinova-Watsonova testu. V případě odhadu modelu s autokorelací reziduální složky jsou vlastnosti odhadů parametrů nestranné, konzistentní a nemají minimální rozptyl (Hančlová, 2012). Předpona „auto“ je používána proto, že se korelovanost objevuje v rámci jedné časové řady (Cipra, 2008).

Příčiny autokorelace:

- setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin,
- chybná či nepřesná specifikace modelu,
- chyby měření,
- nesprávně nastavené zpoždění u vysvětlujících proměnných,
- nesprávně transformovaná výběrová data,
- odhadování modelu z dat, která obsahují zprůměrované, vyrovnané interpolované či extrapolované údaje, mohou vést k ovlivňování náhodné složky a způsobovat jejich závislost (Hušek, 2007).

Analýza a testování autokorelace prvního řádu

Identifikace autokorelace se provádí pomocí grafických testů nebo prostřednictvím Durbinova-Watsonova testu.

Nejprve se stanoví hypotéza která zní následovně:

H_0 : $\rho=0$ autokorelace 1. řádu není významná

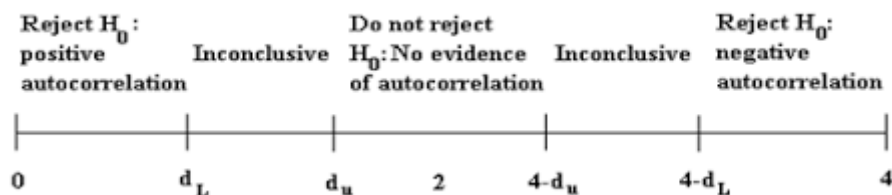
H_0 : $\rho \neq 0$ autokorelace 1. řádu je významná

Výpočet testovací statistiky, která se chová podle d rozdělení.

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

3.14

Hodnota DW statistiky má nestandardní d-rozdělení v intervalu $\langle 0,4 \rangle$ je symetrická se střední hodnotou 2. D-rozdělení má dvě kritické hodnoty d_L a d_U pro daný počet pozorování n , počet vysvětlujících proměnných $(k-1)$ a při hladině významnosti α .



Obrázek 3.2: Durbin-Watson test

Zdroj: Durbin watson statistic. ExpertsMind [online]. United States, 2013 [cit. 2017-11-19]. Dostupné z: <http://www.expertsmind.com/questions/durbin-watson-statistic-30138789.aspx>

V případě, že výsledek testu je $DW < d_L$ nebo $DW > 4 - d_L$, zamítá se nulová hypotéza na hladině významnosti α , tzn. že se v modelu vyskytuje statisticky významná autokorelace reziduální složky 1. řádu.

Pokud DW náleží do intervalu $< d_L, d_U >$ NEBO $< 4 - d_U, 4 - d_L >$ potom je výsledek neprůkazný, nelze rozhodnout o zamítnutí či přijetí nulové hypotézy.

Jestliže DW náleží do intervalu $< d_U, 4 - d_U >$ poté se nezamítá nulová hypotéza a autokorelace reziduí není statisticky významná na hladině významnosti α (Hančlová, 2012).

Odstranění autokorelace

- Ignorování autokorelace – je zapotřebí použít Huce chyby k testování hypotéz,
- změnit funkční formu modelu, nebo zavést do modelu opomenutou relevantní vysvětlující proměnnou,
- upravit časovou strukturu,
- zavedení zpožděné vysvětlované proměnné,
- použití adekvátní odhadové metody Cochrane Orcuttovy odhadové metody (Seddighi, 2000).

Heteroskedasticita

V modelu je předpokládána homoskedasticita což jinak znamená konstantní a konečný rozptyl náhodné složky opakem homoskedasticity je heteroskedasticita, která je v modelu nežádoucí a musí se testovat (Baltagi, 2008).

Příčiny a důsledky heteroskedasticity

Mezi příčiny vzniku heteroskedasticity se řadí:

- odlehlá pozorování,
- chybná specifikace regresního modelu (chybná funkční forma),

- chyby měření dat,
- nevhodná transformace dat.

Důsledkem heteroskedasticity je:

- odhadnuté parametry pro malé výběrové soubory jsou lineární a nevychýlené,
- rozptyl je zkreslený, není nejmenší (Krkošková, a kol., 2010).

Analýza a testování

„Pro testování heteroskedasticity se používají neparametrické testy (Goldfeldův-Qiandtův (GQ test, Spearmanův test korelace pořadí) nebo parametrické testy (Whiteův test, Parkův test a Glejserův test) a řada dalších“ (Hančlová, 2012).

Odstranění Heteroskedasticity

Pozorování ve výběrovém souboru se vydělí známými hodnotami rozptylu reziduální složky (respektive jejich odmocninami). Takto upravené časové řady mohou být použity k odadu transformovaného modelu metodou nejmenších čtverců (Hančlová, 2012).

Multikolinearita

Multikolinearita vymezuje těsnost závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými, tuto těsnost lze detekovat pomocí párových koeficientů korelace, vícenásobných koeficientů korelace nebo prostřednictvím další pomocné statistiky (Gujarati, a kol., 2009). V této práci bude Multikolinearita měřena s použitím korelačního koeficientu. V některých modelech mohou být sloupce matice X lineárně závislé, taková situace se označuje jako perfektní multikolinearita. Znamka multikolinearity je vysoká hodnota (vyšší než 0,9), ať už se jedná o kladnou hodnotu či zápornou, mezi dvěma proměnnými výběrového korelačního koeficientu. Je nutné zdůraznit, že za multikolinearitu se nepovažuje korelovanost mezi vysvětlovanou proměnou a vysvětlující (Cipra, 2008).

Příčiny a důsledky multikolinearity

Příčiny:

- stejná trendová tendence ekonomických časových řad,
- neexperimentální charakter disponibilních dat zejména při průřezové analýze,
- nevhodně zavedené zpožděné vysvětlující proměnné,
- neadekvátní použití umělých proměnných.

Důsledky:

- odhadnuté parametry jsou nezkreslené a vydatné,

- odhady parametrů modelu mají velký rozptyl a kovariaci,
- nelze separovat vliv jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou,
- odhady parametrů a jejich rozptyly jsou velmi citlivé na malé změny ve výběrových datech a specifikaci modelu (Hančlová, 2012).

Odstranění multikolinearity

- ignorování multikolinearity (rozhodnout, zda výše multikolinearity modelu vadí či nikoli),
- vynechání vysvětlujících proměnných způsobující multikolinearitu (vynechání proměnné může vést ke zkresleným odhadům parametrů),
- transformace některých proměnných (použití prvních diferencí, centrování, normování a relativní vyjádření),
- rozšíření časové řady (zmírní či potlačí multikolinearitu) (Cipra, 2008).

7) Využití odhadnutého modelu

Možnosti, jak využít odhadnutého modelu je několik a úzce souvisí s hlavním cílem, proč bylo ekonometrické modelování realizováno. Oblasti aplikace ekonometrického modelu je možné rozdělit do tří skupin (Hančlová, 2012):

- Analýza zkoumaného jevu a simulace,
- predikce,
- optimální řízení.

Při simulaci a plánování optimálního řízení se využívá především koeficientů pružnosti neboli elasticity. Odhadnutý parametr vyjadřuje, jak příslušná vysvětlující proměnná působí na vysvětlovanou proměnnou v jednotkách, v jakých jsou obě proměnné sledovány, elasticita umožňuje vyjádřit toto působení relativně v procentech.

Prostřednictvím vzorce pro výpočet elasticity 3.15 bude dosaženo relativního vyjádření působení vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou:

$$e_{xi} = \frac{\delta_y}{\delta_{xi}} * \frac{x_i}{\hat{y}}$$

3.15

Pomocí parciální derivace vysvětlované proměnné podle zvolené vysvětlující proměnné bude získán parametr dané vysvětlující proměnné (Gujarati, 2004). Jde o jednocentní

změnu za předpokladu, že se bude vysvětlující proměnná měnit o více než 1 % je nutné vzorec upravit poté se jedná o rozdílový koeficient pružnosti 3.16 (Čechura, a kol., 2016).

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

3.16

Kde $E_{(r)}$ rozdílový koeficient pružnosti

$E_{(x_i)}^m$ koeficient pružnosti m-tého řádu funkce y v bodě x_i

h přírůstek nezávisle proměnné x_i

Prognózování

Ekonometrická prognóza je kvantitativním odhadem pravděpodobnosti budoucí hodnoty, konkrétní ekonomické veličiny, která se vyskytuje v modelu, pomocí minulé i současné informace, které jsou doplněny ekonomickou teorií, vyjádřené statistickými daty a odhadnutým ekonometrickým modelem. Model, který odpovídal všem kritériím verifikace nemusí být vždy vhodný pro předpověď (Hušek, 2007).

Existují dva typy prognózování:

- Ex post
- Ex ante

„Ex post představuje předpověď vysvětlované proměnné za předpokladu znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro predikované období“ (Hančlová, 2012). Porovnáním předpovědi ex post a skutečné hodnoty predikované vysvětlované proměnné je určena chyba předpovědi, ta pomáhá ověřit vhodnost ekonometrického modelu k prognózování (Hušek, 2007).

V případě Ex ante jde o podmíněnou předpověď, protože pro prognózované období nejsou známy s jistotou hodnoty všech vysvětlujících proměnných, a tak musí být odhadnuty (Hančlová, 2012).

Lze rozlišit tři typy kvantitativních prognostických postupů:

- a) Jednorozměrné metody prognózování, které vyjadřují budoucí hodnoty časové řady jako funkce jejich minulých hodnot, bez použití dalších vysvětlujících proměnných. Do jednorozměrných metod se zařazují statistické metody, ARIMA modely, simulační metody a další.

- b) Vícerozměrné metody prognózování, prognózuji budoucí hodnoty vysvětlované proměnné pomocí modelování minulých hodnot jedné nebo více časových řad a jiných časových řad, jde například o vícerozměrné ARIMA modely, VAR modely a další.
- c) Ostatní kvantitativní metody prognózování, tyto metody nejsou tak často využívány avšak v konkrétních případech dávají užitečné výsledky. Do těchto metod se zařazují postupy používané v operačním výzkumu, expertní systémy, prognostické přístupy založené na umělé inteligenci (Hušek, 2007).

Některé z metod prognózování budou v další kapitole více rozebrány.

3.3 Běžná metoda nejmenších čtverců

Nejčastěji používanou metodou pro odhad parametrů lineárního regresního modelu je běžná metoda nejmenších čtverců (Ordinary Least Squares OLS) (Cipra, 2008). Tato metoda poskytuje nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů, za předpokladu splnění předpokladů uvedených v kapitole 3.2.5 (Gujarati, 2004).

Hlavní podstatou metody nejmenších čtverců je nalezení parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot, vyjádřené vzorcem:

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

3.17

Pokud bude provedena parciální derivace vzorce 3.17 podle odhadovaných parametrů a položeny k nule budou nalezeny parametry modelu. Hledané parametry budou zjištěny vyřešením získané soustavy rovnic (Gujarati, a kol., 2009). Zobecněním pro „k“ vysvětlujících proměnných lze získat vztah 3.18.

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

3.18

kde	γ	je vektor, rozměru $k \times 1$, odhadovaných parametrů
	X	je matice o rozměru $n \times k$, která obsahuje napozorované hodnoty „ k “ vysvětlujících proměnných
	y	je vektor, rozměru $n \times 1$, který obsahuje napozorované hodnoty vysvětlované proměnné.

3.4 Modely simultánních rovnic

Za předpokladu, že model obsahuje vzájemné vazby mezi proměnnými vysvětlovanými je nutné tento model řešit simultánně. Takovýto model může obsahovat stochastické rovnice a rovnice identitní (Čechura, a kol., 2016). Vícerovnicové modely jsou zapotřebí tam, kde se vyskytuje oboustranný vztah mezi proměnnými, kdy jedna proměnná vysvětluje druhou a naopak (Cipra, 2008).

1) Identifikace modelu

U simultánních modelů je nejprve důležité provést identifikaci modelu pro zajištění jejich řešitelnosti, identifikace se provádí pro každou rovnici zvlášť. Pakliže jsou všechny jeho rovnice identifikované je celý model identifikovaný tzn. řešitelný. Podmínka identifikace je:

$$k_{**} \geq g_* - 1$$

3.19

kde	g	je počet endogenních proměnných v modelu celkem,
	k	je počet predeterminovaných proměnných v modelu celkem,
	*	znamená, že proměnná je zahrnuta v identifikované rovnici,
	**	znamená, že proměnná v rovnici není obsažena v rovnici, pro níž se provádí identifikace, ale je obsažena v jiných rovnicích.

Výsledek identifikace:

1. platí-li ostrá nerovnost rovnice je identifikovaná neboli přeidentifikovaná
2. nastává-li rovnost je rovnice přesně identifikovaná
3. neplatí-li nerovnost, pak je rovnice neidentifikovaná neboli podidentifikovaná (Čechura, a kol., 2016).

2) Strukturální a redukovaná forma simultánního modelu

Simultánní rovnice lze zapsat dvojím způsobem, strukturální či redukovanou formou.

Model ve strukturální formě zobrazuje závislost endogenních proměnných jak na predeterminovaných proměnných, tak i na jiných vysvětlujících proměnných, vztah 3.20.

$$By_t + \Gamma x_t = u_t \quad 3.20$$

Model v redukované formě zobrazuje závislost endogenních proměnných pouze na predeterminovaných proměnných, vztah 3.21. Vzorec 3.22 poté představuje výpočet matice multiplikátorů ze vztahu 3.20.

$$y_t = Mx_t + v_t \quad 3.21$$

$$M = -B^{-1}\Gamma \quad 3.22$$

kde

- B je matice, která obsahuje parametry endogenních proměnných modelu
- Γ je matice obsahující parametry predeterminovaných proměnných modelu
- y_t vektor, který obsahuje endogenní proměnné modelu
- x_t vektor obsahující predeterminované proměnné modelu
- u_t vektor obsahující stochastické proměnné modelu

Kromě výše uvedených vzorců 3.21 a 3.22, lze u jednoduchých simultánních rovnic využít metodu substituce, aby bylo docíleno redukované formy (Baltagi, 2008).

3) Postup výpočtu strukturálních parametrů pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců

Prvním krokem, k výpočtu strukturálních parametrů, je sestavení vektoru matic napozorovaných hodnot pro odhadovanou rovnici:

y_1 ...představuje vektor skutečných hodnot vysvětlované endogenní proměnné

Y_2 ...matice napozorovaných hodnot vysvětlujících endogenních proměnných zahrnutých v odhadované rovnici

X^* ...matice hodnot predeterminovaných proměnných zahrnutých v odhadované rovnici

X^{**} ... matice hodnot predeterminovaných proměnných v odhadované rovnici nezahrnutých, ale obsažených v ostatních rovnicích modelu

$X=[X^*, X^{**}]$...matice hodnot všech predeterminovaných proměnných modelu“

(Čechura, a kol., 2016) "

V dalším kroku se provede vyčíslení teoretických hodnot Y_2 ze vztahu 3.23:

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

3.23

Následně dojde k vyčíslení vektoru strukturálních parametrů odhadované rovnice ze vztahu 3.24:

$$\begin{bmatrix} \beta_2 \\ \gamma_{1*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 & Y_2^T X_* \\ X_*^T Y_2 & X_*^T X_* \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \\ X_*^T \end{bmatrix} y_1$$

3.24

3.5 Prognostické metody

Prognostiku lze chápat jako část teorie poznání, která se vztahuje k budoucnosti (Gujarati, a kol., 2009). Prognóza je objektivní výpověď o budoucím stavu, která se má uskutečnit za určitých podmínek v určitém čase a s relativně vysokou mírou pravděpodobnosti. Obecnou funkcí prognózy je poznávání souvislostí objektivní reality, jejích tendencí nebo očekávaných změn. Časový horizont prognózy je krátkodobý do 5 období, střednědobý 5 až 10 období, dlouhodobý 10 až 25 období a velmi dlouhodobé prognózy 25 až 50 (Šulc, 1987). Prognostické metody se člení na subjektivní a objektivní metody, přičemž v této práci budou řešeny objektivní metody a to konkrétně modely časových řad, kam se řadí ARIMA modely a ADL modely.

1) Box-Jenkinsonova metodologie

Do Boxově-Jenkinsonově metodologie se řadí modely ARMA, ARIMA, SARIMA. Modely jsou prakticky nerealizovatelné bez počítače vybaveného příslušným softwarem, v této práci bude používán software Gretl. Nevýhodou Boxovi-Jenkinsonovi metodologie je, že vyžaduje delší časové řady o minimální délce padesáti pozorování (Cipra, 2008).

Vlastnosti časových řad:

1. Stacionarita

Stacionární časová řada má rozptyl a průměr v čase neměnný tedy konstantní. Trend, sezónnost či strukturální šoky jsou neslučitelné se stacionární časovou řadou musí být z řady odstraněny očištěním (Cipra, 2008).

2. Autokorelační funkce a parciální autokorelační funkce

Pomocí autokorelační funkce (ACF) se testuje stacionarita časové řady a určuje se zpoždění MA procesu neboli proces klouzavých součtů. Určuje se převážně z grafu, když hodnoty funkce vykazují postupný pokles v hodnotách, zpoždění MA procesu (značka q) je rovno nule. V případě, že by hodnoty nevykazovaly pokles v hodnotách bylo by zapotřebí určit o jaké se jedná zpoždění také pomocí grafu. Z funkce ACF se dále určuje stacionarita časové řady, pokud první sloupec není blízko jedné a hodnoty funkce rychle klesají, lze předpokládat stacionaritu časové řady, nejsou tedy zapotřebí žádné diference (značení d).

Parciální autokorelační funkce (PACF) určuje zpoždění AR procesů (značka p) neboli autoregresní proces, kdy postup je stejný jako při určování zpoždění MA procesů (Gujarati, a kol., 2009).

Postup tvorby modelu:

1. linearizace časové řady,
2. určení řádu integrace neboli určení stacionarity časové řady,
3. nalezení hodnot délky zpoždění procesů AR a MA pomocí autokorelační a parciální autokorelační funkce,
4. odhad modelu,
5. verifikace modelu,
6. odvození prognózy.

2) ADL Model

Autoregressive Distributed Lag neboli model rozložených časových zpoždění, je model, který obsahuje n zpožděných hodnot závisle proměnné a p zpožděných hodnot nezávisle proměnné. ADL modely jsou jednorozměrné, jelikož se model snaží vysvětlit pouze chování jedné časové řady. ADL model má tři druhy multiplikátorů jedná se o:

- dílčí multiplikátory řádu i , které ukazují vliv jednotkové změny proměnné X_t v období $t-i$ (za všechna období),
- krátkodobý multiplikátor, ukazuje, jaký vliv má jednotkový růst x_t na $E_{(y_t)}$ v běžném období, $i = 0$, tj. je roven γ_0 ,
- střednědobý multiplikátor řádu I , ukazují vliv jednotkové změny X_t na $E_{(y_t)}$ za I období vzhledem k období t .

Nedílnou součástí ADL modelu je zvolení délky zpoždění ADL (n, p) modelu to lze zjistit pomocí několika druhů testů:

- F-test,
- maximalizace korigovaného koeficientu determinace,
- minimalizace Akaikeho informačního kritéria,
- minimalizace Bayesova či také nazývané Schwarzovo informačního kritéria.

Informační kritéria jsou založena na stejném principu (ohodnocení efektů a nákladů zahrnutí dodatečných zpožděných proměnných), ale mohou poskytovat různé výsledky, volba správné délky zpoždění poté závisí na postojích a upřednostnění autora modelu. Důležité je také zjistit řád AR procesu, který zjistíme na základě průběhu PACF vysvětlované časové řady.

Konstrukce ADL modelu, obsahuje 6 kroků:

1. linearizace modelu logaritmickou transformací (za předpokladu, že model není lineární),
2. test jednotkového kořene, tj. zjištění řádu integrace I,
3. určení délky zpoždění pomocí Akaikeho či Bayesova informačního kritéria,
4. odhad modelu, provádí se pomocí běžné metody nejmenších čtverců,
5. zjednodušení modelu,
6. aplikace prognózování (Baltagi, 2008).

4 Teoretická východiska

Pojem nezaměstnanost vyvolává řadu otázek. Jak je možné, že lidé nemohou najít práci? Co způsobuje nezaměstnanost, jaké jsou její důsledky? Všem těmto otázkám a mnohým dalším se věnují následující kapitoly, které objasňují oblasti spojené s nezaměstnaností.

4.1 Makroekonomický model trhu práce

Na trhu práce, tak jako na každém jiném trhu, vystupují dvě strany, jsou to domácnosti, které přicházejí s nabídkou práce jakož to potenciální zaměstnanci jejichž předmětem nabídky je pracovní síla. Na druhé straně tedy na straně poptávajících vystupují firmy, které práci poptávají, jakož to možní zaměstnavatelé (Tuleja, 2007). „Práce je vědomá a účelná činnost člověka a její kvalita a množství závisí na jeho fyzických a duševních schopnostech“ (Klíma, 2006). V následujících kapitolách je přístup k nezaměstnanosti založen na keynesiánské interpretaci.

Poptávka po práci

Jak již bylo řečeno výše poptávku po práci vytvářejí firmy, které ji určují pomocí příjmu z mezního produktu práce a mezních nákladů práce (Klíma, 2006). Mezní náklad práce znamená, jaké budou náklady pro firmu při zaměstnání dalšího pracovníka. Příjem z mezního produktu práce říká, o kolik se změní celkové příjmy, když se změní počet pracovníků o jednoho (Samuelson, a kol., 2010). Mezní náklady práce se rovnají mzdové sazbě, jelikož na ní je zejména poptávka závislá, jakmile se vyrovnají příjmy z mezního produktu práce s mzdovou sazbou, firmy přestanou zvyšovat poptávku (Klíma, 2006). Změnu poptávky ovlivňuje technologický pokrok a prohlubování kapitálu (Helísek, 2002).

Nabídka práce

Nabídka práce vyjadřuje rozhodování člověka, zda pracovat či nepracovat. V tomto případě možnost pracovat člověku přináší mzdu či plat, volba nepracovat poskytne jedinci více volného času. Volba pracovat či nepracovat je tedy rozhodování mezi prací a volným časem (Holman, 1999). Domácnosti jsou ochotny pracovat, pokud efekt, který plyne z výkonu práce je větší než náklady práce. To znamená, že nabídka práce je závislá na mezních nákladech domácností. Rozhodující roli zde hraje především to, jakým způsobem chtějí domácnosti rozdělit svůj čas, na práci a na volný čas, to vše je závislé na mzdové sazbě a na

preferencích každé domácnosti (Klíma, 2006). Nabídka práce znamená, jaké množství hodin jsou lidé ochotni věnovat na výdělečnou činnost (Samuelson, a kol., 2010). Změnu nabídky ovlivňuje demografický vývoj, migrace obyvatelstva, prodloužení odchodu do důchodu apod (Helísek, 2002). Nabídku práce ovlivňuje důchodový a substituční efekt.

Substituční efekt

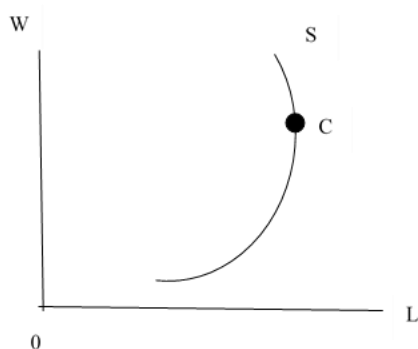
Při růstu mzdy se bude snižovat volný čas, jedinec bude chtít méně volného času aby si mohl nakoupit více statků a služeb (Holman, 1999). V případě, že se domácnost nachází v nižší důchodové sféře a mzdová sazba se zvýší je pro domácnost výhodnější zaměnit svůj volný čas za dodatečnou práci (Klíma, 2006). S růstem mzdové sazby roste nabízené množství práce, lidé nahrazují svůj volný čas mzdou, tedy prací (Helísek, 2002).

Důchodový efekt

S vyšší mzdou roste příjem domácností ty si chtějí koupit více statků a služeb a budou chtít i více volna (Samuelson, a kol., 2010). Důchodový efekt vyvolává zvýšení „poptávky“ po volném čase. Růst mzdy vyvolá to, že člověk bude chtít více pracovat s předpokladem snížení volného času (substituční efekt), ale zároveň s navýšením mzdy si bude chtít dopřávat více volného času (důchodový efekt) (Holman, 1999).

V případě, že se domácnost již nachází ve vyšší důchodové sféře, za předpokladu růstu mzdové sazby domácnosti už nebudou ochotny nabízet více dodatečné práce, ale budou chtít více volného času, tudíž se nabídka práce začne snižovat (Klíma, 2006).

Obrázek 4.1. Zobrazuje substituční a důchodový efekt, do bodu C převažuje substituční efekt nad důchodovým a od bodu C je důchodový efekt silnější než substituční.



