

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

**Ekonometrická analýza nezaměstnanosti
v České republice**

Pavla Macourková

© 2020 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Pavla Macourková

Hospodářská politika a správa
Podnikání a administrativa

Název práce

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti v České republice

Název anglicky

Econometric analysis of unemployment in the Czech Republic

Cíle práce

Hlavním cílem diplomové práce je identifikovat nejvýznamnější determinanty působící na nezaměstnanost v jednotlivých krajích České republiky s následným odvozením prognózy budoucího vývoje.

Dílčí cíle:

- charakteristika základních pojmů spojených s nezaměstnaností
- konstrukce ekonometrických modelů nezaměstnanosti
- komparace meziregionálních rozdílů
- ex-ante prognóza vývoje nezaměstnanosti

Metodika

V rešeršní části diplomové práce bude prostřednictvím kompilace podkladů, získaných především z odborné literatury a z dalších relevantních zdrojů, zpracována obecná znalostní báze související s problematikou nezaměstnanosti. V analytické části práce budou zkonstruovány ekonometrické modely nezaměstnanosti, přičemž každý bude zaměřen na jeden kraj v České republice. Pomocí modelů budou kvantifikovány a komparovány vlivy působící na nezaměstnanost v jednotlivých krajích. Modely budou dále použity pro odvození ex-ante prognózy budoucího vývoje nezaměstnanosti.

Doporučený rozsah práce

70 str.

Klíčová slova

nezaměstnanost, počet nezaměstnaných, ekonometrický model, regionální nezaměstnanost, trh práce, ex-ante prognóza

Doporučené zdroje informací

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

CIPRA, Tomáš. Finanční ekonometrie. Praha: Ekopress, 2014. ISBN 978-80-86929-93-4.

GREEN, William H. Econometric Analysis. Boston: Prentice Hall, 2011. ISBN 978-0273753568.

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 9788024513003.

MAREŠ, Petr. Nezaměstnanost jako sociální problém. Praha: Sociologické nakladatelství, 2002. ISBN 80-86429-08-3.

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

Předběžný termín obhajoby

2019/20 LS – PEF

Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 27. 2. 2019

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 1. 3. 2019

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 21. 03. 2020

Čestné prohlášení

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

V Praze dne 22. 3. 2020

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D. za odborné vedení, ochotu, vstřícnost, cenné rady a připomínky, které mi při zpracování této diplomové práce velmi pomohly.

Ekonometrická analýza nezaměstnanosti v České republice

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá ekonometrickým modelováním nezaměstnanosti v krajích České republiky. Cílem práce je identifikovat nejvýznamnější determinanty působící na nezaměstnanost v jednotlivých krajích s následným odvozením prognózy budoucího vývoje. Práce je rozdělena na tři samostatné části, na část metodickou, teoretickou a praktickou. V metodické části je detailně popsán proces ekonometrického modelování, na jehož základě je zpracována praktická část práce. V rámci teoretických východisek jsou vymezeny stěžejní pojmy a oblasti spojené s problematikou nezaměstnanosti. V praktické části práce je na základě teoretických východisek zkonstruováno 14 jednorovnicových ekonometrických modelů, přičemž každý je zaměřen na jeden kraj v České republice. Navržené modely jsou odhadnuty a následně verifikovány z ekonomického, statistického a ekonometrického hlediska. Výsledné modely vedou k identifikaci nejvýznamnějších determinantů mající vliv na nezaměstnanost. V rámci aplikace modelu je prostřednictvím metody ARIMA odhadnuta prognóza nezaměstnanosti na období 2019-2022. V závěru práce je provedeno srovnání prognózovaných hodnot na rok 2019 se skutečností. Z výsledků vyplynulo, že se prognózy u většiny modelů přibližují skutečnému počtu nezaměstnaných osob v krajích ČR.

Klíčová slova: ekonometrický model, ex-ante prognóza, kraje České republiky, nezaměstnanost, počet nezaměstnaných, regionální rozdíly, trh práce

Econometric analysis of unemployment in the Czech Republic

Abstract

This thesis deals with econometric modelling of unemployment in the regions of the Czech Republic. The aim of this thesis is to identify the main determinants causes an unemployment in the regions with deriving forecasts of future development. The thesis is separated into three parts, methodology, theoretical and practical framework. In the methodology part is described a process of econometric modelling. Practical part is based on methodology part. In the theoretical framework is defined the crucial terms related with issues of unemployment. In the practical part are constructed fourteen single-equation econometric models and each of them is focused on the one region of the Czech Republic. The proposed models are estimated and after economically, statistically and econometrically verified. Final models lead to the identification of the most important determinants cause an unemployment. For application of models is used a technique ARIMA that projects the future values of unemployment from 2019 to 2022. At the end of the thesis, the future values for the year 2019 are compared with actual values. The results showed that forecasts for most of the models are close to actual numbers of unemployed people.

Keywords: econometric model, ex-ante forecast, regions of the Czech Republic, unemployment, number of unemployed people, regional differences, labour market

Obsah

1 Úvod	13
2 Cíl práce	15
3 Metodika	16
3.1 Podstata ekonometrie	16
3.2 Fáze konstrukce ekonometrického modelu	17
3.2.1 Ekonomická teorie	17
3.2.2 Tvorba ekonomického modelu	17
3.2.3 Tvorba ekonometrického modelu	18
3.2.4 Sběr, zpracování a analýza vstupních dat	20
3.2.5 Odhad parametrů ekonometrického modelu	21
3.2.6 Verifikace modelu	23
3.2.7 Aplikace ekonometrického modelu	33
4 Teoretická východiska	37
4.1 Trh práce	37
4.2 Definice nezaměstnanosti	40
4.3 Typy nezaměstnanosti	41
4.4 Měření nezaměstnanosti	45
4.5 Důsledky nezaměstnanosti	47
4.6 Rizikové skupiny osob ohrožených nezaměstnaností	48
4.7 Legislativa trhu práce	50
4.7.1 Státní politika zaměstnanosti	50
4.8 Regionální rozdíly v České republice	52
5 Vlastní práce	54
5.1 Výchozí ekonomická teorie	55
5.2 Deklarace proměnných	58
5.2.1 Hlavní město Praha	59
5.2.2 Jihočeský kraj	62
5.2.3 Jihomoravský kraj	64
5.2.4 Karlovarský kraj	67
5.2.5 Královehradecký kraj	70
5.2.6 Liberecký kraj	72
5.2.7 Moravskoslezský kraj	75
5.2.8 Olomoucký kraj	77
5.2.9 Pardubický kraj	80
5.2.10 Plzeňský kraj	82

5.2.11	Středočeský kraj	85
5.2.12	Ústecký kraj	87
5.2.13	Kraj Vysočina	90
5.2.14	Zlínský kraj	92
5.3	Dílčí shrnutí – meziregionální srovnání	95
5.4	Prognózy.....	100
5.4.1	Srovnání prognózovaných hodnot na rok 2019 se skutečností	115
6	Závěr.....	116
7	Seznam použitých zdrojů.....	123
	Přílohy	127

Seznam tabulek

Tabulka 1 – Názvy proměnných v ekonometrických modelech.....	18
Tabulka 2 – Deklarace proměnných	58
Tabulka 3 – Hlavní město Praha – odhad modelu	59
Tabulka 4 – Hlavní město Praha – ekonomická verifikace	60
Tabulka 5 – Jihočeský kraj – odhad modelu.....	62
Tabulka 6 – Jihočeský kraj – ekonomická verifikace	63
Tabulka 7 – Jihomoravský kraj – odhad modelu	65
Tabulka 8 – Jihomoravský kraj – ekonomická verifikace	65
Tabulka 9 – Karlovarský kraj – odhad modelu.....	68
Tabulka 10 – Karlovarský kraj – ekonomická verifikace	68
Tabulka 11 – Královehradecký kraj – odhad modelu	70
Tabulka 12 – Královehradecký kraj – ekonomická verifikace	71
Tabulka 13 – Liberecký kraj – odhad modelu	73
Tabulka 14 – Liberecký kraj – ekonomická verifikace.....	73
Tabulka 15 – Moravskoslezský kraj – odhad modelu.....	75
Tabulka 16 – Moravskoslezský kraj – ekonomická verifikace.....	76
Tabulka 17 – Olomoucký kraj – odhad modelu.....	77
Tabulka 18 – Olomoucký kraj – ekonomická verifikace.....	78
Tabulka 19 – Pardubický kraj – odhad modelu	80
Tabulka 20 – Pardubický kraj – ekonomická verifikace.....	81
Tabulka 21 – Plzeňský kraj – odhad modelu	83
Tabulka 22 – Plzeňský kraj – ekonomická verifikace	83
Tabulka 23 – Středočeský kraj – odhad modelu	85
Tabulka 24 – Středočeský kraj – ekonomická verifikace	86
Tabulka 25 – Ústecký kraj – odhad modelu	88
Tabulka 26 – Ústecký kraj – ekonomická verifikace.....	89
Tabulka 27 – Kraj Vysočina – odhad modelu.....	90
Tabulka 28 – Kraj Vysočina – ekonomická verifikace.....	91
Tabulka 29 – Zlínský kraj – odhad modelu	93

Tabulka 30 – Zlínský kraj – ekonomická verifikace	93
Tabulka 31 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v hlavním městě Praha	101
Tabulka 32 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihočeském kraji.....	102
Tabulka 33 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihomoravském kraji.....	103
Tabulka 34 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Karlovarském kraji.....	104
Tabulka 35 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Královeshradském kraji	105
Tabulka 36 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Libereckém kraji	106
Tabulka 37 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Moravskoslezském kraji	107
Tabulka 38 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Olomouckém kraji.....	108
Tabulka 39 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Pardubickém kraji	109
Tabulka 40 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Plzeňském kraji	110
Tabulka 41 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Středočeském kraji	111
Tabulka 42 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Ústeckém kraji	112
Tabulka 43 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Kraji Vysočina	113
Tabulka 44 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Zlínském kraji	114
Tabulka 45 – Porovnání prognózy na rok 2019 se skutečností	115

Seznam grafů

Graf 1 – Podstata metody nejmenších čtverců.....	23
Graf 2 – Závěry Durbin-Watsonova testu.....	28
Graf 3 – Poptávka po práci	38
Graf 4 – Nabídka práce	39
Graf 5 – Rovnováha na trhu práce	40
Graf 6 – Struktura obyvatelstva	41
Graf 7 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v hlavním městě Praha.....	101
Graf 8 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihočeském kraji	102
Graf 9 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihomoravském kraji.....	103
Graf 10 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Karlovarském kraji	104
Graf 11 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Královeshradském kraji.....	105
Graf 12 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Libereckém kraji	106
Graf 13 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Moravskoslezském kraji	107
Graf 14 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Olomouckém kraji	108
Graf 15 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Pardubickém kraji.....	109
Graf 16 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Plzeňském kraji.....	110
Graf 17 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Středočeském kraji.....	111
Graf 18 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Ústeckém kraji	112
Graf 19 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Kraji Vysočina	113
Graf 20 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Zlínském kraji	114

Seznam použitých zkratk

ACF	autokorelační funkce (Autocorrelation Function)
AR	autoregresní proces (Autoregressive Process)
ARIMA	autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů (Autoregressive Integrated Moving Average Process)
BG-test	Breusch-Godfrey test
BMNČ	běžná metoda nejmenších čtverců
ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
DMNČ	dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
ESS	vysvětlený součet čtverců (Explained Sum of Squares)
HDP	hrubý domácí produkt
I	integrovaný proces
LRM	lineární regresní model
MA	proces klouzavých součtů (Moving Average Process)
MMPR	metoda minimalizace poměru rozptylu
MPSV	Ministerstvo práce a sociálních věcí
OZP	osoby se zdravotním postižením
PACF	parciální autokorelační funkce (Partial Autocorrelation Function)
P.B.	procentní bod
RMSE	střední čtvercová chyba (Root Mean Squared Error)
RSS	reziduální součet čtverců (Residual Sum of Squares)
SW	software
TMNČ	třístupňová metoda nejmenších čtverců
TSS	úplný součet čtverců (Total Sum of Squares)

1 Úvod

Nezaměstnanost je základním makroekonomickým ukazatelem a jedním z nejdiskutovanějších makroekonomických jevů 21. století. O nezaměstnanosti se začíná naplno hovořit až po roce 1989, kdy došlo k přechodu z centrálně plánované ekonomiky na ekonomiku tržní. Do této doby téměř neexistovalo, aby někdo neměl práci. Už ve středověku či starověku byla většina obyvatel zaměstnána prací v zemědělství. V době centrálně řízené ekonomiky byla práce poskytnuta každému občanovi i přesto, že mnohdy docházelo k přezaměstnanosti. Dle trestního zákona č. 63/1956 Sb. byl dokonce zaveden termín příživnictví, který byl posuzován jako trestný čin s odnětím svobody na 3 měsíce až 2 roky. Cílem bylo stíhat osoby, které se neživí poctivě. Toto ustanovení trvalo až do roku 1990. Pro někoho je práce naprostou samozřejmostí a jistotou, pro jiného může práce naopak představovat každodenní strach či nejistotu z její ztráty. Každý člověk se může svobodně rozhodnout, zda bude pracovat či nikoliv, ale ne každý si může dovolit nepracovat, ať už z důvodu závazků vůči rodině, bance nebo sám sobě. Nezáleží na tom, zda se člověk řadí mezi ekonomicky aktivní či neaktivní skupinu obyvatelstva, ale každý občan by měl mít alespoň základní znalosti o fungování trhu práce.

Na trhu práce se pohybují všichni, a to buď jako zaměstnanci nabízející práci nebo jako zaměstnavatelé, kteří práci poptávají a najímají. Trh práce představuje dynamický systém, protože lidé každý den ztrácí a nacházejí práci nebo přechází z jednoho zaměstnání do druhého. Ztráta zaměstnání má značný vliv nejenom na osobní a společenský život nezaměstnaných osob, ale rovněž na celé hospodářství, které z důvodu nevyužití důležitého výrobního faktoru, práce, přichází o produkt, který by tito lidé mohli vyrobit. S růstem nezaměstnanosti, především dlouhodobé, dochází ke snižování příjmů z daní do státního rozpočtu a zároveň k růstu státního deficitu, například z důvodu vyplácení podpor v nezaměstnanosti nebo financování státní politiky zaměstnanosti. I přes značné negativní dopady je nezaměstnanost přirozený ekonomický jev vyskytující se téměř ve všech vyspělých ekonomikách na světě. Pro každou ekonomiku existuje přirozená míra nezaměstnanosti představující nejnižší dlouhodobě udržitelnou míru nezaměstnanosti, která odpovídá potenciálnímu produktu. Nezaměstnanost je součástí magického čtyřúhelníku, pomocí kterého lze hodnotit výkonnost ekonomiky. Na nezaměstnanost působí velké množství makroekonomických i mikroekonomických faktorů, které se chovají stochasticky, a právě prostřednictvím ekonometrie lze tyto jevy kvantifikovat a vyjádřit.

Hlavním impulsem pro výběr tohoto tématu diplomové práce byl zájem o předmět Ekonometrie a zpracování semestrálního projektu, zaměřeného na makroekonomické ukazatele, v 1. ročníku navazujícího studia. Absolventi Provozně ekonomické fakulty by měli disponovat nejenom teoretickými znalostmi z oblasti ekonomie, obchodu či managementu, ale také by měli být schopni jednotlivé znalosti propojit a aplikovat je v konfrontaci s reálnými situacemi. V této práci budou propojeny znalosti z ekonomické teorie, statistiky a matematiky, které budou použity pro ekonometrickou analýzu nezaměstnanosti v krajích České republiky.

2 Cíl práce

Hlavním cílem diplomové práce je prostřednictvím nástrojů ekonometrického modelování identifikovat nejvýznamnější determinanty působící na nezaměstnanost v krajích České republiky s následným odvozením prognózy budoucího vývoje.

Pro dosažení hlavního cíle je nutné dosáhnout následujících dílčích cílů:

- charakteristika základních pojmů spojených s nezaměstnaností,
- specifikace ekonomického modelu nezaměstnanosti,
- konstrukce ekonometrického modelu nezaměstnanosti,
- odhad parametrů modelu,
- verifikace modelu,
- komparace meziregionálních rozdílů,
- ex-ante prognóza vývoje nezaměstnanosti.

Diplomová práce bude rozdělena celkem na tři samostatné části. V první části bude specifikována metodika, ve které bude detailněji popsán proces ekonometrického modelování, na jehož základě bude koncipována praktická část práce. V teoretické části práce budou vymezeny stěžejní pojmy a faktory působící na nezaměstnanost, které jsou nezbytné pro vhodný výběr relevantních proměnných pro ekonometrický model. Ve vlastní části práce bude na základě studia ekonomické teorie a veřejně dostupných statistických dat zkonstruováno 14 jednorovnicových ekonometrických modelů nezaměstnanosti, přičemž každý bude zaměřen na jeden kraj v České republice. Následně budou prostřednictvím metody nejmenších čtverců odhadnuty parametry modelu, které budou verifikovány z ekonomického, statistického a ekonometrického hlediska. Modely budou následně použity pro tvorbu ex-ante prognózy.

3 Metodika

V první části práce bude vysvětlen proces tvorby ekonometrického modelování, na jehož základě bude vytvořena vlastní část práce. Metodická část bude zpracována na základě studia českých i zahraničních odborných zdrojů. V rešeršní části diplomové práce bude prostřednictvím kompilace podkladů, získaných především z odborné literatury a z dalších relevantních zdrojů, zpracována obecná znalostní báze související s problematikou nezaměstnanosti. V analytické části bude zkonstruováno 14 ekonometrických modelů nezaměstnanosti, přičemž každý bude zaměřen na jeden kraj v České republice. Pomocí modelů budou kvantifikovány a komparovány vlivy působící na nezaměstnanost v jednotlivých krajích. Parametry modelů budou odhadnuty metodou nejmenších čtverců a následně verifikovány prostřednictvím ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace. Modely budou dále použity pro odvození ex-ante prognózy budoucího vývoje nezaměstnanosti v jednotlivých krajích České republiky.

Podkladová data v praktické části práce budou čerpána primárně z Českého statistického úřadu, který od roku 1992 provádí ve všech krajích České republiky výběrové šetření pracovních sil. Šetření probíhá kontinuálně během celého roku. Hlavním cílem je získat pravidelné informace o situaci na trhu práce, které umožní její analýzu, například z hlediska ekonomického, sociálního či demografického (Výběrové šetření pracovních sil, 2018). Veškeré výpočty ve vlastní části práce budou provedeny prostřednictvím statistického softwaru Gretl a MS Excel.

3.1 Podstata ekonometrie

Vznik ekonometrie jako samostatného vědního oboru se datuje od roku 1930, kdy byla v USA založena Ekonometrická společnost (Econometric Society) (Gujarati, 2004). Dle (Hušek, 2007) „*ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době stále více i z využívání informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování především ekonomických, ale i jiných společenských jevů.*“ Dle (Ramanathan, 2002) se ekonometrie zabývá především odhadováním ekonomických vztahů, komparací ekonomické teorie s realitou, testováním hypotéz o ekonomickém chování a anticipací chování ekonomických proměnných.

3.2 Fáze konstrukce ekonometrického modelu

Klasické ekonometrické modelování lze rozdělit do sedmi základních etap.

1. Ekonomická teorie
2. Tvorba ekonomického modelu
3. Tvorba ekonometrického modelu
4. Sběr, zpracování a analýza vstupních dat
5. Odhad parametrů ekonometrického modelu
6. Verifikace modelu (matematická, ekonomická, statistická a ekonometrická)
7. Aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí (Cipra, 2013).

Před samotnou konstrukcí ekonometrického modelu je nutné si nejprve stanovit, co má být výsledkem zobrazovaného modelu.

3.2.1 Ekonomická teorie

Cílem první fáze konstrukce ekonometrického modelu je specifikace ekonomického jevu, který bude předmětem ekonometrického modelování neboli formulace základní hypotézy. Pro správné určení základní hypotézy je nutná znalost ekonomické teorie, na základě které se definují tvrzení o chování ekonomických veličin, podle kterých se později posoudí zkoumaný jev. Tato fáze patří mezi stěžejní část konstrukce, protože se zde musí identifikovat nejvýznamnější determinanty působící na zkoumaný jev (Hušek, 2007), (Hančlová, 2012).

3.2.2 Tvorba ekonomického modelu

Tvorba ekonomického modelu vychází z ekonomické teorie a je zjednodušenou abstrakcí reálného světa. Jeho tvorba zahrnuje klasifikaci ekonomických veličin a vymezení vztahů a vazeb mezi nimi (Hančlová, 2012). Na základě vybraných relevantních proměnných, které reprezentují ekonomické jevy, je sestaven ekonomický model, který vyjadřuje slovní a následně obecný matematický zápis modelovaného ekonomického systému. Ekonomický model neobsahuje náhodnou složku, a proto představuje deterministický vztah mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou (Hušek, 2007).

Obecný ekonomický model lze zapsat například následovně:

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

kde: y – závislá (vysvětlovaná) proměnná,
 x_1, x_2, x_3 – vysvětlující predeterminované proměnné (Fiala, 2008).

3.2.3 Tvorba ekonometrického modelu

Ekonomický model je pomocí matematické transformace a statistické specifikace převeden na model ekonometrický (Hušek, 1986). Ekonometrický model vznikne určením vhodné funkční formy modelu a vložením náhodné složky u_t do ekonomického modelu, čímž se deterministický model změní na model stochastický (Hančlová, 2012).

Obecný ekonometrický model lze zapsat například takto:

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_t + u_t \quad (3.2)$$

kde: Y – závislá endogenní proměnná,
 X – nezávislá exogenní proměnná,
 γ_0 a γ_1 – parametry modelu (γ_0 – průsečík s osou y , konstanta; γ_1 – směrnice přímky); jestliže se X_t změní o jednotku, pak se Y_t změní o γ_1 , ceteris paribus,
 u – náhodná složka
index t – období (Krkošková, a další, 2010).

V ekonometrickém modelu lze rozlišit následující typy proměnných:

- endogenní proměnné neboli závislé či vysvětlované proměnné;
- exogenní proměnné neboli nezávislé či vysvětlující proměnné;
- predeterminované proměnné;
- stochastické proměnné.

Tabulka 1 – Názvy proměnných v ekonometrických modelech

Y	X_1, X_2, \dots, X_k
závislá proměnná	nezávislé proměnné
endogenní proměnná	exogenní proměnné
vysvětlovaná proměnná	vysvětlující proměnné
regresand	regresory
efekt	příčiny

Zdroj: Vlastní zpracování dle (Hančlová, 2012)

Hodnoty **endogenních proměnných** jsou určeny neboli generovány modelem, zatímco hodnoty **exogenních proměnných** jsou dány mimo zkoumaný systém, tudíž nejsou modelem determinovány. Exogenní proměnné tak působí na modelovaný systém, ale samy nejsou systémem ovlivňovány (Hušek, 1986). V jednorovnicových modelech mají endogenní proměnné vždy úlohu vysvětlovaných proměnných, ale ve víceroznicových modelech mohou vystupovat nejen jako vysvětlované, ale rovněž jako vysvětlující proměnné. Oproti tomu exogenní proměnné mají vždy charakter vysvětlujících proměnných ať už se jedná o model jednorovnicový, či víceroznicový (Hušek, 2007). Endogenní proměnné se zpravidla označují písmenem y a příslušným indexem, který vyjadřuje přesnou identifikaci proměnné v daném období. Exogenní proměnné jsou nejčastěji značeny písmenem x s příslušným indexem, např. x_{jt} vyjadřuje j -tou exogenní proměnnou v čase t (Cipra, 2013).