Obrázek 4.1: Důchodový a substituční efekt

Zdroj: vlastní zpracování dle (Samuelson, a kol., 2010)

Ne/rovnováha na trhu práce

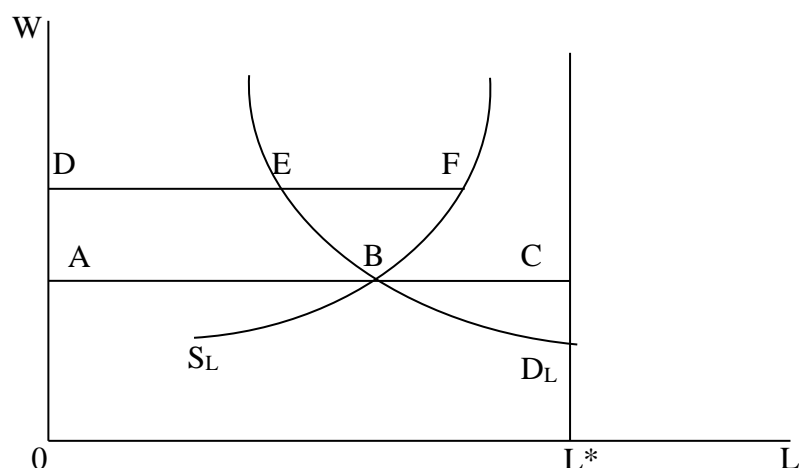
Dobrovolná nezaměstnanost

V podmínkách pružných mezd se na trhu práce vyskytuje dobrovolná nezaměstnanost, což znamená, že domácnosti nejsou ochotni za mzdovou sazbu vyhledávat práci, jinak řečeno počet nezaměstnaných je nižší nebo roven počtu volných pracovních míst, grafické znázornění na obrázku 4.2. tuto situaci představuje úsečka BC (Klíma, 2006). To znamená, že na trhu je nedostatek práce, firmy nenacházejí takové množství pracovníků, jaké by chtěli zaměstnat. Někteří jsou nezaměstnaní kratší dobu jiní zase delší (Holman, 1999).

Nedobrovolná nezaměstnanost

V reálných podmínkách většinou mzdy pružné nejsou, a tak nedokáží vyrovnávat poptávku po práci s nabídkou, to vede k nedobrovolné nezaměstnanosti úsečka EF. Domácnosti chtějí při této mzdové sazbě pracovat, ale firmy je zaměstnat nechtějí, nastává tehdy, když je počet volných pracovních míst menší, než počet uchazečů o práci (Klíma, 2006). Nedobrovolná nezaměstnanost znamená, že nezaměstnaní si hledají práci za takovou mzdu, která převládá na trhu práce (někteří by dokonce akceptovali nižší), nicméně ji nemohou najít. Příčinou nedobrovolné nezaměstnanosti jsou překážky, které brání k poklesu mezd například obory či uzákonění minimální mzdy. Nedobrovolná nezaměstnanost má pro člověka horší důsledky než dobrovolná zaměstnanost, jelikož nedobrovolně nezaměstnaný si nevybírá práci podle jeho představ, ale chce přijmout práci za převládající mzdu, kterou přesto nenachází. Dalším negativním vlivem může být to, že nedobrovolná nezaměstnanost často postihuje lidi, pro které je nalezení jiného zdroje obživy nebo rekvalifikace velmi obtížné (Holman, 1999).

Úsečka DE a AB znázorňuje zaměstnané (Klíma, 2006). Pokud jsou trhy v rovnováze tento stav se nazývá přirozenou mírou nezaměstnaností. Tento stav vyjadřuje nejvyšší udržitelnou úroveň zaměstnanosti a odpovídá potenciálnímu produktu země (Klíma, 2006).



Obrázek 4.2: Ne/rovnováha na trhu práce
 Zdroj: vlastní zpracování dle (Klíma, 2006)

Problémy trhu práce

Doposud byla řeč pouze o trhu práce v dokonalé konkurenci, ale v realitě se vyskytuje nedokonalá konkurence, která sebou přináší poruchy a problémy. Nabídka práce je ovlivňována volbou domácností, zda si vyberou být nezaměstnaní či zaměstnaní na možné úvazky (plný, částečný, vedlejší pracovní úvazek), nejedná se jen o výběr domácností, zda pracovat či nikoliv jde i o segmentaci trhu a kvalifikace domácností. Dalším zdrojem nedokonalé konkurence na trhu práce ze strany nabídky jsou odbory, které prostřednictvím kolektivních smluv a státu, upravují trh práce. Poptávku po práci ovlivňuje samotné rozhodování firem. Politika každé firmy se liší, někdy se snaží zaměstnávat pracovníky více kvalifikované za účelem zvýšení jejich vlastní poptávky i za podmínek vyšších nákladů na pracovníka (Samuelson, a kol., 2010; Klíma, 2006).

4.2 Definice nezaměstnanosti

Populace České republiky se od věkové hranice 15 let rozdělují do tří skupin: zaměstnaní, nezaměstnaní a ostatní (Helísek, 2002). Dále se obyvatelé dělí na ekonomiky aktivní a ekonomicky neaktivní (Klíma, 2006). V následujících odstavcích jsou jednotlivé pojmy blíže vysvětleny.

Zaměstnaní: Zaměstnaní občané jsou ti, kteří mají placené zaměstnání či se samozaměstnávají. Do této skupiny obyvatel patří i osoby na mateřské dovolené nebo osoby v nemocenském stavu (Helísek, 2002).

Nezaměstnaní, lidé v této skupině musí splňovat tři podmínky: nemají placené zaměstnání ani sebezaměstnání, ale při tom aktivně hledají práci a jsou ochotni během určité doby, obvykle se jedná o dobu 14 dnů, nastoupit do práce (Helísek, 2002). Za osoby aktivně hledající si práci jsou považováni lidé registrovaní na úřadu práce, hledající práci pomocí inzerátů či přímo v podnicích (Klíma, 2006). Nezaměstnaným je nazýván pouze ten, kdo nemá práci a nějakou si hledá (Holman, 1999). Jsou to osoby, které s sebou nesou potencionální výrobní faktor (Helísek, 2002).

Do skupiny ostatních se zařazují studenti, penzisté, invalidé a ženy v domácnosti. Osoby v tomto zařazení nesplňují podmínky předchozích dvou skupin (Helísek, 2002).

Ekonomicky aktivní skupinu zahrnují skupinu zaměstnaných a nezaměstnaných osob, kteří si ovšem aktivně hledají práci.

Ekonomicky neaktivní tvoří lidé, kteří nejsou zaměstnaní a práci aktivně nehledají, v tomto případě by se jednalo o skupinu ostatních (Klíma, 2006).

Výše uvedený popis nezaměstnanosti nezachycuje skupiny lidí, u kterých není zcela jasné do jaké skupiny patří. Jedná se o pracovníky se zkrácenými pracovními úvazky, kteří se zahrnují mezi zaměstnané. A druhou skupinou jsou osoby, které z nějakého důvodu frustrace jsou vyloučeni z pracovního prostředí (dlouhodobé nenalezení práce, neustálé zdravotní problémy nedovolující vykonávat danou práci). Tyto dvě skupiny zkreslují statistické údaje o míře nezaměstnanosti (Helísek, 2002).

4.3 Druhy nezaměstnanosti

Vznik nezaměstnanosti je vysvětlován různými příčinami s vymezením určitých předpokladů. Ekonomové rozlišují na současných trzích tři typy nezaměstnanosti jedná se o strukturální, frikční a cyklickou nezaměstnanost (Klíma, 2006).

Strukturální nezaměstnanost, je způsobena změnami ve struktuře národního hospodářství, kdy některá odvětví zeslabují nebo se dočasně či zcela ruší, a naopak jiná odvětví expandují (Holman, 1999). Vliv na strukturální nezaměstnanost mají i změny technologií (Klíma, 2006). Tento druh nezaměstnanosti může trvat několik měsíců či let a je přirozenou a nevyhnutelnou součástí každé ekonomiky. Lidé, kteří ztratí zaměstnání z důvodu strukturální změny mohou nalézt práci v expandujících odvětvích, tato změna zaměstnání s sebou ovšem přináší nutnost rekvalifikace (Holman, 1999). Příkladem strukturální nezaměstnanosti je zavírání těžebních dolů, pracovníci zaměstnaní v dolech potřebují rekvalifikaci, aby byli po uzavření dolů uplatnitelní na trhu práce. Podle Helíška (2002)

vzniká strukturální nezaměstnanost v případě, kdy je nedostatečná poptávka po statcích a tudíž i po pracovních, ale pouze v určitých odvětvích, kde dochází k útlumu. Útlum jednoho odvětví přináší rozmach odvětví jiného. Nezaměstnanost, která je vyvolána strukturálními změnami se vyznačuje tím, že na jedné straně lidé přicházejí o svá zaměstnání a na straně druhé jsou pracovní místa neustále vytvářena. „Existence strukturální nezaměstnanosti je zřejmě hlavní příčinou regionálních rozdílů v míře nezaměstnanosti“ (Helísek, 2002). Strukturální nezaměstnanost je větším zásahem do života člověka než nezaměstnanost frikční, není snadné změnit profesi, projít rekvalifikačními kurzy nebo si zvyknout na nové povolání. Se strukturálními změnami v odvětvích se zaměstnanci setkávají z důvodu neustále se měnící struktury poptávky (Holman, 1999).

Frikční nezaměstnanost je spjata s pohybem lidí, kteří migrují z jednoho zaměstnání do druhého s podobnou či stejnou kvalifikací z důvodu získání výhodnějšího zaměstnání (vyšší mzda, lepší pracovní podmínky atd.). Frikční nezaměstnanost není dlouhodobá a vyskytuje se přechodně (Klíma, 2006). Frikční nezaměstnanost existuje vždy ať už se jedná o menší či větší počet osob je to hned z několika důvodů:

- Lidé ztratí práci na základě prouštění (firmy vznikají a zanikají, ale může se jednat i o technologické změny či organizační změny).
- Dobrovolně opustí své zaměstnání a hledají jinou práci (nebo se odstěhují).
- Nebo se jedná o nové pracovní síly, mladí lidé po škole, ženy v domácnosti chtějí začít pracovat apod.

V tomto případě se jedná o hledání existujících neobsazených pracovních míst, jinými slovy se frikční nezaměstnanost označuje jako dobrovolná neboli vyhledávací nezaměstnanost (Helísek, 2002).

Cyklická nezaměstnanost souvisí s poklesem produktu v hospodářském cyklu. Platí zde přímá úměra, čím je pokles produktu větší, tím je větší nezaměstnanost. Poptávka po práci je nízká, mzdy se snižují důsledkem toho klesá poptávka po statcích a službách a jejich následné snížení nabídky a postupné prohloubení ještě větší nezaměstnanosti. Cyklická nezaměstnanost má různou délku trvání, situace se začne zlepšovat, když produkt začne opět růst (Klíma, 2006). Podle Helísky (2002) je Keynesiánská cyklická nezaměstnanost taková, při které neexistují volná pracovní místa, je tedy nezaměstnaností nedobrovolnou. Cyklická nezaměstnanost zmizí, když dojde k obnovení hospodářského růstu (Holman, 1999)

4.4 Míry nezaměstnanosti

K některým účelům bývá důležité nezaměstnanost vyjadřovat jako absolutní počet, například v České republice v roce 2016 bylo celkem 381,4 tis. nezaměstnaných. Vhodnější je však nezaměstnanost vyjadřovat pomocí míry nezaměstnanosti (Helísek, 2002). Rozdíl mezi mírami nezaměstnanosti je v použité metodice, v přesnosti dat a časové srovnatelnosti. Je nutné rozlišovat o jaký ukazatel se jedná, jelikož metodika má velký vliv na vypočtené míry (Klíma, 2006).

Legenda:	u	míra nezaměstnanosti
	U	nezaměstnaní
	L	pracovní síla (souhrn zaměstnaných a nezaměstnaných)

$$\text{Obecná míra nezaměstnanosti} \quad u = \frac{U}{L} \times 100 \text{ (v \%)}$$

4.1

Pro výpočet obecné míry nezaměstnanosti jsou osoby uváděny podle místa bydliště (Klíma, 2006). Míra nezaměstnanosti nezávisí na vyspělosti země, závisí na faktorech, které ovlivňují celou ekonomiku jakou jsou ceny ropy, ekonomický cyklus, příliv nových pracovních sil na trh práce a tak podobně (Mareš, 2002).

Specifické míry nezaměstnanosti

Výpočet je totožný s výpočtem obecné míry nezaměstnanosti s tím rozdílem, že v čitateli jsou uváděny dle rozřazení do určitých skupin (sociální, věkové, vzdělání, pohlaví).

Míra registrované nezaměstnanosti

Tento ukazatel vychází z dostupných zdrojů úřadu práce a státní statistiky.

$$u = \frac{\text{přesná evidence registrovaných, neumístěných uchazečů o zaměstnání, vedená úřady práce v okrese trvalého bydliště uchazeče}}{\text{počet registrovaných, neumístěných uchazečů o zaměstnání evidovaných na úřadech práce, na úřadech práce + počet zaměstnaných v národním hospodářství s jediným nebo hlavním zaměstnáním podle výsledků šetření}}$$

4.2

Míra ekonomické aktivity

Je podíl počtu zaměstnaných a nezaměstnaných (Klíma, 2006)

Tyto způsoby měření nezaměstnanosti představují jen globální pohled na stav nezaměstnanosti, porovnávání nezaměstnanosti uvnitř populace, ale i mezi jednotlivými

populacemi dává státu, a hlavně vládě hrubou představu o jejich specifických rysech (Mareš, 2002). Polívka (1993) píše o speciálních mírách nezaměstnanosti, které publikuje od roku 1979 v USA, tyto míry odkrývají další charakteristiky nezaměstnanosti. Jedná se především o:

- Míry dlouhodobé nezaměstnanosti, které odlišují dlouhodobou nezaměstnanost od frikční nezaměstnanosti,
- míra propuštěných z práce, zachycuje okamžitou situaci na trhu práce,
- míra nezaměstnaných hledající si zaměstnání na plný úvazek,
- míra zahrnující lidi pracující z ekonomických důvodů na zkrácenou pracovní dobu,
- míra zohledňující rezignované pracovníky, zahrnuje pracovníky na zkrácenou dobu a osoby, které již nevěří, že práci někdy získají.

Registrovaná nezaměstnanost

Vyjadřuje počet lidí hlásící se na úřadech práce (Lipovská, 2017).

4.5 Důsledky nezaměstnanosti

V případě, kdy se ve společnosti objevuje vysoká nezaměstnanost nejde jen o problém v jednotlivých domácnostech, ale i pro celé hospodářství. V hospodářství stát přichází o cenné zdroje, což vede k poklesům příjmů domácností a s tím spjaté problémy, které se promítají do rodinného života lidí (Samuelson, a kol., 2010). Nezaměstnanost není považována za vážný ekonomický ani za sociální problém, pokud se nestane masovou (Mareš, 2002).

Ekonomické důsledky

Jakékoliv zvýšení nezaměstnanosti pro ekonomiku znamená, že jeden nezaměstnaný člověk by mohl vyrobit zboží a služby, které ve výsledku značí ztrátu pro celou ekonomiku (Samuelson, a kol., 1992).

Za hlavní ekonomický důsledek je považována ztráta produkce v podobě rozdílu mezi skutečným a potenciálním produktem v případě dopadu cyklické nezaměstnanosti. Kvantifikace tohoto rozdílu vyjadřuje Okunův zákon (Helísek, 2002). „Okunův zákon uvádí, že pokles HDP o dvě procenta potenciálního produktu znamená nárůst nezaměstnanosti průměrně o jeden procentní bod“ (Samuelson, a kol., 2010). Podrobné vysvětlení uvádí Helísek (2002), za předpokladu, že je skutečná míra nezaměstnanosti na stejné úrovni přirozené míry pak $Y=Y^*$, resp. $Y/Y^* = 1$. Je-li skutečná míra nezaměstnanosti vyšší

ekonomika nevyužívá své potenciální možnosti a Y klesá pod Y^* . Okunův zákon vyjadřuje skutečnost, že při růstu skutečné míry nezaměstnanosti nad úroveň přirozené míry o jeden procentní bod, poklesne skutečný produkt pod úroveň potenciálního produktu o více než 1 %.

Sociální důsledky

Zaměstnání má pro život v současné kultuře velký význam, nezaměstnanost má významný vliv na společenský život a životní úroveň. Ztráta zaměstnání ovšem nepřináší pouze pokles životní úrovně, ale je také spojena s poklesem příjmů a s důsledky pro každodenní život, jako jsou společenské vztahy a vyznávané hodnoty (Mareš, 2002). V případě, že se člověk stane nezaměstnaným nastává osobní krize, k psychickému a společenskému strádání jedince dochází při dlouhodobé nedobrovolné nezaměstnanosti. Psychologické studie uvádějí, že ztráta zaměstnání může mít na jedince stejný vliv (trauma) jako například úmrtí blízkého člověka (Samuelson, a kol., 1992). Při ztrátě zaměstnání se člověk může potýkat s následujícími sociálními dopady:

1. Může se jednat o psychické zatížení, vyplývající ze ztráty příjmu spojené s narušením společenských vztahů, růstem nemocnosti, může vést k hádkám v rodinách až k jejímž samotným rozpadům.
2. U dlouhodobé nezaměstnanosti může nastávat tzv. destrukce etických hodnot, která je spojená s kriminalitou, alkoholismem, narkomanií, prostitucí a podobným neetickým činům.
3. Sociální problémy skupin dlouhodobě nezaměstnaných osob mohou vést k radikalizaci, které mohou mít politické dopady nebo extrémní následky jako jsou rasové a xenofobní nepokoje (Helísek, 2002).
4. Jedním z nejvýraznějších psychologických důsledků nezaměstnanosti je rozbití časové struktury dne. V životě nezaměstnaných přestává být čas důležitý, nezaměstnanému ubíhá čas mnohem pomaleji než v zaměstnání (Mareš, 2002).

Všechny tyto sociální důsledky jsou ovlivňovány především dobou nezaměstnanosti, přičemž se považuje za dlouhodobě nezaměstnané období delší než půl roku bez zaměstnání, druhým důvodem bývají podpory v nezaměstnanosti, které během několika měsíců přestávají být poskytovány (Helísek, 2002). Je to právě dlouhodobá nezaměstnanost, která je chápána jako nežádoucí sociální jev. Představuje velký problém jednak pro samotné nezaměstnané tak i pro celou společnost. Negativně ovlivňuje sociální instituce, jako je

rodina, má vliv na zdraví nezaměstnané populace a ničí sociální vztahy. Dlouhodobá nezaměstnanost člověka spěje k jeho chudobě a nouzi, příjem z podpor mnohdy nestačí ani na základní potřeby rodiny a uvádí tuto populaci do dluhů. Bylo zjištěno, že osoby, které zůstaly déle než 15 měsíců nezaměstnanými, mají při hledání zaměstnání jen třetinovou šanci na úspěch (Mareš, 2002).

4.6 Legislativní úprava trhu práce

Postupná globalizace vede k oslabení jednotlivých států při tvorbě a prosazování svých pravidel fungování trhu práce, který je mimo jiné spojen s imigrační politikou to vede k decentralizaci politik jednotlivých států a posiluje roli mezinárodního práva (Drbohlav, 2010)

Legislativa upravující trh práce v rámci EU

Spolu se vstupem České republiky do Evropské unie se českým občanům otevřel trh práce v členských zemích, stávající členské země z obav před silnou pracovní migrací z nově přístupujících států, nastavili motel 3+2+2, kde si mohli jednotlivé členské státy vybrat, zda svůj trh práce zcela zpřístupní občanům z nově vstupujících zemí či svůj trh částečně či zcela omezí až na dobu 7 let (Gerbet, 2004).

Legislativa o volném pohybu pracovních sil má své kořeny v nařízení č. 1612/68 evropského hospodářského společenství. Toto nařízení říká:

„Všichni práceschopní občané členských států mají právo vykonávat v jiných členských státech činnosti v pracovním poměru, na jehož základě je jim vyplácena mzda (plat).“ (Winkler, a kol., 1999). Nařízení Rady č. 1612/68 předpokládá nejpozději s koncem přechodného období odstranění jakékoli diskriminace mezi pracovníky členských států, pokud jde o zaměstnávání, odměnu za práci a jiné pracovní podmínky. Po Nařízení Rady přichází Směrnice Evropského parlamentu a Rady 2004/38/ES ze dne 29. dubna 2004, která nahrazuje devět směrnic, které byly přijaty v letech 1964 až 1993. Směrnice zjednodušuje a posiluje právo svobodně se pohybovat a pobývat na území Evropské unie pro všechny občany členských států a jejich rodinné příslušníky.

Všechny vydané směrnice se musí transponovat do vnitrostátních předpisů a členské země se jimi musí řídit (Směrnice Evropského parlamentu a Rady 2004/38/ES).

Legislativní úprava trhu práce v České republice

Mezi podstatné zákony, které upravují trh práce a jeho vztahy v České republice, patří zákon č. 435/2004 Sb. o zaměstnanosti a zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce.

Zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce ze dne 21.4.2006, účinnost od 1.1.2007

Zákoník práce upravuje vztahy, které vznikají při výkonu závislé práce mezi zaměstnanci a zaměstnavateli. Skládá se ze čtrnácti částí a obsahuje celkem 396 paragrafů, v příloze jsou pak uvedeny charakteristiky platových tříd. V následující tabulce jsou vypsány paragrafy a jejich obsah.

Paragraf	Vymezuje:
§1 až §29	strany pracovněprávních vztahů, rovné zacházení, zákaz diskriminace
§30 až §73 a	vznik, změny a ukončení pracovního poměru
§74 až §77	dohody o pracích konaných mimo pracovní poměr
§78 až §100	pracovní dobu a dobu odpočinku
§101 až §108	bezpečnost a ochranu zdraví při práci
§109 až §150	odměňování za práci
§151 až §190	náhradu výdajů v souvislosti s výkonem práce
§191 až §210	překážky v práci
§211 až §223	dovolenou
§224 až §247	péči o zaměstnance
§248 až §275	náhrady majetkové a nemajetkové újmy
§276 až §299	odborové organizace a rady zaměstnanců pro oblast bezpečnosti a ochrany zdraví při práci
§300 až §363	množství práce a pracovní tempo, povinnosti zaměstnanců, mzdová, platová a ostatní práva a agenturní zaměstnávání
§364 až §394	přechodná ustanovení

Tabulka 4.1: Vymezení paragrafů zákoníku práce

Zdroj: vlastní zpracování na základě zákona č. 262/2006 Sb., zákoník práce (dříve Zákon č. 65/1965 Sb.)

Zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti ze dne 13. 5. 2004, účinnost od 1. 10. 2004

Upravuje zabezpečování státní politiky zaměstnanosti. Obsahuje osm částí a 151 paragrafů. První část vymezuje (§1 až §12) základní ustanovení, působnost ministerstva práce a sociálních věcí a působnost úřadu práce, v druhé části (§14 až §66) se zabývá zprostředkování zaměstnání krajskými pobočkami úřadu práce a agenturami práce, podporu

v nezaměstnanosti a podporu při rekvalifikaci. Třetí část (§67 až §84) zahrnuje problematiku zaměstnávání osob se zdravotním postižením, čtvrtá část (§85 až §103) se věnuje zaměstnáváním zaměstnanců ze zahraničí, část pátá (§104 až §120) vymezuje aktivní politiku zaměstnanosti. Šestá část (§121 až §124) se zabývá výkonem umělecké, kulturní, sportovní nebo reklamní činnosti dítěte, sedmá část (§125 až §141 b) se věnuje kontrolní činnosti. Poslední osmá část (§142 - §151) se věnuje společným, přechodným a závěrečným ustanovením.

Další zákony a normy související s trhem práce jsou vypsány v příloze č. 1.

4.7 Faktory ovlivňující trh práce v České republice

Do trhu práce zasahuje vnější faktor, kterým je vláda ta určuje především pravidla hry, tím že reguluje trh práce prostřednictvím minimální mzdy, standardu bezpečnosti práce, podpory v nezaměstnanosti či upravuje spolupráci s odbory (Lipovská, 2017). Vláda zasahuje do politiky nezaměstnanosti dvěma způsoby, a to aktivně a pasivně, oba přístupy budou dále popsány.

Aktivní vládní zásahy

- Zlepšování informovanosti o volných pracovních místech,
- financování rekvalifikačních kurzů pro nezaměstnané,
- podpora vytváření nových pracovních míst,
- podporování migrace za prací, tzn. příspěvky na dopravu do zaměstnání,
- podporování vládních výdajů – vládní výdaje mohou zformovat dodatečná pracovní místa a snížit tak nezaměstnanost to v konečném důsledku vede k inflaci (viz následující kapitola),
- podporování firem, které vytvářejí pracovní místa pro dlouhodobě nezaměstnané,
- finanční příspěvky pro osoby, které se rozhodnou sami podnikat.
- další aktivní vládní nástroje vymezuje zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti, v páté části (§104 až §120).

Pasivní vládní nástroje

- Vyplácení dávek v nezaměstnanosti,
- vyplácení sociálních dávek

Větší sociální bezpečí může být příčinnou dobrovolné nezaměstnanosti, záleží na ochotě lidí dát přednost i hůře placené práci před relativně snadno dosažitelných sociálních dávek (Helísek, 2002).

Demografie

Dalším faktorem ovlivňující český trh práce je demografie a zaměstnávání zahraničních pracovníků. Lidé se dožívají mnohem vyššího věku, než tomu bylo v minulosti a s tím je spojeno neustále diskutované téma stárnutí populace. Podíl starších osob se zvyšuje a bude zvyšovat na úkor produktivní populace a středním věkovým vrstvám, s tím souvisí klesající porodnost. Prodlužuje se doba ekonomicky aktivního obyvatelstva, tedy odchod lidí do důchodu. Na druhou stranu se zlepšují pracovní podmínky, nastávají pokroky v medicíně, prosazují se práva sociálně slabších, dnes a denně přicházejí nové a nové technické inovace. Ne méně zanedbatelným faktorem v oblasti demografie je stále rostoucí migrace díky Evropské unii a volnému pohybu osob mohou lidé pracovat kdekoli v celé Evropské unii, ale nejedná se pouze o občany EU, kteří do Čech přicházejí za prací jsou to především cizinci, kteří jsou ochotni v České republice vykonávat práce, kteří tuzemští pracovníci za daných podmínek odmítají vykonávat (Novotný, 2009; Holman, 1999).

Minimální mzda

Zákon o minimální mzdě je ve své podstatě velmi komplikovaný nástroj ovládaný vládou státu. Pro jednoho může být stanovení vyšší minimální mzdy výhodné pro druhého nikoli, je tedy třeba se soustředit na všechny strany, které tato změna ovlivní. Zvýšením minimální mzdy ze současných 11 000 Kč (1.1.2017) na 15 000 může vést k tomu že zaměstnanec, který pro svého zaměstnavatele nemá hodnotu 15. tisíc nebude vůbec zaměstnán, tzn. že nízkou minimální mzdu stát nahradí nezaměstnaností (Hazlitt, 2008). Na druhou stranu pro pracovníky, kteří jsou oceňováni minimální mzdou, avšak jejich práce je mnohem hodnotnější, jim zvýší jejich příjem. Další otázkou je výše sociálních dávek, v případě, že se člověk bude rozhodovat mezi tím, zda nastoupit do práce za 11 000 Kč nebo zůstat doma za 10 000 Kč velká motivace pro nástup do práce zde není (Lipovská, 2017).

4.8 Inflace a Phillipsova křivka

Inflace

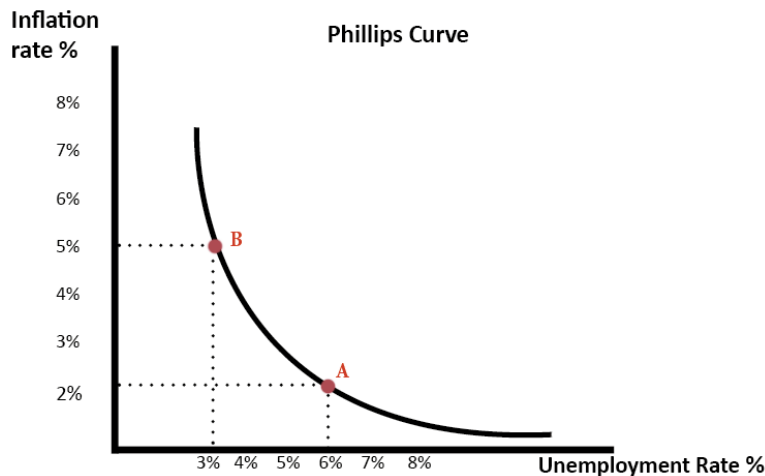
Inflace označuje růst všeobecné cenové hladiny, měří se pomocí míry inflace k čemuž se používá koš statků neboli spotřebitelský koš. Spotřebitelský koš obsahuje pře 700 položek, přičemž největší položkou jsou náklady na bydlení a jídlo. Struktura spotřebitelského koše obsahuje kategorie, které zachycují jednotlivé položky a těm jsou přiřazeny váhy v procentech (Samuelson, a kol, 1992; Lipovská, 2017).

Phillipsova křivka

Phillipsova křivka zobrazuje vztah mezi nezaměstnaností a inflací a je tedy užitečným nástrojem k porozumění nezaměstnanosti a inflace. Konkrétněji přináší pohled na vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu mzdové, respektive cenové hladiny. V případě že je ekonomika ve stavu vysoké produkce a nízké nezaměstnanosti, ceny a mzdy rostou rychleji než obvykle, za předpokladu dostatku volných pracovních míst jsou odbory a zaměstnanci schopni vyjednat růst mezd a firmy mohou snadněji zvýšit ceny, když jsou jejich prodeje vysoké. Vysoká míra nezaměstnanosti přináší menší inflaci naopak nízká míra nezaměstnanosti s sebou nese vyšší inflaci. (Samuelson, a kol., 1992). Z moderních poznatků lze ovšem říci, že tento stabilní a platný vztah nefunguje, respektive v dlouhém období tento vztah neplatí vyšší míra nevede k nižší nezaměstnanosti. V praktické části práce je zjišťováno, zda lze využít Phillipsovu křivku pro vysvětlení vývoje nezaměstnanosti.

Původní Phillipsova křivka

Na obrázku č. 4.3. je zobrazena původní Phillipsova křivka na horizontální ose se nachází míra nezaměstnanosti uváděná v procentech, na vertikální ose se nachází míra mzdové inflace taktéž uváděná v procentech. V případě, že se ekonomika posouvá z bodu A do bodu B tzn. z vyšší míry nezaměstnanosti na nižší poroste mzdová míra inflace. Pokud Phillipsova křivka protne osu míru nezaměstnanosti, znamená to, že v tom bodě je přirozená míra nezaměstnanosti, při které je růst mezd nulový a inflace je neměnná. Původní Phillipsova křivka existuje pouze v krátkém období. Pokud bude vláda udržovat nezaměstnanost pod přirozenou mírou, je třeba počítat s určitou stabilní mírou inflace. Pokud bude ekonomika odstraňovat inflaci nebo ji snižovat, musí se smířit s vyšší nezaměstnaností (Samuelson, a kol., 2010; Samuelson, a kol., 1992; Helísek, 2002).



Obrázek 4.3: Původní Phillipsova křivka

Zdroj: PETTINGER, Tejvan. Phillips Curve. In: Economicshelp [online]. economics, 2017 [cit. 2018-02-04]. Dostupné z: <https://www.economicshelp.org/blog/1364/economics/phillips-curve-explained/>

Rozšíření Phillipsovy křivky

Na horizontální ose se nachází míra nezaměstnanosti v procentech na vertikální ose se nachází míra inflace (cenová inflace) v procentech. Pokud se skutečná míra nezaměstnanosti začíná oddalovat od přirozené míry nezaměstnanosti (bez nutnosti dodatečného tlaku na zvýšení inflace), inflace se začíná taktéž měnit. Při růstu inflace v krátkém období nedochází k nalezení rovnováhy a může tedy dočasně růst nezaměstnanost a produkt (Samuelson, a kol., 1992).

Keynesiánská ekonomie a Phillipsova křivka

Keynesiánci mezi vysvětlující proměnné zařazují inflaci v minulém období, dále předpokládali, že společnosti si vytvářejí kalkulace, a tak stanovují ceny dopředu, zařazují také očekávání. Model se zdál být nejvíce podobný realitě, ovšem s tím, že neobsahoval nabídkové šoky. V dlouhém období, R.J.Gordon přišel s myšlenkou, že na vývoj inflace má vliv nejen míra nezaměstnanosti, ale i nabídkové šoky, poptávkové šoky a setrvačnost (Tuleja, a kol., 2006).

5 Vlastní práce

Vlastní práce je zaměřena na ekonometrické a prognostické modelování nezaměstnanosti. Ekonometrické modelování se zabývá dvěma modely, přičemž první je zaměřen na ekonomicky aktivní obyvatelstvo a druhý se zabývá Phillipsovou křivkou. Na ekonometrické modelování následně navazuje prognostické modelování, které se snaží určit budoucí vývoj časových řad spojených s nezaměstnaností pomocí ARIMA a ADL modelu.

5.1 Ekonometrické modelování

Následující podkapitoly představují dva simultánní ekonometrické modely založené na datech z České republiky v letech 2000 až 2016 (jedná se o čtvrtletní data), které pocházejí ze statistického úřadu a z databáze časových řad ARAD České národní banky. První model je definicí počtu ekonomiky aktivních osob. Druhá rovnice se snaží namodelovat Phillipsovu křivku, tedy posoudit, zda je nějaký vztah/vazba mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti, jak tvrdí ekonomická teorie.

5.1.1 Simultánní model I

Simultánní model (SIM I) skládající se ze tří rovnic se zaměřuje na zkoumání nezaměstnanosti, zaměstnanosti a ekonomicky aktivního obyvatelstva v České republice v letech 2000–2016. Proměnné modelu jsou vyjmenovány níže i s jejich zkratkami pro lepší orientaci při následujících výpočtech.

Proměnné:

N = počet nezaměstnaných v tisících Kč	(endogenní proměnná)
Z = počet zaměstnaných v tisících Kč	(endogenní proměnná)
EA = ekonomicky aktivní obyvatelstvo v tisících Kč	(endogenní proměnná)
PM = Průměrná výše mezd v Kč	(exogenní proměnná)
N1 = počet nezaměstnaných v předchozím období v tisících Kč	(exogenní proměnná)
FU = finanční účet platební bilance v milionech Kč	(exogenní proměnná)
EX = export zboží v milionech Kč	(exogenní proměnná)
Z1 = počet zaměstnaných v předchozím období v tisících Kč	(exogenní proměnná)

Výchozí ekonomická teorie

Z teoretické části práce lze snadno odvodit výchozí předpoklady pro daný model, zda budou odpovídat skutečnosti ukáže odhadnutý model níže.

Z první sestavené rovnice se předpokládají následující východiska:

1. S růstem/poklesem zaměstnaných osob, klesá/roste počet nezaměstnaných osob v ČR.
2. S růstem/poklesem nezaměstnaných osob minulého období, roste/klesá počet nezaměstnaných osob současného období v ČR.
3. S růstem/poklesem finančního účtu platební bilance, roste/klesá počet nezaměstnaných osob v ČR.
4. S růstem/poklesem průměrné výše mezd, roste/klesá počet nezaměstnaných osob.

Druhá rovnice má následující předpoklady:

1. S růstem/poklesem nezaměstnaných osob, klesá/roste počet zaměstnaných osob v ČR.
2. S růstem/poklesem finančního účtu platební bilance, klesá/roste počet zaměstnaných osob v ČR.
3. S růstem/poklesem exportu zboží, roste/klesá počet zaměstnaných osob v ČR.
4. S růstem/poklesem zaměstnaných osob v předchozím období, roste/klesá počet zaměstnaných osob současného období v ČR.

První rovnice vyjadřuje závislost počtu nezaměstnaných v České republice na počtu nezaměstnaných v přechozím období, finančním účtu, průměrné výše mezd a počtu zaměstnaných.

Zápis ekonomického modelu

$$N_1 = fce (Z_1; N_{1(t-1)}; FU_2; PM_3)$$

Zápis ekonometrického modelu

$$N_{1t} = \beta_{12}Z_{1t} + \gamma_{11}N_{1(t-1)} + \gamma_{12}FU_{2t} + \gamma_{13}PM_{3t} + \text{const.} + u_{1t}$$

Druhá rovnice vyjadřuje závislost počtu zaměstnaných v České republice na počtu nezaměstnaných, finančním účtu, exportu zboží a počtu zaměstnaných v přechozím období.

Zápis ekonomického modelu

$$Z_2 = fce (N_1; FU_2; EX_4; Z_{15(t-1)})$$

Zápis ekonometrického modelu

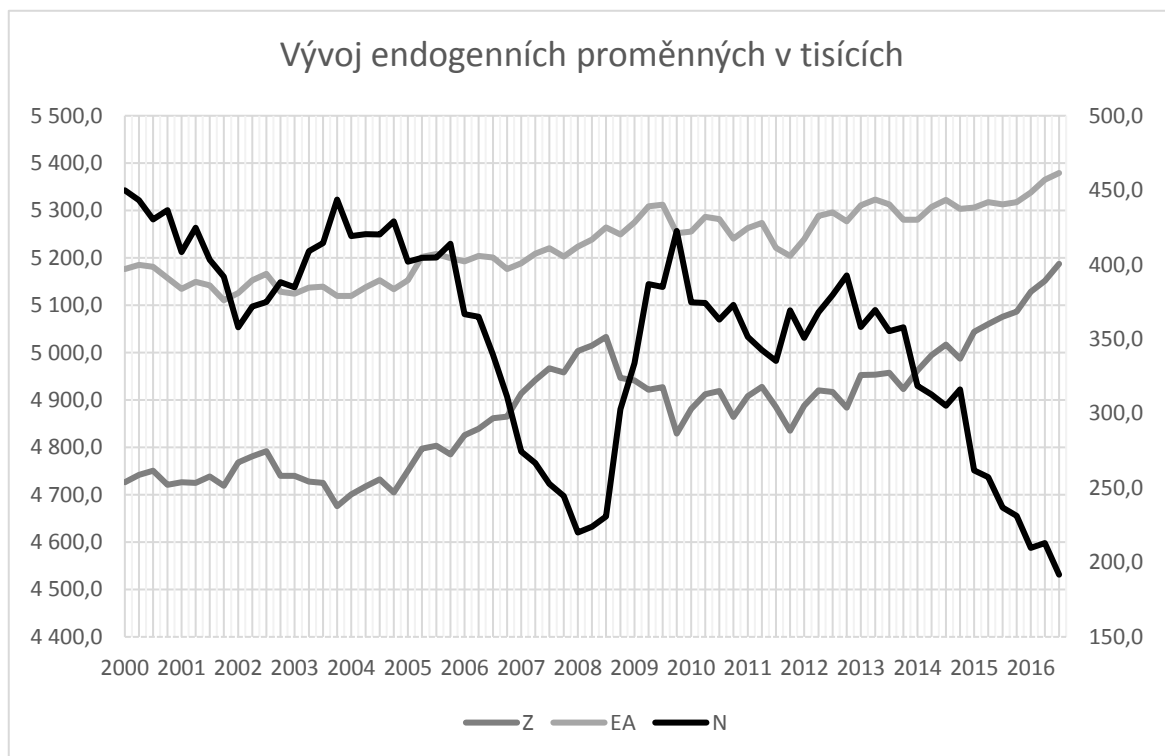
$$Z_{2t} = \beta_{21}N_{1t} + \gamma_{22}FU_{2t} + \gamma_{24}EX_{4t} + \gamma_{25}Z1_{5(t-1)} + \text{const.} + u_{2t}$$

Třetí rovnice vyjadřuje závislost ekonomicky aktivního obyvatelstva v České republice na zaměstnaných a nezaměstnaných. Rovnice je identitní, u takovéto rovnice se neprovádí ani odhad ani statistická verifikace.

Veškeré použité údaje jsou ze stránek statistického úřadu a z databáze časových řad ARAD, České národní banky. Podkladové údaje jsou součástí přílohy č. 2.

Grafické zobrazení endogenních proměnných

Na Grafu 5.1 je vývoj časových řad endogenních proměnných v čase. Na hlavní osy jsou uvedeny proměnné Z – počet zaměstnaných osob, EA – ekonomicky aktivní obyvatelstvo a na vedlejší ose je proměnná N – počet nezaměstnaných osob.



Graf 5.1: Vývoj endogenních proměnných, SIM I

Zdroj: vlastní zpracování

Identifikace modelu

Než se přistoupí k samotnému odhadu modelu je nejprve nutné provést identifikaci celého modelu k určení řešitelnosti celého příkladu. Identifikaci je důležité provést pro každou rovnici zvlášť dle vzorce 3.19 uvedeného v kapitole 3.4.

	k^{**}	g^*	$g^* - 1$	$k^{**} \geq g^* - 1$	Výrok
1. rovnice	2	3	2	$2 \geq 2$	Přesně identifikovaná
2. rovnice	2	3	2	$2 \geq 2$	Přesně identifikovaná

Tabulka 5.1: Identifikace modelu SIM I

Zdroj: vlastní zpracování

Obě rovnice jsou přesně identifikované, to znamená, že na model je možné aplikovat odhad pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců.

Odhad rovnic dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců pomocí softwaru Gretl

První rovnice: $N_{1t} = -0,301Z_{1t} + 0,641N_{1(t-1)} + 9,873 \cdot 10^{-5}FU_{2t} + 0,003PM_{3t} + 1527,72 + u_{1t}$

Druhá rovnice: $Z_{2t} = -0,436N_{1t} - 0,0003FU_{2t} + 0,0001EX_{4t} + 0,623Z_{15(t-1)} + 1907,60 + u_{2t}$

Třetí rovnice: $EA = N_{1t} + Z_{2t}$ identitní rovnice (není třeba odhadovat)

První rovnice

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2000:1-2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: N

Instrumentální proměnné: const Z PM N1 FU EX Z1 EA

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	1527,72	323,475	4,723	2,33e-06	***
Z	-0,300987	0,0660420	-4,558	5,18e-06	***
N1	0,641096	0,0770751	8,318	8,96e-017	***
FU	9,87336e-05	6,14962e-05	1,606	0,1084	
PM	0,00314760	0,00128571	2,448	0,0144	**

Střední hodnota závisle proměnné	352,0520
Sm. odchylka závisle proměnné	70,37870
Součet čtverců reziduí	25600,44
Sm. chyba regrese	20,15828
Koeficient determinace	0,922858
Adjustovaný koeficient determinace	0,917960
F(4, 63)	188,4193
P-hodnota(F)	2,68e-34
Logaritmus věrohodnosti	-298,1370
Akaikovo kritérium	606,2739
Schwarzovo kritérium	617,3715
Hannan-Quinnovo kritérium	610,6711
rho (koeficient autokorelace)	0,198393
Durbin-Watsonova statistika	1,513907

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázek 5.1: SIM I, 1. rovnice

Zdroj: výstup z Gretlu na základě vlastního zpracování

Statistická verifikace modelu

Statistická významnost

Statistickou významnost je možné z modelu zjistit na první pohled, kdy hvězdičky u jednotlivých parametrů představují jejich významnost. Jedna hvězdička znamená, že

parametr dané proměnné je významný na hladině alfa 0,1, dvě hvězdičky znamenají významnost na hladině alfa 0,05 a tři hvězdičky znamenají významnost na hladině alfa 0,01. V první rovnici jsou statisticky významné proměnné počet zaměstnaných osob, počet nezaměstnaných osob v předchozím období a průměrná výše mezd. Statisticky nevýznamná je proměnná finanční účet. Hypotézy by vypadaly následovně:

H_0 : Parametr není statisticky významný

H_1 : Parametr je statisticky významný

Ze statistického hlediska se statistická významnost zjišťuje na základě p-hodnoty jednotlivých odhadnutým parametrům, přičemž se potvrzuje původní výše popsaná verze s hvězdičkami, kdy i při porovnání p-hodnoty s hladinou významnosti alfa 0,05 je patrné, že všechny parametry jsou statisticky významné až na parametr u proměnné FU.

Těsnost závislosti

Koeficient determinace je roven hodnotě 0,92, tato hodnota říká, že změny v počtu nezaměstnaných osob jsou z 92 % vysvětleny změnami nezávisle proměnných v rovnici.

Druhá rovnice

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2000:1-2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: Z

Instrumentální proměnné: const PM N1 FU EX Z1 EA N

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	1907,62	274,477	6,950	3,65e-012	***
N	-0,435800	0,0688728	-6,328	2,49e-010	***
FU	-0,000346158	7,15780e-05	-4,836	1,32e-06	***
EX	0,000138565	2,23999e-05	6,186	6,17e-010	***
Z1	0,623031	0,0545029	11,43	2,92e-030	***

Střední hodnota závisle proměnné	4875,209
Sm. odchylka závisle proměnné	125,8092
Součet čtverců reziduí	28664,74
Sm. chyba regrese	21,33063
Koeficient determinace	0,972970
Adjustovaný koeficient determinace	0,971254
F(4, 63)	566,9323
P-hodnota(F)	1,27e-48
Logaritmus věrohodnosti	-301,9809
Akaikovo kritérium	613,9619
Schwarzovo kritérium	625,0594
Hannan-Quinnovo kritérium	618,3591
rho (koeficient autokorelace)	0,209548
Durbin-Watsonova statistika	1,574894

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázek 5.2: SIM I, 2. rovnice

Zdroj: výstup z Gretlu na základě vlastního zpracování

Statistická verifikace modelu

Testování významnosti

Z použitých proměnných ve druhé rovnici se ukázaly jako statisticky významné všechny proměnné na hladině alfa 0,01. Nulová hypotéza se zamítá platí hypotéza alternativní.

Těsnost závislosti

V případě druhé rovnice je koeficient determinace vyšší než u první rovnice a říká, že změny v počtu zaměstnaných osob jsou z 97,3 % vysvětleny změnami exogenních proměnných.

Ekonomická verifikace modelu

První rovnice

Parametr	Hodnota	Interpretace
β_{12}	-0,301	Pokud se zaměstnanost zvýší o jeden tis/os/čtvrtletí, nezaměstnanost klesne o 0,301 ti/os/čtvrtletí v ČR, ceteris paribus.
γ_{11}	0,641	Pokud se nezaměstnanost v předchozím období zvýší o jeden tis/os/čtvrtletí, vzroste nezaměstnanost v současném období o 0,641 tis./os/ čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{12}	$9,87^{-05}$	Pokud se zvýší finanční účet o jeden milion Kč/čtvrtletí, poté nezaměstnanost v současném období vzroste o $9,87^{-05}$ tis./os/čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{13}	0,003	Pokud se zvýší průměrná výše mezd o jednotku Kč/čtvrtletí, zvýší se nezaměstnanosti o 0,003 tis./os/čtvrtletí, ceteris paribus
const.	152,72	Pokud budou ostatní proměnné v modelu rovny nule, bude nezaměstnanost v české republice činit 152,72 tis/os/ čtvrtletí.

Tabulka 5.2: Ekonomická verifikace SIM I, 1.rov.

Zdroj: vlastní zpracování

V tabulce č. 5.2. je uvedena ekonomická verifikace 1. rovnice, to ovšem samo o sobě nestačí je potřeba se podívat na jednotlivé parametry jejich směr a intenzitu působení více do hloubky, zda jsou tyto hodnoty v reálném světě použitelné. Na začátku sestavování byla stanovena teoretická východiska, která se shodují s odhadnutým modelem.

Jako první parametr je uveden parametr β_{12} , je to parametr, který stojí u endogenní proměnné zaměstnanosti, v praxi by to znamenalo, že pokud se uzavře například společnost zabývající se výrobou součástek do aut čítající 1000 osob nezaměstnanost se zvýší o 301 osob v tomto případě lze konstatovat, že někteří zaměstnanci si našli ihned práci, a tudíž se nestali nezaměstnanými, jiní se stali živnostníky či si založili vlastní firmu, nebo se neregistrovali na úřadu práce. Tato situace je tedy reálná. Druhý parametr γ_{11} stojí u exogenní proměnné,

kteřá je zpožděnou proměnnou k vysvětlované proměnné, tzn., že by měla mít přímý vliv na vývoj vysvětlované proměnné v daném období více než ostatní proměnné. Jak je uvedeno v tabulce, tak zvýšení nezaměstnanosti o 1000 osob v minulém období vyvolá v současném období zvýšení nezaměstnanosti o 641 osob, jelikož je časová řada čtvrtletní i tento údaj je blízký realitě. Jelikož čtvrtletí není tak dlouhý časový horizont, aby všichni nezaměstnaní z minulého období si stihli najít práci a musí se počítat s nárůstem nezaměstnanosti i v současném období, pokud by se jednalo pouze o frikční nezaměstnanost bylo by toto číslo příliš vysoké, jelikož frikční nezaměstnanost trvá obvykle krátkou dobu, ale jelikož je nutné počítat i se strukturální či cyklickou nezaměstnaností je tato hodnota úměrná.

Třetím parametrem je γ_{12} , který stojí před exogenní proměnou finančního účtu platební bilance, zde je potřeba říci co finanční účet vůbec zahrnuje, jedná se o přírůstky a úbytky finančních aktiv a pasiv, investice, půjčky a pojistné. Na základě těchto informací lze říci, že pokud vláda zvýší investice, bude muset mít více financí k dispozici a jedna z možností je zvyšování daní tzn., že někteří lidé nebudou ochotni pracovat, pokud vláda bude zvyšovat daně k následným investicím, pokud vláda zvýší investice o 100 mil Kč zvýší se nezaměstnanost o 9,87 lidí za čtvrtletí, proto jsou i kroky vedoucí ke zvyšování investicím důležité řádně promyslet co to přinese a o co stát přijde. Posledním parametrem uváděným v této rovnici je γ_{13} , který stojí před vysvětlující proměnnou průměrná výše mezd. Tento parametr překvapivě s růstem negativně ovlivňuje růst nezaměstnanosti, ale na základě teoretických východisek o minimální mzdě není o čem diskutovat, jelikož se stále se zvyšující průměrnou výší mzdy mají zaměstnavatelé stále větší náklady, jelikož průměrná výše mezd se také odvíjí od zvyšující se minimální mzdy, nejsou někteří zaměstnanci pro zaměstnavatele natolik atraktivní, aby je dále za těchto mzdových podmínek, které na něj musejí vynaložit dále zaměstnávali. To znamená, pokud se zvýší průměrná výše mezd o 1000 Kč za čtvrtletí může to znamenat nárůst nezaměstnanosti až o 3000 osob za čtvrtletí. Všechny tyto zmíněné příklady a teorie jsou samozřejmě lehce zvrátitelné, jelikož na model působí nespočet dalších vlivů, jestliže bereme rovnici/model jako jediný možný a za jinak nezměněných podmínek (*ceteris paribus*), tak jak je výše uvedeno.