Predeterminované proměnné zahrnují veškeré exogenní a zpožděné endogenní a exogenní proměnné. Zpožděné proměnné vyjadřují působení vybrané exogenní či endogenní proměnné v některém z předcházejících období na úroveň vysvětlované proměnné v běžném období. Hodnoty predeterminovaných proměnných jsou dány vnějším prostředím. Zpožděné proměnné se také často využívají v rámci dynamizace ekonometrického modelu (Hušek, 2007).

Stochastická proměnná v ekonometrickém modelu vyjadřuje náhodnou složku, která reprezentuje chyby, jež mohou vzniknout například opomenutím či vynecháním některé z podstatných vysvětlujících proměnných, zkreslením plynoucím z volby nevhodného funkčního tvaru modelu, prostorovou či průřezovou agregací dat nebo nepřesností při měření proměnných (Hušek, 2007). Do ekonometrického modelu se nejčastěji zahrnují pouze nejdůležitější vysvětlující proměnné a vliv ostatních méně podstatných či nepodstatných činitelů se shrne do náhodné složky. Reziduální složku tedy nelze získat pozorováním a představuje tak rozdíl mezi skutečnou hodnotou vysvětlované proměnné a teoretickou hodnotou vysvětlující proměnné (Hušek, 1986).

Dělení ekonometrických modelů:

Podle složitosti soustavy rovnic lze klasifikovat modely na jednorovnicové, víceroznicové a simultánní. **Jednorovnicový model** vyjadřuje závislost jedné vysvětlované endogenní proměnné na jedné nebo několika vysvětlujících exogenních nebo zpožděných endogenních

proměnných a na náhodné složce. **Vícerovníkový model** představuje soustavu rovnic, kdy je možné každou z nich zkoumat buď jednotlivě jako zvláštní jednorovnicový model nebo chápat celou soustavu jako jeden celek. V případě, že náhodné složky jednotlivých rovnic nejsou vzájemně nezkorelované, jedná se o systém zdánlivě nezávislých rovnic. **Simultánní model** je tvořen soustavou vzájemně závislých rovnic. Simultánnost spočívá v tom, že endogenní proměnné vystupují v jednotlivých rovnicích modelu jak ve funkci vysvětlovaných, tak zároveň i vysvětlujících proměnných a jsou určeny řešením všech rovnic modelu současně (Hušek, 1986).

Podle časových kritérií lze modely rozlišit na statické a dynamické. **Statický model** nezachycuje změny proměnných v čase. Jelikož se velká část ekonomických veličin v čase vyvíjí, je vhodné do modelu zahrnout i faktor času, který zároveň zabrání tomu, aby nedošlo k problému se sériovou závislostí náhodné složky. Tento proces se označuje termínem **dynamizace modelu** a lze ji provést několika způsoby:

- zahrnutím časové proměnné jako další vysvětlující proměnné,
- vyjádřením proměnných v postupných diferencích nebo relativně,
- zavedením časově zpožděné proměnné (Hančlová, 2012).

3.2.4 Sběr, zpracování a analýza vstupních dat

Po formulaci ekonometrického modelu následuje časově nejnáročnější fáze konstrukce, a to shromáždění adekvátních dat a jejich příprava do formy, která bude vhodná pro úspěšné naplnění cíle modelování (Hančlová, 2012). Data, která jsou využívána při kvantifikaci modelu, mají nejčastěji povahu kvantitativních statistických pozorování. Prostřednictvím umělých neboli dummy proměnných však lze do modelu zahrnout také kvalitativní nebo kvantitativní proměnné, které nejsou přímo měřitelné. Daná proměnná se v modelu vyjádří jako lineární kombinace nula-jedničkových proměnných (Cípra, 2013). Při samotném sběru dat je důležité využívat ověřené zdroje, které nebudou zahrnovat chyby v datech nebo ve způsobu jejich měření. Samotný výběrový soubor je nezbytné následně důkladně analyzovat a očistit, aby byla pro následnou analýzu vybrána pouze reprezentativní statistická data (Hančlová, 2012).

V ekonometrii jsou nejčastěji využívány tři typy dat, a to časové řady, průřezová šetření a panelová data (Hančlová, 2012). Časové řady podávají informace o numerických hodnotách proměnných, pozorovaných v určitém časovém intervalu a s určitou frekvencí

záznamu (ročně, pololetně, čtvrtletně, měsíčně, denně atd.). Jednou z důležitých vlastností časových řad je stacionarita. Stacionarita časové řady znamená, že chování této řady je stochasticky neměnné. Předpokladem stacionarity jsou takové časové řady, které neobsahují trend a jejich rozptyl a průměr je v čase konstantní (Cipra, 2013). Stacionární časovou řadu lze definovat i jako časovou řadu bez jednotkového kořene (Hušek, 2007). Pro testování stacionarity bude v praktické části práce využit rozšířený Dickey-Fullerův test. Stacionarita bude posuzována na základě porovnání p-hodnoty s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$, přičemž platí, že je-li p-hodnota vyšší než 0,05, přijímá se nulová hypotéza, která říká, že časová řada má jednotkový kořen, tudíž není stacionární. Pokud je výsledná p-hodnota nižší než hladina významnosti 0,05, je časová řada vyhodnocena jako stacionární.

Průřezová data poskytují informace o hodnotách proměnných pozorovaných ve stejném období, tj. k určitému okamžiku (Hušek, 2007). Panelová data představují kombinaci časových a průřezových dat (Cipra, 2013). Vznikají opakováním výběrového šetření u stejného výběrového souboru respondentů v odlišných obdobích. Jako příklad panelových dat lze uvést údaje o příjmech a výdajích vybraných skupin domácností, které se zjišťují opakovaně několik období po sobě (Hušek, 2007).

3.2.5 Odhad parametrů ekonometrického modelu

Další fází ekonometrického modelování je volba odpovídajícího odhadového postupu. Metody pro odhad parametrů lze rozdělit do dvou základních skupin:

- metody s omezenou informací – parametry každé rovnice se odhadují zvlášť, např. běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ), dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ) či metoda minimalizace poměru rozptylu (MMPR),
- metody s úplnou informací – parametry všech rovnic se odhadují najednou, např. třístupňová metoda nejmenších čtverců (TMNČ) (Hančlová, 2012).

Jeden z nejdůležitějších nástrojů ekonometrického modelování představuje klasická jednoduchá regresní analýza, v níž se kvantifikují neznámé parametry ekonometrického modelu (Fiala, 2008). Úkolem regrese je tedy vysvětlit změny hodnot jedné proměnné změnami hodnot ostatních proměnných. Nejznámější odhadovou technikou je metoda nejmenších čtverců, která umožňuje získat nestranné, konzistentní a eficientní odhady označující se jako BLUE (best – nejlepší, linear – lineární, unbiased – nestranný, estimation – odhad). Odhad je nestranný, pokud je jeho střední hodnota rovna hodnotě odhadovaného

parametru, tj. odhad není vychýlený a nedochází k systematickému nadhodnocení či podhodnocení. Odhad se označuje jako konzistentní, pokud s rostoucím počtem pozorování konverguje v pravděpodobnosti ke skutečné hodnotě odhadovaného parametru (Cipra, 2013). Eficientní neboli vydatný či nejlepší odhad je takový, který nemá větší rozptyl ve srovnání s jinými odhadovými funkcemi (Hušek, 2007). Parametry, odhadnuté pomocí metody nejmenších čtverců, splňují požadované vlastnosti, tj. jsou nejlepší, nestranné a konzistentní pouze v případě, jsou-li splněny specifikační a stochastické předpoklady (Baltagi, 2008).

Specifikační předpoklady lineárního regresního modelu (LRM) dle (Hančlová, 2012):

1. zahrnutí všech podstatných vysvětlujících proměnných do modelu,
2. vynechání irelevantních vysvětlujících proměnných,
3. volba správného funkčního tvaru modelu,
4. v čase stabilní odhadnuté parametry,
5. respektování simultánních vazeb mezi proměnnými.

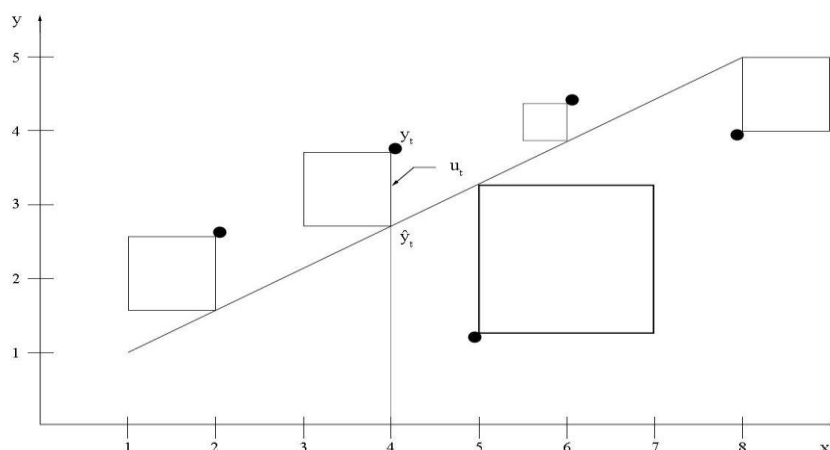
Předpoklady o chování náhodné složky dle (Cipra, 2013):

1. střední hodnota reziduální složky je nulová pro všechna t , tj. předpoklad nulového průměru, $E(u_t) = 0$,
2. homoskedasticita, tj. rozptyl náhodné složky je konečný a konstantní pro všechna t , $\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$. V případě, že se rozptyl reziduální složky bude měnit, jedná se o heteroskedasticitu.
3. náhodné složky nejsou navzájem korelovány, tj. rezidua nejsou vzájemně závislá v jedné časové řadě, $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$ pro $i \neq j$,
4. nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní, tj. neexistuje žádná vazba mezi exogenní proměnnou a náhodnou složkou, $\text{cov}(x_{it}, u_j) = 0$,
5. nenáhodná matice X má lineárně nezávislé sloupce, tj. neexistence perfektní multikolinearity, $h(X) = k$,
6. reziduální složka má normální rozdělení $u_t \sim N(0; \sigma^2)$.

Pokud jsou splněny výše uvedené předpoklady lineárního regresního modelu, lze přejít k odhadu neznámých parametrů pomocí běžné metody nejmenších čtverců, dále jen BMNČ. Její výhodou je především to, že dokáže poskytnout odhady s optimálními vlastnostmi i pro malé výběrové soubory a její výpočet není složitý. Metoda nejmenších čtverců je také

východiskem mnoha dalších ekonometrických odhadových metod (Hušek, 2007). Cílem BMNČ je nalézt odhady parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich hodnot skutečných (Cipra, 2013). Tento vztah zobrazuje graf č. 1.

Graf 1 – Podstata metody nejmenších čtverců



Zdroj: Vlastní zpracování dle (Cipra, 2013)

Kritérium BMNČ:

$$\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \rightarrow MIN \quad (3.3)$$

Vzorec pro odhad parametrů lze získat pomocí parciální derivace kritéria BMNČ.

Vyřešením získané soustavy rovnic lze nalézt neznámé parametry.

Vzorec pro odhad parametrů pomocí BMNČ:

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (3.4)$$

kde: γ – vektor ($k \times 1$) odhadovaných parametrů,

X – matice ($n \times k$) obsahující napozorované hodnoty k vysvětlujících proměnných,

Y – vektor ($n \times 1$), který obsahuje napozorované hodnoty vysvětlované proměnné (Gujarati, 2004).

3.2.6 Verifikace modelu

Aby mohl být odhadnutý ekonometrický model aplikován na teoretické a praktické ekonomické problémy, je nutné ho nejdříve verifikovat (Hušek, 2007). Verifikace

ekonometrického modelu slouží k ověření souladu modelu s výchozími teoretickými předpoklady ve čtyřech úrovních:

- matematická verifikace,
- ekonomická verifikace,
- statistická verifikace,
- ekonometrická verifikace.

Matematická verifikace by se měla provádět ihned po odhadu parametrů a slouží k posouzení správnosti výpočtu parametrů. Výpočet je správný, pokud se průměrná hodnota vysvětlované proměnné rovná průměru teoretických hodnot (Gujarati, 2004).

Ekonomická verifikace slouží k posouzení směru a intenzity působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou, což zahrnuje ověření správnosti znamének a velikosti číselných hodnot (Baltagi, 2008). V této fázi se provede ekonomická interpretace odhadnutých regresních parametrů a ověří se konzistence neboli shoda modelu s ekonomickou teorií (Hančlová, 2012). Pokud jsou odhadnuté parametry logicky správné a jejich ekonomická interpretace je v souladu s výchozími předpoklady, lze model považovat za odpovídající zobrazení a popis chování modelovaného ekonomického systému (Hušek, 1986).

Statistická verifikace

Statistickou verifikací se rozumí posouzení statistické významnosti jednotlivých odhadnutých parametrů i modelu jako celku. Je založena na statistických testech, pomocí kterých je ověřována přesnost nebo významnost výsledků kvantifikace, které byly získány z výběru pozorování na základě statistické indukce. Kritéria, která se v rámci statistické verifikace využívají nejvíce, jsou koeficienty vícenásobné determinace, t-testy a F-testy statistické významnosti odhadů a standardní chyby odhadnutých parametrů (Hušek, 2007).

Shoda odhadnutého modelu s daty

Pro zjištění míry shody odhadnutého lineárního modelu s empirickými daty je nejčastěji využíván koeficient vícenásobné determinace R^2 , v případě nelineárního modelu se využívá index determinace I^2 (Hindls, a další, 2007). Koeficient vícenásobné determinace je založen na rozkladu celkového rozptylu vysvětlované proměnné na rozptyl teoretický neboli regresní

a rozptyl reziduální (Hušek, 2007). Procentní hodnota koeficientu determinace udává, z kolika procent jsou změny závisle proměnné závislé na změnách vysvětlujících proměnných. Jeho hodnota se pohybuje v intervalu $\langle 0;1 \rangle$ (Gujarati, 2004). Pokud je hodnota R^2 rovna nule znamená to, že daná funkce nijak nevysvětluje zkoumaný jev a veškeré informace zůstávají nevysvětleny v reziduální části. Pokud nastane situace, kdy se $R^2 = 1$, pak všechna pozorování leží na vyrovnané regresní přímce a daná funkce zcela vystihuje zkoumaný jev (Hančlová, 2012).

Dle (Gujarati, 2004) lze koeficient vícenásobné determinace vypočítat pomocí následujících vztahů 3. 5 – 3. 9:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum \hat{u}_t^2}{\sum y_t^2} \quad (3. 5)$$

$$ESS = \sum (\hat{y}_t - \bar{y})^2 \quad (3. 6)$$

$$TSS = \sum (y_t - \bar{y})^2 = \sum y_t^2 \quad (3. 7)$$

$$RSS = \sum (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum \hat{u}_t^2 \quad (3. 8)$$

$$TSS = ESS + RSS \quad (3. 9)$$

kde: TSS – úplný součet čtverců (Total Sum of Squares),
 RSS – reziduální součet čtverců (Residual Sum of Squares),
 ESS – vysvětlený součet čtverců (Explained Sum of Squares),
 y_t – skutečné hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování,
 \bar{y} – průměr skutečných hodnot vysvětlované proměnné,
 \hat{y}_t – teoretické hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování.

Koeficient determinace má však i své nedostatky. Pokud je do modelu přidán další regresor, ať už relevantní či irrelevantní, hodnota R^2 se vždy zvýší a nikdy neklesne. Aby bylo možné posoudit, zda přidat do modelu novou vysvětlující proměnnou či nikoliv, používá se v praxi adjustovaný neboli korigovaný koeficient determinace $\overline{R^2}$, který penalizuje nadměrný počet vysvětlujících proměnných (Theil, 1978).

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k} \quad (3. 10)$$

kde: R^2 – koeficient vícenásobné determinace,
 n – počet pozorování,
 k – počet odhadovaných parametrů v dané rovnici.

Statistická významnost odhadnutých parametrů

Za předpokladu normality ekonometrického modelu lze pro testování statistické významnosti jednotlivých odhadnutých parametrů využít t-test (Cipra, 2013). Testové kritérium je možné vypočítat v několika krocích:

Jako první se vypočte matice pro ověření statistické významnosti parametrů:

$$(X^T X)^{-1} \quad (3.11)$$

Následuje výpočet korigovaného reziduálního rozptylu S_u^2 :

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

kde: $(n-p)$ – počet stupňů volnosti

Dalším krokem je výpočet rozptylu odhadnutých parametrů:

$$S_{ii} = \overline{S_u^2} (X^T X)^{-1} \quad (3.13)$$

Odmocněním rozptylu odhadnutých parametrů se vypočte standardní chyba odhadnutých parametrů:

$$S_{bi} = \sqrt{S_{ii}} \quad (3.14)$$

Poté následuje výpočet testovacího kritéria:

$$|t - \text{hodnota}| = \frac{\text{hodnota parametru}}{\text{chyba odhadu}} = \frac{|y_{it}|}{S_{bi}} \quad (3.15)$$

Na závěr je vypočtená t-hodnota porovnána s tabulkovou hodnotou t-testu na zvolené hladině významnosti s přihlédnutím k příslušnému počtu stupňů volnosti t_α . Pokud je $t > t_\alpha$, zamítá se nulová hypotéza a parametr je statisticky významný. Pokud je $t < t_\alpha$, přijímá se nulová hypotéza a parametr je statisticky nevýznamný (Green, 2012).

Při odhadu parametrů v softwaru Gretl je automaticky vypočten i koeficient determinace, adjustovaný koeficient determinace a p-hodnoty, dle kterých je možné posoudit nejen statistickou významnost odhadnutých parametrů, ale i významnost modelu jako celku. P-hodnota vyjadřuje nejnižší přípustnou hladinu, při které je ještě možné přijmout nulovou hypotézu (Asteriou, a další, 2011).

Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace slouží k ověření podmínek nezbytných pro úspěšnou aplikaci použitých ekonometrických metod, testů a dalších technik neboli předpokladů ekonometrického modelu, zvláště v oblasti chování stochastické složky modelu. Ekonometrickými kritérii jsou zejména testy autokorelace reziduí, testování odhadnuté náhodné složky z hlediska normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou, přítomnost heteroskedasticity a kritéria stupně multikolinearity vysvětlujících proměnných (Hušek, 2007). Dalšími kritérii může být stabilita parametrů, test funkční formy či test exogenity, který slouží k rozhodnutí, zda některou z proměnných považovat za exogenní či endogenní (Cipra, 2013).

Autokorelace reziduí

K autokorelaci reziduí dochází v případě, kdy je reziduální složka závislá na svých zpožděných či budoucích hodnotách. Předpona „auto“ je zde použita proto, že se korelace odehrává v rámci jedné časové řady (Cipra, 2013).

Základní příčiny autokorelace dle (Lejnarová, a další, 2009):

- setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin – v dlouhodobém vývoji je většina makroekonomických veličin více či méně determinována svými hodnotami v předcházejících obdobích,
- chybná či nepřesná specifikace modelu – nejčastěji dochází k nezahrnutí podstatné vysvětlující proměnné do modelu nebo je zde chybně zvolena funkční forma modelu,
- chyby ve výběrovém souboru plynoucí z měření či sledování dat, které se promítnou do náhodné složky,
- nevhodně nastavené zpoždění u vysvětlujících proměnných,
- chybná transformace výběrového souboru, jako např. očišťování, interpolace či transformace.

Autokorelace reziduí v důsledku způsobí, že odhady jsou sice nestranné a konzistentní, avšak nejsou nejlepší – nemají minimální rozptyl (Hušek, 2007). Autokorelovanost reziduí lze detekovat prostřednictvím grafických testů, Durbin-Watson testem či Breusche-Godfrey testem (Cipra, 2013).

Durbin-Watsonův test neboli DW statistika se používá k testování autokorelace 1. řádu, jehož vzorec je vyjádřen podílem součtu čtverců rozdílů mezi sousedními rezidui a nevysvětleného či reziduálního součtu čtverců (Hušek, 2007).

Dle (Phillip, a další, 1991) se DW test provádí v několika krocích:

1. Formulace hypotéz:

$H_0: \rho = 0$ (náhodná složka neobsahuje autokorelaci)

$H_1: \rho \neq 0$ (náhodná složka obsahuje autokorelaci)

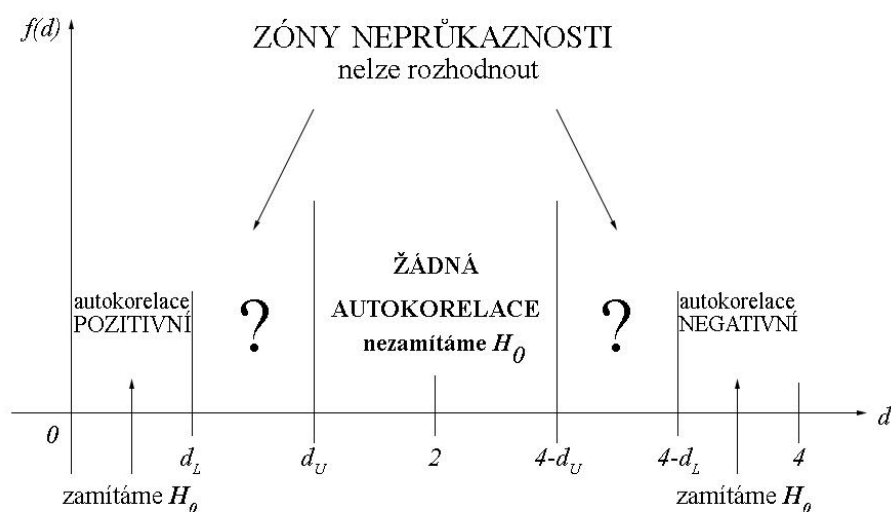
2. Výpočet DW statistiky:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \quad (3.16)$$

kde: u – rozdíl mezi skutečnou a teoretickou hodnotou – reziduum.

3. Rozhodnutí o zamítnutí či přijetí nulové hypotézy při dané hladině významnosti α . Výsledná hodnota DW statistiky se pohybuje v intervalu $\langle 0; 4 \rangle$. Pro daný počet pozorování a počet vysvětlujících proměnných má na zvolené hladině významnosti dvě kritické hodnoty d_L (lower-dolní) a d_U (upper-horní), které lze nalézt ve statistických tabulkách (Hančlová, 2012). Vyhodnocení DW testu zobrazuje graf č.2.

Graf 2 – Závěry Durbin-Watsonova testu



Zdroj: Vlastní zpracování dle (Hančlová, 2012)

Pro detekování autokorelace vyšších řádů lze využít Breusch-Godfreyův test autokorelovanosti reziduí vycházející ze vztahu 3.17:

$$\mathbf{u}_t = \varphi_1 \mathbf{u}_{t-1} + \varphi_2 \mathbf{u}_{t-2} + \dots + \varphi_p \mathbf{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Nulová hypotéza Breusch-Godfreyova testu tvrdí, že v modelu není přítomna autokorelace a rezidua jsou skutečně náhodná, tj. veškeré parametry jsou nulové. Alternativní hypotéza naopak potvrzuje existenci autokorelace. BG-test odhadne pomocný model, který je vyjádřen vztahem 3.18:

$$\hat{\mathbf{u}}_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{t2} + \dots + \gamma_k x_{tk} + \varphi_1 \hat{\mathbf{u}}_{t-1} + \varphi_2 \hat{\mathbf{u}}_{t-2} + \dots + \varphi_p \mathbf{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Následně je na model aplikován χ^2 test. Pokud je výsledná hodnota nižší než kritický obor hodnot, nulová hypotéza se přijímá (Godfrey, 1988). V softwaru Gretl je možné test vyhodnotit také pomocí p – hodnoty. Pokud je p – hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti α , přijímá se nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace reziduí.

Odstranění či řešení autokorelace:

- změna funkční formy modelu,
- zahrnutí opomenuté relevantní proměnné do modelu,
- změna dynamizace modelu, zejména úprava zpoždění či předstihu u vysvětlujících proměnných,
- zahrnutí zpožděné vysvětlované proměnné do modelu,
- použití adekvátní odhadové techniky, např. Cochrane-Orcuttovy odhadové metody (Hančlová, 2012).

Heteroskedasticita

Jedním z předpokladů lineárního regresního modelu pro odhad metodou nejmenších čtverců je podmínka konečného a konstantního rozptylu náhodné složky neboli stejnorodosti či homoskedasticity. Pokud je tento předpoklad porušen, jedná se o heteroskedasticitu (*hetero* = *různý, jiný*; *skedasticita* = *rozptyl*) (Baltagi, 2008).

Důvody vzniku heteroskedasticity dle (Wooldridge 2008):

- značné rozdíly průřezových dat v náhodném výběru pozorování,
- přítomnost odlehlých pozorování,

- chybná specifikace modelu, zejména nezahrnutí podstatné vysvětlující proměnné do modelu či nevhodně zvolená funkční forma,
- chyby plynoucí z měření dat,
- nevhodná transformace dat či nesprávný způsob nahrazení chybějících dat,
- nevhodné užití kombinace časové a průřezové analýzy v panelových modelech.

Heteroskedasticita způsobí, že odhady regresních parametrů ztrácejí některé své optimální vlastnosti a metoda nejmenších čtverců už neposkytuje tzv. BLUE odhady. Odhadnuté regresní parametry zůstávají nestranné a konzistentní, ale nejsou obecně eficientní, tj. pouze BLU-odhad. Rozptyl není vydatný a je zkreslený (Cipra, 2013).

Výskyt heteroskedasticity lze nejprve testovat grafickou analýzou, kde se vyobrazí rezidua v závislosti na vysvětlujících proměnných nebo graf s odhadem regresní přímky a skutečnými pozorováními (Lejnarová, a další, 2009). Následně lze použít parametrické či neparametrické testy, jako např. Whiteův test, Breusch-Paganův test, Goldfeld-Quandtův test či Likelihood Ratio test (Heij, a další, 2004).

Breusch-Paganův a Whiteův test lze provést například na modelu 3.19:

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + u_t \quad (3.19)$$

Breusch-Paganův test dle (Waldman, 1983):

$$u_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Whiteův test dle (Hušek, 2007):

$$u_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{2t}^2 + \alpha_5 x_{3t}^2 + \alpha_6 x_{2t} x_{3t} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Pokud jsou hodnoty parametrů α nulové, je u obou testů přijata nulová hypotéza, která značí konstantní rozptyl náhodné složky neboli homoskedasticitu reziduí. Pokud jsou hodnoty nenulové, přijímá se alternativní hypotéza, která potvrzuje přítomnost nežádoucí heteroskedasticity (Hušek, 2007). V softwaru Gretl může být nulová hypotéza rovněž potvrzena či vyvrácena porovnáním výsledné p-hodnoty se zvolenou hladinou významnosti. Je-li p-hodnota $> \alpha$, přijímá se nulová hypotéza a model neobsahuje heteroskedasticitu.

Pokud je v modelu porušena homoskedasticita, je nutné nejprve přezkoumat původní specifikaci modelu a posoudit, zda nebyla vynechána některá významná vysvětlující proměnná. Pokud chybějící proměnná není příčinou porušení homoskedasticity, lze přítomnost heteroskedasticity zmírnit či odstranit logaritmickou transformací, váženou metodou nejmenších čtverců či zobecněnou metodou nejmenších čtverců (GLS) používanou ekonometrickými softwary (Green, 2012).

Normalita reziduální složky

Normální model je takový model, kdy jsou reziduální složky normálně rozdělené pro všechna t . Normální rozdělení je určeno střední hodnotou μ a rozptylem σ^2 . Normality modelu je ve většině případů dosaženo až u velkých rozsahů výběrového souboru (Cipra, 2013). Pro testování normality reziduí jsou využívány grafické nástroje, jako například histogram rozdělení četností reziduí, který je porovnáván s Gaussovou křivkou či pravděpodobnostní P-P nebo Q-Q grafy. Dále jsou využívány neparametrické statistické testy, kam patří např. Jarque-Bera test, Kolmogorovův-Smirnovův test nebo χ^2 test dobré shody, který je vyjádřen vzorcem 3.22 (Heij, a další, 2004).

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \sim \chi^2(df), \quad (3.22)$$

kde: O_i – empirické (skutečné) četnosti v i -té třídě,

E_i – očekávané četnosti v i -té třídě,

df – počet stupňů volnosti.

Jestliže $\chi^2 > \chi_{1-\alpha}^2(df)$, zamítáme nulovou hypotézu, z čehož vyplývá, že na zvolené hladině významnosti α existují statisticky významné rozdíly mezi skutečným a teoretickým rozdělením četností reziduální složky. χ^2 test dobré shody provedený v softwaru Gretl bude i zde vyhodnocen pomocí p -hodnoty, která bude porovnána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$.

Multikolinearita

Multikolinearita představuje vysokou korelaci mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými z určitého výběrového souboru. Za multikolinearitu nelze považovat korelaci

mezi vysvětlovanou proměnnou a regresorem. Pro měření multikolinearity lze využít například párové korelační koeficienty, vícenásobné koeficienty korelace či další pomocné statistiky. Za přijatelnou míru závislosti se obvykle považuje hodnota korelačního koeficientu v intervalu (-0,8; 0,8) (Hančlová, 2012). V praktické části této práce bude pro detekci multikolinearity vyčíslena korelační matice, která obsahuje párové korelační koeficienty.

Farrar – Glauberovým testem lze ze vztahu 3.23 vyčíslit korelační matici.

$$X'^T X', \quad (3.23)$$

kde: X' – matice normalizovaných vektorů, které lze vyčíslit vztahem 3.24:

$$x'_{it} = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\sqrt{n} \cdot \sigma_{x_i}}, \quad (3.24)$$

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

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

σ_{x_i} – směrodatná odchylka

n – počet pozorování (Cipra, 2013).

V některých modelech může vzniknout situace, kdy jsou sloupce regresní matice X lineárně závislé, např. pokud se některá vysvětlující proměnná použije omylem vícekrát. Takový případ se označuje termínem perfektní multikolinearita (Cipra, 2013). V případě perfektní multikolinearity není možné vyčíslit inverzní matici a nelze tak získat odhady regresních koeficientů (Krkošková, a další, 2010).

Příčiny multikolinearity dle (Hušek, 2007):

- identická trendová tendence ekonomických časových řad (zejména makroekonomických dat),
- neadekvátně zvolené zpoždění u vysvětlujících proměnných,
- nevhodné použití dummy proměnných,
- neexperimentální charakter disponibilních dat při průřezové analýze.

Důsledky multikolinearity dle (Hančlová, 2012):

- odhadnuté parametry jsou vydatné a nejsou zkreslené,
- odhady parametrů mají velký rozptyl a kovarianci,
- nelze jednoznačně separovat vliv jednotlivých vysoce korelovaných vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou,
- odhad parametrů je citlivý vůči i malým změnám v matici X .

Odstranění multikolinearity:

- ignorování multikolinearity,
- rozšíření výběrového souboru,
- odstranění vysvětlujících proměnných způsobujících multikolinearitu (za předpokladu, že nedojde k porušení specifikačních předpokladů či narušení ekonomické interpretace modelu),
- transformace některých vysvětlujících proměnných (např. centrování, normování),
- použití metody hlavních komponent,
- použití dodatečné informace (Cipra, 2013).

3.2.7 Aplikace ekonometrického modelu

Pokud je v průběhu verifikace zjištěna neadekvátní validita, je nutné se vrátit k první fázi konstrukce ekonometrického modelu a celý proces opakovat. V případě, že všechny předchozí kroky modelování byly úspěšné, je možné přejít k závěrečné fázi, kterou je využití odhadnutého modelu. Výsledný model lze využít pro prognózování vývoje zkoumané veličiny, v oblasti strukturální analýzy nebo k optimálnímu řízení hospodářské politiky, které zahrnuje například simulaci scénářů a zkoumání jejich výsledků a dopadů (Hančlová, 2012).

V oblasti strukturální analýzy a k simulaci scénářů se využívají zejména koeficienty pružnosti neboli elasticita, jejichž výpočet lze vyjádřit vztahem 3.25:

$$E_x = \frac{\partial y}{\partial x_i} \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (3.25)$$

Odhadnuté parametry vyjadřují absolutní vliv vysvětlující proměnné na proměnnou vysvětlovanou. Pružnost naopak umožňuje vyjádřit tento vliv relativně, což následně dovoluje porovnat působení jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou i přesto, že jsou vyjádřeny v odlišných jednotkách (Gujarati, 2004).

Prognózy

Tvorba prognóz, popřípadě predikcí, je jedním z hlavních cílů ekonometrického modelování. Prognózou se rozumí odhad zpravidla budoucích hodnot na základě znalostí hodnot minulých nebo současných (Lejnarová, a další, 2009). Klasifikací prognóz existuje v literatuře celá řada, avšak tou základní je rozdělení prognóz na ex-post a ex-ante. Ex-post

prognóza slouží k ověření prognostických vlastností modelu a reprezentuje předpověď vysvětlované proměnné, za předpokladu znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro období, na které se predikuje. Tento druh prognózy je někdy označován jako pseudopředpověď. Při ex-ante prognóze nejsou pro predikované období s jistotou známy hodnoty vysvětlované endogenní proměnné a často i většiny vysvětlujících proměnných, proto je nutné tyto hodnoty odhadovat. Ex-ante prognóza tedy představuje prognózu v pravém slova smyslu (Šulc, 1987). Dalším podstatným rozdělením prognóz je jejich klasifikace na bodové a intervalové předpovědi.

Bodová prognóza

Bodová předpověď je hodnota představující nejlepší odhad budoucí hodnoty ve vybrané časové řadě s určitou pravděpodobností. Pro získání této hodnoty je nutné nejprve predikovat hodnoty predeterminovaných proměnných, které se odhadují pomocí trendových funkcí (Cipra, 2013). Lineární trendové funkce lze odhadnout pomocí metody BMNČ.

Tvar odhadnuté lineární trendové funkce:

$$\hat{x}_t = \gamma_0 + \gamma_1 t \quad (3.26)$$

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

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

$$\hat{y}_{(T+h)} = M\hat{x}_{(T+h)} \quad (3.27)$$

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

Intervalová prognóza

Intervalová předpověď udává interval, ve kterém se bude nacházet budoucí hodnota endogenní proměnné s určitou pravděpodobností (Cipra, 2013). Tuto prognózu lze odhadnout dvěma různými metodami. První z nich je založena na trendových funkcích, kdy se nejprve naleznou minimum a maximum predeterminovaných proměnných s využitím chyb parametrů SE_a a SE_b dle vztahu 3.28:

$$\hat{x}_{T+h}^{min} = (a \pm 2SE_a) + (b \pm 2SE_b)(T + h) \quad (3.28)$$

Odvozené hodnoty se následně dosadí do vztahu 3.27 a dojde tak k odvození minimální a maximální hodnoty endogenní proměnné, kterou lze v prognózovaném období očekávat (Wooldridge, 2016).

Dalším způsobem, jak odvodit intervalovou prognózu je užití směrodatné odchylky ex-post prognózy RMSE. Výpočet horní a dolní meze intervalové prognózy znázorňuje vztah 3.29:

$$\hat{y}_{T+h}^{min} = \hat{y}_{T+h} \pm 2 \cdot RMSE \quad (3.29)$$

RMSE (root mean squared error) je odmocninová střední čtvercová chyba, jejíž výpočet znázorňuje vztah 3.30 (Green, 2012):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (3.30)$$

Boxova-Jenkinsova metodologie

Klasické dekompoziční metody jsou založeny na práci se systematickými složkami časových řad, tj. pracují s trendovou, cyklickou a sezónní složkou, a pohlíží na ně jako na deterministické funkce času, kdežto na reziduální složku nahlíží jako na náhodný proces. Jednotlivá pozorování tedy považují za navzájem nekorelovaná. Nejčastěji používaným nástrojem pro dekompoziční metody je regresní analýza. Boxova-Jenkinsova metodologie naopak považuje jako základ konstrukce modelů časových řad náhodnou složku. Umožňuje zpracovávat časové řady obsahující navzájem korelované pozorování a její těžiště je založeno v řešení právě takových závislostí neboli v korelační analýze, jejíž formální principy zformulovali Box a Jenkins v roce 1970 (Cipra, 2013). Boxova-Jenkinsova metodologie předpokládá stacionaritu časových řad. Pokud tomu tak není, lze ji na stacionární převést (Hampel, a další, 2011). Mezi nejjednodušší modely, se kterými tato metodologie pracuje, patří tzv. model klouzavých součtů (MA). Tento model se hodí pro

časovou řadu, ve které jsou všechna pozorování navzájem nekorelována, s výjimkou bezprostředně sousední dvojice (Cipra, 2013). Dalšími typy modelů, se kterými Boxova-Jenkinsova metodologie pracuje, jsou tzv. autoregresní procesy (AR) nebo smíšené procesy ARMA. Autoregresní proces časové řady je založen na skutečnosti, že každá hodnota časové řady je závislá na předchozích hodnotách této časové řady (Hampel, a další, 2011). Řád zpoždění autoregresního procesu lze určit pomocí parciální autokorelační funkce (PACF) a řád zpoždění procesu klouzavých součtů lze určit prostřednictvím autokorelační funkce (ACF). Maximální řád zpoždění MA i AR procesu se primárně určuje z grafu (korelogramu). Pro časové řady obsahující trendový nebo sezónní charakter metodologie využívá integrované procesy ARIMA či tzv. sezónní procesy, v nichž je trendová nebo sezónní složka modelována stochasticky (při klasickém dekompozičním přístupu by byla modelována deterministicky). Boxova-Jenkinsova metodologie je díky stochastickému modelování flexibilnější než dekompoziční přístupy, protože je schopna modelovat i časové řady s velmi obecným průběhem, které jsou pro dekompoziční metody nezvladatelné. Nevýhodou této metodologie je její nerealizovatelnost bez příslušného softwaru (Cipra, 2013). Pro tuto práci bude použit software Gretl.

Proces ARIMA

Autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů neboli proces ARIMA se řadí mezi modely časových řad Box-Jenkinsonovy metodologie využívaný především pro časové řady se stochastickým trendem, které lze stacionarizovat diferencováním. Tyto modely se označují jako jednorozměrné, protože se provádějí vždy jen na jedné časové řadě. Výhodou modelu ARIMA je, že nevyžaduje stacionaritu analyzované časové řady. V nestacionární časové řadě se nejprve provede stacionarizace pomocí vhodné difference modelované časové řady, čímž vznikne stacionární řada, která se modeluje pomocí smíšeného modelu ARMA. Model ARIMA se skládá ze tří procesů: z autoregresního procesu (AR), integrovaného procesu (I) a z procesu klouzavých součtů (MA). Procesem integrace lze provést difference časových řad před aplikací AR a MA procesů (Cipra, 2013).

4 Teoretická východiska

Tato část diplomové práce bude zaměřena na obecnou znalostní bázi související s problematikou nezaměstnanosti. Budou vymezeny nejdůležitější pojmy a oblasti spojené s nezaměstnaností jako například fungování trhu práce, příčiny a důsledky nezaměstnanosti nebo způsoby jejího měření. Na závěr bude popsána státní politika zaměstnanosti v České republice.

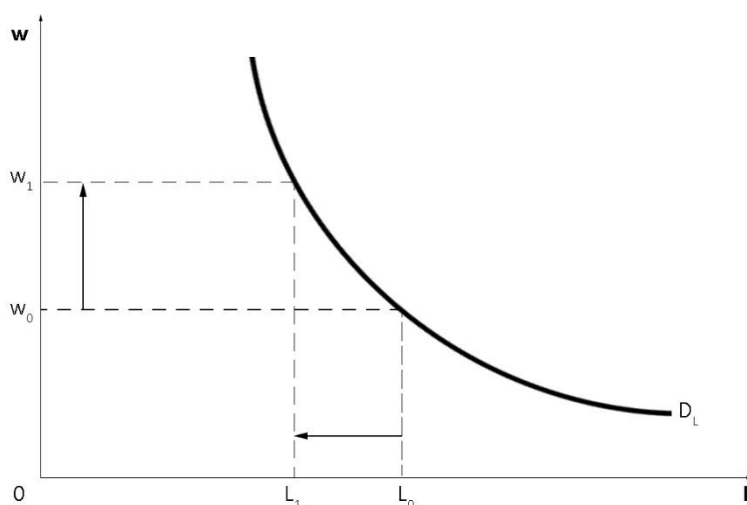
4.1 Trh práce

Trh práce je velmi úzce spjat s tržní ekonomikou, v níž dochází ke střetu nabídky a poptávky po práci (Mareš, 1994). Práce se řadí mezi primární výrobní faktory a představuje vědomou a účelnou činnost člověka, jejíž množství a kvalita je závislá na jeho duševních a fyzických schopnostech. Od trhu práce se očekává, že bude schopen zabezpečit ekonomiku nezbytnými pracovními silami v potřebné struktuře (oborově, profesně, věkově apod.) a že zajistí pracovní sílu odpovídajícími prostředky (příjmy, sociální pozicí, seberealizací apod.) v takové míře, ve které se lidé podíleli na produkci (Kotýnková, a další, 2003). Jako na každém trhu i zde vystupují dvě strany. Na straně poptávky vystupují podnikatelské subjekty, firmy a organizace poptávající práci jako potenciální budoucí zaměstnavatelé. S nabídkou práce přichází naopak domácnosti jako eventuální zaměstnanci nabízející svou pracovní sílu (Tuleja, 2007).

Poptávka po práci

Poptávka po práci je odvozena z příjmu z mezního produktu práce (Klíma, 2006). Příjem z mezního produktu práce vyjadřuje, jak se změní celkové příjmy, pokud se objem použité práce změní o jednotku (Samuelson, a další, 2010). Výše mzdové sazby má na poptávku po práci velký vliv. Mzdová sazba se rovná mezním nákladům na práci a vyjadřuje, kolik musí firma zaplatit svým zaměstnancům, aby pro ni pracovali další hodinu (Soukup, a další, 2018). Mezní náklad práce říká, o kolik se změní celkové náklady, pokud firma zaměstná dalšího pracovníka (Samuelson, a další, 2010). Firmy zvyšují poptávku po práci do doby, dokud se nevyrovnají mezní náklady práce s příjmy z mezního produktu práce. Jakmile dojde k jejich vyrovnání, firmy již nemají zájem o dodatečné pracovníky (Klíma, 2006). Poptávka po práci je ovlivňována například změnou technologií, jež má vliv na produktivitu práce (Helísek, 2002).

Graf 3 – Poptávka po práci



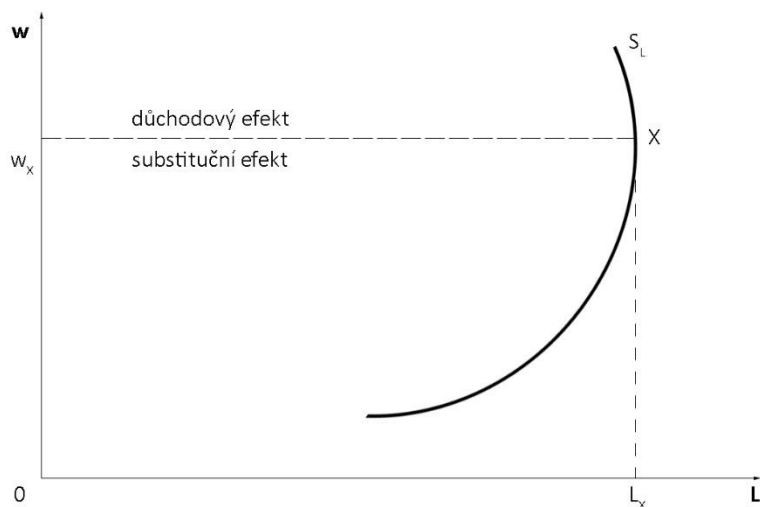
Zdroj: Vlastní zpracování dle (Klíma, 2006)

Na grafu č. 3 je možné vidět, že při zvýšení mzdové sazby w dojde ke snížení poptávaného množství práce L . Snížení mzdové sazby naopak vyvolá růst poptávaného množství práce. Z toho vyplývá, že za jinak stejných podmínek vyvolají změny mzdové sazby pohyb pouze po křivce poptávky. Posun celé křivky poptávky po práci D_L může být vyvolán například zvýšením poptávky po výrobcích, což povede ke zvýšení výroby, bude potřeba více práce a tím dojde ke zvýšení poptávky po práci, a tedy i k posunu křivky poptávky doprava (Klíma, 2006).

Nabídka práce

Nabídka práce vyjadřuje vztah mezi nabízeným množstvím práce ze strany domácností a mzdovou sazbou, kterou jsou firmy ochotny zaplatit (Soukup, a další, 2018). Dle Brožové nabídka práce představuje volbu mezi spotřebou a volným časem, protože se člověk může rozhodnout, zda bude pracovat a za získanou mzdu nakoupí statky a získá užitky, nebo pracovat nebude a tím získá užitek z volného času (Brožová, 2018). Rozhodnutí lidí, zda budou pracovat či nikoliv je závislé na reálné mzdě, na jejímž základě se lidé rozhodnou, zda svoji práci nabídnou. Reálná mzda udává, kolik statků a služeb si lidé mohou dovolit koupit (Buchtová, a další, 2013). Nabídku práce lze charakterizovat i množstvím hodin, které je člověk schopen a ochoten věnovat některé z výtěžných činností (Samuelson, a další, 2010).