Druhá rovnice

Parametr	Hodnota	Interpretace
β_{21}	-0,436	Pokud se nezaměstnanost zvýší o jeden tis/os/čtvrtletí, sníží se počet zaměstnaných osob o 0,436 tis/os/čtvrtletí, <i>ceteris paribus</i> .

γ_{22}	-0,0003	Pokud se zvýší finanční účet o jeden mil. Kč za čtvrtletí, sníží se počet zaměstnaných osob o 0,0003 tis/os/čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{24}	0,0001	Pokud se zvýší export zboží o jeden milion Kč za čtvrtletí, zvýší se zaměstnanost o 0,0001 tis/os/čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{25}	0,623	Pokud se zvýší počet zaměstnaných v předchozím období o tis/os/čtvrtletí, zvýší se počet osob zaměstnaných v současném čtvrtletí o 0,623 tis. Za podmínek ceteris paribus.
const.	1907,62	Pokud budou ostatní proměnné v modelu rovny nule, bude počet zaměstnaných osob v ČR činit 1907,62 tisíc osob za čtvrtletí.

Tabulka 5.3: Ekonomická verifikace SIM I, 2.rov.

Zdroj: vlastní zpracování

Parametry druhé rovnice je také důležité detailněji prozkoumat. Jako první se zde objevuje parametr β_{21} , který stojí před endogenní proměnou počet nezaměstnaných osob. Tento parametr značí že při zvýšení nezaměstnanosti se sníží počet nezaměstnaných osob, jak je patrné, tak snížení počtu nezaměstnaných osob o 1000 zvýší počet zaměstnaných o 436 osob, tzn. že je možné, že někteří odejdou pracovat do zahraničí nebo se začnou sebe zaměstnávat či se neregistrují na úřadu práce. Jako další parametr je uváděn parametr γ_{22} , který stojí u vysvětlující proměnné finanční účet, tak jak bylo komentováno výše u rovnice s vysvětlující proměnnou nezaměstnaností, tak by se toto vysvětlení dalo uvést i v tomto případě akorát s výjimkou opačného značení. Tzn. v případě že se finanční účet zvýší o 100 mil. Kč sníží se počet zaměstnaných o 300 osob za čtvrtletí. Dalším uváděným parametrem je γ_{24} , tento parametr stojí u vysvětlující proměnné export zboží. V případě, že bude růst vyvážené množství zboží do zahraničí bude muset růst i výroba, aby bylo možné zvýšit vývoz tudíž bude nutné zaměstnat více osob, které na dané práci budou pracovat a tím se zvýší zaměstnanost. Za předpokladu že se export zboží zvýší o 100 mil. Kč za čtvrtletí zvýší se zaměstnanost o 100 osob/čtvrtletí. Posledním parametrem v rovnici je parametr γ_{25} , který stojí před vysvětlující proměnnou počtu zaměstnaných osob v minulém období. Tento parametr ovlivňuje zaměstnanost v současném čtvrtletí skoro stejnou intenzitou jako počet nezaměstnaných osob v předchozím období nezaměstnanost současného období. To znamená, že pokud se zvýší počet zaměstnaných osob o 1000 v minulém období v současném období to vyvolá zvýšení o 623 osob, dá se předpokládat, že někteří ukončí pracovní poměr ve zkušební době z nově zaměstnaných anebo se může jednat i o dlouhodobě zaměstnané, kteří zjistili, že se situace na trhu práce začíná zlepšovat, a tak neváhají a mění

pracovní pozice z důvodu lepších podmínek, takže jde o frikční neboli krátkodobou nezaměstnanost.

Ekonometrická verifikace modelu

První rovnice

Multikolinearita

Před odhadem samotného modelu bylo nejprve nutné zjistit, zda se v modelu nevyskytují vysoké párové korelační koeficienty, tedy možná multikolinearita. Pro tuto práci byla stanovena hranice 0,9 jako hraniční hodnota určující vysokou multikolinearitu. Po vypočtení korelační matice v programu Gretl bylo zjištěno, že v této rovnici se vysoká multikolinearita nenachází, nejsou zde žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími, respektive predeterminovanými proměnnými, a tudíž bylo možné model odhadnout. Výstup z Gretlu – korelační matice pro první rovnici je součástí přílohy č. 3

Autokorelace

Autokorelace je testována pomocí Breusch-Godfreyůva testu v softwaru Gretl.

Stanovení testové hypotézy:

$H_0: \rho=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

$H_1: \rho \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

Výsledný test autokorelace se nachází v příloze č. 5. Pro účely práce postačí znát p-hodnotu výsledného testu, která se porovnává s hladinou významnosti alfa 0,05. Za předpokladu, že p-hodnota je větší než hladina významnosti alfa, nulová hypotéza se nezamítá. V tomto případě je p-hodnota rovna 0,0677 tudíž nulová hypotéza nelze zamítnout, autokorelace se v první rovnici nevyskytuje. Nevyskytující se autokorelace znamená, že náhodná složka není závislá na svých zpožděných hodnotách.

Heteroskedasticita

Pro testování heteroskedasticity se využívá v SW Gretl test Pesaran-Taylorův.

Testová hypotéza:

$H_0: \gamma=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita

$H_1: \gamma \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje heteroskedasticita

Výsledný test heteroskedasticity je součástí přílohy č. 6. Porovnáním p-hodnoty s hladinou významnosti alfa 0,05 je zjištěno p-hodnota je 0,616 tzn. že je větší než hladina významnosti alfa, v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, tzn. že v modelu se nachází

homoskedasticita tzn. že v modelu je konstantní a konečný rozptyl náhodné složky. Nulová hypotéza nelze zamítnout. Odhady parametrů jsou nestranné, konzistentní a nejlepší.

Normalita reziduí

Normalita reziduí se testuje Jackque-Beraův testem pomocí SW Gretl. Test vč. grafu je součástí přílohy č. 7.

Testové hypotézy:

H_0 : model má normální rozdělení reziduí

H_1 : model nemá normální rozdělení reziduí

P-hodnota výsledného testu je $0,21487 >$ hladina významnosti alfa $0,05$, model má normální rozdělení reziduí. Nulová hypotéza nelze zamítnout.

Druhá rovnice

Multikolinearita

Tak jako u první rovnice je i u druhé potřeba zjistit, zda se v modelu nevyskytují vysoké párové korelační koeficienty neboli multikolinearita. Po výpočtu ze softwaru Gretl bylo zjištěno, že ani ve druhé rovnice se multikolinearita nevyskytuje. Výstup z Gretlu – korelační matice pro druhou rovnici je součástí přílohy č. 4.

Autokorelace

Stanovení testové hypotézy:

$H_0: \rho=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

$H_1: \rho \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

Výstup testu ze sw Gretl je součástí přílohy č. 8. Pro zjištění, zda se v modelu autokorelace nachází či nikoliv postačí znát p-hodnotu výsledného testu, která vyšla $0,0585$ tato hodnota je větší než hladina významnosti alfa $0,05$, tudíž nulovou hypotézu nelze zamítnout, náhodná složka není závislá na svých zpožděných hodnotách.

Heteroskedasticita

Stanovení hypotézy:

$H_0: \gamma=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita

$H_1: \gamma \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje heteroskedasticita

Test je součástí přílohy č. 9. P-hodnota testu je $0,25$ což je větší než hladina významnosti alfa $0,05$ nulovou hypotézu nelze zamítnout a platí tedy, že v modelu se nevyskytuje

heteroskedasticita, v modelu se nachází chtěná homoskedasticita tzn. konstantní a konečný rozptyl náhodné složky.

Normalita reziduí

Testové hypotézy:

H_0 : model má normální rozdělení reziduí

H_1 : model nemá normální rozdělení reziduí

Test normálního rozdělení reziduí včetně grafu se nachází v příloze č. 10. P-hodnota výsledného testu je 0,547, tzn. že tato hodnota je větší než hladina významnosti alfa a nulovou hypotézu nelze zamítnout tedy platí že tento model, respektive rovnice má normální rozdělení reziduí.

Shrnutí SIM I

Simultánní model I skládající se ze dvou simultánních rovnic a jedné identitní rovnice, v pozici endogenních proměnných stojí počet zaměstnaných osob, počet nezaměstnaných osob a ekonomicky aktivní obyvatelstvo. Na základě úspěšné identifikace modelu byl proveden odhad modelu, celý model je statisticky významný ovšem v každé rovnici se nachází jedna exogenní proměnná, která je statisticky nevýznamná, avšak na statistickou významnost celého modelu to nemá vliv. U obou rovnic vychází velmi vysoký koeficient determinace což říká, že exogenní proměnné z velmi vysokého procenta vysvětlují endogenní proměnnou. Při ekonometrické verifikaci modelu nebyl zjištěn žádný problém, co se týká vlastností modelu, bylo zjištěno, že v celém modelu se nenachází multikolinearita, autokorelace či heteroskedasticita bylo také potvrzeno normální rozdělení reziduí v obou rovnicích. V rámci hodnocení modelu z ekonomického hlediska bylo zjištěno, že intenzita i směr působení jednotlivých parametrů je v souladu s ekonomickou teorií. Lze tedy konstatovat, že odhad parametrů je nejlepší, nestranný a konzistentní. Za hlavními determinanty první rovnice by se dali považovat všechny proměnné ani jeden není více významný než druhý. To samé by platilo i pro druhou rovnici.

5.1.2 Simultánní model II

Ve druhém modelu (SIM II) jsou modelovány hlavní ukazatele z Phillipsovy křivky, míra nezaměstnanosti a míra inflace. Model obsahuje dvě rovnice, podle teoretických východisek o původní Phillipsově křivce se předpokládá jejich vzájemná vazba, podle teorie o rozšířené Phillipsově křivce se jejich vzájemná vazba nepředpokládá.

Proměnné:

u = míra nezaměstnanosti v %	(endogenní proměnná)
i = míra inflace v %	(endogenní proměnná)
N = počet nezaměstnaných v tisících Kč	(exogenní proměnná)
Z = počet zaměstnaných v tisících Kč	(exogenní proměnná)
PM = průměrná výše mezd v Kč	(exogenní proměnná)
EX = export zboží v milionech Kč	(exogenní proměnná)
FU = finanční účet platební bilance v milionech Kč	(exogenní proměnná)
SV = výdaje na konečnou spotřebu vlády v milionech Kč	(exogenní proměnná)

Výchozí ekonomická teorie

1. S růstem/poklesem míry inflace, klesá/roste míra nezaměstnanosti v ČR.
2. S růstem/poklesem počtu zaměstnaných osob, klesá/roste míra nezaměstnanosti v ČR.
3. S růstem/poklesem počtu nezaměstnaných osob, roste/klesá míra nezaměstnanosti v ČR.
4. S růstem/poklesem finančního účtu platební bilance, klesá/roste míra nezaměstnanosti v ČR.
5. S růstem/poklesem průměrné výše mezd, klesá/roste míra nezaměstnanosti v ČR.
6. S růstem/ poklesem míry nezaměstnanosti, roste/klesá míra inflace v ČR.
7. S růstem/poklesem exportu zboží, klesá/roste míra inflace v ČR.
8. S růstem/poklesem počtu nezaměstnaných osob, roste/klesá míra inflace v ČR.
9. S růstem/poklesem počtu zaměstnaných osob, klesá/roste míra inflace v ČR.
10. S růstem/poklesem výdajů na konečnou spotřebu vlády, klesá/roste míra inflace v ČR.

První rovnice

Míra nezaměstnanosti je funkcí: míry inflace, počtu zaměstnaných osob, počtu nezaměstnaných osob, finančního účtu platební bilance a průměrné výše mzdy.

Zápis ekonomického modelu

$$u_1 = fce(i_1; Z_1; N_2; FU_3; PM_4)$$

Zápis ekonometrického modelu

$$u_{1t} = \beta_{12}i_{1t} + \gamma_{11}Z_{1t} + \gamma_{12}N_{2t} + \gamma_{13}FU_{3t} + \gamma_{14}PM_{4t} + \text{const.} + u_{1t}$$

Druhá rovnice

Míra inflace je funkcí: míry nezaměstnanosti, počtu zaměstnaných osob, počtu nezaměstnaných osob, čistého exportu zboží a státních výdajů.

Zápis ekonomického modelu

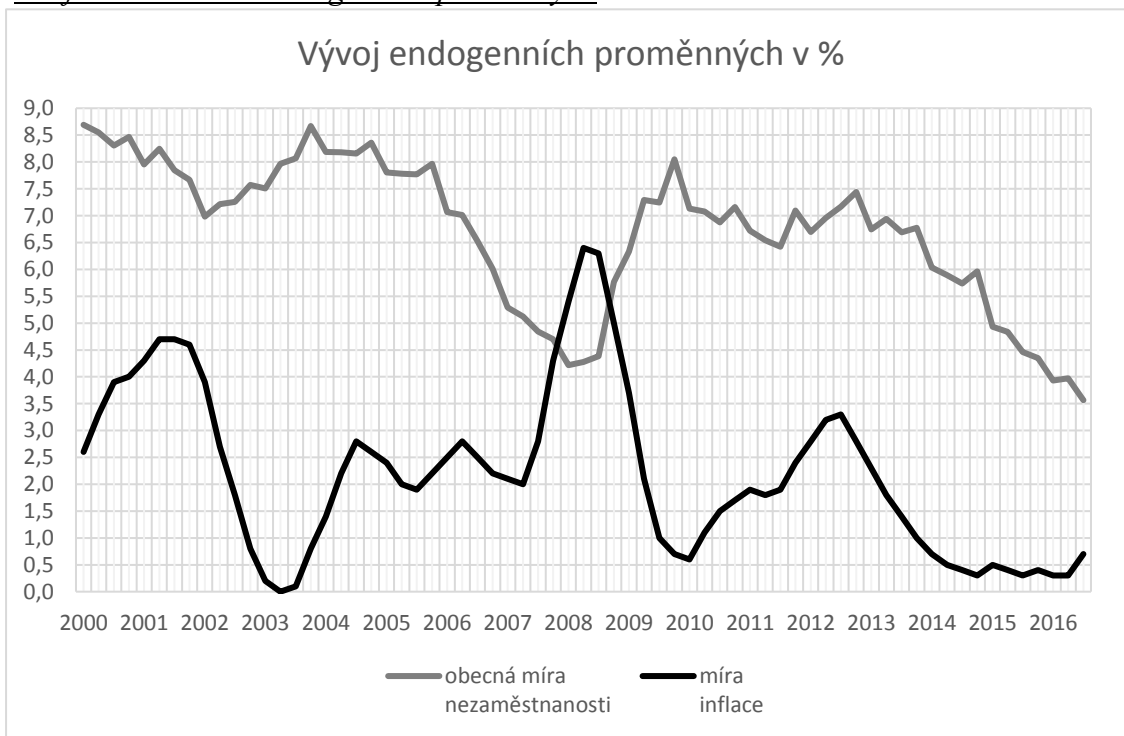
$$i_2 = fce(u_1; EX_5; N_2; Z_1; SV_6)$$

Zápis ekonometrického modelu

$$i_{2t} = \beta_{21}u_{1t} + \gamma_{25}EX_{5t} + \gamma_{22}N_{2t} + \gamma_{21}Z_{1t} + \gamma_{26}SV_{6t} + \text{const.} + u_{2t}$$

Model je odhadnut pro čtvrtletní data v období Q1/2000 – Q4/2016, pocházejících z českého statistického úřadu a z databáze časových řad ARAD České národní banky. Podkladová data jsou součástí přílohy č. 19.

Grafické zobrazení endogenních proměnných



Graf 5.2: Vývoj endogenních proměnných SIM II

Zdroj: vlastní zpracování

Na grafu 5.2 jsou zobrazeny časové řady endogenních proměnných SIM II.

Identifikace modelu

Než se přistoupí k samotnému odhadu modelu je nejprve nutné provést identifikaci celého modelu k určení řešitelnosti celého příkladu. Identifikaci je důležité provést pro každou rovnici zvlášť dle vzorce 3.19 uvedeného v kapitole 3.4.

	k^{**}	g^*	$g^* - 1$	$k^{**} \geq g^* - 1$	Výrok
1. rovnice	2	2	1	$2 \geq 1$	Přeidentifikovaná
2. rovnice	2	2	1	$2 \geq 1$	přeidentifikovaná

Tabulka 5.4: Identifikace modelu SEM II

Zdroj: vlastní zpracování

Obě rovnice jsou přeidentifikované, to znamená, že na model je možné aplikovat odhad pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců.

Odhad modelu dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců pomocí softwaru Gretl

První rovnice:

$$u_{1t} = -0,0052i_{1t} - 0,0012Z_{1t} + 0,0178N_{2t} - 4,354^{-09}FU_{3t} - 3,134^{-06}PM_{4t} + 6,37 + u_{1t}$$

Druhá rovnice:

$$i_{2t} = -22,22u_{1t} - 5,38^{-06}EX_{5t} + 0,3884N_{2t} - 0,023Z_{1t} - 1,166^{-05}SV_{6t} + 132,85 + u_{2t}$$

První rovnice

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota
const	6,36717	0,335801	18,96	3,58e-080 ***
i	-0,00522814	0,00161157	-3,244	0,0012 ***
Z	-0,00119161	6,79955e-05	-17,52	9,27e-069 ***
N	0,0177995	7,92427e-05	224,6	0,0000 ***
FU	-4,35379e-09	5,53626e-08	-0,07864	0,9373
PM	-3,13460e-06	1,25006e-06	-2,508	0,0122 **
Střední hodnota závisle proměnné		6,748449		
Sm. odchylka závisle proměnné		1,397107		
Součet čtverců reziduí		0,020314		
Sm. chyba regrese		0,018101		
Koeficient determinace		0,999845		
Adjustovaný koeficient determinace		0,999832		
F(5, 62)		79817,17		
P-hodnota(F)		1,2e-116		
Logaritmus věrohodnosti		179,4548		
Akaikovo kritérium		-346,9097		
Schwarzovo kritérium		-333,5926		
Hannan-Quinnovo kritérium		-341,6331		
rho (koeficient autokorelace)		0,865021		
Durbin-Watsonova statistika		0,391064		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázek 5.3: SIM II, 1. rovnice

Zdroj: Výstup ze SW Gretl na základě vlastního zpracování

Statistická verifikace

Testování významnosti

Na základě obrázku č. 5.3. lze určit statistickou významnost jednotlivých proměnných modelu pomocí hvězdiček zobrazených u každé proměnné. Jak je patrné, tak mimo jedné proměnné (FU), jsou všechny statisticky významné na hladině významnosti alfa 0,01 a 0,05 v případě proměnné PM. I přesto, že proměnná FU nevyšla jako statisticky významná vysoký koeficient determinace ukazuje, že i přes nevýznamnost této proměnné je rovnice dobře promyšlena a tato proměnná model taktéž vysvětluje.

Těsnost závislosti

Změny míry nezaměstnanosti jsou z 99,98 % vysvětleny vysvětlujícími proměnnými uvedených v rovnici.

Druhá rovnice

```
Model 2: TSLS, za použití pozorování 2000:1-2016:4 (T = 68)
Závisle proměnná: i
Instrumentální proměnné: const u EX Z SV PM FU N
```

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	132,853	58,3726	2,276	0,0228	**
u	-22,2150	7,98673	-2,781	0,0054	***
EX	-5,38487e-06	1,55696e-06	-3,459	0,0005	***
N	0,388389	0,142102	2,733	0,0063	***
Z	-0,0229884	0,0111763	-2,057	0,0397	**
SV	-1,16633e-05	7,80155e-06	-1,495	0,1349	

Střední hodnota závisle proměnné	2,210294
Sm. odchylka závisle proměnné	1,546893
Součet čtverců reziduí	94,39402
Sm. chyba regrese	1,233890
Koeficient determinace	0,411225
Adjustovaný koeficient determinace	0,363743
F(5, 62)	8,660685
P-hodnota(F)	2,87e-06
Logaritmus věrohodnosti	-107,6388
Akaikovo kritérium	227,2776
Schwarzovo kritérium	240,5946
Hannan-Quinnovo kritérium	232,5542
rho (koeficient autokorelace)	0,834089
Durbin-Watsonova statistika	0,329127

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Obrázek 5.4: SIM II, 2. rovnice

Zdroj: výstup ze SW Gretlu na základě vlastního zpracování

Statistická verifikace

Testování významnosti

Na obrázku č. 5.4. je uveden výstup ze SW Gretl 2. rovnice, všechny proměnné jsou statisticky významné na hladině alfa 0,05 a 0,01 až na proměnnou SV, která není statisticky významná pro tento model, ale z ekonomické teorie má v modelu své opodstatnění viz níže.

Těsnost závislosti

Tato rovnice není správně navržena, jelikož koeficient determinace je pouhých 41,12 %, tzn. že vysvětlující proměnné této rovnice vysvětlují míru inflace pouze ze 41,12 %. Avšak statistická významnost proměnných říká, že všechny uvedené proměnné modelu jsou významné. Aby byl koeficient determinace vyšší bylo by nutné použít další proměnné, které by míru inflace vysvětlovaly, avšak pro účely vyřešení otázky, zda se nezaměstnanost dá lépe vysvětlit pomocí míry inflace, tak jak říká původní Phillipsova křivka, bude pro tuto práci postačovat nízký koeficient determinace.

Ekonomická Verifikace

První rovnice

Parametr	Hodnota	Interpretace
β_{12}	-0,0052	Pokud se míra inflace zvýší o jedno procento za čtvrtletí, míra nezaměstnanosti klesne o 0,052 % za čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{11}	-0,0012	Pokud se zvýší počet zaměstnaných osob o jeden tisíc za čtvrtletí, klesne míra nezaměstnanosti o 0,012 % za čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{12}	0,0178	Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob o jeden tisíc za čtvrtletí míra nezaměstnanosti vzroste o 0,0178 % za čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{13}	$-4,354^{-09}$	Pokud se zvýší finanční účet platební bilance o jeden milion Kč za čtvrtletí, míra nezaměstnanosti se sníží o $4,354^{-09}$ % za čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{14}	$-3,134^{-06}$	Pokud se zvýší průměrná výše mezd o jednu korunu/čtvrtletí, míra nezaměstnanosti se sníží o $3,134^{-06}$ % za čtvrtletí, ceteris paribus.
const.	6,37	Pokud ostatní proměnné v modelu budou rovny nule, bude míra nezaměstnanosti v České republice 6,37 %.

Tabulka 5.5: Ekonomická verifikace SIM II, 1.rov.

Zdroj: vlastní zpracování

Tak jako u prvního simultánního modelu je i v tomto případě nutné rozebrat jednotlivé parametry více do hloubky. Prvním parametrem této rovnice je parametr β_{12} , původní teorie o Phillipsově křivce říká, že pokud roste míra inflace, klesá nezaměstnanost, jelikož tento parametr, stojící před proměnnou mírou nezaměstnanosti, je záporný znamená to, že když

se zvýší míra inflace o 1 % míra nezaměstnanosti klesne o 0,0052 % původní teorie o Phillipsově křivce by se v tomto vysvětlení dala předpokládat za pravdivou. Druhým parametrem je γ_{11} ten stojí před proměnnou počet zaměstnaných osob v tomto případě, pokud by se zvýšil počet zaměstnaných osob za čtvrtletí o 10000 klesla by míra nezaměstnanosti o 0,012 % což potvrzuje ekonomickou teorii. Dalším parametrem je γ_{12} , který stojí před vysvětlující proměnnou počet nezaměstnaných osob a říká že když se zvýší počet nezaměstnaných osob o 10 000 za čtvrtletí zvýší se míra nezaměstnanosti o 0,178 %, což opět potvrzuje ekonomickou teorii. Další parametr stojí před finančním účtem platební bilance a jeho velikost je zanedbatelná, ale říká, že pokud se zvýší finanční účet o 1 mil. Kč sníží se míra nezaměstnanosti o $4,354^{-09}$ %, jeho intenzita je zanedbatelná, avšak má své opodstatnění, které by se dalo najít už při objasňování prvního simultánního modelu. Posledním parametrem je γ_{14} , který stojí před proměnnou průměrná výše mezd i v tomto případě je intenzita působení parametru minimální výše mzdy, při zvýšení průměrné mzdy o 1 tis. Kč míra nezaměstnanosti se sníží o 0,003134 %, v tomto případě, pokud bude bráno v potaz působení pouze krátkého období což při potvrzení původní Phillipsovy křivky je nutné, může zvýšení průměrné výše mezd vyvolat krátkodobé snížení nezaměstnanosti z dlouhodobého hlediska nikoli.