Graf 4 – Nabídka práce



Zdroj: Vlastní zpracování dle (Klíma, 2006)

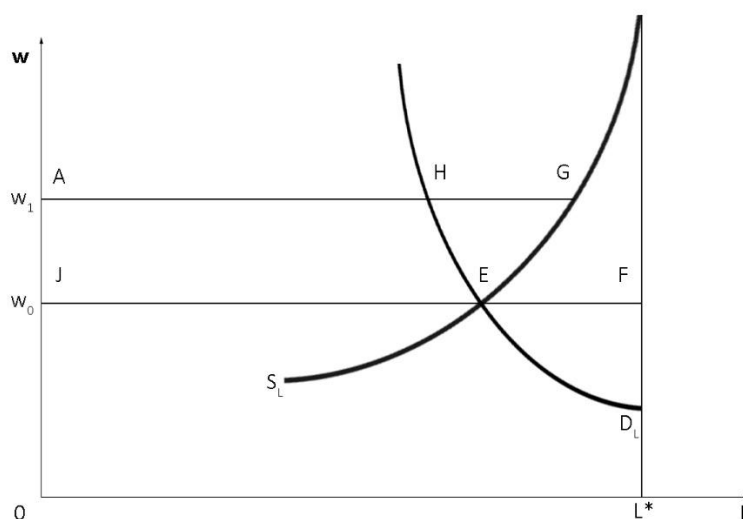
Dle grafu č. 4 lze z tvaru křivky nabídky práce odvodit, že s rostoucí mzdovou sazbou w , roste i nabízené množství práce S_L , ale pouze do bodu X, kde začíná klesat. Tato skutečnost je důsledkem substitučního a důchodového efektu (Klíma, 2006). Substituční efekt znázorňuje stav, kdy zvýšení mezd zvyšuje zájem o práci na úkor volného času (Kuchař, 2007). Pracovník získá vyšší mzdu, za kterou může nakoupit více statků, mezi které se ale řadí i volný čas. Když člověk získá dostatečné množství prostředků na základní statky, začne opět preferovat více volného času, což vede ke snížení nabídky práce a hovoří se o tzv. důchodovém efektu (Jírová, 1999).

Rovnováha na trhu práce

Rovnováha na trhu práce představuje situaci, kdy dojde k vyrovnání rovnovážné reálné mzdy a rovnovážného množství práce. Všichni lidé, kteří při dané reálné mzdě chtějí pracovat, nalézají odpovídající práci (Soukup, a další, 2018). Tento model však předpokládá pružnost mezd w_0 , které zajišťují obnovu rovnováhy mezi poptávkou po práci a nabídkou práce. V tomto případě by se na trhu práce vyskytovala pouze dobrovolná nezaměstnanost, kdy by část ekonomicky aktivního obyvatelstva považovala úroveň mzdových sazeb za nedostatečnou a nebyla by ochotna za takovou mzdu pracovat. Tuto situaci vyjadřuje úsečka EF na grafu č. 5. Jednalo by se tedy o prostředí dokonalé konkurence (Klíma, 2006). Na reálném trhu práce však dokonalá konkurence neexistuje a mzdové sazby nejsou natolik

pružné, aby dokázaly vyrovnat poptávku po práci s její nabídkou (Soukup, a další, 2018). Z důvodu nepružných mzdových sazeb W_1 dochází k dlouhodobější nerovnováze mezi poptávkou a nabídkou práce, což způsobuje vznik nedobrovolné nezaměstnanosti, viz HG. Tato část ekonomicky aktivního obyvatelstva L^* je při mzdové sazbě W_1 ochotna pracovat, ale firmy nemají zájem je při této mzdové sazbě zaměstnat, například z důvodu dodatečných nákladů na přijímání či zaškolování nových pracovníků (Klíma, 2006). Nedobrovolně nezaměstnaní jsou však ochotni pracovat nejenom za mzdu převládající na trhu, ale i za nižší mzdu, a přesto nemohou nalézt žádné pracovní místo. Tito lidé jsou mnohdy omezeni svou kvalifikací nebo nízkými alternativními příležitostmi (Brožová, 2018).

Graf 5 – Rovnováha na trhu práce



Zdroj: Vlastní zpracování dle (Klíma, 2006)

4.2 Definice nezaměstnanosti

V rámci obyvatelstva lze osoby starší 15 let rozdělit do tří samostatných skupin, a to mezi zaměstnané, nezaměstnané a ostatní. Zaměstnaní a nezaměstnaní tvoří společně ekonomicky aktivní obyvatelstvo, které představuje pracovní sílu vybrané země (Helísek, 2002).

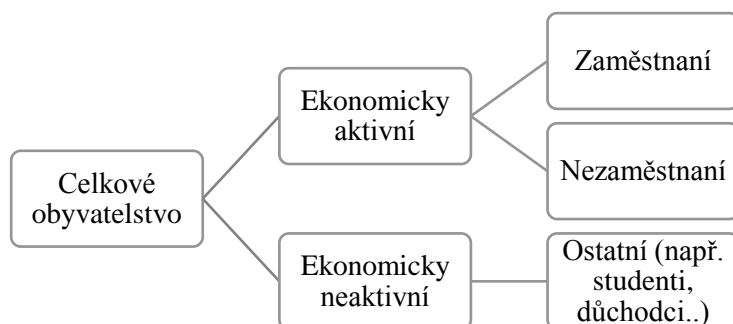
Mezi **zaměstnané** se řadí ti, kteří mají placené zaměstnání nebo jsou sebezaměstnaní. Dále do této skupiny patří osoby, které jsou dočasně nepřítomné, ale mají k zaměstnání určitou formální vazbu. Jako příklad lze uvést například osoby na nemocenské či na mateřské dovolené (Pavelka, a další, 2011).

Nezaměstnaná osoba představuje potenciální výrobní faktor, tedy zdroj tvorby produktu, a musí splňovat tři základní podmínky: nemá placené zaměstnání ani sebezaměstnání, aktivně hledá práci a je ochotna a schopna během krátké doby nastoupit (Helísek, 2002). Za osobu aktivně si hledající práci je považován člověk registrovaný na úřadu práce vyhledávající práci prostřednictvím inzerátů nebo osobními návštěvami ve vybraných podnicích (Klíma, 2006).

Osoby, které nesplňují podmínky dvou výše uvedených skupin, se řadí mezi **ostatní**, např. studenti, invalidé, penzisté nebo ženy v domácnosti. Tato skupina je rovněž nazývána jako ekonomicky neaktivní obyvatelstvo (Klíma, 2006). Přechod ze skupiny nezaměstnaných do skupiny ekonomicky neaktivních může být způsoben například i rezignací osoby při hledání práce (Soukup, a další, 2018).

Trh práce je dynamický, protože téměř nikdo není součástí pouze jedné z výše uvedených skupin po celý život. Různí lidé denně ztrácí a nacházejí práci nebo přechází z jednoho zaměstnání do druhého, což jsou jedny z mnoha příčin nezaměstnanosti (Soukup, a další, 2018).

Graf 6 – Struktura obyvatelstva



Zdroj: Vlastní zpracování dle (Liška, 2004)

4.3 Typy nezaměstnanosti

Nezaměstnanost na trhu práce nikdy není a nebude nulová. Určitá míra nezaměstnanosti tvoří přirozenou součást každého tržního hospodářství. Taková míra nezaměstnanosti se označuje jako přirozená míra nezaměstnanosti (Buchtová, a další, 2013).

Za **přirozenou míru nezaměstnanosti** je považována taková míra, při které jsou trhy práce v dané zemi v rovnováze a kdy jsou tlaky na cenové a mzdové hladiny v ekonomice

vyrovnány. Jedná se o nejnižší udržitelnou míru nezaměstnanosti, které může tržní ekonomika dosahovat bez toho, aniž by docházelo ke zvyšování či snižování inflace. Udává tedy nejvyšší udržitelnou míru nezaměstnanosti, která odpovídá potenciálnímu produktu země (Jurečka, 2013). Jinými slovy, vyjadřuje normální míru nezaměstnanosti, kolem které kolísá počet nezaměstnaných (Mankiw, 1999). V této souvislosti je nutno zdůraznit, že přirozená míra nezaměstnanosti není vyjádřena jedním a stále platným číslem. V závislosti na kolísání míry ztráty pracovních míst a míry nalezení práce se její výše mění. Pokud chce tedy vláda tuto míru snížit, je nucena přijmout opatření, která zvýší míru nalezení práce, a naopak sníží míru ztráty pracovních míst (Soukup, a další, 2018).

Nezaměstnanost lze členit dle několika různých hledisek. Většina autorů uvádí dělení dle příčiny vzniku nebo dle délky jejího trvání.

Členění nezaměstnanosti z hlediska příčiny vzniku

Frikční nezaměstnanost

Frikční neboli vyhledávací nezaměstnanost se na trhu práce vyskytuje v každém okamžiku, a to především z důvodu migrace pracovníků (Mareš, 1994). Patří sem ti, kteří dobrovolně či nedobrovolně opustili své pracovní místo a potřebují určitý čas, během kterého si najdou nové uplatnění na trhu práce, které nejlépe vyhovuje jejich preferencím, kvalifikaci a potřebám (Soukup, a další, 2018). Lidé se tak stávají dočasně nezaměstnanými. Důvodem mohou být například vlastní potřeby, jako je neuspokojivá výše mzdy či stěhování, dále potřeby ekonomického vývoje či propuštění (Brožová, 2018). Propouštění pracovníků je mnohdy následkem technologických změn, kdy je manuální výroba nahrazována stroji. Někdy se též mluví o tzv. technologické nezaměstnanosti (Helísek, 2002). V případě osob vstupujících na trh práce poprvé se jedná o dobu, v níž nacházejí své první zaměstnání (Mareš, 1994).

Sezónní nezaměstnanost

Sezónní nezaměstnanost je považována za specifickou součást frikční nezaměstnanosti (Soukup, a další, 2018). Jedná se zpravidla o krátkodobou podobu nezaměstnanosti, která je způsobena diskontinuitou produkce v odvětvích závislých na počasí či ročním období. Jako příklad lze uvést zemědělství, stavebnictví, lesnictví, rybolov nebo cestovní ruch. Sezónní

nezaměstnanost lze řešit například podporou celoročních prací nebo příspěvky na technologie či ochranné pomůcky pro ulehčení činností v nepříliš příznivém období (Kotýnková, a další, 2003).

Cyklická nezaměstnanost

Cyklická nezaměstnanost souvisí s hospodářskými cykly a vzniká v recesi, v důsledku nevyužití stávajících kapacit z důvodu odbytových problémů (Mareš, 1994). Ve fázi recese klesá agregátní poptávka a vyrobený produkt se dostane pod úroveň produktu potenciálního, což firmy nutí k propouštění. Na trhu se nachází více zájemců o práci, než je volných míst. Nabídka práce je tak vyšší než její poptávka (Samuelson, a další, 2010). Tento druh nezaměstnanosti je na rozdíl od frikční nezaměstnanosti považován výhradně za nedobrovolný. Doba trvání cyklické nezaměstnanosti se odvíjí od délky jednotlivých fází hospodářského cyklu a průměrně se pohybuje mezi jedním až dvěma roky (Brožová, 2018). Cyklická nezaměstnanost klesá v období, kdy dochází k obnovení hospodářského růstu a expanze přináší nová pracovní místa (Holman, 2005).

Strukturální nezaměstnanost

Strukturální nezaměstnanost vzniká z důvodu nedostatečné poptávky po statcích, a tedy i po pracovnících, ale pouze v odvětvích, ve kterých dochází k útlumu a k úpadku. Útlum v některých odvětvích (např. v dolech, v hutích či v těžkém strojírenství) může být často doprovázen rychlým rozvojem jiných odvětví jako je elektronika, telekomunikace, kvalifikovaná chemie a další (Helísek, 2002). V tomto případě dochází na trhu k situaci, kdy je na straně poptávky po práci dostatečné množství volných pracovních míst, avšak s odlišnými kvalifikačními předpoklady. Na trhu se nachází vyšší počet nezaměstnaných osob s určitou kvalifikací, kterou trh není schopen absorbovat v nabízeném rozsahu a na opačné straně je zde vyšší poptávka po kvalifikaci, kterou trh nenabízí v uspokojivém rozsahu (Samuelson, a další, 2010). Na trhu se může shodovat celkový počet volných míst a celkový počet nezaměstnaných osob. Avšak z důvodu prostorové uzavřenosti jednotlivých trhů práce vznikají na některých trzích v regionálním rozmístění nezaměstnaných osob stejné profese nerovnováhy s dislokací volných pracovních míst (Helísek, 2002). Důvodem mohou být bariéry v migraci za prací, např. závislost na sociálních vztazích v místě původního bydliště, vysoké náklady na dopravu či nedostupné bydlení v dané oblasti

(Soukup, a další, 2018). Snížení strukturální nezaměstnanosti tedy nelze dosáhnout vytvořením nových pracovních míst, ale vytvořením souladu mezi skladbou volných pracovních míst a strukturou nabídky práce nejenom v kvalifikačním, ale i v regionálním smyslu (Helísek, 2002).

Členění nezaměstnanosti podle časového hlediska

Krátkodobá nezaměstnanost

Krátkodobá nezaměstnanost, na rozdíl od nezaměstnanosti dlouhodobé, nepředstavuje příliš závažný problém ani pro pracovníky, ani pro ekonomiku. Většinou se jedná o dobu, kdy pracovníci při změně zaměstnání hledají novou a vhodnější práci, v níž se budou moci realizovat (Mankiw, 1999). Obvykle se do této kategorie řadí nezaměstnané osoby do 1 roku. Za krátkodobou nezaměstnanost se považuje frikční a sezónní nezaměstnanost (Brožová, 2018).

Dlouhodobá nezaměstnanost

Za dlouhodobě nezaměstnaného se považuje osoba, která nemá práci déle než jeden rok. Na rozdíl od nezaměstnanosti krátkodobé přináší výrazné ekonomické i mimoekonomické náklady (Pavelka, a další, 2011). Doba trvání nezaměstnanosti je důležitá i z hlediska určení problémových regionů či sociálních skupin. Pokud se jedná o nezaměstnanost dlouhodobou, může mít nepříznivý vliv i nízká míra nezaměstnanosti. Naopak, pokud je míra nezaměstnanosti vyšší, ale jedná se spíše o nezaměstnanost krátkodobou, kde je obrat mezi zaměstnanci rychlejší, je situace o něco příznivější (Mareš, 1994). Dlouhodobá nezaměstnanost způsobuje ztrátu kvalifikace, například u mladých lidí, kteří dokončili školu, ale nedostali příležitost, aby své znalosti na trhu práce uplatnili. Nezískají ani dostatečné pracovní návyky, čímž se později pro budoucí zaměstnavatele stávají nevyhovujícími kandidáty (Klíma, 2006). Nicméně z pohledu vzdělání se dlouhodobá nezaměstnanost nejčastěji dotýká skupiny osob se základním vzděláním a nejnižší míru vykazují zpravidla osoby s dosaženým vysokoškolským vzděláním (Pavelka, a další, 2011).

Ostatní typy nezaměstnanosti

Neúplná a nepravá nezaměstnanost

Na trhu práce existují skutečnosti, které nezaměstnanost zkreslují, a proto se v rámci typů nezaměstnanosti rozlišuje i tzv. neúplná a nepravá nezaměstnanost. Do neúplné nezaměstnanosti lze zařadit pracovníky, kteří musejí přijmout práci na zkrácený úvazek a nemohou tak plně využít svých schopností a kvalifikace. Tito pracovníci se dělí o jedno pracovní místo, a tudíž i o příjem. Pro zaměstnavatele to znamená více zaměstnaných osob, snížení mzdových nákladů a větší flexibilitu. Pro zaměstnance to však znamená ztrátu pracovní ochrany a sociálního zabezpečení. Tímto způsobem se společnost snaží čelit masové nezaměstnanosti (Mareš, 1994).

Do kategorie nepravé nezaměstnanosti se řadí nezaměstnaní, kteří nejenže práci nehledají, ale dokonce ji i odmítají přijmout. Tyto osoby se snaží čerpat podpory v nezaměstnanosti v co nejvyšším rozsahu. Dále se to této kategorie řadí i registrovaní nezaměstnaní pracující nelegálně v šedé ekonomice (Mareš, 1994).

4.4 Měření nezaměstnanosti

Nezaměstnanost je možné měřit mnoha různými ukazateli. Pro některá šetření jsou důležité absolutní ukazatele, jako např. počet nezaměstnaných osob v dané zemi či regionu, pro jiné zase relativní (Helísek, 2002). Rozdíl mezi mírami nezaměstnanosti spočívá v použité metodice, kdy jsou v čitateli či ve jmenovateli použita odlišná data. Rozdíl může být nejenom v přesnosti dat, ale zároveň i v časové srovnatelnosti některých údajů. Zvolená metodika má výrazný vliv na hodnotu zjištěné míry nezaměstnanosti, proto je vždy důležité sledovat, o jaký ukazatel se jedná (Klíma, 2006).

Mezi nejpoužívanější makroekonomické ukazatele se řadí:

Obecná míra nezaměstnanosti – vyjadřuje procentuální podíl nezaměstnaných na celkové pracovní síle neboli na ekonomicky aktivním obyvatelstvu. V čitateli i jmenovateli se osoby uvádějí podle místa bydliště (Klíma, 2006). Publikuje ji Český statistický úřad na základě Výběrového šetření pracovních sil (Pavelka, a další, 2011).

$$\text{míra nezaměstnanosti} = \frac{\text{počet nezaměstnaných}}{\text{ekonomicky aktivní obyvatelstvo}} \times 100 \quad (4.1)$$

Míra registrované nezaměstnanosti – udávala procentuální podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání evidovaných na úřadech práce na ekonomicky aktivním obyvatelstvu. Konstrukce tohoto ukazatele plynula z dostupných zdrojů úřadů práce a státní statistiky. V České republice ji zveřejňovalo Ministerstvo práce a sociálních věcí (Pavelka, a další, 2011). Od roku 2013 byl tento ukazatel nahrazen novým ukazatelem, kterým je podíl nezaměstnaných osob, jímž se podíl nezaměstnaných vyjadřuje ze všech obyvatel v daném věku, nikoliv pouze z ekonomicky aktivních obyvatel (Holý, Plívová, 2012).

Podíl nezaměstnaných osob – od roku 2013 nahradil po dohodě Ministerstva práce a sociálních věcí s Českým statistickým úřadem míru registrované nezaměstnanosti. Vypočte se dle vzorce 4. 2:

$$\text{podíl nezaměstnaných osob} = \frac{\text{dosažitelní uchazeči o zaměstnání na ÚP ve věku 15 - 64 let}}{\text{počet obyvatel ve věku 15 - 64 let}}$$

Ze vzorce je patrné, že čítec je upraven pouze o věkovou skupinu, jinak zůstal nezměněn. Oproti registrované míře nezaměstnanosti je ve jmenovateli pracovní síla nahrazena celkovým počtem obyvatel ve věku 15–64 let. Nový ukazatel proto umožňuje i snadnější interpretaci než původní. Hlavním důvodem pro přechod na nový ukazatel byla častá záměna dvou výše uvedených měř nezaměstnanosti a jejich chybná interpretace. Z důvodu sledování vývoje nezaměstnanosti byl nový ukazatel zpětně vypočten od roku 2005 až do úrovně okresů (Holý, Plívová, 2012).

Specifická míra nezaměstnanosti – vyjadřuje nezaměstnanost určité skupiny obyvatelstva podle vybraných ukazatelů, např. dle pohlaví, věku či vzdělání. Vypočítá se jako podíl nezaměstnaných osob z dané skupiny ku pracovní síle z téže skupiny obyvatel (Klíma, 2006).

Míra ekonomické aktivity – určuje podíl ekonomicky aktivních osob na celkovém obyvatelstvu starších 15 let (Pavelka, a další, 2011).

Míra ekonomické neaktivity – vyjadřuje procentuální podíl ekonomicky neaktivních obyvatel starších 15 let ku celkovému obyvatelstvu staršímu 15 let (Pavelka, a další, 2011).

Míra zaměstnanosti – je podílem zaměstnaných osob na celkové populaci starší 15 let (Brožová, 2018).

Míra dlouhodobé nezaměstnanosti – udává procentuální podíl osob, které jsou nezaměstnané více jak 12 měsíců na celkovém aktivním obyvatelstvu (Pavelka, a další, 2011).

4.5 Důsledky nezaměstnanosti

Práce je obecně považována za základní podmínku lidské existence. Velké množství lidí má k práci a k pracovišti silný vztah. Narušení tohoto vztahu představující dlouhodobější nejistotu v práci či jeho naprosté přerušení lidé prožívají jako separaci a ztrátu. Ztráta zaměstnání či nemožnost nové zaměstnání nalézt má značný vliv na společenský a osobní život nezaměstnaných osob, na jejich zdraví, narušení emoční pohody a v neposlední řadě na celé hospodářství, které tak přichází o produkt, který by nezaměstnaní mohli vyrobit (Buchtová, a další, 2013). Důsledky nezaměstnanosti lze členit na ekonomické a sociální.

Ekonomické dopady

Pokud se ekonomika dostane do situace, kdy není schopna vytvořit dostatečné množství volných pracovních míst pro všechny, kteří chtějí pracovat, dojde k nevyužití cenného výrobního faktoru, práce, což způsobí ztráty na produkci představující rozdíl mezi skutečným a potenciálním produktem, který by nezaměstnaní mohli vyrobit (Klíma, 2006). Hrubý domácí produkt se tak dostává pod úroveň potenciálního produktu. Jedná se tedy o důsledek cyklické nezaměstnanosti (Krebs, 2010). Tento rozdíl zkoumal americký ekonom Arthur M. Okun v 60. letech. V roce 1962 vydal článek, ve kterém uvádí, že se tento vztah pravidelně opakuje a je velmi významný. Došel tedy k závěru, že pokud klesne míra nezaměstnanosti o jeden procentní bod pod přirozenou míru, dojde k růstu reálného produktu nad úroveň potenciálního o více než jeden procentní bod (Okun, 1962). Dalším z ekonomických dopadů jsou i výdaje spojené s vyplácením podpor v nezaměstnanosti či sociálních dávek. Z důvodu nezaměstnanosti stát přichází i o daňové výnosy (Pavelka, a další, 2011). Neméně důležitým ekonomickým dopadem je i snížení nebo ztráta kvalifikace lidského kapitálu, protože se jedná o důležitý zdroj ekonomického růstu (Helísek, 2002).

Sociální dopady

Vedle ekonomických důsledků, které je možné vyčíslit, přináší nezaměstnanost nepříznivé dopady i v sociální oblasti. Nezaměstnanost, zvláště dlouhodobá, má výrazný vliv na každodenní život jedinců, na jejich životní úroveň, zdraví a společenský život (Mareš, 1994). Engbersen konstatuje, že nezaměstnaní mají příliš mnoho jedné věci a zároveň příliš málo dvou věcí: mají velmi mnoho volného času, ale nemají práci ani dostatek peněz (Engbersen, 1990).

Mezi sociální důsledky nezaměstnanosti lze zařadit například:

- psychické problémy způsobené nezaměstnaností, které vyplývají ze ztráty pravidelných příjmů a z narušení společenských vztahů, což může vést k rozpadu rodiny nebo mít negativní vliv na zdraví (Helísek, 2002),
- nezaměstnaní vnímají čas mnohem pomaleji než zaměstnaní, dochází k rozbití jejich struktury denního času z důvodu absence pravidelných činností (Mareš, 1994),
- dlouhodobá nezaměstnanost může mnohdy způsobit i destrukci etických hodnot k níž se váží jevy jako je například alkoholismus, kriminalita, narkomanie, prostituce či dokonce sebevražedné sklony,
- sociálním důsledkem mohou být i problémy spojené s radikalizací určitých skupin, což může mít politické dopady a v extrémních případech i rasové či xenofobní nepokoje (Helísek, 2002).

Nejtěživější sociální dopady představuje právě dlouhodobá nezaměstnanost, ve které dochází ke kumulaci výše uvedených důsledků v čase. Postupem času se vyčerpají úspory a podpory v nezaměstnanosti se snižují nebo přestávají být poskytovány úplně (Helísek, 2002).

4.6 Rizikové skupiny osob ohrožených nezaměstnaností

Uplatnění člověka na pracovním trhu je závislé na celé řadě charakteristik, kterými může být například dosažená úroveň vzdělání, věk, pohlaví, osobnostní předpoklady či zdravotní stav. Všechny tyto charakteristiky mohou představovat vyšší riziko ztráty zaměstnání či předurčit ohrožené skupiny pro dlouhodobou nebo opakovanou nezaměstnanost (Kuchař, 2007). Určité skupiny populace nacházejí uplatnění spíše na sekundárním trhu práce, kde dostanou možnost vykonávat práci pouze v zaměstnáních s horšími mzdovými podmínkami. Tyto osoby vyžadují specifickou pozornost a měla by na ně být zaměřena politika zaměstnanosti. V České republice se do rizikových skupin osob ohrožených nezaměstnaností řadí zejména

ženy s malými dětmi, mladí lidé do 30 let, starší lidé, lidé s nižší úrovní vzdělání, zdravotně postižení občané nebo romské etnikum či imigranti (Buchtová, a další, 2002).

Ženy – trh práce představuje pro ženy zvýšené riziko především z důvodu plnění rodičovských povinností. Zaměstnavatelé často upřednostňují mužskou pracovní sílu, a to zejména pro jejich vyšší mobilitu a menšími starostmi o plynulý chod domácnosti (Kuchař, 2007). Ženy pečující o menší děti více preferují zkrácené úvazky, mají častější pracovní absence a mnohdy se jedná o samoživitelky, což představuje pro zaměstnavatele narušení plynulosti pracovního procesu. Ženy nad 45 let jsou další ohroženou skupinou, a to z důvodu zvýšeného stresu ze ztráty zaměstnání a strachem z finančního zajištění v důchodovém období. Nezaměstnanost žen představuje celosvětový problém. Řada zemí již nabízí možnost zkrácené pracovní doby, zavádí pružnou pracovní dobu nebo se podílí na dostupné péči o děti (Buchtová, a další, 2002).

Mladí lidé a absolventi do třiceti let – pro mladé lidi je často obtížné najít své první zaměstnání, které by vyhovovalo jejich zkušenostem, předpokladům a požadavkům. Oproti ostatním uchazečům jsou značně znevýhodněni, protože nemají dostatečné praktické zkušenosti, ale obvykle ani základní pracovní zvyklosti (Buchtová, a další, 2013). Potíže s nalezením pracovního místa mohou mít mladí lidé i z důvodu neochoty přejímat odpovědnost za své jednání (Kotýnková, a další, 2003). Největší problém s uplatněním na trhu práce mají uchazeči o zaměstnání do 19 let, z nichž větší část disponuje pouze základním vzděláním. Absolventům středních či vysokých škol chybí zkušenosti plynoucí z aplikace vystudovaného oboru v praxi (Kuchař, 2007). Velké množství firem v současnosti nabízí absolventům různé stáže, rekvalifikační či jazykové kurzy nebo trainee programy (Buchtová, a další, 2013).

Lidé bez kvalifikace – v současnosti představuje nekvalifikovaná pracovní síla přibližně třetinu všech dlouhodobě nezaměstnaných. Nejčastěji se jedná o absolventy základních škol, o obtížně vzdělavatelné osoby či osoby podílející se na deviantním chování jako například alkoholici, propuštění lidé z nápravných zařízení nebo další sociálně nepřizpůsobiví lidé (Buchtová, a další, 2013). Značná část této skupiny nemá ani motivaci pro získání nové kvalifikace, jelikož jim fungování sociální politiky umožňuje dostatečně pohodlný styl života na základě poskytování celé škály sociálních podpor (Kuchař, 2007).

Lidé se zdravotním postižením – pro tyto osoby je obtížné nalézt uplatnění na trhu práce, protože zaměstnavatelé často nejsou dostatečně informováni o problematice jejich zaměstnávání anebo je odmítají zaměstnat především z legislativních důvodů, protože je této skupině osob poskytována zvýšená ochrana při práci. Pokud doba nezaměstnanosti trvá dlouho a tito lidé se opakovaně setkávají s neúspěchy při hledání práce, dochází k poklesu motivace hledat další zaměstnání, což může vést až ke zhoršení zdravotního stavu (Šimek, 2010).

4.7 Legislativa trhu práce

Základním těžištěm úpravy pracovního práva v České republice je Zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce, ve znění pozdějších předpisů upravující značnou část individuálního pracovního práva a Zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti, ve znění pozdějších předpisů. Zákoník práce upravuje vztahy mezi zaměstnanci a zaměstnavateli při výkonu závislé práce a vychází ze zásady „co není zákonem zakázáno, je dovoleno“. Zákon o zaměstnanosti upravuje právní vztahy vznikající v souvislosti s realizací práva občana na zaměstnání zakotveného v článku 26 Listiny základních práv a svobod a zároveň upravuje zabezpečení státní politiky zaměstnanosti (Bělina, 2017). Právem na zaměstnání se rozumí „*právo fyzické osoby, která chce a může pracovat a o práci se uchází, na zaměstnání v pracovně právním vztahu, na zprostředkování zaměstnání a na poskytnutí dalších služeb za podmínek stanovených tímto zákonem*“ (§ 10 odst. 1 zákona č. 435/2004 Sb. o zaměstnanosti).

Mezi normy a zákony související s trhem práce lze dále zařadit například Zákon č. 2/1991 Sb., o kolektivním vyjednávání, ve znění pozdějších předpisů, Zákon č. 118/2000 Sb., o ochraně zaměstnanců při platební neschopnosti zaměstnavatele a o změně některých zákonů, ve znění pozdějších předpisů, Nařízení vlády č. 567/2006 Sb., o minimální mzdě, ve znění pozdějších předpisů nebo Zákon č. 73/2011 Sb., o Úřadu práce České republiky, ve znění pozdějších předpisů (Právní předpisy z oblasti zaměstnanosti, 2018).

4.7.1 Státní politika zaměstnanosti

Státní politika zaměstnanosti představuje nástroje, kterými stát aspiruje o snižování nezaměstnanosti. Jejím záměrem je dosažení rovnováhy mezi nabídkou a poptávkou po práci a zabezpečení práva občanů na zaměstnání, které je zaručeno Zákonem o zaměstnanosti.

Obecně ji lze definovat jako soubor opatření, které vytváří podmínky pro efektivnější využití pracovní síly (Jírová, 1999). V České republice je správa státní politiky zabezpečována Úřadem práce ČR a Ministerstvem práce a sociálních věcí (§ 2 odst. 3 zákona č. 435/2004 Sb. o zaměstnanosti). Vláda pro tyto účely využívá dva základní typy opatření – aktivní a pasivní politiku zaměstnanosti.

Aktivní politika zaměstnanosti

Aktivní politika zaměstnanosti je zaměřena na podporu aktivního chování pracovníků na trhu práce. Jejím záměrem je vytváření nových pracovních míst, zvyšování flexibility pracovní síly nebo předcházení nezaměstnanosti (Pavelka, 2007). Nástroje aktivní politiky jsou ovšem limitovány objemem finančních prostředků, které je možné v daném období využít (Krebs, 2010). V případě cyklické nezaměstnanosti může vláda kromě nástrojů aktivní politiky zaměstnanosti využít i expanzivní monetární a fiskální politiku (Pavelka, 2007). V České republice se mezi hlavní nástroje aktivní politiky řadí zejména rekvalifikace, investiční pobídky, veřejně prospěšné práce, příspěvky při přechodu na nový podnikatelský program, společensky účelná pracovní místa nebo příspěvek na zapracování (§ 104 odst. 2 zákona č. 435/2004 Sb. o zaměstnanosti).

Rekvalifikací se rozumí získání nové nebo prohloubení, rozšíření či udržení stávající kvalifikace umožňující nové uplatnění v zaměstnání (Kaczor, 2013). Jejím cílem je zlepšení kvality pracovní síly prostřednictvím zvýšení jejich flexibility. Rekvalifikace napomáhá přizpůsobení se aktuálním potřebám na trhu práce. Speciální rekvalifikační programy se snaží zapojit především rizikové skupiny na trhu práce (Mareš, 1994).

Investiční pobídky představují hmotnou podporu tvorby nových pracovních míst nebo rekvalifikaci či školení nových zaměstnanců (§ 111 odst. 1 zákona č. 435/2004 Sb. o zaměstnanosti).

Veřejně prospěšné práce jsou časově limitované pracovní příležitosti zahrnující například údržbu veřejného prostranství či veřejných budov a komunikací cílené především na dlouhodobě nezaměstnané osoby evidované na úřadu práce (Kotýnková, a další, 2003).

Příspěvky při přechodu na nový podnikatelský program jsou poskytovány zaměstnavateli v případě, kdy dochází k přechodu na nový výrobní program a zaměstnavatel není schopen pro zaměstnance zajistit dostatek práce ve stanovené týdenní pracovní době. Příspěvky jsou

poskytovány po dobu maximálně 6 měsíců na dílčí úhradu náhrady mzdy, která zaměstnancům náleží.

Společensky účelná pracovní místa zřizuje zaměstnavatel na základě písemné dohody s úřadem práce na dobu určitou. Pracovní místa jsou obsazována uchazeči evidovanými na úřadech práce, pro které není možno zabezpečit pracovní uplatnění jinými prostředky. Příspěvek na zapracování poskytuje na základě dohody úřad práce zaměstnavateli v případě, že zaměstnavatel přijme do pracovního poměru osobu, které je při zprostředkování práce věnována vyšší péče. Příspěvek může být poskytován po dobu maximálně 3 měsíců a jeho měsíční výše nesmí překročit polovinu minimální mzdy (Aktivní politika zaměstnanosti a zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti, 2012).

Pasivní politika zaměstnanosti

Cílem pasivní politiky zaměstnanosti je zabezpečit nezaměstnané osoby a po přechodnou dobu jim kompenzovat ztrátu z pracovního příjmu a motivovat je k nalezení nového a brzkého pracovního uplatnění (Krebs, 2010). Stát ovlivňuje vývoj na trhu práce určením podmínek a výše poskytování hmotného zabezpečení uchazečů o práci a ostatních sociálních transferů (Kotýnková, a další, 2003). Podpory v nezaměstnanosti jsou vypláceny pouze po tzv. podpůrčí neboli určitou dobu dle výše předchozího výdělku (Krebs, 2010). Podpůrčí doba se odvozuje dle věku uchazeče o zaměstnání. Do 50 let věku činí podpůrčí doba 5 měsíců, mezi 50-55 lety je to 8 měsíců a nad 55 let je podpora poskytována po dobu 11 měsíců (§ 43 odst. 1 zákona č. 435/2004 Sb. o zaměstnanosti). Obecně lze konstatovat, že pasivní politika zaměstnanosti pouze tlumí dopady nezaměstnanosti formou podpor v nezaměstnanosti (Pavelka, 2007).

4.8 Regionální rozdíly v České republice

Jednotlivé regiony České republiky lze porovnávat z velmi široké škály ukazatelů. Může se jednat například o rozlohu regionu, počet obyvatel, hustotu osídlení, počet obcí, průměrnou měsíční mzdu, HDP kraje či na obyvatele, míru nezaměstnanosti nebo celkovou ekonomickou výkonnost. Ekonomická výkonnost krajů je závislá například na přírodních podmínkách, na kulturních či společenských faktorech, na věku a vzdělání obyvatelstva či na tvorbě hrubého fixního kapitálu. Regiony se rovněž vyznačují specifiky týkající se struktury hospodářství, a tudíž i struktury pracovní síly (Pavelka, a další, 2011). Regionální

rozdíly v míře nezaměstnanosti v České republice jsou znakem strukturální nezaměstnanosti (Pošta, a další, 2015).

Každý region má však své přednosti i slabiny. Dle dokumentu Evropské komise s názvem *Zpráva o České republice 2019* se stále více prohlubují sociální a ekonomické rozdíly mezi jednotlivými českými regiony. Nové možnosti a příležitosti jsou koncentrovány pouze v určitých oblastech. Venkovské oblasti jsou z obecného hlediska chudší, vykazují nižší produktivitu, vyšší nerovnosti mezi muži a ženami, vyšší míru lidí bez domova, rostoucí míru zadlužení nebo malou inovační kapacitu. V těchto oblastech se lidé stále častěji potýkají s nedostatkem volných pracovních míst či finančně dostupného sociálního bydlení. Lidé jsou pak nuceni migrovat do bohatších regionů, které nabízí lepší pracovní možnosti, což vede k rozšiřování předměstských oblastí v okolí větších měst a je tak vyvíjen tlak na infrastrukturu sítí a na bytový a domovní fond. Nejvyšší rozdíly byly zaznamenány v porovnání mezi Prahou či Brnem s regionem Severozápad. Dokument Evropské komise rovněž konstatuje, že Česká republika vykazuje nízkou míru investic do dopravní infrastruktury, která by mohla přinést lepší možnosti pro dojíždění za prací a rovněž přilákat podnikatelské subjekty do odlehlých regionů. Dle doporučení Evropské komise by měla Česká republika využít současný hospodářský růst k reformám.

5 Vlastní práce

V rámci vlastní části práce bylo zkonstruováno 14 jednorovnicových ekonometrických modelů, přičemž každý byl zaměřen na jeden kraj v České republice. Modely jsou založeny na ročních datech za období 1995 – 2018, která byla získána z Českého statistického úřadu. Podkladová data k jednotlivým krajům jsou uvedena v přílohách práce. V každém modelu je vysvětlovanou proměnnou *počet nezaměstnaných registrovaných na úřadu práce v daném kraji*. Všechny ostatní proměnné jsou vysvětlující, případně predeterminované. Do ekonometrických modelů jednotlivých krajů byly na základě poznatků z teoretické části práce postupně zařazovány všechny níže uvedené determinanty ovlivňující nezaměstnanost a bylo zkoumáno, zda a případně jaký mají vliv na nezaměstnanost v daném kraji.

Po formulaci ekonometrických modelů byla na vybraném vzorku modelů testována stacionarita podkladových údajů. Dle Dickey-Fullerova testu byly testované časové řady vyhodnoceny jako částečně stacionární. Výstupy ze SW Gretl jsou součástí přílohy č. 15 a 16. Před samotným odhadem jednotlivých parametrů bylo prostřednictvím SW Gretl dále zkoumáno, zda se v modelech nevyskytuje vysoká multikolinearita. V rámci této práce je za nežádoucí považována hodnota párového korelačního koeficientu 0,9 a více. Modely byly následně odhadovány metodou nejmenších čtverců. Ekonomická verifikace byla posouzena na základě níže uvedené výchozí ekonomické teorie. Statistická verifikace byla ověřována na základě porovnání p-hodnoty jednotlivých odhadnutých parametrů se zvolenou hladinou významnosti $\alpha = 0,05$, přičemž platí, že je-li p-hodnota nižší než 0,05, nelze přijmout nulovou hypotézu o nevýznamnosti parametrů, což znamená, že parametr je statisticky významný. V rámci ekonometrické verifikace bylo testováno normální rozdělení náhodné složky pomocí Jarque-Bera testu, heteroskedasticita byla testována pomocí Whiteova testu a autokorelace reziduí prostřednictvím Breusch-Godfreyho testu. Vyhodnocení všech těchto testů probíhalo na základě porovnání p-hodnoty se zvolenou hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Pokud je p-hodnota větší než hladina významnosti alfa, přijímá se nulová hypotéza o normálním rozdělení chyb, nepřítomnosti heteroskedasticity či nepřítomnosti autokorelace reziduí.

Z velkého množství zkušebních modelů byly vybrány ty, které nejvíce splňovaly specifikační a stochastické předpoklady a byly v největším souladu s ekonomickou, statistickou a ekonometrickou verifikací. Příklady nevybraných modelů jsou uvedeny v přílohách práce.

5.1 Výchozí ekonomická teorie

V této kapitole budou definovány výchozí předpoklady a očekávání pro všechny proměnné, které byly do jednotlivých modelů zahrnuty.

Počet nezaměstnaných v předchozím období v daném kraji

Když se zvýší/sníží počet nezaměstnaných v předchozím období, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných v současném období. V případě cyklické či strukturální nezaměstnanosti, která trvá déle než například nezaměstnanost frikční, by měl mít počet nezaměstnaných v předchozím období přímý vliv na vývoj počtu nezaměstnaných současného období.

Počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji

Když se zvýší/sníží počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných osob v kraji. Tato proměnná byla do modelů zahrnuta z toho důvodu, že absolventi a mladiství se řadí do rizikových skupin osob ohrožených nezaměstnaností, což bylo blíže specifikováno v kapitole 4.6.

Počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v předchozím období v kraji

Když se zvýší/sníží počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji za předchozí období, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných osob v současném období. Počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v předchozím období by měl mít přímý vliv na vývoj počtu nezaměstnaných současného období.

Počet nezaměstnaných žen v kraji

Když se zvýší/sníží počet nezaměstnaných žen v kraji, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných osob v kraji. Ženy jsou na trhu práce vystaveny zvýšenému riziku nezaměstnanosti, především z důvodu plnění rodičovských povinností, více viz kapitola 4.6. V modelech bude zkoumáno, zda mají nezaměstnané ženy skutečně významný vliv na nezaměstnanost.

Počet nezaměstnaných osob se zdravotním postižením v daném kraji

Když se zvýší/sníží počet nezaměstnaných se zdravotním postižením v kraji, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných osob v kraji. Osoby se zdravotním postižením patří, stejně jako absolventi a ženy, do skupin osob s vyšším rizikem nezaměstnanosti. Podrobněji popsáno v kapitole 4.6.

Počet volných pracovních míst v kraji

Když se zvýší/sníží počet volných pracovních míst, sníží/zvýší se počet nezaměstnaných. V chudších oblastech se lidé potýkají s nedostatkem volných pracovních míst, což má za následek migraci obyvatel do bohatších regionů. Počet volných pracovních míst úzce souvisí s ročním obdobím, s rozvojem daného kraje, fází ekonomického cyklu, a především se strukturální nezaměstnaností, což bylo blíže popsáno v kapitole 4.3.

Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji

Když se zvýší/sníží počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných osob v kraji. Počet uchazečů na jedno pracovní místo závisí na struktuře pracovní síly v kraji a na struktuře volných pracovních míst.

Počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství v kraji

Když se zvýší/sníží počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství, sníží/zvýší se počet nezaměstnaných osob v kraji. Význam primárního sektoru v České republice se z pohledu podílu na celkovém výkonu v průběhu sledovaného období postupně snižoval. Jeho role je však v ekonomice nezastupitelná a v modelech bude sledováno, zda má počet zaměstnaných v tomto sektoru vliv na celkovou nezaměstnanost krajů.

Počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji

Když se zvýší/sníží počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji, sníží/zvýší se počet nezaměstnaných osob v kraji. Dle studie (Pošta, a další, 2015) zabývající se odhadem a analýzou strukturální nezaměstnanosti v ČR byl vliv počtu zaměstnaných osob ve stavebnictví za celou ČR vyhodnocen jako statisticky významný, proto byla proměnná zvolena i do těchto modelů pro zjištění, jak ovlivňuje počet zaměstnaných v sekundárním sektoru nezaměstnanost daných krajů.

Počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb

Když se zvýší/sníží počet zaměstnaných v oblasti služeb, sníží/zvýší se počet nezaměstnaných osob v kraji. V terciálním sektoru je dlouhodobě nejvyšší podíl zaměstnaných osob v národním hospodářství. V modelech bude zkoumáno, zda tento sektor ovlivňuje nezaměstnanost v krajích ČR.

Hrubý domácí produkt kraje

Když se zvýší/sníží hrubý domácí produkt kraje, sníží/zvýší se počet nezaměstnaných osob v kraji. Pokud nejsou v ekonomice využity všechny dostupné pracovní zdroje, hrubý domácí produkt se dostává pod úroveň potenciálního produktu a vzniká cyklická nezaměstnanost. Tento vztah vyjadřuje Okunův zákon, který byl blíže popsán v kapitole 4.5.

Podíl městského obyvatelstva v kraji

Když se zvýší/sníží podíl městského obyvatelstva, sníží/zvýší se počet nezaměstnaných osob v kraji. Dle Zprávy o České republice 2019 vydané Evropskou komisí bylo konstatováno, že lidé z venkovských oblastí jsou nuceni migrovat do větších měst, kde je více pracovních příležitostí a lepší dopravní dostupnost do zaměstnání. Více v kapitole 4.8. V modelech bude zkoumáno, zda má podíl městského obyvatelstva skutečně významný vliv na nezaměstnanost v krajích ČR.

Minimální mzda v České republice

Když se zvýší/sníží minimální mzda v ČR, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných osob v kraji. Zvyšování minimální mzdy může mít v ekonomice rozdílné důsledky. Pro zaměstnavatele to ovšem obecně znamená vyšší náklady na zaměstnance, což může být důvodem pro propouštění. V krajích s vyšším počtem nepřizpůsobivého obyvatelstva to může znamenat nárůst těchto osob, pro které bude výhodnější pobírání sociálních dávek místo práce v zaměstnání s minimální mzdou.

Míra inflace v České republice

Když se zvýší/sníží míra inflace v ČR, sníží/zvýší se počet nezaměstnaných. Tento vztah je dán Phillipsovou křivkou. V modelech bude zjišťováno, zda je možné vysvětlit vývoj nezaměstnanosti v krajích prostřednictvím Phillipsovy křivky.

Trvalý pobyt cizinců v České republice

Když se zvýší/sníží počet cizinců s trvalým pobytem v ČR, zvýší/sníží se počet nezaměstnaných osob v kraji. Počet cizinců s trvalým pobytem v ČR od roku 1995 markantně narůstá, proto bude zkoumáno, zda má tento růst vliv na nezaměstnanost v krajích ČR.

5.2 Deklarace proměnných

Tabulka 2 – Deklarace proměnných

Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
Počet nezaměstnaných v kraji	endogenní	osoby	Nezam_UP
Jednotkový vektor	exogenní	-	const
Počet nezaměstnaných v předchozím období v daném kraji	predeterminovaná	osoby	Zpozd_nezam_UP
Počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji	exogenní	osoby	Nez_absolv
Počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v předchozím období v kraji	predeterminovaná	osoby	Zpozd_nez_absolv
Počet nezaměstnaných žen v kraji	exogenní	osoby	Nez_zeny
Počet nezaměstnaných osob se zdravotním postižením v daném kraji	exogenní	osoby	Nez_postizeni
Počet volných pracovních míst v kraji	exogenní	místa	Volna_mista
Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji	exogenní	osoby	Uchazeci_1misto
Počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství v kraji	exogenní	tis. osob	Zamest_zemed
Počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji	exogenní	tis. osob	Zamest_staveb
Počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb	exogenní	tis. osob	Zamest_sluzby
Hrubý domácí produkt kraje	exogenní	mil. Kč	HDP
Podíl městského obyvatelstva v kraji	exogenní	%	Podil_mest_obyv
Minimální mzda v České republice	exogenní	Kč	CR_min_mzda
Míra inflace v České republice	exogenní	%	CR_inflace
Trvalý pobyt cizinců v České republice	exogenní	osoby	CR_cizinci
Náhodná složka	stochastická	-	-

Zdroj: Vlastní zpracování

5.2.1 Hlavní město Praha

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; y_{1(t-1)}; x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \beta_1 y_{1(t-1)} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji (osoby)

x_{3t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

x_{6t} – počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb (tis. osob)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Před odhadem parametrů byla v SW Gretl sestavena korelační matice, z níž vyplývá, že se v modelu vyskytuje vysoká korelace mezi proměnnými hrubý domácí produkt kraje a počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb. Vzhledem k tomu, že jsou obě proměnné statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$, je možné vysokou korelaci v modelu ignorovat.