Druhá rovnice

Parametr	Hodnota	Interpretace
B_{21}	-22,22	Pokud se zvýší míra nezaměstnanosti o jedno procento za čtvrtletí sníží se míra inflace o 22,22 %/čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{25}	$-5,38^{-06}$	Pokud se zvýší čistý export zboží o jeden milion Kč/čtvrtletí sníží se míra inflace o $5,38^{-06}$ %/čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{22}	0,3884	Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob o jeden tisíc Kč/čtvrtletí, zvýší se míra inflace o 0,3884 % za čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{21}	-0,023	Pokud se zvýší počet zaměstnaných osob o jeden tisíc Kč/čtvrtletí, sníží se míra inflace o 0,023 % za čtvrtletí, ceteris paribus.
γ_{26}	$-1,166^{-05}$	Pokud se zvýší výdaje na konečnou spotřebu vlády o jeden milion Kč sníží se míra nezaměstnanosti o $1,166^{-05}$ % za čtvrtletí, ceteris paribus.

const.	132,85	Pokud ostatní proměnné v modelu budou rovny nule, bude míra inflace v České republice 132,85 %.
--------	--------	---

Tabulka 5.6: Ekonomická verifikace SIM II, 2.rov.

Zdroj: vlastní zpracování

Jelikož u této rovnice vyšel velmi nízký koeficient determinace je nutné brát zřetel na velikost jednotlivých parametrů, kteří mohou být nesprávným určením modelu značně ovlivněny. U prvního parametru, který stojí před mírou nezaměstnanosti je intenzita působení velmi nereálná za předpokladu, že se míra nezaměstnanosti zvýší o jedno procento vyvolá to pokles míry inflace o 22,22 % což je v tomto případě naprosto nereálné. V tomto případě by se do modelu musely vložit další proměnné, které zohledňují keynesiánci ve své teorii o Phillipsově křivce jako je například míra očekávání (která není měřitelná), vložení proměnné, která zahrnuje ceny prodejců na další období nebo nabídkové či poptávkové šoky.

Ekonometrická verifikace modelu

První rovnice

Multikolinearita

Tak jako v případě prvního modelu je před samotným odhadem modelu nutné zjistit, zda se v modelu vyskytují vysoké párové korelační koeficienty, tedy možná multikolinearita. Tak jako pro první model tak i pro model SEM II byla hranice určena na 0,9. Po vypočtení korelační matice v softwaru Gretl bylo zjištěno, že v první rovnici se vysoká multikolinearita nenachází, a tudíž bylo možné model odhadnout. Výstup z Gretlu – korelační matice pro první rovnici je součástí přílohy č. 11.

Autokorelace

Stanovení testové hypotézy:

$H_0: \rho=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

$H_1: \rho \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

Výstup testu ze sw Gretl se nachází v příloze č. 12. Porovnáním vypočtené p-hodnoty s hladinou významnosti alfa 0,05, bylo zjištěno že nulovou hypotézu nelze přijmout, vypočtená p-hodnota je $2,94^{-015}$. V modelu se tedy vyskytuje autokorelace reziduí. Náhodná složka závisí na svých zpožděných hodnotách. Nulová hypotéza se zamítá a platí hypotéza alternativní.

Heteroskedasticita

Testová hypotéza

$H_0: \gamma=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita

$H_1: \gamma \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje heteroskedasticita

Test heteroskedasticity je součástí přílohy č. 13. Vypočtená p-hodnota je 0,0901 porovnáním s hladinou významnosti alfa 0,05 je patrné, že se v modelu nevyskytuje heteroskedasticita potvrzením nulové hypotézy, tzn. že rozptyl je konečný a konstantní.

Normalita reziduí

Testové hypotézy:

H_0 : model má normální rozdělení reziduí

H_1 : model nemá normální rozdělení reziduí

Test na normalitu reziduí byl softwarem Gretl vyhodnocen a výsledek je následovný p-hodnota testu je 0,027, tzn. pokud tato hodnota bude porovnávána s hladinou významnosti alfa, je menší, než tato hodnota to znamená, že rovnice nemá normální rozdělení reziduí. Taktéž podle grafického vyjádření je patrné, že rezidua nejsou normálně rozdělena. Jak číselné, tak grafické vyjádření se nachází v příloze č. 14

Druhá rovnice

Multikolinearita

Po vypočtení korelační matice v softwaru Gretl bylo zjištěno, že ani ve druhé rovnici se vysoká multikolinearita nenachází, a tudíž bylo možné model odhadnout. Výstup z Gretlu – korelační matice pro druhou rovnici je součástí přílohy č. 15. Opět byla hraniční hodnota pro určení multikolinearity neboli těsnost závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými, stanovena na 0,9.

Autokorelace

Testová hypotéza:

$H_0: \rho=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

$H_1: \rho \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje autokorelace reziduí 1. řádu

Tak jako v prvním rovnici i zde se vyskytuje autokorelace, zamítnutím nulové hypotézy díky nízké vypočtené p-hodnotě 0,00754 s porovnáním s hladinou významnosti alfa. Celý test autokorelace je součástí přílohy č. 16. Potvrzením výskytu autokorelace model potvrzuje, že náhodná složka je závislá na svých zpožděných proměnných. To, že v modelu je

autokorelace ignorována způsobí to, že model není nejlepší není nestranný a ani konzistentní.

Heteroskedasticita

Testová hypotéza

$H_0: \gamma=0 \rightarrow$ v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita

$H_1: \gamma \neq 0 \rightarrow$ v modelu se vyskytuje heteroskedasticita

Po vypočtení Pesaran-Taylorova testu v softwaru Gretl, není možné zamítnout nulovou hypotézu. Vypočtená p-hodnota je 0,08421 s porovnáním s hladinou významnosti alfa 0,05 je vypočtená p-hodnota větší tudíž je možné nulovou hypotézu přijmout. Test je součástí přílohy č. 17.

Normalita reziduí

Testová hypotéza:

H_0 : model má normální rozdělení reziduí (p-hodnota $> \alpha$)

H_1 : model nemá normální rozdělení reziduí (p-hodnota $< \alpha$)

Pomocí softwaru Gretl bylo vyhodnoceno, zda rovnice má normální rozdělení reziduí či nikoliv. Jak je patrné z číselných hodnot a grafického znázornění v příloze č. 18, rovnice má normální rozdělení reziduí. Vypočtená p-hodnota je 0,94128 s porovnáním s hladinou významnosti alfa 0,05 je jasný závěr, rovnice má normální rozdělení reziduí nulovou hypotézu nelze zamítnout.

Shrnutí SIM II

Druhý simultánní model se skládá ze dvou rovnic, přičemž endogenní proměnné jsou míra nezaměstnanosti a míra inflace. V tomto modelu šlo především o to potvrdit či vyvrátit ekonomickou teorii o Phillipsově křivce ať už původní či rozšířenou verzi křivky. Na základě úspěšné identifikace byl model odhadnut. Model je statisticky významný, ale tak jako u prvního modelu se i ve druhém objevují nevýznamné proměnné v každé rovnici. Koeficient determinace tedy z kolika procent je vysvětlující proměnná vysvětlena exogenními proměnnými. U první rovnice vyšel téměř 100 % tato rovnice byla velmi dobře sestavena, avšak u druhé rovnice se o této kvalitě hovořit nedá, zde je koeficient determinace pouhých 41,12 %, ale pro účely vysvětlení ekonomické teorie o Phillipsově křivce bylo rozhodnuto, že toto procento bude postačovat, avšak není nejlepší, tudíž ani model není nejlepší. Při ekonomické verifikaci modelu bylo zjištěno, že se v modelu nevyskytuje multikolinearita a heteroskedasticita, vyskytuje se zde však autokorelace a model nemá

normální rozdělení reziduí, tzn. že odhadnuté parametry nejsou nejlepší, nestranné ani konzistentní. Jak už je v samotné práci uvedeno bylo by zapotřebí přidat další proměnné které Phillipsovu křivku objasňují, avšak nejsou měřitelné. U ekonomické verifikace bylo zjištěno, že první rovnice odpovídá původní Phillipsově křivce a dal by se tento model pro vysvětlení původní Phillipsovy křivky použít, avšak u druhé rovnice tomu tak již není, intenzita působení parametrů u druhé rovnice je příliš vysoká.

5.2 Prognózování

Prognózování bude probíhat na základě simultánního modelu I, který vyšel mnohem lépe ve výsledných datech než simultánní model II. Prognózování bude prováděno pomocí Excelu a SW Gretl metodou ARIMA a ADL na datech Q1/2000 – Q4/2016. Prognóza bude stanovena na šest období dopředu tedy Q2/2018.

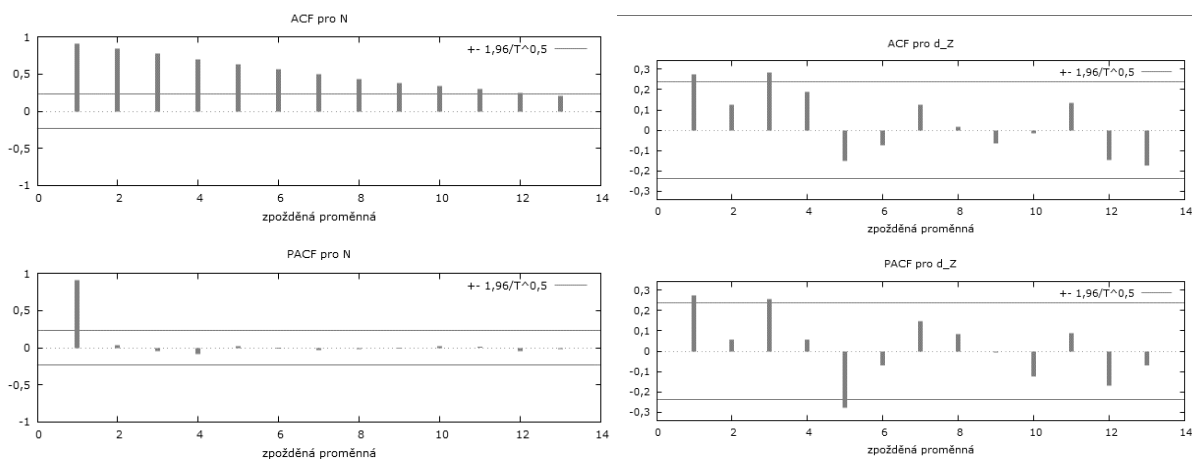
5.2.1 ARIMA model zaměstnanost

Modely Box-Jenkinsově metodologie se provádějí pouze na jedné časové řadě jsou tzv. jednorozměrné. Modelovaná časová řada je v tomto případě počet zaměstnaných osob, tato časová řada před samotným modelováním byla sezóně očištěna, kvůli případným výkyvům v cykličnosti, trendech či sezonnosti.

Prvním krokem je určení, zda jde o stacionární či nestacionární časovou řadu. Tzn. zjistit, zda časová řada má rozptyl a průměr v čase neměnný. K potvrzení stacionarity je použit test na jednotkový kořen Dickey-Fullerův test, ukázalo se, že časová řada je nestacionární, a tudíž je zapotřebí přidat diference. Po přidání prvních diferencí je p-hodnota testu nižší než hladina významnosti α $0,05 > 0,01258$, tzn. že po přidání prvních diferencí je časová řada již stacionární.

Druhým krokem je zjištění vhodnosti modelu. Po vytvoření stacionární řady následuje vygenerování korelogramu, ze kterého se určuje, o jaký typ modelu se jedná, respektive jaký typ modelu se bude řešit.

Na obrázku 5.5. je zobrazen korelogram není úplně jednoznačné, o jaký maximální řád zpoždění autoregresního procesu se jedná Nejednoznačné je i určení maximálního řádu zpoždění MA procesu z funkce ACF. Vhodný model bude zvolen na základě informačního kritéria. Po vyhodnocení informačních kritérií bylo zjištěno, že nejlepších výsledků bude dosaženo s modelem ARIMA (2,1,2).



Obrázek 5.5: Korelogram zaměstnanost

Zdroj: výstup ze sw Gretl na základě vlastního zpracování

Dalším krokem je určení prognostických vlastností ARIMA (2,1,2), ty jsou ověřeny na základě ex-post prognózy pro poslední 12 čtvrtletí (2013:1/2016:4), sledované časové řady. Bylo zjištěno, že model neobsahuje autokorelaci a rezidua mají normální rozdělení.

Posledním krokem je očekávaná předpověď ex-ante, která je tvořena na šest čtvrtletí dopředu tedy do Q2/2018. V následujícím přehledu je zobrazen výstup ze SW Gretl, který zobrazuje předpověď v diferencované podobě.

Pro 95% konfidenční intervaly, $z(0,025) = 1,96$

	d_Z	předpověď	směr. chyba	95% interval
Pozorování				
2017:1	nedefinované	46,5613	20,4108	(6,55695, 86,5656)
2017:2	nedefinované	31,0092	22,7831	(-13,6450, 75,6633)
2017:3	nedefinované	60,5427	24,4502	(12,6212, 108,464)
2017:4	nedefinované	66,7656	29,7926	(8,37324, 125,158)
2018:1	nedefinované	44,2926	33,8118	(-21,9773, 110,562)
2018:2	nedefinované	46,5913	35,2671	(-22,5310, 115,714)

Graf sledované prognózy se nachází v příloze č. 20.

Prognózované hodnoty jsou hodnoty očištěné od sezónních vlivů od trendů a cykličnosti. A hodnoty jsou diferencované. Tzn. že se tyto předpovězené hodnoty musí převést zpět na nediferencované a následně k nim připočíst očištěnou složku, aby bylo dosaženo neočištěné časové řady a prognóza se dala porovnat se skutečnými daty, které jsou neočištěné a v budoucnu budou známé. Tabulka 5.7 zobrazuje difference, pomocí excelu byly vypočteny předpovědi, které jsou sezonně očištěné a následně byly vypočteny i sezonně neočištěné

předpovědi, které budou v budoucnu porovnatelné se skutečnými naměřenými hodnotami počtu zaměstnaných osob celkem.

Období	diference	Předpověď' sezonně očistěná	Předpověď'. sezonně neočistěná
2017:1	46,5613	5 262,7	5 234,0
2017:2	31,0092	5 293,7	5 296,6
2017:3	60,54	5 354,3	5 366,3
2017:4	66,76	5 421,0	5 434,8
2018:1	44,2926	5 465,3	5 436,6
2018:2	46,5913	5 511,9	5 514,8

Tabulka 5.7: ARIMA prognóza zaměstnanost

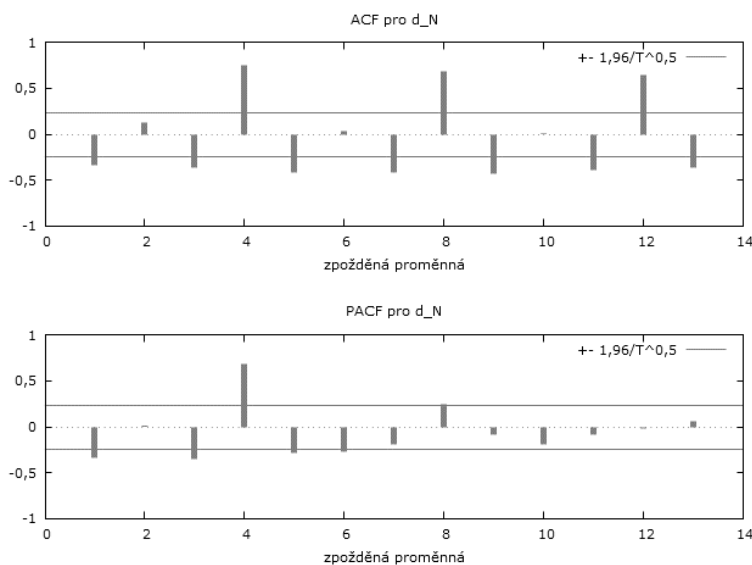
Zdroj: vlastní zpracování

5.2.2 ARIMA model nezaměstnanost

Modelovaná časová řada je v tomto případě počet nezaměstnaných osob, tato časová řada před samotným modelováním byla sezóně očištěna, kvůli případným výkyvům v cykličnosti, trendech či sezonnosti.

Prvním krokem je určení, zda jde o stacionární či nestacionární časovou řadu. Tzn. zjistit, zda časová řada má rozptyl a průměr v čase neměnný. K potvrzení stacionarity je použit test na jednotkový kořen Dickey-Fullerův test, ukázalo se, že časová řada je nestacionární, a tudíž je zapotřebí přidat diference. Po přidání prvních diferencí je p-hodnota testu nižší než hladina významnosti alfa $0,05 > 0,03964$, tzn. že po přidání prvních diferencí je časová řada již stacionární.

Druhým krokem je zjištění vhodnosti modelu. Po vytvoření stacionární řady následuje vygenerování korelogramu, ze kterého se určuje, o jaký typ modelu se jedná, respektive jaký typ modelu se bude řešit. Na obrázku 5.6. je zobrazen korelogram není úplně jednoznačné, o jaký maximální řád zpoždění autoregresního procesu se jedná. Nejednoznačné je i určení maximálního řádu zpoždění MA procesu z funkce ACF. Vhodný model bude zvolen na základě informačního kritéria. Po vyhodnocení informačních kritérií bylo zjištěno, že nejlepších výsledků bude dosaženo s modelem ARIMA (4,1,4).



Obrázek 5.6: Korelogram nezaměstnanost

Zdroj: výstup ze SW Gretl na základě vlastního zpracování

Dalším krokem je určení prognostických vlastností ARIMA (4,1,4), ty jsou ověřeny na základě ex-post prognózy pro poslední 12 čtvrtletí (2013:1/2016:4), sledované časové řady. Bylo zjištěno, že model neobsahuje autokorelaci a rezidua mají normální rozdělení.

Posledním krokem je očekávaná předpověď ex-ante, která je tvořena na šest čtvrtletí dopředu tedy do Q2/2018. V následujícím přehledu je zobrazen výstup ze SW Gretl, který zobrazuje předpověď v diferencované podobě.

Pozorování	d_N	předpověď	směr. chyba	95% interval
2017:1	nedefinované	54,4935	18,8212	(17,6046, 91,3823)
2017:2	nedefinované	-56,1949	19,0870	(-93,6047, -18,7851)
2017:3	nedefinované	5,88421	19,9016	(-33,1222, 44,8906)
2017:4	nedefinované	9,10646	21,0083	(-32,0690, 50,2820)
2018:1	nedefinované	48,1644	22,0558	(4,93578, 91,3930)
2018:2	nedefinované	-57,6399	22,4918	(-101,723, -13,5567)

Graf sledované prognózy se nachází v příloze č. 21.

Prognózané hodnoty jsou hodnoty očištěné od sezónních vlivů od trendů a cykličnosti. A jsou to diferencované hodnoty. Tzn. že se tyto předpovězené hodnoty musí převést zpět na nediferencované a následně k nim připočíst očištěnou složku, aby bylo dosaženo neočištěné časové řady a prognóza se dala porovnat se skutečnými daty, které jsou neočištěné a v budoucnu budou známé. Tabulka 5.8 zobrazuje difference, pomocí excelu byly vypočteny předpovědi, které jsou sezonně očištěné a následně byly vypočteny i sezonně

neочиštěné předpovědi, které budou v budoucnu porovnatelné se skutečnými naměřenými hodnotami počtu nezaměstnaných osob celkem.

Pro 95% konfidenční intervaly, $z(0,025) = 1,96$

Období	diference	Předpověď' sezonně očistěná	Předpověď' sezonně neočistěná
2017:1	54,4935	275,0	246,3
2017:2	-56,1949	218,8	221,6
2017:3	5,88421	224,7	236,7
2017:4	9,10646	233,8	247,6
2018:1	48,1644	281,9	253,2
2018:2	-57,6399	224,3	227,2

Tabulka 5.8: ARIMA prognóza nezaměstnanost

Zdroj: vlastní zpracování

5.2.3 ADL model

Prognóza ADL je založena na prvním simultánním modelu, kde vysvětlovanou proměnnou byla zaměstnanost a nezaměstnanost. Tento model se opět snaží vysvětlit chování vysvětlované proměnné zaměstnanosti, a to pomocí zpožděných proměnných a pomocí dvou hlavních vysvětlujících proměnných, kterými jsou počet nezaměstnaných osob a finanční účet platební bilance.

První krokem modelu je ověření stacionarity časových řad. U všech tří časových řad byl pomocí testu stacionarity určen typ (1), z důvodu nestacionarity časových řad byly provedeny první diference, aby byly řady stacionarizovány.

Druhým krokem je zjištění řádu zpoždění. Maximální řád zpoždění se určil na základě maximalizace korigovaného koeficientu determinace v tomto případě se jedná o řád zpoždění AR (1). Pro druhý řád zpoždění je nutné vypočítat několik modelů s několika zpožděními. Tento model je založen na čtvrtletních, a tak bylo rozhodnuto, že bude počítáno pět modelů, konkrétně tedy ADL (1,1), ADL (1,2), ADL (1,3) ADL (1,4) a ADL (1,5). Rozhodnuto bylo na základě předchozího ekonometrického modelu byla v modelu zahrnuta zpožděná proměnná, která na výsledný model měla podstatný vliv. Výstup z Gretlu, který představuje běžnou metodu nejmenších čtverců jednotlivých modelů je zobrazen v příloze č. 21. Z těchto modelů jsou nejdůležitější kritéria, která jsou vypočtena pod modelem, aby

bylo možné určit s jakým typem ADL modelu bude dále počítáno. Vypočtená kritéria jsou zobrazena v tabulce č. 5.9.

	AIC	BIC	HQIC	korigované R ²
ADL (1,1)	598,3132	607,0719	601,7742	5,21 %
ADL (1,2)	592,4724	605,5188	597,62	12,17 %
ADL (1,3)	583,7383	601,0094	590,5423	18,51 %
ADL (1,4)	578,87	600,304	587,3017	19,71 %
ADL (1,5)	564,9015	590,4571	574,92	13,71 %

Tabulka 5.9: Kritéria ADL modelů

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě informačních kritérií je jako nejvhodnější volena specifikace, která minimalizuje vybraná informační kritéria. Naopak výběr podle koeficientu determinace se jako nejvhodnější jeví ta specifikace, která má nejvyšší hodnotu tohoto kritéria, nejvyšší proto, že má nejvyšší vysvětlovací schopnost.

Podle všech tří uvedených informačních kritérií (Akaikovo kritérium, Schwarzovo kritérium, Hannan-Quinnovo kritérium) je za nejvhodnější specifikace považován model ADL (1,5), podle korigovaného koeficientu by byl vybrán model ADL (1,4). V tomto případě je zvolen model na základě informačních kritérií, ADL (1,5).

Výstup odhadu tohoto modelu je nutné otestovat na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Výsledky všech testů jsou zjednodušeně zobrazeny ve výstupu odhadu obrázek 5.7. Pro vyhodnocení ekonometrické verifikace se stačí zaměřit na p-hodnoty provedených testů. Porovnáním p-hodnoty s hladinou významnosti alfa 0,05 lze konstatovat že odhadnutá rezidua splňují podmínku homoskedasticity, autokorelace normality. Koeficient determinace má hodnotu 29,2 % tzn. chování časové řady počtu zaměstnaných osob lze z 29,2 % vysvětlit pomocí odhadnutého modelu ADL (1,5).

Model 1: OLS, za použití pozorování 2001:3-2016:4 (T = 62)
 Závisle proměnná: d_Z

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,05856	2,90406	2,086	0,0421	**
d_FU_1	-3,34278e-05	0,000105081	-0,3181	0,7517	
d_FU_2	1,20606e-05	0,000139701	0,08633	0,9315	
d_FU_3	0,000124849	0,000156290	0,7988	0,4282	
d_FU_4	6,10498e-05	0,000142260	0,4291	0,6697	
d_FU_5	-4,64557e-05	0,000105083	-0,4421	0,6603	
d_N_1	-0,285491	0,136494	-2,092	0,0416	**
d_N_2	-0,144946	0,0992547	-1,460	0,1505	
d_N_3	-0,246845	0,0991257	-2,490	0,0161	**
d_N_4	-0,196133	0,110930	-1,768	0,0832	*
d_N_5	0,275568	0,119588	2,304	0,0254	**
d_Z_1	-0,0257431	0,172552	-0,1492	0,8820	

Střední hodnota závisle proměnné 7,949060
 Sm. odchylka závisle proměnné 22,74720
 Součet čtverců reziduí 22325,26
 Sm. chyba regrese 21,13067
 Koeficient determinace 0,292688
 Adjustovaný koeficient determinace 0,137080
 F(11, 50) 1,880926
 P-hodnota (F) 0,064845
 Logaritmus věrohodnosti -270,4507
 Akaikovo kritérium 564,9015
 Schwarzovo kritérium 590,4271
 Hannan-Quinnovo kritérium 574,9235
 rho (koeficient autokorelace) 0,005789
 Durbin-Watsonova statistika 1,844365

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (d_FU_2)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 33,0098

s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(22) > 33,0098) = 0,0617363

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,532223

s p-hodnotou = P(F(4, 46) > 0,532223) = 0,712654

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 10,1451

s p-hodnotou = 0,00626628

Obrázek 5.7: Odhad ADL modelu (1,5) + verifikace modelu

Zdroj: vlastní zpracování

Dalším krokem je vytvoření specifického modelu zahrnutím pouze významných proměnných (z obrázku 5.7.) a těmi jsou počet nezaměstnaných osob (t-1, t-3, t-4, t-5) a také zahrnutím konstanty.