Matice je součástí přílohy č. 17.

Tabulka 3 – Hlavní město Praha – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	59550,7	30478,5	1,9539	0,06843	*
Zpozd_nezam_UP	0,362366	0,0903657	4,0100	0,00101	***
Zamest_staveb	166,226	61,7473	2,6920	0,01603	**
Nez_absolv	1,31059	1,15745	1,1323	0,27419	
Uchazeci_1mista	2409,79	533,144	4,5200	0,00035	***
Volna_mista	-0,103155	0,059027	-1,7476	0,09970	*
HDP	0,0440598	0,00860826	5,1183	0,00010	***
Zamest_sluzby	-214,588	66,6223	-3,2210	0,00534	***

Střední hodnota závisle proměnné	23997,21
Součet čtverců reziduí	52550375
Koeficient determinace	0,982001
F(7, 16)	124,7069
Logaritmus věrohodnosti	-209,2453
Schwarzovo kritérium	443,9150
rho (koeficient autokorelace)	-0,201708

Sm. odchylka závisle proměnné	11266,84
Sm. chyba regrese	1812,291
Adjustovaný koeficient determinace	0,974127
P-hodnota(F)	9,39e-13
Akaikovo kritérium	434,4905
Hannan-Quinnovo kritérium	436,9908
Durbin-Watsonova statistika	2,311929

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{*}{59550,7}x_{0t} + \underset{***}{0,362366}y_{1(t-1)} + \underset{**}{166,226}x_{1t} + \underset{***}{1,31059}x_{2t} + \underset{***}{2409,79}x_{3t} - \underset{*}{0,103155}x_{4t} \\ + \underset{***}{0,0440598}x_{5t} - \underset{***}{214,588}x_{6t} + u_t \\ (30478,5) \quad (0,0903657) \quad (61,7473) \quad (1,15745) \quad (533,144) \quad (0,059027) \\ (0,00860826) \quad (66,6223)$$

Ekonomická verifikace

Tabulka 4 – Hlavní město Praha – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	59550,7	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 59 550,7 osob.
Zpozd_nezam_UP	0,362366	Pokud se počet nezaměstnaných v předchozím období zvýší o 1 osobu, vzroste počet nezaměstnaných v současném období o 0,362366 osob, ceteris paribus.
Zamest_staveb	166,226	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, zvýší se počet nezaměstnaných o 166,226 osob, ceteris paribus.
Nez_absolv	1,31059	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,31059 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	2409,79	Zvýší-li se počet uchazečů na jedno místo o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 2 409,79 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,103155	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných v kraji o 0,103155 osob, ceteris paribus.
HDP	0,0440598	Zvýší-li se hrubý domácí produkt o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0440598 osob, ceteris paribus.
Zamest_sluzby	-214,588	Pokud se počet zaměstnaných ve službách zvýší o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných v kraji o 214,588 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Parametry, které se odchyľují od stanovených předpokladů, jsou parametry proměnné *počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji* a *hrubý domácí produkt kraje*. Nesoulad týkající se počtu zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu může být způsobem například strukturální nezaměstnaností, kdy je na straně poptávky po práci dostatečné množství volných pracovních míst, ale s odlišnými kvalifikačními předpoklady. Na trhu práce se nachází větší množství nezaměstnaných osob s určitou kvalifikací, kterou trh nedokáže absorbovat v nabízeném rozsahu. Naopak zde může být vyšší poptávka po kvalifikaci, kterou trh není schopen nabídnout v dostatečném rozsahu. Počet zaměstnaných ve stavebnictví tedy může růst, ale zároveň může docházet k propouštění v jiných oborech na trhu práce. Nesoulad týkající se HDP lze vysvětlit například tím, že jeho výše není ovlivněna pouze využitím pracovních zdrojů v Praze, ale na jeho výši působí i celá řada dalších faktorů.

Příkladem může být třeba nárůst minimální mzdy a s tím spojený i nárůst průměrné výše hrubé mzdy, která na jednu stranu způsobí růst HDP, na druhou stranu však dochází k tlaku na zaměstnavatele zvyšovat mzdy, což vede k propouštění a nárůstu nezaměstnanosti. Do Prahy dojíždějí za prací lidé z celé ČR, nejvíce však ze Středočeského kraje, čímž dochází k velkému růstu HDP. Praha je rovněž sídlem velkého množství firem, které se neustále rozrůstají a investují do nových technologií, budov či strojů, což také vede k růstu HDP.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 3 vyplývá, že proměnné počet nezaměstnaných v předchozím období, počet uchazečů na jedno volné místo, hrubý domácí produkt kraje a počet zaměstnaných ve službách jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné počet zaměstnaných ve stavebnictví je statisticky významný na hladině $\alpha = 0,05$. Parametr konstanty a proměnné počet volných míst je významný na hladině $\alpha = 0,1$. Parametr proměnné počet nezaměstnaných absolventů není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $9,39e-13$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,982 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v hlavním městě Praha jsou z 98,2 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 5,8393

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 5,8393) = 0,970381$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 3,76307$

s p-hodnotou = 0,152356

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,29243

p-hodnota = $P(F(1,15) > 1,29243) = 0,273437$

Dle uvedených výstupů ze SW Gretl nelze zamítnout žádnou nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nevyskytuje se zde ani autokorelace reziduí.

5.2.2 Jihočeský kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; y_{1(t-1)}; x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \beta_1 y_{1(t-1)} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{3t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{4t} – počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství v kraji (tis. osob)

x_{5t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

x_{6t} – podíl městského obyvatelstva v kraji (%)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Po sestavení korelační matice v SW Gretl a po posouzení párových korelačních koeficientů, které jsou přílohou č. 18, bylo zjištěno, že se v modelu nevyskytuje vysoká multikolinearita a model lze odhadnout.

Tabulka 5 – Jihočeský kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	26553,7	16249,5	1,6341	0,12175	
Zpozdn_nezam_UP	0,15674	0,0364301	4,3025	0,00055	***
Zamest_staveb	-5,18298	45,452	-0,1140	0,91063	
Nez_zeny	1,5269	0,101776	15,0026	<0,00001	***
Uchazeci_1misto	247,407	45,5206	5,4350	0,00006	***
Zamest_zemed	166,985	53,1205	3,1435	0,00628	***
HDP	0,019885	0,00441869	4,5002	0,00036	***
Podil_mest_obyv	-523,197	224,731	-2,3281	0,03335	**

Střední hodnota závisle proměnné	20291,21
Součet čtverců reziduí	2923268
Koeficient determinace	0,997113
F(7, 16)	789,4868
Logaritmus věrohodnosti	-174,5764
Schwarzovo kritérium	374,5773
rho (koeficient autokorelace)	-0,079380

Sm. odchylka závisle proměnné	6635,286
Sm. chyba regrese	427,4392
Adjustovaný koeficient determinace	0,995850
P-hodnota(F)	4,26e-19
Akaikovo kritérium	365,1529
Hannan-Quinnovo kritérium	367,6532
Durbin-Watsonova statistika	2,146994

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 26553,7x_{0t} + 0,15674y_{1(t-1)} - 5,18298x_{1t} + 1,5269x_{2t} + 247,407x_{3t} + 166,985x_{4t} + 0,019885x_{5t} - 523,197x_{6t} + u_t$$

(16249,5)
(0,0364301)
(45,452)
(0,101776)
(45,5206)
(53,1205)

(0,00441869)
(224,731)

Ekonomická verifikace

Tabulka 6 – Jihočeský kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	26553,7	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 26553,7 osob.
Zpozd_nezam_UP	0,15674	Pokud se počet nezam. v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,15674 osob, ceteris paribus.
Zamest_staveb	-5,18298	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 5,18298 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,5269	Pokud se počet nezaměstnaných žen zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,5269 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	247,407	Zvýší-li se počet uchazečů na jedno místo o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 247,407 osob, ceteris paribus.
Zamest_zemed	166,985	Pokud se počet zaměstnaných v zemědělství zvýší o 1 tis. osob, zvýší se počet nezaměstnaných o 166,985 osob, ceteris paribus.
HDP	0,019885	Zvýší-li se hrubý domácí produkt o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,019885 osob, ceteris paribus.
Podil_mest_obyv	-523,197	Pokud se podíl městského obyvatelstva zvýší o 1 procentní bod, sníží se počet nezaměstnaných o 523,197 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Parametry, které se odchyľují od stanovených předpokladů, jsou parametry proměnné *počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství v kraji* a *hrubý domácí produkt kraje*. Nesoulad týkající se počtu zaměstnaných v zemědělství může být způsobem například strukturální nezaměstnaností, kdy je na straně poptávky po práci dostatečné množství volných pracovních míst, ale s odlišnými kvalifikačními předpoklady, jak již bylo podrobněji popsáno v rámci ekonomické verifikace modelu hlavního města Prahy. Počet zaměstnaných v zemědělství tedy může růst, ale zároveň může docházet k propouštění v jiných oblastech na trhu práce. Nesoulad týkající se HDP lze vysvětlit například stále rostoucí průměrnou výší hrubé mzdy v ČR, jak již bylo rovněž blíže vysvětleno v rámci modelu hlavního města Prahy.

Statistická verifikace

Podle výsledků z tabulky č. 5 lze konstatovat, že všechny proměnné kromě konstanty, podílu městského obyvatelstva a počtu zaměstnaných ve stavebnictví jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné počet zaměstnaných ve stavebnictví je významný na hladině $\alpha = 0,05$. Parametry prvních dvou zmíněných proměnných nejsou statisticky významné na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty 4,26e-19 provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,997 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Jihočeském kraji jsou z 99,7 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 15,9425

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 15,9425) = 0,316898$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 2,00624

s p-hodnotou = 0,366734

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,127087

p-hodnota = $P(F(1,15) > 0,127087) = 0,726436$

Dle výstupů ze SW Gretl lze ve všech případech přijmout nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a není zde přítomna ani autokorelace reziduí.

5.2.3 Jihomoravský kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; x_{1t}; x_{2(t-1)}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

$x_{2(t-1)}$ – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých předchozím období v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – počet nezaměstnaných osob se zdravotním postižením v kraji (osoby)

x_{6t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Po posouzení párových korelačních koeficientů, které jsou přílohou č. 19, bylo zjištěno, že se v modelu nevyskytuje vysoká multikolinearita a model lze odhadnout.

Tabulka 7 – Jihomoravský kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	32341,4	11589,4	2,7906	0,01255	**
Zamest_staveb	-147,286	49,6392	-2,9671	0,00864	***
Zpozd_nez_absolv	0,757378	0,18779	4,0331	0,00086	***
Nez_zeny	1,87076	0,128889	14,5145	<0,00001	***
Volna_mista	-0,541602	0,172694	-3,1362	0,00602	***
Nez_postizeni	-0,700607	0,289219	-2,4224	0,02688	**
HDP	0,0242752	0,00663423	3,6591	0,00194	***

Střední hodnota závisle proměnné	75392,25
Součet čtverců reziduí	23796134
Koeficient determinace	0,997856
F(6, 17)	1318,636
Logaritmus věrohodnosti	-199,7383
Schwarzovo kritérium	421,7229
rho (koeficient autokorelace)	-0,260699

Sm. odchylka závisle proměnné	21966,91
Sm. chyba regrese	1183,120
Adjustovaný koeficient determinace	0,997099
P-hodnota(F)	1,03e-21
Akaikovo kritérium	413,4766
Hannan-Quinnovo kritérium	415,6643
Durbin-Watsonova statistika	2,496936

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{**}{32341,4}x_{0t} - \underset{***}{147,286}x_{1t} + \underset{***}{0,757378}x_{2(t-1)} + \underset{***}{1,87076}x_{3t} - \underset{***}{0,541602}x_{4t} - \underset{**}{0,700607}x_{5t} \\ (11589,4) \quad (49,6392) \quad (0,18779) \quad (0,128889) \quad (0,172694) \quad (0,289219) \\ + \underset{***}{0,0242752}x_{6t} + u_t \\ (0,00663423)$$

Ekonomická verifikace

Tabulka 8 – Jihomoravský kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	32341,4	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 32341,4 osob.
Zamest_staveb	-147,286	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 147,286 osob, ceteris paribus.
Zpozd_nez_absolv	0,757378	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,757378 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,87076	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,87076 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,541602	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,541602 osob, ceteris paribus.
Nez_postizeni	-0,700607	Zvýší-li se počet nezaměstnaných se zdravotním postižením o 1 osobu, sníží se počet nezaměstnaných o 0,700607 osob, ceteris paribus.
HDP	0,0242752	Pokud se hrubý domácí produkt zvýší o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0242752 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Parametry, které se odchyľují od stanovených předpokladů, jsou parametry proměnné *počet nezaměstnaných osob se zdravotním postižením a hrubý domácí produkt kraje*. Nesoulad týkající se počtu nezaměstnaných osob se zdravotním postižením (dále jen „OZP“) lze vysvětlit například tak, že dle § 81 Zákona o zaměstnanosti mají zaměstnavatelé s více než 25 zaměstnanci v pracovním poměru možnost rozhodnout se, zda budou zaměstnávat OZP v pracovním poměru nebo zda budou odebírat výrobky či služby od tzv. chráněných dílen anebo zda budou odvádět určitou finanční částku do státního rozpočtu. Z toho tedy vyplývá, že pokud zaměstnavatel nechce zaměstnávat OZP, např. z důvodu nutné úpravy pracovních podmínek a pracovní doby, zvolí možnost odvodu do státního rozpočtu a raději zaměstná osoby bez zdravotního postižení. Dle údajů z ČSÚ je v Jihomoravském kraji dlouhodobě druhý nejvyšší počet uchazečů se zdravotním postižením v ČR. Nesoulad týkající se HDP může být způsoben například tím, že Jihomoravský kraj zčásti sousedí se Slovenskem, kde je dlouhodobě výrazně nižší průměrná hrubá mzda než v ČR, proto jsou Slováci ochotni dojíždět za prací do Jihomoravského kraje. V Jihomoravském kraji tak díky lidem ze Slovenska roste HDP, ale obyvatelé Jihomoravského kraje nemohou najít zaměstnání, proto počet nezaměstnaných roste. Dalším důvodem může být také zvyšování průměrné výše hrubé mzdy v ČR, jak již bylo blíže vysvětleno v rámci modelu hlavního města Prahy.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 7 vyplývá, že všechny proměnné kromě konstanty a počtu nezaměstnaných se zdravotním postižením jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametry dvou zmíněných proměnných jsou statisticky významné na hladině $\alpha = 0,05$. Dle p-hodnoty $1,03e-21$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,998 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Jihomoravském kraji jsou z 99,8 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 12,2876

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 12,2876) = 0,422866$

Test normality reziduí -
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,60687
s p-hodnotou = 0,271597

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,27833
p-hodnota= $P(F(1,16)>1,27833)=0,27487$

Dle výstupů ze SW Gretl lze ve všech případech přijmout nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a není zde přítomna ani autokorelace reziduí.

5.2.4 Karlovarský kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; y_{1(t-1)}; x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \beta_1 y_{1(t-1)} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{6t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná: u_t – náhodná složka (reziduum)

Před odhadem parametrů byla v SW Gretl sestavena korelační matice, z níž vyplývá, že se v modelu nevyskytují žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími či predeterminovanými proměnnými a model bylo možné odhadnout. Matice je součástí přílohy č. 20.

Tabulka 9 – Karlovarský kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	3837,93	2077,18	1,8477	0,08322	*
Zpozd_nezam_UP	0,0610054	0,0343154	1,7778	0,09445	*
Zamest_staveb	-60,3997	25,3113	-2,3863	0,02972	**
Nez_absolv	0,573057	0,23656	2,4225	0,02765	**
Nez_zeny	1,92193	0,141631	13,5700	<0,00001	***
Volna_mista	0,221235	0,11627	1,9028	0,07522	*
Uchazeci_1misto	58,3736	17,6341	3,3103	0,00442	***
HDP	-0,0206255	0,0159915	-1,2898	0,21546	

Sřední hodnota závisle proměnné	13879,13
Součet čtverců reziduí	1117116
Koeficient determinace	0,998014
F(7, 16)	1148,474
Logaritmus věrohodnosti	-163,0330
Schwarzovo kritérium	351,4905
rho (koeficient autokorelace)	0,292164

Sm. odchylka závisle proměnné	4945,003
Sm. chyba regrese	264,2343
Adjustovaný koeficient determinace	0,997145
P-hodnota(F)	2,14e-20
Akaikovo kritérium	342,0660
Hannan-Quinnovo kritérium	344,5663
Durbin-Watsonova statistika	1,413019

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{(2077,18)}{*} 3837,93x_{0t} + \underset{(0,0343154)}{*} 0,0610054y_{1(t-1)} - \underset{(25,3113)}{**} 60,3997x_{1t} + \underset{(0,23656)}{**} 0,573057x_{2t} + \underset{(0,141631)}{***} 1,92193x_{3t} + \underset{(0,11627)}{*} 0,221235x_{4t} + \underset{(17,6341)}{***} 58,3736x_{5t} - \underset{(0,0159915)}{**} 0,0206255x_{6t} + u_t$$

Ekonometrická verifikace

Tabulka 10 – Karlovarský kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	3837,93	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 3837,93 osob/rok.
Zpozd_nezam_UP	0,0610054	Pokud se počet nezam. v předchozím období zvýší o 1 osobu, vzroste počet nezaměstnaných v současném období o 0,0610054 osob, ceteris paribus.
Zamest_staveb	-60,3997	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 60,3997 osob, ceteris paribus.
Nez_absolv	0,573057	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,573057 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,92193	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,92193 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	0,221235	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,221235 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	58,3736	Zvýší-li se počet uchazečů na jedno místo o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 58,3736 osob, ceteris paribus.
HDP	-0,0206255	Pokud se hrubý domácí produkt zvýší o 1 mil. Kč, sníží se počet nezaměstnaných o 0,0206255 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *počet volných míst v kraji*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat opačným směrem než počet volných míst v kraji. Tento nesoulad může být způsobem například strukturální nezaměstnaností, kdy je na straně poptávky po práci dostatečné množství volných pracovních míst, ale s odlišnými kvalifikačními předpoklady. Na trhu práce se nachází větší množství nezaměstnaných osob s určitou kvalifikací, kterou trh nedokáže absorbovat v nabízeném rozsahu. Naopak zde může být vyšší poptávka po kvalifikaci, kterou trh není schopen nabídnout v dostatečném rozsahu. Dle poznatků z teoretické části práce se může jednat o prostorovou uzavřenost Karlovarského kraje, kde vzniká profesní nerovnováha s dislokací volných pracovních míst.

Statistická verifikace

Podle výsledků z tabulky č. 9 lze konstatovat, že na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ jsou statisticky významné proměnné počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu, počet nezaměstnaných absolventů, počet nezaměstnaných žen a počet uchazečů na jedno volné místo, z nichž poslední dvě jsou významné i na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Konstanta, počet nezaměstnaných v předchozím období a počet volných míst jsou statisticky významné na hladině $\alpha = 0,1$. Parametr proměnné HDP není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $2,14e-20$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koefficient determinace 0,998 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Karlovarském kraji jsou z 99,8 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 15,7642

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 15,7642) = 0,327983$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 0,14575

s p-hodnotou = 0,929717

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,77021

p-hodnota = $P(F(1,15) > 1,77021) = 0,20323$

Dle uvedených výstupů ze SW Gretl nelze zamítnout žádnou nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nevyskytuje se zde ani autokorelace reziduí.

5.2.5 Královehradecký kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; x_{1t}; x_{2(t-1)}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

x_{1t} – počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství v kraji (tis. osob)

$x_{2(t-1)}$ – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých předchozím období v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{6t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Po sestavení korelační matice v SW Gretl a po posouzení párových korelačních koeficientů, které jsou přílohou č. 21, bylo zjištěno, že se v modelu nevyskytuje vysoká multikolinearita a model lze odhadnout.

Tabulka 11 – Královehradecký kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	268,257	1649,43	0,1626	0,87272	
Zamest_zemed	-149,315	120,248	-1,2417	0,23120	
Zpozd_nez_absolv	1,03113	0,31267	3,2978	0,00425	***
Nez_zeny	1,52184	0,140594	10,8244	<0,00001	***
Volna_mista	-0,164766	0,0841468	-1,9581	0,06684	*
Uchazeci_1misto	151,65	28,0084	5,4144	0,00005	***
HDP	0,0153881	0,00431355	3,5674	0,00237	***

Střední hodnota závisle proměnné	17959,54
Součet čtverců reziduí	2691863
Koeficient determinace	0,996745
F(6, 17)	867,5484
Logaritmus věrohodnosti	-173,5868
Schwarzovo kritérium	369,4200
rho (koeficient autokorelace)	0,254042

Sm. odchylka závisle proměnné	5996,096
Sm. chyba regrese	397,9257
Adjustovaný koeficient determinace	0,995596
P-hodnota(F)	3,57e-20
Akaikovo kritérium	361,1736
Hannan-Quinnovo kritérium	363,3614
Durbin-Watsonova statistika	1,414735

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 268,257x_{0t} - 149,315x_{1t} + 1,03113x_{2(t-1)} + 1,52184x_{3t} - 0,164766x_{4t} + 151,65x_{5t} + 0,0153881x_{6t} + u_t$$

(1649,43)
(120,248)
(0,31267)
(0,140594)
(0,0841468)
(28,0084)

*

(0,00431355)

Ekonomická verifikace

Tabulka 12 – Královehradecký kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	268,257	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 268,257 osob.
Zamest_zemed	-149,315	Zvýší-li se počet zaměstnaných v zemědělství o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 149,315 osob, ceteris paribus.
Zpozdz_nez_absolv	1,03113	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 1,03113 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,52184	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,52184 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,164766	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,164766 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	151,65	Zvýší-li se počet uchazečů o jedno místo o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 151,65 osob, ceteris paribus.
HDP	0,0153881	Pokud se hrubý domácí produkt zvýší o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0153881 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *hrubý domácí produkt kraje*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat opačným směrem než hrubý domácí produkt kraje. Tento nesoulad může být způsoben například tím, že Královehradecký kraj sousedí s Polskem, kde je dlouhodobě nižší až vyrovnaná průměrná hrubá mzda jako v České republice, proto jsou Poláci ochotni pracovat raději v Královehradeckém kraji. V tomto kraji tak díky lidem z Polska roste HDP, ale obyvatelé Královehradeckého kraje nemohou najít zaměstnání, proto počet nezaměstnaných roste. Dalším důvodem může být také zvyšování průměrné výše hrubé mzdy v ČR, jak již bylo blíže vysvětleno v rámci hlavního města Prahy.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 11 vyplývá, že proměnné počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období, počet nezaměstnaných žen, počet uchazečů na jedno volné místo

a hrubý domácí produkt kraje jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné počet volných míst je významný na hladině $\alpha = 0,1$. Parametr konstanty a proměnné počet zaměstnaných v zemědělství není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $3,57e-20$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,997 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Královehradeckém kraji jsou z 99,7 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 10,1899

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 10,1899) = 0,599302$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 0,50307

s p-hodnotou = 0,777606

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,35065

p-hodnota = $P(F(1,16) > 1,35065) = 0,262208$

Dle výstupů ze SW Gretl lze ve všech případech přijmout nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a není zde přítomna ani autokorelace reziduí.

5.2.6 Liberecký kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; x_{1t}; x_{2(t-1)}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

$x_{2(t-1)}$ – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých předchozím období v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{6t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Po posouzení párových korelačních koeficientů, které jsou přílohou č. 22, bylo zjištěno, že se v modelu nevyskytuje vysoká multikolinearita a model lze odhadnout.

Tabulka 13 – Liberecký kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam_UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1655,37	1685,67	0,9820	0,33986	
Zamest_staveb	-28,9832	15,4852	-1,8717	0,07856	*
Zpozd_nez_absolv	0,530564	0,15438	3,4367	0,00315	***
Nez_zeny	1,70378	0,0735098	23,1775	<0,00001	***
Volna_mista	-0,0303415	0,0703045	-0,4316	0,67148	
Uchazeci_1misto	130,147	21,1228	6,1615	0,00001	***
HDP	0,0136716	0,00552968	2,4724	0,02428	**

Střední hodnota závisle proměnné	17471,21
Součet čtverců reziduí	1150309
Koeficient determinace	0,998522
F(6, 17)	1914,554
Logaritmus věrohodnosti	-163,3844
Schwarzovo kritérium	349,0151
rho (koeficient autokorelace)	-0,044476

Sm. odchylka závisle proměnné	5817,673
Sm. chyba regrese	260,1254
Adjustovaný koeficient determinace	0,998001
P-hodnota(F)	4,35e-23
Akaikovo kritérium	340,7687
Hannan-Quinnovo kritérium	342,9565
Durbin-Watsonova statistika	2,040689

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 1655,37x_{0t} - 28,9832x_{1t} + 0,530564x_{2(t-1)} + 1,70378x_{3t} - 0,0303415x_{4t} + 130,147x_{5t} + 0,0136716x_{6t} + u_t$$

(1685,67)
(15,4852)
(0,15438)
(0,0735098)
(0,0703045)
(21,1228)

Ekonomická verifikace

Tabulka 14 – Liberecký kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	1655,37	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 1 655,37 osob.
Zamest_staveb	-28,9832	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 28,9832 osob, ceteris paribus.
Zpozd_nez_absolv	0,530564	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,530564 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,70378	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,70378 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,0303415	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,0303415 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	130,147	Zvýší-li se počet uchazečů na jedno místo o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 130,147 osob, ceteris paribus.
HDP	0,0136716	Pokud se hrubý domácí produkt zvýší o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0136716 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *hrubý domácí produkt kraje*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat opačným směrem než hrubý domácí produkt kraje. Tento nesoulad může být způsoben například tím, že Liberecký kraj sousedí s Ústeckým krajem, který dlouhodobě vykazuje jednu z nejvyšších nezaměstnaností v České republice. Lidé z Ústeckého kraje jsou díky nedostatku práce ochotni dojíždět do zaměstnání, např. do Libereckého kraje, větší vzdálenost a pracovat za nižší mzdu než například lidé z Libereckého kraje. V Libereckém kraji pak není dostatek volných pracovních míst pro místní obyvatele. Dalším důvodem může být fakt, že v sousedním Polsku je dlouhodobě nižší až vyrovnaná průměrná hrubá mzda jako v České republice, proto jsou i Poláci ochotni pracovat raději v Libereckém kraji. V Libereckém kraji tak díky lidem z Ústeckého kraje a z Polska roste HDP, ale obyvatelé Libereckého kraje nemohou najít zaměstnání, proto počet nezaměstnaných roste.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 13 vyplývá, že proměnné počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období, počet nezaměstnaných žen a počet uchazečů na jedno volné místo jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné HDP je statisticky významný na hladině $\alpha = 0,05$. Proměnná počet zaměstnaných ve stavebnictví je významná na hladině $\alpha = 0,1$. Parametr konstanty a proměnné počet volných míst není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $4,35e-23$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,998 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Libereckém kraji jsou z 99,8 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 11,3821

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 11,3821) = 0,496486$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 1,33072$

s p-hodnotou = 0,514087

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,0343189

p-hodnota = $P(F(1,16) > 0,0343189) = 0,855358$

Dle uvedených výstupů ze SW Gretl nelze zamítnout žádnou nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nevyskytuje se zde ani autokorelace reziduí.

5.2.7 Moravskoslezský kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; x_{1t}; x_{2(t-1)}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

$x_{2(t-1)}$ – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých předchozím období v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – podíl městského obyvatelstva v kraji (%)

x_{6t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Před odhadem parametrů byla v SW Gretl sestavena korelační matice, z níž vyplývá, že se v modelu nevyskytují žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími či predeterminovanými proměnnými a model bylo možné odhadnout. Matice je součástí přílohy č. 23.

Tabulka 15 – Moravskoslezský kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	247374	41181,1	6,0070	0,00001	***
Zamest_staveb	-33,6364	31,6132	-1,0640	0,30221	
Zpozdz_nez_absolv	0,599011	0,175472	3,4137	0,00331	***
Nez_zeny	1,7163	0,0790878	21,7011	<0,00001	***
Volna_mista	-0,527484	0,158793	-3,3218	0,00404	***
Podil_mest_obyv	-3031,92	602,87	-5,0291	0,00010	***
Uchazeci_1misto	102,78	39,8021	2,5823	0,01938	**

Střední hodnota závisle proměnné	75392,25
Součet čtverců reziduí	23186801
Koeficient determinace	0,997911
F(6, 17)	1353,363
Logaritmus věrohodnosti	-199,4270
Schwarzovo kritérium	421,1004
rho (koeficient autokorelace)	0,056385

Sm. odchylka závisle proměnné	21966,91
Sm. chyba regrese	1167,874
Adjustovaný koeficient determinace	0,997173
P-hodnota(F)	8,24e-22
Akaikovo kritérium	412,8540
Hannan-Quinnovo kritérium	415,0418
Durbin-Watsonova statistika	1,852665

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{***}{247374}x_{0t} - \underset{(31,6132)}{33,6364}x_{1t} + \underset{***}{0,599011}x_{2(t-1)} + \underset{***}{1,7163}x_{3t} - \underset{***}{0,527484}x_{4t} - \underset{***}{3031,92}x_{5t} + \underset{**}{102,78}x_{6t} + u_t$$

(41181,1) (31,6132) (0,175472) (0,0790878) (0,158793) (602,87)

(39,8021)

Ekonomická verifikace

Tabulka 16 – Moravskoslezský kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	247374	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 247374 osob.
Zamest_staveb	-33,6364	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 33,6364 osob, ceteris paribus.
Zpozd_nez_absolv	0,599011	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,599011 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,7163	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,7163 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,527484	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,527484 osob, ceteris paribus.
Podil_mest_obyv	-3031,92	Zvýší-li se podíl městského obyvatelstva o 1 procentní bod, sníží se počet nezaměstnaných o 3031,92 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	102,78	Pokud se počet uchazečů na jedno místo zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 102,78 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Všechny odhadnuté parametry jsou z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení při jednotkových změnách vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou lze dle uvážení považovat za reálnou.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 15 vyplývá, že všechny proměnné kromě počtu zaměstnaných ve stavebnictví a počtu uchazečů na jedno volné místo jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné počet uchazečů o jedno místo je statisticky významný na hladině $\alpha = 0,05$. Parametr proměnné počet zaměstnaných ve stavebnictví není významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $8,24e-22$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,998 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Moravskoslezském kraji jsou z 99,8 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 11,1453

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 11,1453) = 0,51651$

Test normality reziduí -
 Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
 Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,236873
 s p-hodnotou = 0,888308

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -
 Nulová hypotéza: žádná autokorelace
 Testovací statistika: LMF = 0,0537866
 p-hodnota = $P(F(1,16) > 0,0537866) = 0,81954$

Dle výstupů ze SW Gretl lze ve všech případech přijmout nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a není zde přítomna ani autokorelace reziduí.

5.2.8 Olomoucký kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; y_{1(t-1)}; x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \beta_1 y_{1(t-1)} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

x_{6t} – míra inflace v České republice (%)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Před odhadem parametrů byla v SW Gretl sestavena korelační matice, z níž vyplývá, že se v modelu nevyskytují žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími či predeterminovanými proměnnými a model bylo možné odhadnout. Matice je součástí přílohy č. 24.

Tabulka 17 – Olomoucký kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam_UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	18130,1	8896,18	2,0380	0,05844	*
Zpozd_nezam_UP	-0,0241446	0,0624065	-0,3869	0,70393	
Zamest_staveb	-106,378	55,7716	-1,9074	0,07459	*
Nez_absolv	1,28724	0,479385	2,6852	0,01626	**
Nez_zeny	1,46103	0,304202	4,8028	0,00020	***
Volna_mista	-0,589857	0,265988	-2,2176	0,04141	**
HDP	0,0243764	0,0109721	2,2217	0,04108	**
CR_inflace	-500,244	175,922	-2,8436	0,01174	**

Střední hodnota závisle proměnné	32211,33
Součet čtverců reziduí	18245757
Koeficient determinace	0,991117
F(7, 16)	255,0270
Logaritmus věrohodnosti	-196,5512
Schwarzovo kritérium	418,5268
rho (koeficient autokorelace)	0,156184

Sm. odchylka závisle proměnné	9450,106
Sm. chyba regrese	1067,876
Adjustovaný koeficient determinace	0,987231
P-hodnota(F)	3,38e-15
Akaikovo kritérium	409,1024
Hannan-Quinnovo kritérium	411,6027
Durbin-Watsonova statistika	1,547950

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{(8896,18)}{*} 18130,1x_{0t} - \underset{(0,0624065)}{} 0,0241446y_{1(t-1)} - \underset{(55,7716)}{*} 106,378x_{1t} + \underset{(0,479385)}{**} 1,28724x_{2t} + \underset{(0,304202)}{***} 1,46103x_{3t} - \underset{(0,265988)}{**} 0,589857x_{4t} + \underset{(0,0109721)}{**} 0,0243764x_{5t} - \underset{(175,922)}{**} 500,244x_{6t} + u_t$$

Ekonomická verifikace

Tabulka 18 – Olomoucký kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	18130,1	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 18130,1 osob.
Zpozd_nezam_UP	-0,0241446	Pokud se počet nezam. v předchozím období zvýší o 1 osobu, sníží se počet nezaměstnaných v současném období o 0,0241446 osob, ceteris paribus.
Zamest_staveb	-106,378	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 106,378 osob, ceteris paribus.
Nez_absolv	1,28724	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,28724 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,46103	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,46103 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,589857	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,589857 osob, ceteris paribus.
HDP	0,0243764	Zvýší-li se hrubý domácí produkt o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0243764 osob, ceteris paribus.
CR_inflace	-500,244	Pokud se míra inflace zvýší o 1 procentní bod/rok, sníží se počet nezaměstnaných o 500,244 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Parametry, které se odchyľují od stanovených předpokladů, jsou parametry proměnné *počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji* a *hrubý domácí produkt kraje*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat stejným směrem jako počet nezaměstnaných v předchozím období a opačným směrem než HDP kraje. Nesoulad týkající

se počtu nezaměstnaných v předchozím období může být způsobem tím, že pro odhad byla použita roční data a nezaměstnaní z předchozího období si během této doby našli nové zaměstnání. Tato skutečnost může signalizovat i vyšší výskyt frikční nezaměstnanosti v Olomouckém kraji, kdy si lidé našli novou práci rychleji, než kdyby se jednalo o strukturální či cyklickou nezaměstnanost. Co se týká nesouladu v rámci HDP, i zde je možné vysvětlit rozpor, stejně jako v Libereckém kraji, v souvislosti se sousedním Polskem a s krajem vykazujícím jednu z nejvyšších nezaměstnaností v ČR, a to s Moravskoslezským krajem. Lidé z Moravskoslezského kraje a z Polska jezdí pracovat do Olomouckého kraje, čímž roste jeho HDP, ale pro obyvatele Olomouckého kraje zde není dostatek volných míst, čímž dochází k růstu nezaměstnanosti. Podrobněji vysvětleno v ekonomické verifikaci Libereckého kraje.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 17 vyplývá, že kromě konstanty, počtu nezaměstnaných v předchozím období a počtu zaměstnaných ve stavebnictví jsou parametry všech proměnných statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Proměnná počet nezaměstnaných žen v kraji je statisticky významná i na hladině $\alpha = 0,01$. Konstanta a počet zaměstnaných ve stavebnictví jsou statisticky významné na hladině $\alpha = 0,1$. Dle p-hodnoty $3,38e-15$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,991 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Olomouckém kraji jsou z 99,1 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 15,9553

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 15,9553) = 0,316112$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 2,02036$

s p-hodnotou = 0,364154

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,517742

p-hodnota = $P(F(1,15) > 0,517742) = 0,482868$

Dle uvedených výstupů ze SW Gretl nelze zamítnout žádnou nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nevyskytuje se zde ani autokorelace reziduí.

5.2.9 Pardubický kraj

Formulace ekonomického modelu:

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

Zápis ekonometrického modelu:

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

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{3t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Před odhadem parametrů byla v SW Gretl sestavena korelační matice, z níž vyplývá, že se v modelu nevyskytují žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími či predeterminovanými proměnnými a model bylo možné odhadnout. Matice je součástí přílohy č. 25.

Tabulka 19 – Pardubický kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6867,5	3281,32	2,0929	0,05166	*
Zpozdn_nezam_UP	0,0307026	0,0425336	0,7218	0,48020	
Zamest_staveb	-84,2285	31,0951	-2,7087	0,01490	**
Nez_zeny	1,56806	0,143068	10,9603	<0,00001	***
Uchazeci_1misto	255,557	55,6901	4,5889	0,00026	***
Volna_mista	-0,0668155	0,0256632	-2,6036	0,01854	**
HDP	0,029904	0,00515283	5,8034	0,00002	***

Střední hodnota závisle proměnné	18960,63
Součet čtverců reziduí	3441289
Koeficient determinace	0,996145
F(6, 17)	732,1251
Logaritmus věrohodnosti	-176,5342
Schwarzovo kritérium	375,3147
rho (koeficient autokorelace)	-0,018333

Sm. odchylka závisle proměnné	6229,873
Sm. chyba regrese	449,9208
Adjustovaný koeficient determinace	0,994784
P-hodnota(F)	1,50e-19
Akaikovo kritérium	367,0683
Hannan-Quinnovo kritérium	369,2561
Durbin-Watsonova statistika	2,005260

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{*}{6867,5}x_{0t} + \underset{(0,0425336)}{0,0307026}y_{1(t-1)} - \underset{(31,0951)}{84,2285}x_{1t} + \underset{(0,143068)}{1,56806}x_{2t} + \underset{(55,6901)}{255,557}x_{3t} - \underset{(0,0256632)}{0,0668155}x_{4t} + \underset{(0,00515283)}{0,029904}x_{5t} + u_t$$

Ekonomická verifikace

Tabulka 20 – Pardubický kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	6867,5	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 6867,5 osob.
Zpozd_nezam_UP	0,0307026	Pokud se počet nezam. v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,0307026 osob, ceteris paribus.
Zamest_staveb	-84,2285	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 84,2285 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,56806	Pokud se počet nezaměstnaných žen zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,56806 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	255,557	Zvýší-li se počet uchazečů na jedno místo o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 255,557 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,0668155	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,0668155 osob, ceteris paribus.
HDP	0,029904	Zvýší-li se hrubý domácí produkt o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,029904 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *hrubý domácí produkt kraje*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat opačným směrem než hrubý domácí produkt kraje. Výše hrubého domácího produktu není ovlivněna pouze využitím pracovních zdrojů v Pardubickém kraji, ale na jeho výši působí i celá řada dalších faktorů, jako například stále rostoucí průměrná hrubá mzda v České republice, jak již bylo blíže vysvětleno v rámci hlavního města Prahy.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 19 vyplývá, že parametry proměnných počet nezaměstnaných žen, počet uchazečů na 1 místo a HDP jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Proměnné počet zaměstnaných ve stavebnictví a počet volných míst jsou statisticky významné na hladině $\alpha = 0,05$. Parametr konstanty je významný na hladině $\alpha = 0,1$. Parametr proměnné počet nezaměstnaných v přechodném období není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $1,50e-19$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,996 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Pardubickém kraji jsou z 99,6 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 10,2219

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 10,2219) = 0,596499$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 8,56675$

s p-hodnotou = 0,013796

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,00759335

p-hodnota = $P(F(1,16) > 0,00759335) = 0,93164$

Dle výstupů ze SW Gretl lze přijmout nulovou hypotézu o nepřítomnosti heteroskedasticity a autokorelace reziduí. Nelze ovšem přijmout nulovou hypotézu o normálním rozdělení náhodné složky. Normalita reziduí není splněna z důvodu malého rozsahu datového souboru, který zahrnuje pouze 24 pozorování. U takovýchto souborů je však jiný charakter rozdělení přípustný.

5.2.10 Plzeňský kraj

Formulace ekonomického modelu:

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

Zápis ekonometrického modelu:

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

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{5t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Po posouzení párových korelačních koeficientů, které jsou přílohou č. 26, bylo zjištěno, že se v modelu nevyskytuje vysoká multikolinearita a model lze odhadnout.

Tabulka 21 – Plzeňský kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam_UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	3401,01	1948,19	1,7457	0,09890	*
Zpozd_nezam_UP	0,0729028	0,0193373	3,7701	0,00153	***
Zamest_staveb	-44,5529	16,8664	-2,6415	0,01714	**
Nez_absolv	0,201165	0,179346	1,1217	0,27760	
Nez_zeny	1,65903	0,0670492	24,7435	<0,00001	***
Uchazeci_1misto	207,701	31,3884	6,6171	<0,00001	***
HDP	0,00875139	0,00180219	4,8560	0,00015	***

Střední hodnota závisle proměnné	18169,25
Součet čtverců reziduí	922590,7
Koeficient determinace	0,998831
F(6, 17)	2420,413
Logaritmus věrohodnosti	-160,7372
Schwarzovo kritérium	343,7207
rho (koeficient autokorelace)	0,150881

Sm. odchylka závisle proměnné	5857,207
Sm. chyba regrese	232,9593
Adjustovaný koeficient determinace	0,998418
P-hodnota(F)	5,94e-24
Akaikovo kritérium	335,4743
Hannan-Quinnovo kritérium	337,6621
Durbin-Watsonova statistika	1,665282

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{*}{3401,01}x_{0t} + \underset{***}{0,0729028}y_{1(t-1)} - \underset{**}{44,5529}x_{1t} + \underset{***}{0,201165}x_{2t} + \underset{***}{1,65903}x_{3t} + \underset{***}{207,701}x_{4t} + \underset{***}{0,00875139}x_{5t} + u_t$$

(1948,19)
(0,0193373)
(16,8664)
(0,179346)
(0,0670492)
(31,3884)

Ekonomická verifikace

Tabulka 22 – Plzeňský kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	3401,01	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 3401,01 osob.
Zpozd_nezam_UP	0,0729028	Pokud se počet nezam. v předchozím období zvýší o 1 osobu, vzroste počet nezaměstnaných v současném období o 0,0729028 osob, ceteris paribus.
Zamest_staveb	-44,5529	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 44,5529 osob, ceteris paribus.
Nez_absolv	0,201165	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,201165 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,65903	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,65903 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	207,701	Pokud se počet uchazečů na jedno místo zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 207,701 osob, ceteris paribus.
HDP	0,00875139	Zvýší-li se hrubý domácí produkt o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,00875139 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *hrubý domácí produkt kraje*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat opačným směrem než hrubý domácí produkt kraje. Výše hrubého domácího produktu není ovlivněna pouze využitím pracovních zdrojů v daném kraji, ale na jeho výši působí i celá řada dalších faktorů. Příkladem může být třeba nárůst minimální mzdy a s tím spojený i nárůst průměrné výše hrubé mzdy, jak již bylo blíže vysvětleno v rámci hlavního města Prahy. Rostoucí nezaměstnanost pomáhají snižovat například i firmy, které investují do expanze nebo do nových technologií, budov či strojů, což vede k růstu HDP.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 21 je patrné, že kromě konstanty, počtu zaměstnaných ve stavebnictví a počtu nezaměstnaných absolventů jsou všechny proměnné statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné počet zaměstnaných ve stavebnictví je významný na hladině $\alpha = 0,05$ a konstanta na hladině $\alpha = 0,1$. Parametr proměnné počet nezaměstnaných absolventů není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $5,94e-24$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,999 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Plzeňském kraji jsou z 99,9 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 16,3428

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 16,3428) = 0,176036$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,285318$

s p-hodnotou = 0,86705

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,449284

p-hodnota = $P(F(1,16) > 0,449284) = 0,512234$

Dle uvedených výstupů ze SW Gretl nelze zamítnout žádnou nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nevyskytuje se zde ani autokorelace reziduí.

5.2.11 Středočeský kraj

Formulace ekonomického modelu:

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

Zápis ekonometrického modelu:

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

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji (osoby)

x_{3t} – počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství v kraji (tis. osob)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb (tis. osob)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Před odhadem parametrů byla v SW Gretl sestavena korelační matice, z níž vyplývá, že se v modelu nevyskytují žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími či predeterminovanými proměnnými a model bylo možné odhadnout. Matice je součástí přílohy č. 27.

Tabulka 23 – Středočeský kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam UP

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	64756,9	21963	2,9485	0,00899	***
Zpozd_nezam_UP	0,0771386	0,0818719	0,9422	0,35929	
Zamest_staveb	-263,746	78,9103	-3,3423	0,00386	***
Nez_absolv	2,51998	0,544208	4,6306	0,00024	***
Zamest_zemed	-733,094	135,948	-5,3925	0,00005	***
Volna_mista	-0,666034	0,0689055	-9,6659	<0,00001	***
Zamest_sluzby	132,814	23,5016	5,6513	0,00003	***

Střední hodnota závisle proměnné	39359,50
Součet čtverců reziduí	63864739
Koeficient determinace	0,981434
F(6, 17)	149,7779
Logaritmus věrohodnosti	-211,5852
Schwarzovo kritérium	445,4168
rho (koeficient autokorelace)	-0,221036

Sm. odchylka závisle proměnné	12229,57
Sm. chyba regrese	1938,234
Adjustovaný koeficient determinace	0,974882
P-hodnota(F)	9,28e-14
Akaikovo kritérium	437,1704
Hannan-Quinnovo kritérium	439,3582
Durbin-Watsonova statistika	2,438283

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{***}{64756,9}x_{0t} + \underset{(0,0818719)}{0,0771386}y_{1(t-1)} - \underset{***}{263,746}x_{1t} + \underset{***}{2,51998}x_{2t} - \underset{***}{733,094}x_{3t} - \underset{***}{0,666034}x_{4t} + \underset{***}{132,814}x_{5t} + u_t$$

(21963) (0,0818719) (78,9103) (0,544208) (135,948) (0,0689055)

(23,5016)

Ekonomická verifikace

Tabulka 24 – Středočeský kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	64756,9	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 64756,9 osob.
Zpozd_nezam_UP	0,0771386	Pokud se počet nezam. v předchozím období zvýší o 1 osobu, vzroste počet nezaměstnaných v současném období o 0,0771386 osob, ceteris paribus.
Zamest_staveb	-263,746	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 263,746 osob, ceteris paribus.
Nez_absolv	2,51998	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 2,51998 osob, ceteris paribus.
Zamest_zemed	-733,094	Zvýší-li se počet zaměstnaných v zemědělství o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 733,094 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,666034	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných v kraji o 0,666034 osob, ceteris paribus.
Zamest_sluzby	132,814	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve službách o 1 tis. osob, zvýší se počet nezaměstnaných v kraji o 132,814 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb*. Tento nesoulad může být způsobem například strukturální nezaměstnaností, kdy je na straně poptávky po práci dostatečné množství volných pracovních míst, ale s odlišnými kvalifikačními předpoklady. Na trhu práce se nachází větší množství nezaměstnaných osob s určitou kvalifikací, kterou trh nedokáže absorbovat v nabízeném rozsahu. Naopak zde může být vyšší poptávka po kvalifikaci, kterou trh není schopen nabídnout v dostatečném rozsahu. Počet zaměstnaných ve službách tedy může růst, ale zároveň může docházet k propouštění v jiných oborech na trhu práce.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 23 vyplývá, že všechny proměnné kromě počtu nezaměstnaných v předchozím období jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné *počet nezaměstnaných v předchozím období* není významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $9,28e-14$ provedeného F-testu lze

vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,981 udává, že změny v počtu nezaměstnaných ve Středočeském kraji jsou z 98,1 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 15,7745

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 15,7745) = 0,201785$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,485767$

s p-hodnotou = 0,784363

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,917885

p-hodnota = $P(F(1,16) > 0,917885) = 0,352285$

Dle výstupů ze SW Gretl lze ve všech případech přijmout nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a není zde přítomna ani autokorelace reziduí.