Specifický model pro prognózování je poté definován takto:

$$Z_t = \gamma_{11}N_{t-1} + \gamma_{13}N_{t-3} + \gamma_{14}N_{t-4} + \gamma_{15}N_{t-5} + const. + u_t$$

Po dosazení se prognózované hodnoty budou vypočítávat ze vztahu:

$$Z_t = -0,2855N_{t-1} - 0,2468N_{t-3} - 0,1961N_{t-4} + 0,2756N_{t-5} + 6,0586 + u_t$$

Prognózování

Pro T+1

$$Z_{t+1} = -0,2855N_t - 0,2468N_{t-2} - 0,1961N_{t-3} + 0,2756N_{t-4} + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+1} = -0,2855 * 21,2699 - 0,2468 * (-53,0991) - 0,1961 * 36,8574 + 0,2756 \\ * (-22,0389) + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+1} = -0,21076$$

Pro T+2

$$Z_{t+2} = -0,2855N_{t+1} - 0,2468N_{t-1} - 0,1961N_{t-2} + 0,2756N_{t-3} + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+2} = -0,2855 * 54,4935 - 0,2468 * (-7,65747) - 0,1961 * (-53,0991) + 0,2756 \\ * 36,8574 + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+2} = 12,9612$$

Pro T+3

$$Z_{t+3} = -0,2855N_{t+2} - 0,2468N_t - 0,1961N_{t-1} + 0,2756N_{t-2} + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+3} = -0,2855 * (-56,1949) - 0,2468 * 21,2699 - 0,1961 * (-7,6575) + 0,2756 \\ * (-53,0991) + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+3} = 3,720356$$

Pro T+4

$$Z_{t+4} = -0,2855N_{t+3} - 0,2468N_{t+1} - 0,1961N_t + 0,2756N_{t-1} + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+4} = -0,2855 * 5,88421 - 0,2468 * 54,4935 - 0,1961 * 21,2699 + 0,2756 \\ * (-7,6575) + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+4} = -15,3518$$

Pro T+5

$$Z_{t+5} = -0,2855N_{t+4} - 0,2468N_{t+2} - 0,1961N_{t+1} + 0,2756N_t + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+5} = -0,2855 * 9,10646 - 0,2468 * (-56,1949) - 0,1961 * 54,4935 + 0,2756 \\ * 21,2699 + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+5} = 12,50342$$

Pro T+6

$$Z_{t+6} = -0,2855N_{t+5} - 0,2468N_{t+3} - 0,1961N_{t+2} + 0,2756N_{t+1} + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+6} = -0,2855 * 48,1644 - 0,2468 * 5,88421 - 0,1961 * (-56,1949) + 0,2756 * 54,4935 + 6,0586 + u_t$$

$$Z_{t+6} = 16,89367$$

Výše zobrazené výpočty byly počítány pomocí Excelu, za neznámé hodnoty (t+n) byly doplněny údaje zjištěné z ARIMA modelu nezaměstnanost. Výpočty jsou pouze prvním krokem, jelikož zjištěné hodnoty jsou pouze diferencemi skutečných hodnot, je potřeba tyto hodnoty zjistit to lze jednoduše pomocí Z_t , ke které se přičte diferencovaná hodnota atd. Zjištěné hodnoty jsou následně sezonně očištěné, aby bylo možné v budoucnu porovnat, zda se prognózované hodnoty shodují se skutečností je nutné přičíst sezonní očištění. Tato hodnota je poté konečná, jde o předpokládaný budoucí vývoj časové řady počtu zaměstnaných osob. V následující tabulce jsou zobrazeny hodnoty, které sloužili při výpočtech prováděných pomocí excelu až k hodnotám sezonně neočištěných dat.

Období	diference	Předpověď' sezonně očištěná	Předpověď'. sezonně neočištěná
2017:1	-0,21076	5 216,0	5 187,2
2017:2	12,9612	5 228,9	5 231,8
2017:3	3,720356	5 232,6	5 244,7
2017:4	-15,3518	5 217,3	5 231,1
2018:1	12,50342	5 229,8	5 201,1
2018:2	16,89367	5 246,7	5 249,5

Tabulka 5.10: Budoucí vývoj nezaměstnanosti, zjištěna pomocí modelu ADL

Zdroj: vlastní zpracování

Shrnutí k prognózám

Na základě ekonometrického modelu byly sestaveny tři prognózy ARIMA model na zaměstnanost a nezaměstnanost a následně ADL model na zaměstnanost k čemuž byly použity výpočty, respektive výsledky modelu ARIMA nezaměstnanost. Byly sestaveny prognózy na období Q1/2017 – Q2/2018. Zda tyto výsledky budou odpovídat skutečnosti ukáže čas.

6 Výsledky a diskuse

6.1 Výsledky

V diplomové práci byly řešeny dva simultánní ekonometrické modely a tři modely prognózy vycházející z prvního simultánního ekonometrického modelu. V období od prvního čtvrtletí roku 2000 do čtvrtého čtvrtletí roku 2016. Data pochází ze statistického úřadu a z databáze časových řad ARAD České národní banky.

První simultánní model obsahuje tři rovnice vychází z definice počtu ekonomicky aktivního obyvatelstva. Vysvětlující proměnné jsou v tomto případě počet nezaměstnaných osob, počet zaměstnaných osob a ekonomicky aktivní obyvatelstvo, v případě třetí rovnice se jedná o identitní rovnici. Po sestavení rovnic byla provedena identifikace modelu a vyhodnocení korelačních koeficientů pro určení či vyloučení multikolinearity. Bylo potvrzeno, že v modelu se multikolinearita nenachází a rovnice je přesně identifikovaná proto mohl proběhnout odhad modelu. Odhad modelu je následující:

První rovnice: $N_{1t} = -0,301Z_{1t} + 0,641N_{1(t-1)} + 9,873 \cdot 10^{-5}FU_{2t} + 0,003PM_{3t} + 1527,72 + u_{1t}$

Druhá rovnice: $Z_{2t} = -0,436N_{1t} - 0,0003FU_{2t} + 0,0001EX_{4t} + 0,623Z_{15(t-1)} + 1907,60 + u_{2t}$

Třetí rovnice: $EA = N_{1t} + Z_{2t}$ identitní rovnice (není třeba odhadovat)

(zkratky: N-počet nezaměstnaných osob, Z – počet zaměstnaných osob, N1- počet nezaměstnaných osob v minulém období, FU – finanční účet platební bilance, PM – průměrná výše mezd, EX – export zboží, Z1 – počet zaměstnaných osob v minulém období, EA – ekonomicky aktivní obyvatelstvo)

Byla provedena statistická, ekonomická a ekonometrická verifikace, přičemž nebyly zjištěny závažné nedostatky či chyby modelu. Model je statisticky významný, směr a intenzita odhadnutých parametrů splnila stanovená očekávání, model neobsahuje multikolinearitu, autokorelaci a heteroskedasticitu, v neposlední řadě byla testována normální rozdělení reziduí, která prokázala, že model má normální rozdělení reziduí. Model byl ohodnocen jako vhodný pro následnou aplikaci, tzn. pro prognózování.

Druhý simultánní model obsahuje dvě rovnice, přičemž vychází ze vztahu míry inflace a míry nezaměstnanosti založené na teorii o Phillipsově křivce. Po sestavení rovnic byla provedena identifikace modelu, která ukázala, že obě rovnice jsou předidentifikované, tudíž je model možné odhadnout. Testování párových korelačních koeficientů potvrdilo hypotézu, že v modelu se multikolinearita nevyskytuje. Odhad modelu je následující:

První rovnice:

$$u_{1t} = -0,0052i_{1t} - 0,0012Z_{1t} + 0,0178N_{2t} - 4,354^{-09}FU_{3t} - 3,134^{-06}PM_{4t} + 6,37 + u_{1t}$$

Druhá rovnice:

$$i_{2t} = -22,22u_{1t} - 5,38^{-06}EX_{5t} + 0,3884N_{2t} - 0,023Z_{1t} - 1,166^{-05}SV_{6t} + 132,85 + u_{2t}$$

(zkratky: u – míra nezaměstnanosti, i – míra inflace, Z – počet zaměstnaných osob, N – počet nezaměstnaných osob, FU – finanční účet, PM – průměrná výše mezd, EX – export zboží, SV – výdaje na konečnou spotřebu vlády).

Byla provedena statistická, ekonomická a ekonometrická verifikace rovnic, respektive modelu. Statistická verifikace první rovnice prokázala vysokou závislost 99,98 % mezi mírou nezaměstnanosti a vysvětlujícími proměnnými. U druhé rovnice tato závislost nedosáhla ani 50 %, lze tedy konstatovat, že v rovnici chybí další vysvětlující proměnné, podle teorie o Phillipsově křivce, avšak tyto proměnné nejsou měřitelné, tudíž výsledek je v tomto případě jediný možný. Ekonomická verifikace první rovnice vyšla nad míru očekávání více než dobře, směr i intenzita působení jednotlivých parametrů potvrdili výchozí ekonomickou teorii. Ekonomická verifikace druhé rovnice potvrdila očekávání pouze u směru působení jednotlivých parametrů, intenzita působení je v tomto případě neodpovídající realitě. V rámci ekonometrické verifikace vyšly obě rovnice v testování jednotlivých vlastností, až na malou výjimku, stejně. U obou rovnic se neobjevila multikolinearita ani heteroskedasticita, avšak obě rovnice vykazují autokorelaci prvního řádu. První rovnice prokázala normální rozdělení druhá rovnice nikoli. Závěr modelu je takový, že není vhodný k následné aplikaci, bylo by potřeba dále s modelem pracovat a zaměřit se především na proměnné, které nejsou měřitelné a zkoumat, čím by se tyto proměnné daly nahradit.

Po ekonometrickém modelování následovala aplikace v tomto případě prognóza. Byly vytvořeny dvě ARIMA prognózy a jeden model založený na ADL prognózování.

ARIMA modely jsou založeny na jednorozměrném modelování, proto bylo nutné vytvořit dva modely. První model předpovídá budoucí vývoj časové řady počtu zaměstnaných osob druhý se zaměřuje na počet nezaměstnaných osob. Obě časové řady byly očištěny od sezónních vlivů a u obou časových řad byly provedeny první diference z důvodu stacionarizování časových řad. Následovalo určení řádu zpoždění, přičemž na základě informačních kritérií bylo určeno, že se bude jednat o model ARIMA (2,1,2) v případě první

časové řady, v případě druhé jde o model ARIMA (4,1,4). Následovala samotná předpověď na šest období dopředu od prvního čtvrtletí roku 2017 do druhého čtvrtletí roku 2018. Po zjištění předpovídaných hodnot bylo nutné tyto hodnoty oddiferencovat a následně přičíst sezónní složku, aby se jednalo o původní neočištěné nediferencované hodnoty.

ADL model byl tvořen na základě tří časových řad, počet zaměstnaných osob, jež představuje vysvětlovanou proměnnou neboli prognózovanou proměnnou, počet nezaměstnaných osob a finanční účet. Časové řady jsou opět sezónně očištěné a bylo opět nutné provést první diference u všech časových řad z důvodu nestacionarity. Následně bylo pomocí informačních kritérií rozhodnuto, že se bude jednat o model ADL (1,5) u tohoto modelu byl proveden odhad metodou nejmenších čtverců a také byla otestována v rámci ekonometrické verifikace. Přičemž nebylo potvrzeno, že model obsahuje autokorelaci, heteroskedasticitu, či že nemá normální rozdělení reziduí. Následně byly vybrány statisticky významné proměnné, ze kterých byla vytvořena rovnice pro následující výpočet prognózovaných hodnot. Do rovnice byly dosazovány vypočtené hodnoty z ARIMA modelu založeného na počtu nezaměstnaných osob. Po vypočtení předpovědi bylo nutné tyto hodnoty opět oddiferencovat a přičíst sezónní složky, aby se jednalo o původní neočištěné nediferencované hodnoty. Následující tabulka zobrazuje předpovědi všech tří prognostických modelů.

Období	ARIMA – zaměstnanost	ARIMA – nezaměstnanost	ADL zaměstnanost
2017:1	5 234,0	246,3	5 187,2
2017:2	5 296,6	221,6	5 231,8
2017:3	5 366,3	236,7	5 244,7
2017:4	5 434,8	247,6	5 231,1
2018:1	5 436,6	253,2	5 201,1
2018:2	5 514,8	227,2	5 249,5

Tabulka 6.1: Vypočtené budoucí hodnoty časových řad

Zdroj: vlastní zpracování

6.2 Diskuse

Diskuse bude probíhat formou porovnání prognózovaných výsledků se skutečnými či odhadovanými hodnotami statistického úřadu. V době vytváření ekonometrických modelů a prognostických modelů byla dostupná pouze data do čtvrtého čtvrtletí 2016. V době psaní

této podkapitoly jsou již známa některá data, která byla v práci porovnávána, a tudíž může být diskutováno, zda se tato data liší od reálných hodnot a pokud ano o kolik.

V následující tabulce jsou v prvních dvou sloupcích uvedena skutečná data roku 2017 ze statistického úřadu další tři sloupečky jsou prognózované hodnoty vypočtené v této práci. Porovnáním ARIMA modelů se skutečností bylo zjištěno, že vypočtené hodnoty se od skutečných hodnot liší výrazněji než porovnání ADL modelu se skutečností. Jak je patrné, tak rozdíly v prognózovaných hodnotách nezaměstnanosti jsou od 62 tisíc osob až 118,9 tisíc osob. Vypočtené hodnoty jsou 95 %, tudíž je zde možná 5 % chyba odhadu.

Porovnáním modelu ARIMA zaměstnanost se skutečností, bylo zjištěno, že rozdíly ve vypočtených hodnotách jsou vyšší, než při prognóze nezaměstnanosti jedná se o rozdíly od 64,8 tisíc do 172,1 tisíc osob. Tyto nepřesné hodnoty v porovnání se skutečností značí fakt, že se jedná pouze o jednorozměrné modely založené pouze na jedné proměnné. V případě modelu ADL jsou výsledky prognózy přívětivější rozdíly mezi skutečnými hodnotami a hodnotami vypočtenými jsou minimální, rozdíl je zde od 18 tisíc do 31.6 tisíc obyvatel. Tato prognóza by se dala považovat za spolehlivou a přibližující se skutečným hodnotám. Model by bylo možné používat pro prognózování budoucích hodnot počtu zaměstnaných hodnot.

Statistický úřad neuvádí předběžné hodnoty dalších čtvrtletí.

	Zaměstnaní	Nezaměstnaní	ARIMA – zaměstnanost	ARIMA – nezaměstnanost	ADL zaměstnanost
2017/Q1	5 169,2	184,6	5 234,00	246,3	5 187,20
2017/Q2	5 197,3	158,8	5 296,60	221,6	5 231,80
2017/Q3	5 257,3	150,1	5 366,30	236,7	5 244,70
2017/Q4	5 262,7	128,7	5 434,80	247,6	5 231,10
2018/Q1			5 436,60	253,2	5 201,10
2018/Q2			5 514,80	227,2	5 249,50

Tabulka 6.2: Porovnání vypočtených hodnot se skutečností

Zdroj: vlastní zpracování

7 Závěr

Zaměstnanost a nezaměstnanost souvisí se životem každého jedince, společnosti, instituce a státu z pohledu jednak makroekonomického tak sociálního. Diplomová práce si vzala za hlavní cíl prostřednictvím analýzy nezaměstnanosti v České republice s využitím ekonometrického modelování identifikovat hlavní determinanty vývoje nezaměstnanosti s následným odvozením prognózy zkoumaných jevů. K naplnění tohoto cíle byly stanoveny dílčí cíle, které byly s použitím metodiky postupně naplněny.

V kapitole 4 *Teoretická východiska* byly definovány základní pojmy související s tématikou nezaměstnanosti. Kapitola se věnuje modelu trhu práce, jeho způsobu fungování, nedostatkům a problémům. Podstatnou část tvoří podkapitoly, které definují jednotlivé pojmy s nezaměstnaností spojené, kdo jsou to zaměstnaní, nezaměstnaní, jaké jsou druhy nezaměstnanosti, jak se nezaměstnanost měří, jaké mohou být důsledky nezaměstnanosti a jakým právem je v České republice trh práce upravován. Poslední kapitola se věnuje spojení nezaměstnanosti s teorií inflace. Všechna tato teoretická východiska vedla k sestavení ekonometrických modelů, přičemž první vycházel z definice ekonomicky aktivního obyvatelstva a druhý vychází ze spojení míry nezaměstnanosti a míry inflace.

Kapitola 5 *vlastní práce* je hlavní část diplomové práce. V této kapitole byly na základě teoretických východisek sestaveny dva simultánní modely. První simultánní model byl sestaven na základě definice ekonomicky aktivního obyvatelstva. Skládá se ze tří rovnic, jehož první rovnice představuje závislost počtu nezaměstnaných osob v ČR na počtu nezaměstnaných osob v předchozím období, finančnímu účtu platební bilance, průměrné výše mezd a počtu zaměstnaných. Druhá rovnice vyjadřuje závislost počtu zaměstnaných osob v ČR na počtu nezaměstnaných, finančnímu účtu platební bilance, exportu zboží a počtu zaměstnaných v předchozím období. Třetí rovnice představuje ekonomicky aktivní obyvatelstvo a jedná se o rovnici identitní tudíž ji není nutné počítat či odhadovat. Veškerá data pro model byla převzata z českého statistického úřadu a z databáze časových řad ARAD České národní banky, jedná se o čtvrtletní data v letech 2000 až 2016. Veškeré výpočty byly prováděny v SW Gretl a pomocí Excelu.

Na základě identifikace modelu bylo rozhodnuto o řešitelnosti celého modelu, jelikož obě rovnice jsou přesně identifikované, mohl proběhnout odhad rovnic. Ještě před samotným odhadem byly sestaveny korelační matice, pro zjištění, zda se v modelu nevyskytují žádné

těsné závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými, tento předpoklad byl splněn a již nic nebránilo odhadu modelu.

Sestavený ekonometrický model byl odhadován po jednotlivých rovnicích dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců, neboť rovnice obsahují simultánní vztahy, avšak třetí rovnice nebyla odhadovaná vůbec jelikož se jedná o rovnici identitní a není ji tedy nutné odhadovat. Odhadnuté parametry první i druhé rovnice byly verifikovány ze statistického, ekonomického a ekonometrického pohledu. Statistická verifikace prokázala významnost téměř všech parametrů obou rovnic, respektive modelu. V případě první rovnice se statistická nevýznamnost potvrdila u proměnné finanční účet. Na základě F-testu byl prokázán celý model za statisticky významný. Koeficient determinace u obou rovnic je vysoký, což znamená, že změny vysvětlovaných proměnných jsou velmi dobře vysvětleny zvolenými vysvětlujícími proměnnými. U první rovnice se jedná o 92 % shodu u druhé rovnice je koeficient determinace 97,3 %. Výsledky statistické verifikace jsou více než uspokojivé. V rámci ekonomické verifikace splnili odhadované parametry předpoklady a očekávání sestavené na začátku modelování jejich intenzita a směr působení naplnil očekávání autorky modelu. Ekonometrické vlastnosti odhadnutého modelu neprokázali žádné chyby modelu, tj. reziduální složky mají normální rozdělení, v modelu se nevyskytuje autokorelace 1. řádu, také heteroskedasticita v modelu není přítomna. Model lze považovat za správně odhadnutý, specifikovaný a vhodný k následné aplikaci.

Druhý simultánní model je založen na teoretických východiskách o Phillipsově křivce a vztahu mezi mírou nezaměstnaností a mírou inflace. Použitá data opět pochází ze statistického úřadu a databáze časových řad ARAD České národní banky. Časové řady jsou čtvrtletní v období od roku 2000 do roku 2016.

Tento simultánní model obsahuje dvě rovnice odhadované dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců. První rovnice znázorňuje závislost míry nezaměstnanosti na míře inflace, počtu zaměstnaných osob, počtu nezaměstnaných osob, finančního účtu platební bilance a průměrné výše mezd. Druhá rovnice vyjadřuje závislost míry inflace na míře nezaměstnanosti, exportu zboží, počtu nezaměstnaných osob, počtu zaměstnaných osob a státních výdajích. Při sestavování tohoto modelu byla brána v potaz teorie o Phillipsově křivce a možné vysvětlení míry nezaměstnanosti pomocí míry inflace. Ovšem předpokladem modelu podle teoretických východisek se toto možné vysvětlení s největší pravděpodobností neočekává. Postup modelování byl zvolen stejný jako při postupu výpočtu prvního simultánního modelu. Nejprve byla provedena identifikace modelu, při které bylo zjištěno,

že obě rovnice jsou přeidentifikované, tudíž je možné provést odhad modelu. Před provedením odhadu byla vygenerována korelační matice k určení možné multikolinearity ta se ovšem nepotvrdila. a tak bylo možné pokračovat v odhadu parametrů rovnic, respektive modelu. Odhadnuté parametry první a druhé rovnice byly následně verifikovány z pohledu statistického, ekonomického a ekonometrického. Z pohledu statistické verifikace byla prokázána významnost téměř ve všech parametrech modelu, avšak v obou rovnicích se objevila jedna statisticky nevýznamná proměnná, v první rovnici se jedná o finanční účet ve druhé rovnici o státní výdaje. Na základě F-testu byla otestována a prokázána významnost celého modelu. Koeficient determinace v případě první rovnice vyšel velmi vysoký, tzn. vysvětlovaná proměnná je z 99,98 % vysvětlena změnami uvedených vysvětlujících proměnných. Oproti tomu u druhé rovnice koeficient determinace vyšel velmi nízký a to 41,12 % tzn., že vysvětlovaná proměnná je na 41,12 % vysvětlena změnami vysvětlujících proměnných. Při ekonomické verifikaci první rovnice byly potvrzeny výchozí předpoklady o směru působení jednotlivých parametrů, v tomto případě je i intenzita působení jednotlivých parametrů je přiměřená. Pokud by byla hodnocena pouze první rovnice samostatně nehledě na druhou rovnici dalo by se říci, že tato rovnice splňuje očekávání původní Phillipsovy křivky, tedy že pomocí míry inflace se dá vysvětlit míra nezaměstnanosti. Je nutné ovšem uvažovat veškeré okolní podmínky, které na tento vztah působí v tomto případě se jedná o krátké období, a pouze o uvedené proměnné v rovnici o žádné jiné vlivy. V případě ekonomické verifikace druhé rovnice byla splněna veškerá očekávání, co se týká směru působení jednotlivých parametrů, co se týká jejich intenzity nebyla očekávání splněna. Intenzita působení jednotlivých parametrů je neslučitelná s reálnými podmínkami. Jako příklad pro upřesnění z odhadu rovnice je vliv míry nezaměstnanosti na míru inflace, za předpokladu že se míra nezaměstnanosti zvýší o jeden procentní bod míra inflace se sníží o 22,22 %. V takovém to případě by ekonomika České republiky byla v silné inflační ekonomice a takovýto stav je z praktického hlediska nereálný. Druhá rovnice tedy nesplňuje ekonomická očekávání, jež na ni byla kladena. Dalo by se provést několik úprav a dále s rovnicí pracovat například upravit funkční formu modelu či do modelu zahrnout další proměnné, které zahrnuje teorie o rozšířené Phillipsově křivce, avšak pouze některé proměnné z této teorie jsou měřitelné, zbylé proměnné změřit nelze, a tak by model opět nebyl plně dostačující. Na začátku sestavování modelu byla stanovena otázka, zda se míra inflace dá využít pro vysvětlení míry nezaměstnanosti. Díky odhadu modelu a následné ekonomické verifikaci bylo zjištěno, že na tuto otázku nelze kladně

odpověď. Dále byla provedena ekonometrická verifikace, kde bylo zjištěno, že v první i druhé rovnici se vyskytuje autokorelace prvního řádu, znamená to, že náhodná složka závisí na svých zpožděných hodnotách. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, při testování normálního rozdělení reziduí bylo zjištěno, že druhá rovnice má normální rozdělení, avšak první rovnice ho nemá. Druhý model není vhodný k následné aplikaci.

Prognóza ex ante byla odvozena na základě prvního ekonometrického modelu vzhledem k jeho lepším výsledkům. Prognóza byla provedena pomocí ARIMA modelu a následně modelu ADL. ARIMA modely jsou jednorozměrné modelují jednu časovou řadu, v tomto případě byla modelována časová řada počet zaměstnaných osob a druhý model byl sestavován pro časovou řadu počtu nezaměstnaných osob. Nejprve bylo nutné určit, zda jsou časové řady stacionární, k zjištění stacionarity byl použit Dickey-Fuller test v SW Gretl, test potvrdil, že obě časové řady jsou nestacionární bylo tedy nutné časové řady diferencovat. Přidáním prvních diferencí se časové řady stacionarizovali a bylo možné určit řady zpoždění AR a MA to bylo určeno na základě informačních kritérií. V případě časové řady počtu zaměstnaných osob se jedná o model ARIMA (2,1,2), časová řada počtu nezaměstnaných osob bude dále pracovat s modelem ARIMA (4,1,4). Tyto modely byly odhadnuty pomocí softwaru a následně byla vytvořena prognóza, která byla odhadována na šest období dopředu v tomto případě od prvního čtvrtletí roku 2017 do druhého čtvrtletí 2018 včetně. Po stanovení ARIMA prognózy následovalo prognózování na základě ADL modelu. V modelu byla určována prognóza u časové řady počet zaměstnaných osob v případě ADL modelu je nutné určit hlavní vysvětlující proměnné jimiž na základě ekonometrického modelu se staly počet nezaměstnaných osob a finanční účet platební bilance. Všechny časové řady bylo nutné stacionarizovat přidáním prvních diferencí. Následně byly určeny řady zpoždění, pomocí informačních kritérií, bylo zjištěno, že nejvhodnější model pro odvození prognózy je ADL (1,5). Model byl odhadnut metodou nejmenších čtverců, byly zjištěny statisticky významné proměnné, které se podílely na odvození prognózy, z těchto proměnných byla následně sestavena rovnice pro výpočet prognózovaných hodnot na šest období dopředu.

U obou modelů se jednalo o sezonně očištěné, diferencované časové řady, tudíž výsledky, které byly vypočteny jsou pouze sezonně očištěná diferencovaná čísla, která byla nutná zpětně oddiferencovat a následně přičíst parametr pro zjištění sezonně neočištěné nediferencované prognózy.

Kapitola 6.2 *Diskuse* přinesla zjištění, že prognózované hodnoty časové řady pomocí modelu ADL se přibližují skutečným hodnotám v daných obdobích. Proto lze konstatovat, že tento

model lze použít pro přibližné odhadování počtu zaměstnaných osob. V následující tabulce jsou v prvních dvou sloupcích zobrazena skutečná data podle statistického úřadu v dalších třech sloupcích jsou vypočtená data modely ARIMA a ADL.

	Zaměstnaní	Nezaměstnaní	ARIMA – zaměstnanost	ARIMA – nezaměstnanost	ADL zaměstnanost
2017/Q1	5169,2	184,6	5 234,00	246,3	5 187,20
2017/Q2	5197,3	158,8	5 296,60	221,6	5 231,80
2017/Q3	5257,3	150,1	5 366,30	236,7	5 244,70
2017/Q4	5262,7	128,7	5 434,80	247,6	5 231,10
2018/Q1			5 436,60	253,2	5 201,10
2018/Q2			5 514,80	227,2	5 249,50

Tabulka 7.1: Porovnání skutečných hodnot s hodnotami vypočtenými

Zdroj: vlastní zpracování

8 Seznam použitých zdrojů

- Baltagi, Badi H. 2008.** *Econometrics*. Berlin : Springer Science & Business Media, 2008. 978-3-540-76515-8.
- Buchtová, Božena a kol. 2002.** *Nezaměstnanost: psychologický, ekonomický a sociální problém*. Praha: Garda. Psyché (Grada). ISBN 80-247-9006-8.
- Cipra, Tomáš. 2008.** *Finanční ekonometrie*. Praha : Ekopress, 2008. 978-80-86929-43-9.
- Čechura, Lukáš. 2016.** Přednášky z ekonometrie. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2016.
- Čechura, Lukáš. 2017.** Přednášky z prognostických metod. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2017.
- Čechura, Lukáš, a další. 2016.** *Cvičení z ekonometrie*. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2016. 978-80-213-2405-3.
- Drbohlav, Dušan. 2010.** *Migrace a (i)migranti v Česku: kdo jsme, odkud přicházíme, kam jdeme?* Praha : Sociologické nakladatelství (SLON), 2010. 987-807-4190-391.
- Erickson, K. H. 2014.** *Econometrics: a simple introduction*. Lexington. ISBN 978-1-49601-386-6.
- Fiala, P. 2008.** *Úvod do ekonometrie*. Praha : ČVUT v Praze, Fakulta jaderná a fyzikálně inženýrská, 2008. 978-80-01-04004-1.
- Gerbet, Pierre. 2004.** *Budování Evropy*. místo neznámé : Karolinum, 2004. 80-246-0111-7.
- Gujarati, D. N. 2004.** *Basic Econometrics 4th edition*. Singapore : Mc Graw-Hill, 2004. 0072478527.
- Gujarati, N Domodar a Down, C Porter. 2009.** *Basic econometrics, 5th ed*. Boston : McGraw-Hill, 2009. 978-007-1276-252.
- Hančlová, Jana. 2012.** *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha : Professional Publishing, 2012. 978-80-7431-088-1.
- Hazlitt, Henry. 2008.** *Ekonomie v jedné lekci*. Praha : Alfa Nakladatelství: Liberální institut, 2008. 978-80-87197-05-9.
- Helísek, Mojmir. 2002.** *Makroekonomie Základní kurs II. vydání*. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 2002. 80-86175-25-1.
- Holman, Robert. 1999.** *Ekonomie*. Praha : C. H. Beck, 1999. 80-7179-255-1.
- Hušek, Roman a Walter, Jaromír. 1976.** *Ekonometrie*. Praha : SNTL, 1976.

- Hušek, Roman. 2009.** *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe.* Praha : Oeconomica, 2009. 978-80-245-1623-3.
- Hušek, Roman. 2007.** *Ekonometrická analýza.* Praha : Oeconomica, 2007. 978-80-245-1300-3.
- Hušek, Roman. 1995.** *Základy ekonometrické analýzy.* Praha : Vysoká škola ekonomická, 1995. 80-707-9102-0.
- Hušek, Roman. 1998.** *Základy ekonometrické analýzy II.: speciální postupy a techniky.* Praha : Vysoká škola ekonomická, 1998. 80-7079-4410-0.
- Klíma, Jan. 2006.** *Makroekonomie.* Brno : Alfa Publishing, s.r.o. , 2006. 80-86851-27-3.
- Knoll, Oto.** *Druhy nezaměstnanosti a příčiny jejich vzniku.* Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, 1993.
- Krkošková, Šárka, Ráčková, Adéla a Zouhar, Jan. 2010.** *Základy ekonometrie v příkladech.* Praha : Oeconomica, 2010. 978-80-245-1708-7.
- Lipovská, Hana. 2017.** *Moderní ekonomie jednoduše o všem, co byste měli vědět.* Praha : Grada Publishing, a.s., 2017. 978-80-271-0120-7.
- Maddala, G. S.** 1989. *Introduction to econometrics.* New York: Macmillan Publishing Company. ISBN 0-02-946046-8.
- Mareš, Petr. 2002.** *Nezaměstnanost jako sociální problém.* Praha : Sociologické nakladatelství, 2002. 80-86429-08-3.
- Novotný, Radovan. 2009.** Nezaměstnanost a co ji ovlivňuje. *Nezaměstnanost a co ji ovlivňuje.* [Online] Fincentrum a.s., 25. srpen 2009. [Citace: 25. leden 2018.] <https://www.investujeme.cz>. 1802-5900.
- Polívka, Milan. 1993.** Sedm metrů na nezaměstnanost. *Ekonom.* 1993, Sv. 33, 37.
- Potůček, Martin. 2006.** *Manuál prognostických metod.* Praha : Sociologické nakladatelství, 2006. 80-86429-55-5.
- Samuelson, Paul A. a Nordhaus, William D. 2010.** *Ekonomie 18. vydání.* Praha : NS Svoboda, 2010. 978-80-205-0590-3.
- Samuelson, Paul Anthony a Nordhaus, William D. 1992.** *economics.* New York : McGraw-Hill, 1992. 0-07-054879-X.
- Seddighi, H.R. 2000.** *Econometrics - A practical Approach.* London : Routledge, 2000. 0-213-0790-0.
- Šulc, Ota. 1987.** *Prognostika od A do Z.* Praha : SNTL, 1987.

Tuleja, Pavel. 2007. *Analýza pro ekonomy.* Brno : Computer Press, a.s., 2007. 978-80-251-1801-6.

Tuleja, Pavel, Nezval, Pavel a Majerová, Ingrid. 2006. *Světová ekonomika.* Brno : Computer press, a.s., 2006. 978-80-251-1498-8.

Tvrdoň, Jiří. 2016. *Ekonometrie.* Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2016. 978-80-213-0819-0.

Winkler, Jiří a Wildmannová, Mirka. 1999. *Evropské pracovní trhy a průmyslové vztahy.* Praha : Computer Press, 1999. 80-7226-195-9.

Směrnice Evropského parlamentu a Rady 2004/38/ES ze dne 29. dubna 2004 o právu občanů Unie a jejich rodinných příslušníků svobodně se pohybovat a pobývat na území členských států, o změně nařízení (EHS) č. 1612/68 a o zrušení směrnic 64/221/EHS, 68/360/EHS, 72/194/EHS, 73/148/EHS, 75/34/EHS, 75/35/EHS, 90/364/EHS, 90/365/EHS a 93/96/EHS. *Úřední věstník*, L 158/77, 30.1.2018. Dostupné také z: https://www.mpsv.cz/files/clanky/6966/2004-38_CS.pdf

Zákoník práce: zákon č. 262/2006 Sb. ze dne 21. dubna 2006, 2014. Praha: Ústav práva a právní vědy. Právo a management. ISBN 978-80-87974-02-5.

9 Přílohy

Seznam příloh:

- Příloha č. 1: Normy a zákony související s trhem práce
- Příloha č. 2: Vstupní data pro odhad SIM I
- Příloha č. 3: Výstup z Gretlu – korelační matice pro první rovnici SIM I
- Příloha č. 4: Výstup z Gretlu – korelační matice pro druhou rovnici SIM I
- Příloha č. 5: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 1. rovnice, SIM I
- Příloha č. 6: Výstup z Gretlu – heteroskedasticita 1. rovnice, SIM I
- Příloha č. 7: Výstup z Gretlu – testování normality vč. grafu 1. rovnice, SIM I
- Příloha č. 8: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 2. rovnice, SIM I
- Příloha č. 9: Výstup z Gretlu – heteroskedasticita 2. rovnice, SIM I
- Příloha č. 10: Výstup z Gretlu – testování normality vč. grafu 2. rovnice, SIM I
- Příloha č. 11: Výstup z Gretlu – korelační matice pro první rovnici SIM II
- Příloha č. 12: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 1. rovnice, SIM II
- Příloha č. 13: Výstup z Gretlu – testování heteroskedasticity 1. rovnice, SIM II
- Příloha č. 14: Výstup z Gretlu – testování normality 1. rovnice, SIM II
- Příloha č. 15: Výstup z Gretlu – korelační matice pro druhou rovnici SIM II
- Příloha č. 16: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 2. rovnice, SIM II
- Příloha č. 17: Výstup z Gretlu – testování heteroskedasticity 2. rovnice, SIM II
- Příloha č. 18: Výstup z Gretlu – testování normality 2. rovnice, SIM II
- Příloha č. 19: Podkladová data pro SIM II
- Příloha č. 20: ARIMA prognóza – grafické zobrazení vývoje zaměstnanosti
- Příloha č. 21: ARIMA prognóza – grafické zobrazení vývoje nezaměstnanosti
- Příloha č. 22: ADL modely (1,1); (1,2); (1,3); (1,4); (1,5) – běžná metoda nejmenších čtverců

Příloha č. 1: Normy a zákony související s trhem práce

Zákon č. 110/2006 Sb., zákon o životním a existenčním minimu

Zákon č. 117/1995 Sb., zákon o státní sociální podpoře

Zákon č. 120/2001 Sb., exekuční řád

Zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon

Zákon č. 13/1993 Sb., celní zákon

Zákon č. 137/2006 Sb., zákon o veřejných zakázkách

Zákon č. 143/2001 Sb., zákon o ochraně hospodářské soutěže

Zákon č. 155/1995 Sb., zákon o důchodovém pojištění

Zákon č. 182/2006 Sb., insolvenční zákon

Zákon č. 187/2006 Sb., zákon o nemocenském pojištění

Zákon č. 2/1991 Sb., zákon o kolektivním vyjednávání

Zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce (dříve Zákon č. 65/1965 Sb.)

Zákon č. 266/2006 Sb., zákon o úrazovém pojištění zaměstnanců

Zákon č. 280/2009 Sb., daňový řád

Zákon č. 326/1999 Sb., o pobytu cizinců na území České republiky a o změně některých zákonů, ve znění pozdějších předpisů (zákon o pobytu cizinců)

Zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti

Zákon č. 435/2004 Sb., zákon o zaměstnanosti

Zákon č. 455/1991 Sb., živnostenský zákon

Zákon č. 48/1997 Sb., zákon o veřejném zdravotním pojištění

Zákon č. 513/1991 Sb., obchodní zákoník

Zákon č. 563/1991 Sb., zákon o účetnictví

Zákon č. 586/1992 Sb., zákon o daních z příjmů

Zákon č. 592/1992 Sb., zákon o pojistném na všeobecné zdravotní pojištění

Příloha č. 2: Vstupní data pro odhad SIM I

rok	N	Z	PM	N1	FU	EX	Z1	EA
2000	494,4	4 706,7	11 593	470,4	-25930,7	256457	4765,4	5201,1
	449,9	4 726,5	12 831	494,4	-14228,5	282824	4706,681	5 176,5
	443,3	4 742,2	12 607	449,9	-20188,2	269720	4726,514	5 185,5
	430,4	4 751,0	14 260	443,3	-56106,4	312097	4742,224	5 181,4

2001	436,7	4 721,0	12 627	430,4	-30130,7	317949	4750,994	5 157,7
	408,4	4 726,2	13 919	436,7	-33760,5	323664	4720,981	5 134,5
	424,7	4 725,0	13 674	408,4	-11063,4	298386	4726,18	5 149,7
	403,3	4 738,6	15 393	424,7	-30742,3	328150	4725,045	5 141,9
2002	391,9	4 718,7	13 608	403,3	-40354,6	312793	4738,563	5 110,6
	357,8	4 768,2	15 072	391,9	-20843,5	316977	4718,658	5 126,1
	371,9	4 781,1	14 758	357,8	-43217,9	297446	4768,236	5 153,0
	374,9	4 791,7	16 547	371,9	-26466,4	327644	4781,055	5 166,6
2003	388,3	4 739,9	14 500	374,9	-21801,4	333215	4791,711	5 128,2
	384,7	4 740,0	16 000	388,3	-25281	340223	4739,932	5 124,7
	409,1	4 727,8	15 591	384,7	-32372,4	332456	4740,043	5 136,9
	414,5	4 724,9	17 516	409,1	-64735,3	365036	4727,823	5 139,4
2004	443,8	4 675,9	15 729	414,5	21267,9	376588	4724,93	5 119,7
	419,1	4 700,6	16 683	443,8	-55067,9	460142	4675,88	5 119,7
	420,4	4 717,4	16 678	419,1	-38866,4	425255	4700,602	5 137,8
	420,2	4 732,7	18 596	420,4	-78600,3	460673	4717,364	5 152,9
2005	429,1	4 704,5	16 528	420,2	33455,5	431054	4732,662	5 133,6
	402,1	4 750,7	17 526	429,1	-17862,5	476364	4704,451	5 152,8
	404,6	4 797,2	17 640	402,1	-40535,5	458446	4750,699	5 201,8
	404,8	4 803,7	19 316	404,6	-28614	502722	4797,222	5 208,5
2006	414,1	4 785,2	17 679	404,8	15211,5	511303	4803,691	5 199,3
	366,8	4 825,9	18 666	414,1	-19130,6	526855	4785,19	5 192,7
	365,0	4 839,4	18 698	366,8	-34087	516423	4825,946	5 204,4
	339,3	4 861,7	20 564	365,0	-44902,8	589992	4839,439	5 201,0
2007	311,2	4 865,0	19 057	339,3	20035,8	601244	4861,685	5 176,2
	274,6	4 913,9	20 069	311,2	-26585,3	615191	4864,981	5 188,5
	266,7	4 941,9	20 065	274,6	-64450,9	604820	4913,901	5 208,6
	252,8	4 967,2	21 890	266,7	-40061,3	657979	4941,885	5 220,0
2008	244,5	4 958,4	20 953	252,8	72875,5	645418	4967,204	5 202,9
	220,1	5 003,3	21 540	244,5	-23317,8	654191	4958,39	5 223,4
	223,9	5 014,8	21 516	220,1	-41875,3	603389	5003,3	5 238,7
	230,7	5 033,5	23 541	223,9	-50911,5	570738	5014,805	5 264,2

2009	302,8	4 946,8	21 432	230,7	38950,5	522853	5033,494	5 249,6
	333,9	4 941,3	22 094	302,8	-40668,1	528007	4946,812	5 275,2
	387,0	4 921,7	22 352	333,9	-27625,2	528398	4941,295	5 308,7
	385,0	4 927,3	24 590	387,0	-43004	559365	4921,669	5 312,3
2010	422,7	4 829,2	22 052	385,0	35255,7	583168	4927,297	5 251,9
	374,7	4 880,9	22 762	422,7	-20935,5	633564	4829,172	5 255,6
	374,2	4 912,1	22 860	374,7	-66452,6	632163	4880,947	5 286,3
	363,0	4 918,8	24 720	374,2	-70206,5	683902	4912,065	5 281,8
2011	372,9	4 864,4	22 579	363,0	21910,9	703550	4918,774	5 240,5
	351,4	4 908,4	23 315	372,9	-94633	722784	4864,375	5 263,0
	342,7	4 927,9	23 293	351,4	7198,3	696451	4908,37	5 273,6
	335,3	4 885,5	25 306	342,7	-9239,8	755905	4927,915	5 220,8
2012	369,2	4 834,9	23 337	335,3	31539,5	787325	4885,495	5 204,1
	350,9	4 888,1	23 831	369,2	-32958,7	769523	4834,893	5 239,0
	367,9	4 920,6	23 651	350,9	-10511,8	740884	4888,134	5 288,5
	379,5	4 916,6	26 174	367,9	23619,8	774866	4920,551	5 296,2
2013	392,8	4 884,0	23 196	379,5	41008,1	752950	4916,635	5 276,8
	358,0	4 953,0	24 065	392,8	-12081,6	784344	4884,025	5 311,0
	369,6	4 953,6	23 949	358,0	43098,1	783013	4952,991	5 323,2
	355,4	4 957,7	25 656	369,6	-3717,1	854397	4953,606	5 313,1
2014	357,8	4 923,0	24 091	355,4	89622,7	890979	4957,713	5 280,8
	318,6	4 962,2	24 703	357,8	-25940,9	897411	4922,963	5 280,8
	312,7	4 994,9	24 448	318,6	-13622,3	900575	4962,219	5 307,6
	305,3	5 017,1	26 351	312,7	9356,7	939860	4994,947	5 322,3
2015	316,2	4 987,1	24 627	305,3	117972,1	952785	5017,051	5 303,4
	261,8	5 044,3	25 516	316,2	32184,2	963647	4987,141	5 306,1
	257,2	5 060,3	25 287	261,8	-15137,2	947431	5044,285	5 317,5
	236,9	5 075,9	27 317	257,2	40762,8	1019387	5060,3	5 312,8
2016	231,2	5 086,7	25 575	236,9	131172	1001596	5075,884	5 317,9
	209,7	5 128,5	26 366	231,2	-23061,2	1018507	5086,671	5 338,2
	213,0	5 151,7	26 309	209,7	-1925,1	939887	5128,493	5 364,7
	191,8	5 187,4	28 324	213,0	11492,6	1014053	5151,712	5 379,2

Příloha č. 3: Výstup z Gretlu – korelační matice pro první rovnici SIM I

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2000:1–2016:4

5 % kritická hodnota (oboustranná) = 0,2387 pro n = 68

N	Z	N1	FU	PM	
1,0000	-0,8878	0,9431	-0,2240	-0,6771	N
	1,0000	-0,8638	0,3095	0,8809	Z
		1,0000	-0,2906	-0,6700	N1
			1,0000	0,3295	FU
				1,0000	PM

Příloha č. 4: Výstup z Gretlu – korelační matice pro druhou rovnici SIM I

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2000:1–2016:4

5 % kritická hodnota (oboustranná) = 0,2387 pro n = 68

Z	N	FU	EX	Z1	
1,0000	0,8878	0,3095	0,8756	0,9617	-Z
	1,0000	-0,2240	-0,7001	-0,8299	N
		1,0000	0,4606	0,4310	FU
			1,0000	0,8527	EX
				1,0000	Z1

Příloha č. 5: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 1. rovnice, SIM I

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

TSLs, za použití pozorování 2000:1–2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: N

Instrumentální proměnné: const Z PM N1 FU EX Z1 EA uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	1660,67	325,303	5,105	3,31e-07	***
Z	-0,322166	0,0657844	-4,897	9,72e-07	***
N1	0,574005	0,0837837	6,851	7,33e-012	***
FU	9,69545e-05	6,03386e-05	1,607	0,1081	
PM	0,00286288	0,00127062	2,253	0,0243	**
uhat_1	0,266219	0,143185	1,859	0,0630	*

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,926932

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 3,456876,

s p-hodnotou = $P(F(1,63) > 3,45688) = 0,0677$

Příloha č. 6: Výstup z Gretlu – heteroskedasticita 1. rovnice, SIM I

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 2000:1-2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	276,227	212,421	1,300	0,1980
yhat ²	0,000778212	0,00155106	0,5017	0,6175

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,003800

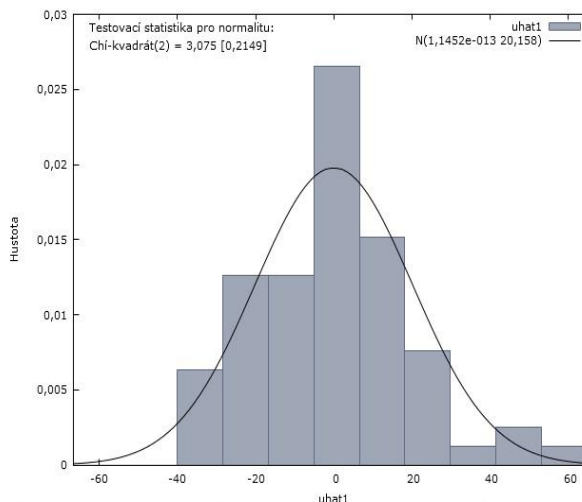
Testovací statistika: $HET_1 = |0,000778| / 0,001551 = 0,501728$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 0,501728) = 0,616$

Příloha č. 7: Výstup z Gretlu – testování normality vč. grafu 1. rovnice, SIM I

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-68
počet tříd = 9, střední hodnota = 1,14523e-013, so = 20,1583

interval	střed	frekvence	rel.	kum.
< -28,394	-34,218	5	7,35%	7,35% ***
-28,394 - -16,747	-22,571	10	14,71%	22,06% *****
-16,747 - -5,0991	-10,923	10	14,71%	36,76% *****
-5,0991 - 6,5486	0,72478	21	30,88%	67,65% *****
6,5486 - 18,196	12,372	12	17,65%	85,29% *****
18,196 - 29,844	24,020	6	8,82%	94,12% ***
29,844 - 41,492	35,668	1	1,47%	95,59%
41,492 - 53,139	47,315	2	2,94%	98,53% *
>= 53,139	58,963	1	1,47%	100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,075 s p-hodnotou 0,21487



Příloha č. 8: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 2. rovnice, SIM I

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

TSLS, za použití pozorování 2000:1-2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: Z

Instrumentální proměnné: const PM N1 FU EX Z1 EA N uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota
const	2189,77	306,020	7,156	8,33e-013 ***
N	-0,491529	0,0733706	-6,699	2,09e-011 ***
FU	-0,000327591	7,07422e-05	-4,631	3,64e-06 ***
EX	0,000150355	2,27690e-05	6,603	4,02e-011 ***
Z1	0,567711	0,0605921	9,369	7,29e-021 ***
uhat_1	0,272638	0,141437	1,928	0,0539 *

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,974498

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 3,715774,
s p-hodnotou = $P(F(1,63) > 3,71577) = 0,0585$

Příloha č. 9: Výstup z Gretlu – heteroskedasticita 2. rovnice, SIM I

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 2000:1–2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2096,97	1459,47	1,437	0,1555
yhat ²	-7,04458e-05	6,12846e-05	-1,149	0,2545

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,019627

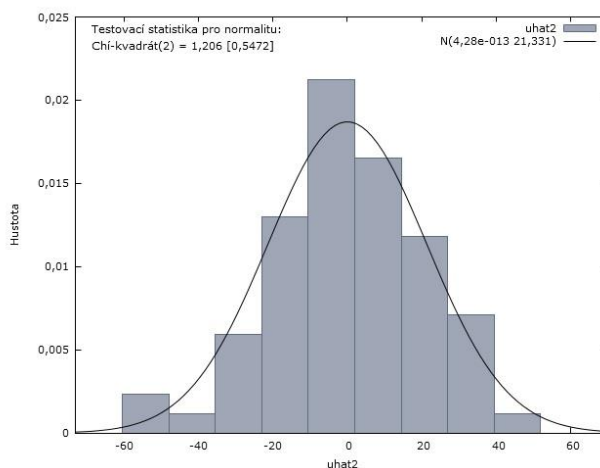
Testovací statistika: HET_1 = |-0,000070| / 0,000061 = 1,149487,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 1,149487) = 0,25

Příloha č. 10: Výstup z Gretlu – testování normality vč. grafu 2. rovnice, SIM I

Frekvenční rozdělení pro uhat², poz. 1-68
počet tříd = 9, střední hodnota = 4,27998e-013, so = 21,3306

interval	střed	frekvence	rel.	kum.
< -47,934	-54,172	2	2,94%	2,94% *
-47,934 - -35,458	-41,696	1	1,47%	4,41%
-35,458 - -22,981	-29,220	5	7,35%	11,76% **
-22,981 - -10,505	-16,743	11	16,18%	27,94% *****
-10,505 - 1,9715	-4,2667	18	26,47%	54,41% *****
1,9715 - 14,448	8,2097	14	20,59%	75,00% *****
14,448 - 26,924	20,686	10	14,71%	89,71% *****
26,924 - 39,401	33,163	6	8,82%	98,53% ***
>= 39,401	45,639	1	1,47%	100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 1,206 s p-hodnotou 0,54719



Příloha č. 11: Výstup z Gretlu – korelační matice pro první rovnici SIM II

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2000:1–2016:4

5 % kritická hodnota (oboustranná) = 0,2387 pro n = 68

u	i	Z	FU	PM	
1,0000	0,0493	-0,9110	-0,2362	-0,7096	u
	1,0000	-0,2022	-0,2095	-0,3535	i
		1,0000	0,3095	0,8809	Z
			1,0000	0,3295	FU
				1,0000	PM

Příloha č. 12: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 1. rovnice, SIM II

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

TOLS, za použití pozorování 2000:1–2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: u

Instrumentální proměnné: const i EX Z SV PM FU N uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	6,25649	0,202650	30,87	2,72e-209	***
i	-0,00595316	0,000973691	-6,114	9,72e-010	***
Z	-0,00116618	4,10500e-05	-28,41	1,58e-177	***
N	0,0177929	4,77606e-05	372,5	0,0000	***
FU	-2,01772e-08	3,33990e-08	-0,6041	0,5458	
PM	-3,56237e-06	7,54469e-07	-4,722	2,34e-06	***
uhat_1	0,892331	0,0851947	10,47	1,14e-025	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,999944

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 109,705155,
s p-hodnotou = $P(F(1, 62) > 109,705) = 2,94e-015$

Příloha č. 13: Výstup z Gretlu – testování heteroskedasticity 1. rovnice, SIM II

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 2000:1–2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,000701955	0,000164788	4,260	6,63e-05	***
yhat^2	-8,49525e-06	3,25261e-06	-2,612	0,0111	**

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,093676

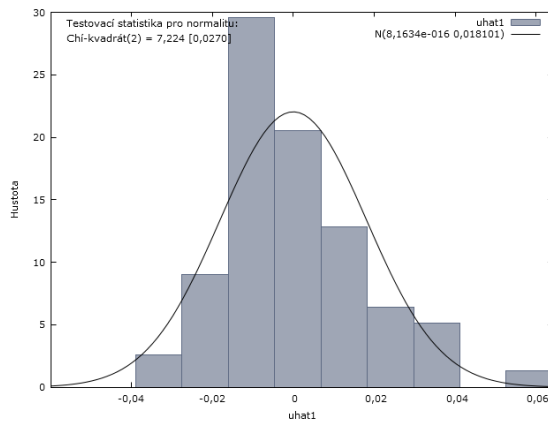
Testovací statistika: HET_1 = $|-0,000008| / 0,000003 = 2,611825$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 2,611825) = 0,0901$

Příloha č. 14: Výstup z Gretlu – testování normality 1. rovnice, SIM II

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-68
počet tříd = 9, střední hodnota = 8,1634e-016, so = 0,0181009

interval	střed	frekvence	rel.	kum.	
< -0,027528	-0,033251	2	2,94%	2,94%	*
-0,027528 - -0,016082	-0,021805	7	10,29%	13,24%	***
-0,016082 - -0,0046358	-0,010359	23	33,82%	47,06%	*****
-0,0046358 - 0,0068102	0,0010872	16	23,53%	70,59%	*****
0,0068102 - 0,018256	0,012533	10	14,71%	85,29%	*****
0,018256 - 0,029702	0,023979	5	7,35%	92,65%	**
0,029702 - 0,041148	0,035425	4	5,88%	98,53%	**
0,041148 - 0,052594	0,046871	0	0,00%	98,53%	
>= 0,052594	0,058317	1	1,47%	100,00%	

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 7,224 s p-hodnotou 0,02700



Příloha č. 15: Výstup z Gretlu – korelační matice pro druhou rovnici SIM II

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2000:1–2016:4

5 % kritická hodnota (oboustranná) = 0,2387 pro n = 68

i	u	EX	Z	N	SV	
1,0000	0,0493	-0,4255	-0,2022	0,0333	-0,3463	i
	1,0000	-0,7280	-0,8910	0,8895	-0,6762	u
		1,0000	0,8756	-0,7001	0,8217	EX
			1,0000	-0,8878	0,8164	Z
				1,0000	-0,8878	N
					1,0000	SV

Příloha č. 16: Výstup z Gretlu – testování autokorelace 2. rovnice, SIM II

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

TSLS, za použití pozorování 2000:1–2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: i

Instrumentální proměnné: const u EX Z SV PM FU N uhat_1

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	90,9327	29,5056	3,082	0,0021	***
u	-12,4739	4,07848	-3,058	0,0022	***
EX	-5,24776e-06	7,82742e-07	-6,704	2,02e-011	***
N	0,210577	0,0726243	2,900	0,0037	***
Z	-0,0154730	0,00564544	-2,741	0,0061	***
SV	-4,05005e-07	4,00849e-06	-0,1010	0,9195	
uhat_1	0,902337	0,0664582	13,58	5,44e-042	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,853616

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 184,349041,

s p-hodnotou = $P(F(1, 62) > 184,349) = 0,00754$

Příloha č. 17: Výstup z Gretlu – testování heteroskedasticity 2. rovnice, SIM II

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 2000:1–2016:4 (T = 68)

Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,533715	0,311638	1,713	0,0915	*
yhat^2	0,144003	0,0408328	3,527	0,0008	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,158563

Testovací statistika: HET_1 = $|0,144003| / 0,040833 = 3,526642$,

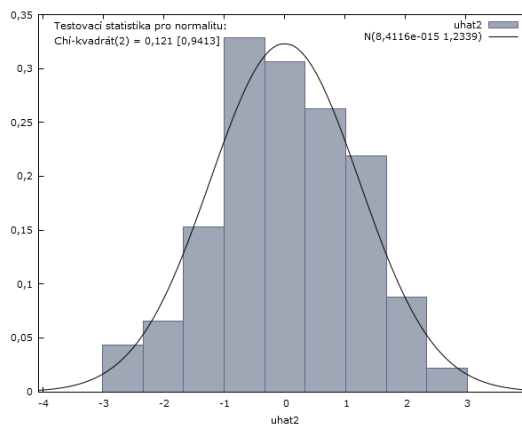
s p-hodnotou = $2 * P(z > 3,526642) = 0,08421$

Příloha č. 18: Výstup z Gretlu – testování normality 2. rovnice, SIM II

Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 1-68
počet tříd = 9, střední hodnota = 8,41157e-015, so = 1,23389

interval	střed	frekvence	rel.	kum.
< -2,3486	-2,6846	2	2,94%	2,94% *
-2,3486 - -1,6765	-2,0125	3	4,41%	7,35% *
-1,6765 - -1,0045	-1,3405	7	10,29%	17,65% ****
-1,0045 - -0,33241	-0,66844	15	22,06%	39,71% *****
-0,33241 - 0,33965	0,0036191	14	20,59%	60,29% *****
0,33965 - 1,0117	0,67568	12	17,65%	77,94% *****
1,0117 - 1,6838	1,3477	10	14,71%	92,65% *****
1,6838 - 2,3558	2,0198	4	5,88%	98,53% **
>= 2,3558	2,6918	1	1,47%	100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát (2) = 0,121 s p-hodnotou 0,94128



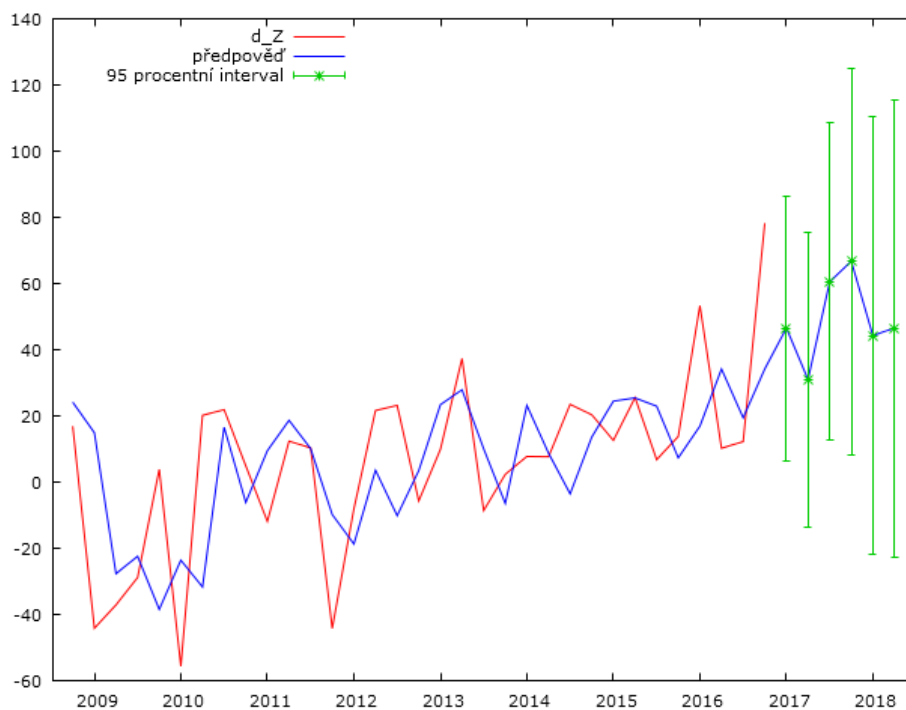
Příloha č. 19: Podkladová data pro SIM II

rok	u	i	HDP	EX	SD	Z	SV	PM
2000	9,5	2,3	537494	256 457	275 467	4 706,7	104 889	11 593
	8,7	2,6	596079	282 824	292 857	4 726,5	119 733	12 831
	8,5	3,3	611036	269 720	307 051	4 742,2	112 311	12 607
	8,3	3,9	634784	312 097	311 858	4 751,0	135 878	14 260
2001	8,5	4	580217	317 949	292 056	4 721,0	110 609	12 627
	8,0	4,3	640112	323 664	312 558	4 726,2	127 889	13 919
	8,2	4,7	657814	298 386	326 906	4 725,0	122 654	13 674
	7,8	4,7	690166	328 150	334 767	4 738,6	148 031	15 393
2002	7,7	4,6	615939	312 793	311 352	4 718,7	124 345	13 608
	7,0	3,9	676051	316 977	327 646	4 768,2	141 880	15 072
	7,2	2,7	685726	297 446	337 565	4 781,1	138 134	14 758
	7,3	1,8	703928	327 644	345 002	4 791,7	166 486	16 547
2003	7,6	0,8	646079	333 215	324 726	4 739,9	138 795	14 500
	7,5	0,2	704064	340 223	343 755	4 740,0	156 214	16 000
	8,0	0	717983	332 456	356 859	4 727,8	147 637	15 591
	8,1	0,1	742256	365 036	361 237	4 724,9	182 957	17 516
2004	8,7	0,8	695854	376 588	343 151	4 675,9	142 253	15 729
	8,2	1,4	754408	460 142	363 678	4 700,6	160 539	16 683
	8,2	2,2	777041	425 255	381 266	4 717,4	152 224	16 678
	8,2	2,8	835141	460 673	389 576	4 732,7	187 555	18 596
2005	8,4	2,6	749693	431 054	357 175	4 704,5	150 903	16 528
	7,8	2,4	816772	476 364	379 304	4 750,7	165 782	17 526
	7,8	2	824172	458 446	395 925	4 797,2	162 990	17 640
	7,8	1,9	874294	502 722	407 987	4 803,7	195 499	19 316

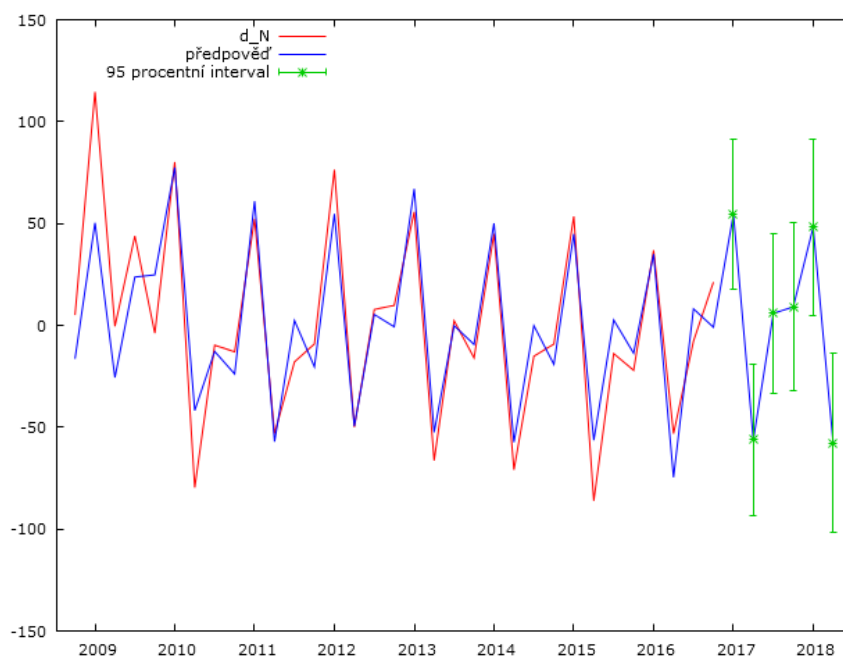
2006	8,0	2,2	801890	511 303	377 027	4 785,2	160 252	17 679
	7,1	2,5	869391	526 855	401 076	4 825,9	174 029	18 666
	7,0	2,8	895247	516 423	419 520	4 839,4	171 850	18 698
	6,5	2,5	946270	589 992	427 966	4 861,7	204 991	20 564
2007	6,0	2,2	885011	601 244	405 602	4 865,0	167 353	19 057
	5,3	2,1	949886	615 191	429 011	4 913,9	179 140	20 069
	5,1	2	977949	604 820	446 776	4 941,9	177 624	20 065
	4,8	2,8	1027271	657 979	461 681	4 967,2	221 717	21 890
2008	4,7	4,3	929700	645 418	436 621	4 958,4	170 908	20 953
	4,2	5,4	1015944	654 191	469 056	5 003,3	189 157	21 540
	4,3	6,4	1040456	603 389	485 620	5 014,8	188 939	21 516
	4,4	6,3	1038017	570 738	488 571	5 033,5	231 873	23 541
2009	5,8	5	933028	522 853	452 539	4 946,8	182 670	21 432
	6,3	3,7	982413	528 007	473 141	4 941,3	199 595	22 094
	7,3	2,1	986655	528 398	474 576	4 921,7	200 914	22 352
	7,2	1	1028313	559 365	483 398	4 927,3	242 120	24 590
2010	8,0	0,7	917763	583 168	454 194	4 829,2	186 071	22 052
	7,1	0,6	1002363	633 564	478 236	4 880,9	200 816	22 762
	7,1	1,1	1003950	632 163	482 929	4 912,1	199 931	22 860
	6,9	1,5	1038388	683 902	497 407	4 918,8	238 495	24 720
2011	7,2	1,7	935801	703 550	463 712	4 864,4	186 025	22 579
	6,7	1,9	1015093	722 784	487 947	4 908,4	198 252	23 315
	6,5	1,8	1020757	696 451	492 872	4 927,9	195 510	23 293
	6,4	1,9	1062104	755 905	507 432	4 885,5	233 374	25 306
2012	7,1	2,4	957466	787 325	472 624	4 834,9	185 075	23 337
	6,7	2,8	1021068	769 523	490 395	4 888,1	194 733	23 831
	7,0	3,2	1021043	740 884	497 416	4 920,6	194 192	23 651
	7,2	3,3	1060335	774 866	509 954	4 916,6	230 078	26 174
2013	7,4	2,8	947380	752 950	475 768	4 884,0	187 401	23 196
	6,7	2,3	1020805	784 344	498 299	4 953,0	198 578	24 065
	6,9	1,8	1038854	783 013	506 629	4 953,6	200 864	23 949
	6,7	1,4	1091089	854 397	515 952	4 957,7	239 161	25 656
2014	6,8	1	990626	890 979	482 531	4 923,0	189 760	24 091
	6,0	0,7	1076850	897 411	507 920	4 962,2	204 729	24 703
	5,9	0,5	1107159	900 575	521 997	4 994,9	203 131	24 448
	5,7	0,4	1139154	939 860	531 835	5 017,1	251 535	26 351
2015	6,0	0,3	1058526	952 785	501 599	4 987,1	196 866	24 627
	4,9	0,5	1155270	963 647	529 418	5 044,3	212 679	25 516
	4,8	0,4	1175617	947 431	538 872	5 060,3	215 282	25 287
	4,5	0,3	1206370	1 019 387	555 139	5 075,9	258 303	27 317

2016	4,3	0,4	1109181	1 001 596	521 176	5 086,7	205 456	25 575
	3,9	0,3	1213741	1 018 507	551 461	5 128,5	221 733	26 366
	4,0	0,3	1209586	939 887	561 922	5 151,7	222 187	26 309
	3,6	0,7	1 240 732	1 014 053	579 327	5 187,4	267 755	28 324

Příloha č. 20: ARIMA prognóza – grafické zobrazení vývoje zaměstnanosti



Příloha č. 21: ARIMA prognóza – grafické zobrazení vývoje nezaměstnanosti



Příloha č. 22: ADL modely (1,1); (1,2); (1,3); (1,4); (1,5) – běžná metoda nejmenších čtverců

Model 2: OLS, za použití pozorování 2000:3-2016:4 (T = 66)
Závisle proměnná: d_Z

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,36182	2,81275	1,906	0,0613	*
d_FU_1	2,76199e-05	6,50153e-05	0,4248	0,6724	
d_N_1	-0,0496189	0,0931406	-0,5327	0,5961	
d_Z_1	0,302857	0,139477	2,171	0,0337	**

Střední hodnota závisle proměnné 7,462251
Sm. odchylka závisle proměnné 22,44681
Součet čtverců reziduí 29611,49
Sm. chyba regrese 21,85417
Koeficient determinace 0,095856
Adjustovaný koeficient determinace 0,052107
F(3, 62) 2,191046
P-hodnota(F) 0,098015
Logaritmus věrohodnosti -295,1566
Akaikovo kritérium 598,3132
Schwarzovo kritérium 607,0719
Hannan-Quinnovo kritérium 601,7742
rho (koeficient autokorelace) -0,025099
Durbin-Watsonova statistika 1,885087

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (d_FU_1)

Model 4: OLS, za použití pozorování 2001:1-2016:4 (T = 64)
Závisle proměnná: d_Z

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4,40182	2,88470	1,526	0,1327	
d_FU_1	6,19964e-05	7,80965e-05	0,7938	0,4306	
d_FU_2	8,88970e-05	8,05784e-05	1,103	0,2746	
d_FU_3	0,000147719	7,95625e-05	1,857	0,0686	*
d_N_1	-0,102120	0,104431	-0,9779	0,3323	
d_N_2	-0,159258	0,0981986	-1,622	0,1105	
d_N_3	-0,170725	0,0932266	-1,831	0,0724	*
d_Z_1	0,162927	0,154776	1,053	0,2970	

Střední hodnota závisle proměnné 7,484149
Sm. odchylka závisle proměnné 22,79993
Součet čtverců reziduí 26686,61
Sm. chyba regrese 21,82995
Koeficient determinace 0,185135
Adjustovaný koeficient determinace 0,083276
F(7, 56) 1,817571
P-hodnota(F) 0,101831
Logaritmus věrohodnosti -283,8692
Akaikovo kritérium 583,7383
Schwarzovo kritérium 601,0094
Hannan-Quinnovo kritérium 590,5423
rho (koeficient autokorelace) -0,025132
Durbin-Watsonova statistika 1,866034

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (d_FU_1)

Model 3: OLS, za použití pozorování 2000:4–2016:4 (T = 65)
 Závisle proměnná: d_Z

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4,99834	2,88540	1,732	0,0884	*
d_FU_1	2,42347e-05	7,29074e-05	0,3324	0,7408	
d_FU_2	3,19672e-05	6,89445e-05	0,4637	0,6446	
d_N_1	-0,0794980	0,104085	-0,7638	0,4480	
d_N_2	-0,115359	0,0924619	-1,248	0,2171	
d_Z_1	0,252350	0,150242	1,680	0,0983	*

Střední hodnota závisle proměnné 7,476898
 Sm. odchylka závisle proměnné 22,62118
 Součet čtverců reziduí 28763,29
 Sm. chyba regrese 22,07971
 Koeficient determinace 0,121730
 Adjustovaný koeficient determinace 0,047300
 F(5, 59) 1,635498
 P-hodnota(F) 0,164758
 Logaritmus věrohodnosti -290,2362
 Akaikovo kritérium 592,4724
 Schwarzovo kritérium 605,5188
 Hannan-Quinnovo kritérium 597,6200
 rho (koeficient autokorelace) -0,031015
 Durbin-Watsonova statistika 1,889023

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (d_FU_1)

Model 1: OLS, za použití pozorování 2001:3–2016:4 (T = 62)
 Závisle proměnná: d_Z

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,05856	2,90406	2,086	0,0421	**
d_FU_1	-3,34278e-05	0,000105081	-0,3181	0,7517	
d_FU_2	1,20606e-05	0,000139701	0,08633	0,9315	
d_FU_3	0,000124849	0,000156290	0,7988	0,4282	
d_FU_4	6,10498e-05	0,000142260	0,4291	0,6697	
d_FU_5	-4,64557e-05	0,000105083	-0,4421	0,6603	
d_N_1	-0,285491	0,136494	-2,092	0,0416	**
d_N_2	-0,144946	0,0992547	-1,460	0,1505	
d_N_3	-0,246845	0,0991257	-2,490	0,0161	**
d_N_4	-0,196133	0,110930	-1,768	0,0832	*
d_N_5	0,275568	0,119588	2,304	0,0254	**
d_Z_1	-0,0257431	0,172552	-0,1492	0,8820	

Střední hodnota závisle proměnné 7,949060
 Sm. odchylka závisle proměnné 22,74720
 Součet čtverců reziduí 22325,26
 Sm. chyba regrese 21,13067
 Koeficient determinace 0,292688
 Adjustovaný koeficient determinace 0,137080
 F(11, 50) 1,880926
 P-hodnota(F) 0,064845
 Logaritmus věrohodnosti -270,4507
 Akaikovo kritérium 564,9015
 Schwarzovo kritérium 590,4271
 Hannan-Quinnovo kritérium 574,9235
 rho (koeficient autokorelace) 0,005789
 Durbin-Watsonova statistika 1,844365

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (d_FU_2)

Model 5: OLS, za použití pozorování 2001:2-2016:4 (T = 63)
 Závisle proměnná: d_Z

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	4,19331	2,97676	1,409	0,1648
d_FU_1	8,71432e-05	0,000101055	0,8623	0,3924
d_FU_2	0,000133700	0,000125624	1,064	0,2920
d_FU_3	0,000208548	0,000132544	1,573	0,1216
d_FU_4	8,09085e-05	0,000108911	0,7429	0,4608
d_N_1	-0,0938200	0,115040	-0,8155	0,4184
d_N_2	-0,165480	0,100516	-1,646	0,1056
d_N_3	-0,197948	0,102599	-1,929	0,0591 *
d_N_4	-0,0557780	0,102904	-0,5420	0,5901
d_Z_1	0,126517	0,170453	0,7422	0,4612
Střední hodnota závisle proměnné			7,404035	
Sm. odchylka závisle proměnné			22,97398	
Součet čtverců reziduí			26271,82	
Sm. chyba regrese			22,26420	
Koeficient determinace			0,197165	
Adjustovaný koeficient determinace			0,060835	
F(9, 53)			1,446233	
P-hodnota (F)			0,192660	
Logaritmus věrohodnosti			-279,4363	
Akaikovo kritérium			578,8727	
Schwarzovo kritérium			600,3040	
Hannan-Quinnovo kritérium			587,3017	
rho (koeficient autokorelace)			0,015902	
Durbin-Watsonova statistika			1,769530	

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 15 (d_N_4)