5.2.12 Ústecký kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; x_{1t}; x_{2(t-1)}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t}; x_{7t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + \gamma_7 x_{7t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

$x_{2(t-1)}$ – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých předchozím období v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – minimální mzda v ČR (Kč)

x_{6t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

x_{7t} – trvalý pobyt cizinců v ČR (osoby)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Po posouzení párových korelačních koeficientů, které jsou přílohou č. 28, bylo zjištěno, že se v modelu vyskytuje vysoká korelace mezi proměnnými hrubý domácí produkt kraje a počet cizinců s trvalým pobytem v ČR, mezi minimální mzdou v ČR a počtem cizinců

v ČR a mezi hrubým domácím produktem kraje a minimální mzdou v ČR. Vzhledem k tomu, že jsou všechny proměnné statisticky významné, je možné vysokou korelaci v modelu ignorovat.

Tabulka 25 – Ústecký kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam_UP

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	28695,6	9350,63	3,0688	0,00734	***
Zamest_staveb	-103,7	40,3364	-2,5709	0,02052	**
Zpozd_nez_absolv	0,754648	0,218955	3,4466	0,00332	***
Nez_zeny	1,59397	0,115046	13,8551	<0,00001	***
Volna_mista	-1,07795	0,196137	-5,4959	0,00005	***
CR_min_mzda	1,84629	0,453192	4,0740	0,00088	***
HDP	-0,077412	0,0208986	-3,7042	0,00193	***
CR_cizinci	0,0177638	0,00694838	2,5565	0,02112	**

Střední hodnota závisle proměnné	55215,88
Součet čtverců reziduí	8006504
Koeficient determinace	0,998564
F(7, 16)	1589,614
Logaritmus věrohodnosti	-186,6671
Schwarzovo kritérium	398,7585
rho (koeficient autokorelace)	-0,001431

Sm. odchylka závisle proměnné	15570,57
Sm. chyba regrese	707,3942
Adjustovaný koeficient determinace	0,997936
P-hodnota(F)	1,60e-21
Akaikovo kritérium	389,3341
Hannan-Quinnovo kritérium	391,8344
Durbin-Watsonova statistika	1,922075

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{***}{28695,6}x_{0t} - \underset{**}{103,7}x_{1t} + \underset{***}{0,754648}x_{2(t-1)} + \underset{***}{1,59397}x_{3t} - \underset{***}{1,07795}x_{4t} + \underset{***}{1,84629}x_{5t} - \underset{***}{0,077412}x_{6t} + \underset{**}{0,0177638}x_{7t} + u_t$$

(9350,63)
(40,3364)
(0,218955)
(0,115046)
(0,196137)
(0,453192)

(0,0208986)
(0,00694838)

Ekonomická verifikace

Všechny odhadnuté parametry jsou z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení při jednotkových změnách vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou lze dle uvážení považovat za reálnou.

Tabulka 26 – Ústecký kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	28695,6	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 28695,6 osob.
Zamest_staveb	-103,7	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 103,7 osob, ceteris paribus.
Zpozd_nez_absolv	0,754648	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,754648 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,59397	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,59397 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-1,07795	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 1,07795 osob, ceteris paribus.
CR_min_mzda	1,84629	Zvýší-li se minimální mzda v ČR o 1 Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,84629 osob, ceteris paribus.
HDP	-0,077412	Pokud se hrubý domácí produkt kraje zvýší o 1 mil. Kč, sníží se počet nezaměstnaných o 0,077412 osob, ceteris paribus.
CR_cizinci	0,0177638	Zvýší-li se počet cizinců s trvalým pobytem v ČR o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0177638 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Statistická verifikace

Podle výsledků z tabulky č. 25 lze konstatovat, že všechny proměnné kromě počtu zaměstnaných ve stavebnictví a počtu cizinců s trvalým pobytem v ČR jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametry dvou zmíněných proměnných jsou statisticky významné na hladině $\alpha = 0,05$. Dle p-hodnoty $1,60e-21$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,999 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Ústeckém kraji jsou z 99,9 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 15,3995

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 15,3995) = 0,351403$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 3,55403

s p-hodnotou = 0,169142

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = $4,1173e-005$

p-hodnota = $P(F(1,15) > 4,1173e-005) = 0,99496$

Dle uvedených výstupů ze SW Gretl nelze zamítnout žádnou nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nevyskytuje se zde ani autokorelace reziduí.

5.2.13 Kraj Vysočina

Formulace ekonomického modelu:

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

Zápis ekonometrického modelu:

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

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji (osoby)

x_{1t} – počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb (tis. osob)

x_{2t} – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji (osoby)

x_{3t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{4t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji (osoby)

x_{5t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Před odhadem parametrů byla v SW Gretl sestavena korelační matice, z níž vyplývá, že se v modelu nevyskytují žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími či predeterminovanými proměnnými a model bylo možné odhadnout. Matice je součástí přílohy č. 29.

Tabulka 27 – Kraj Vysočina – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam_UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	8612,07	10688,8	0,8057	0,43154	
Zpozd_nezam_UP	0,272637	0,0914798	2,9803	0,00840	***
Zamest_sluzby	-39,6929	114,81	-0,3457	0,73379	
Nez_absolv	2,22875	0,592986	3,7585	0,00157	***
Volna_mista	-0,90609	0,328819	-2,7556	0,01351	**
Uchazeci_1misto	109,746	45,8555	2,3933	0,02851	**
HDP	0,0513999	0,0161992	3,1730	0,00556	***

Střední hodnota závisle proměnné	20292,83
Součet čtverců reziduí	31347767
Koeficient determinace	0,961565
F(6, 17)	70,88426
Logaritmus věrohodnosti	-203,0457
Schwarzovo kritérium	428,3378
rho (koeficient autokorelace)	-0,013072

Sm. odchylka závisle proměnné	5954,923
Sm. chyba regrese	1357,935
Adjustovaný koeficient determinace	0,948000
P-hodnota(F)	4,34e-11
Akaikovo kritérium	420,0914
Hannan-Quinnovo kritérium	422,2792
Durbin-Watsonova statistika	1,998097

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 8612,07x_{0t} + 0,272637y_{1(t-1)} - 39,6929x_{1t} + 2,22875x_{2t} - 0,90609x_{3t} + 109,746x_{4t} + 0,0513999x_{5t} + u_t$$

(10688,8)
(0,0914798)
(114,81)
(0,592986)
(0,328819)
(45,8555)

**
**

(0,0161992)

Ekonomická verifikace

Tabulka 28 – Kraj Vysočina – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const.	8612,07	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 8612,07 osob.
Zpозd_nezam_UP	0,272637	Pokud se počet nezam. v předchozím období zvýší o 1 osobu, vzroste počet nezaměstnaných v současném období o 0,272637 osob, ceteris paribus.
Zamest_sluzby	-39,6929	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve službách o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 39,6929 osob, ceteris paribus.
Nez_absolv	2,22875	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 2,22875 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,90609	Zvýší-li se počet volných míst o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,90609 osob, ceteris paribus.
Uchazeci_1misto	109,746	Pokud se počet uchazečů na jedno místo zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 109,746 osob, ceteris paribus.
HDP	0,0513999	Zvýší-li se hrubý domácí produkt o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0513999 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *hrubý domácí produkt kraje*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat opačným směrem než hrubý domácí produkt kraje. Rozpor směru HDP s ekonomickou teorií byl blíže vysvětlen v rámci ekonomické verifikace modelu hlavního města Prahy.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 27 je patrné, že parametry proměnných počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji, počet nezaměstnaných absolventů a HDP jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametry proměnných počet volných míst a počet uchazečů na jedno místo jsou významné na hladině $\alpha = 0,05$. Konstanta a proměnná počet zaměstnaných ve službách nejsou statisticky významné na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $4,34e-11$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je

statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,961 udává, že změny v počtu nezaměstnaných v Kraji Vysočina jsou z 96,1 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 16,7921

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 16,7921) = 0,157586$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,888935$

s p-hodnotou = 0,641166

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,00407109

p-hodnota = $P(F(1,16) > 0,00407109) = 0,94991$

Dle výstupů ze SW Gretl se ve všech případech přijímá nulová hypotéza. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nedochází zde ani k autokorelaci reziduí.

5.2.14 Zlínský kraj

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t}; x_{1t}; x_{2(t-1)}; x_{3t}; x_{4t}; x_{5t}; x_{6t})$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_0 x_{0t} + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2(t-1)} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + u_t$$

Deklarace proměnných:

Endogenní (vysvětlovaná) proměnná:

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji (osoby)

Exogenní (vysvětlující) proměnné:

x_{0t} – jednotkový vektor

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji (tis. osob)

$x_{2(t-1)}$ – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v předchozím období v kraji (osoby)

x_{3t} – počet nezaměstnaných žen v kraji (osoby)

x_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji (místa)

x_{5t} – podíl městského obyvatelstva v kraji (%)

x_{6t} – hrubý domácí produkt kraje (mil. Kč)

Stochastická proměnná:

u_t – náhodná složka (reziduum)

Po posouzení párových korelačních koeficientů, které jsou přílohou č. 30, bylo zjištěno, že se v modelu nevyskytuje vysoká multikolinearita a model lze odhadnout.

Tabulka 29 – Zlínský kraj – odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24); Závisle proměnná: Nezam_UP

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	47302,9	17252,5	2,7418	0,01390	**
Zamest_staveb	-63,244	34,5982	-1,8280	0,08516	*
Zpozd_nez_absolv	0,248227	0,323823	0,7665	0,45386	
Nez_zeny	1,85627	0,146183	12,6983	<0,00001	***
Volna_mista	-0,42806	0,163966	-2,6107	0,01827	**
Podil_mest_obyv	-662,537	285,331	-2,3220	0,03291	**
HDP	0,0208031	0,00885064	2,3505	0,03108	**

Střední hodnota závisle proměnné	23941,58
Součet čtverců reziduí	10397390
Koeficient determinace	0,993162
F(6, 17)	411,5171
Logaritmus věrohodnosti	-189,8027
Schwarzovo kritérium	401,8517
rho (koeficient autokorelace)	0,253625

Sm. odchylka závisle proměnné	8130,801
Sm. chyba regrese	782,0558
Adjustovaný koeficient determinace	0,990749
P-hodnota(F)	1,95e-17
Akaikovo kritérium	393,6053
Hannan-Quinnovo kritérium	395,7931
Durbin-Watsonova statistika	1,413928

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \underset{**}{47302,9}x_{0t} - \underset{*}{63,244}x_{1t} + \underset{(0,323823)}{0,248227}x_{2(t-1)} + \underset{(0,146183)}{1,85627}x_{3t} - \underset{(0,163966)}{0,42806}x_{4t} - \underset{(285,331)}{662,537}x_{5t} + \underset{(0,00885064)}{0,0208031}x_{6t} + u_t$$

Ekonometrická verifikace

Tabulka 30 – Zlínský kraj – ekonomická verifikace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	47302,9	Budou-li ostatní vlivy nulové, bude počet nezaměstnaných v kraji 47302,9 osob.
Zamest_staveb	-63,244	Zvýší-li se počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných o 63,244 osob, ceteris paribus.
Zpozd_nez_absolv	0,248227	Pokud se počet nezaměstnaných absolventů v předchozím období zvýší o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,248227 osob, ceteris paribus.
Nez_zeny	1,85627	Zvýší-li se počet nezaměstnaných žen o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,85627 osob, ceteris paribus.
Volna_mista	-0,42806	Pokud se počet volných míst zvýší o 1 místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,42806 osob, ceteris paribus.
Podil_mest_obyv	-662,537	Zvýší-li se podíl městského obyvatelstva o 1 procentní bod, sníží se počet nezaměstnaných o 662,537 osob, ceteris paribus.
HDP	0,0208031	Pokud se hrubý domácí produkt zvýší o 1 mil. Kč, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,0208031 osob, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Většina odhadnutých parametrů je z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou

teorií. Intenzitu působení vysvětlujících proměnných lze dle uvážení považovat za reálnou. Jediný parametr, který se odchyluje od stanovených předpokladů, je parametr proměnné *hrubý domácí produkt kraje*. Dle ekonomické teorie by se měl počet nezaměstnaných osob v kraji pohybovat opačným směrem než hrubý domácí produkt kraje. Tento nesoulad může být způsoben například tím, že Zlínský kraj, stejně jako Olomoucký, sousedí s Moravskoslezským krajem, který dlouhodobě vykazuje jednu z nejvyšších nezaměstnaností v České republice. Lidé z Moravskoslezského kraje jsou díky nedostatku práce ochotni dojíždět do zaměstnání, např. do Zlínského kraje, větší vzdálenost a pracovat za nižší mzdu než například lidé ze Zlínského kraje. Ve Zlínském kraji pak není dostatek volných pracovních míst pro místní obyvatele. Dalším důvodem může být fakt, že v sousedním Slovensku je dlouhodobě výrazně nižší průměrná hrubá mzda než v ČR, proto jsou i Slováci ochotni dojíždět za prací do Zlínského kraje. Ve Zlínském kraji tak díky lidem z Moravskoslezského kraje a Slovenska roste HDP, ale obyvatelé Zlínského kraje nemohou najít zaměstnání, proto počet nezaměstnaných roste.

Statistická verifikace

Z výsledků v tabulce č. 29 vyplývá, že parametry proměnných počet nezaměstnaných žen, počet volných míst, podíl městského obyvatelstva, HDP a konstanty jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Proměnná počet nezaměstnaných žen je statisticky významná i na hladině $\alpha = 0,01$. Proměnná počet zaměstnaných ve stavebnictví je významná na hladině $\alpha = 0,1$. Parametr proměnné počet nezaměstnaných absolventů v přechodím období není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. Dle p-hodnoty $1,95e-17$ provedeného F-testu lze vyhodnotit, že model je statisticky významný jako celek. Koeficient determinace 0,993 udává, že změny v počtu nezaměstnaných ve Zlínském kraji jsou z 99,3 % vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných.

Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 12,9905

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(12) > 12,9905) = 0,369734$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 1,50977

s p-hodnotou = 0,470065

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 2,26411

p-hodnota = $P(F(1,16) > 2,26411) = 0,15188$

Dle uvedených výstupů ze SW Gretl nelze zamítnout žádnou nulovou hypotézu. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a nevyskytuje se zde ani autokorelace reziduí.

5.3 Dílčí shrnutí – meziregionální srovnání

Dle výsledných odhadnutých ekonometrických modelů jednotlivých krajů České republiky lze pozorovat určité podobnosti i rozdíly. Všechny modely byly dle F-testu vyhodnoceny jako statisticky významné.

Proměnná *počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji* byla zahrnuta do téměř všech modelů, kromě Jihočeského a Pardubického kraje. V několika modelech byla použita proměnná se zpožděním o jedno období. V Praze a ve Zlínském a Plzeňském kraji se počet nezaměstnaných absolventů prokázal jako statisticky nevýznamný z čehož lze usoudit, že v těchto krajích nemají absolventi a mladiství větší problémy s hledáním svého prvního zaměstnání. V ostatních krajích se tato proměnná ukázala jako statisticky významná, přičemž nejvyšší vliv měla ve Středočeském kraji, kdy se při zvýšení počtu nezaměstnaných absolventů a mladistvých o 1 osobu zvýší počet nezaměstnaných o 2,5 osoby a v Kraji Vysočina, kdy se při stejném vlivu zvýší počet nezaměstnaných o 2,2 osoby.

Proměnná *počet nezaměstnaných žen v kraji* byla zahrnuta do modelů všech krajů kromě kraje Středočeského, Kraje Vysočina a hlavního města Prahy. Tato proměnná se ve všech modelech ukázala jako statisticky významná na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ z čehož vyplývá, že jsou ženy na trhu práce skutečně vystavovány zvýšenému riziku nezaměstnanosti téměř v celé České republice. Tato skutečnost je dána především tím, že jsou ženy méně mobilní než muži, a to především z důvodu plnění rodičovských povinností, případně se jedná o ženy v pokročilejším věku, které se hůře přizpůsobují měnícím se požadavkům zaměstnavatelů na kvalifikaci. Dle odhadnutých parametrů lze konstatovat, že pokud se zvýší počet nezaměstnaných žen v krajích ČR o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,4 – 1,9 osob. Nejvyšší parametr, 1,9 osob, vyšel v Karlovarském kraji, kde jsou dle výsledků modelů ženy ohroženy nezaměstnaností nejvíce. Nejnižší parametr, 1,4 osob, pak vyšel v Olomouckém kraji.

V Jihomoravském kraji, jako v jediném, vyšla proměnná *počet nezaměstnaných osob se zdravotním postižením* jako statisticky významná, nicméně její směr neodpovídal výchozím ekonomickým předpokladům. V tomto kraji je dlouhodobě druhý nejvyšší počet

nezaměstnaných osob se zdravotním postižením. Výsledný model ukazuje, že pokud se zvýší počet nezaměstnaných se zdravotním postižením o 1 osobu, sníží se počet nezaměstnaných v kraji o 0,7 osob. Jak již bylo popsáno v rámci ekonomické verifikace modelu Jihomoravského kraje, tento nesoulad může být způsoben právě tím, že zaměstnavatelé mají dle Zákona o zaměstnanosti na výběr, zda budou zaměstnávat osoby se zdravotním postižením nebo zda budou odebírat výrobky či služby z chráněných dílen anebo zda zvolí možnost odvodu určité finanční částky do státního rozpočtu.

Proměnná *počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství* byla zahrnuta do modelu Jihočeského, Středočeského a Královehradeckého kraje. V prvních dvou zmíněných krajích vyšla jako statisticky významná na hladině $\alpha = 0,01$, v Královehradeckém kraji se prokázala jako statisticky nevýznamná. Ve Středočeském kraji odhadnutý parametr říká, že pokud se zvýší počet zaměstnaných v zemědělství o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných v kraji o 733 osob. Z tohoto výsledku vyplývá, že i přes postupné snižování podílu primárního sektoru na celkovém výkonu České republiky je jeho význam ve Středočeském kraji stále značný. V Jihočeském kraji nebyl odhadnutý parametr z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií, protože zde vyšlo, že pokud se zvýší počet zaměstnaných v primárním sektoru o 1 tis. osob, zvýší se počet nezaměstnaných v Jihočeském kraji o 167 osob. Toto může signalizovat výskyt strukturální nezaměstnanosti v Jihočeském kraji, kdy zvýšení počtu zaměstnaných v jednom odvětví může vyvolat propouštění v jiných odvětvích.

Proměnná *počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji* byla také zahrnuta do modelů všech krajů, kromě Kraje Vysočina a Královehradeckého kraje. V Jihočeském a Moravskoslezském kraji se vliv počtu zaměstnaných ve stavebnictví prokázal jako statisticky nevýznamný, proto zde nemá stavebnictví a průmysl podstatný vliv na celkovou nezaměstnanost kraje. V hlavním městě Praha, v jako jediném kraji, nebyl odhadnutý parametr v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Z výsledků vyplynulo, že pokud se zvýší počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, zvýší se počet nezaměstnaných o 166 osob. Tato skutečnost indikuje strukturální nezaměstnanost na trhu práce v Praze. V ostatních krajích se snížení počtu nezaměstnaných, při zvýšení počtu zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, pohybovalo v rozmezí od 29 do 264 osob, přičemž nejvyšší vliv, 264 osob, byl zaznamenán ve Středočeském kraji. Snížení počtu nezaměstnaných o 147 osob pak vyplynulo z modelu Jihomoravského kraje. Souhrnně lze konstatovat, že zaměstnanost

v sekundárním sektoru má v České republice nejvyšší vliv na nezaměstnanost na Severozápadě, Severovýchodě a na Střední Moravě.

Proměnná počet *zaměstnaných v kraji v oblasti služeb* byla zahrnuta do třech modelů, a to do modelu hlavního města Prahy, Středočeského kraje a Kraje Vysočina. V prvních dvou zmíněných krajích vyšla jako statisticky významná na hladině $\alpha = 0,01$, na Vysočině se prokázala jako nevýznamná. Z modelu hlavního města Prahy vyplynulo, že pokud se zvýší počet zaměstnaných ve službách o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných v Praze o 215 osob. Z této hodnoty lze usoudit, že terciální sektor, ve kterém je dlouhodobě nejvyšší podíl zaměstnaných osob, má v Praze výrazný vliv na nezaměstnanost. Ve Středočeském kraji nebyl odhadnutý parametr z hlediska směru v souladu s výchozí ekonomickou teorií, jelikož zde vyšlo, že pokud se zvýší počet zaměstnaných ve službách o 1 tis. osob, zvýší se počet nezaměstnaných ve Středočeském kraji o 133 osob. Tato skutečnost opět indikuje výskyt strukturální nezaměstnanosti ve Středočeském kraji.

Proměnná *počet volných pracovních míst v kraji* byla zahrnuta téměř do všech modelů kromě modelu Jihočeského a Plzeňského kraje. V modelu Libereckého kraje se prokázala jako statisticky nevýznamná, proto lze konstatovat, že počet volných pracovních míst nemá na počet nezaměstnaných v Libereckém kraji výrazný vliv. V Karlovarském kraji nebyl odhadnutý parametr v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Výsledný model říká, že pokud se zvýší počet volných míst o 1 místo, zvýší se počet nezaměstnaných v kraji o 0,22 osob. Tento nesoulad opět poukazuje na možnost výskytu strukturální nezaměstnanosti v Karlovarském kraji, kdy se může jednat o prostorovou uzavřenost kraje, kde dochází ke vzniku profesní nerovnováhy s dislokací volných pracovních míst. V ostatních krajích byl odhadnutý parametr v souladu s výchozími předpoklady a jeho vliv se prokázal jako nejvyšší v Ústeckém kraji, kdy se při zvýšení počtu volných míst o 1 místo, sníží počet nezaměstnaných osob přesně o 1 osobu. V ostatních krajích docházelo ke snížení počtu nezaměstnaných o 0,07 až po 0,9 osob.

Proměnná *počet uchazečů na jedno volné pracovní místo* byla zahrnuta do modelů devíti krajů, kde se v každém z nich prokázala jako statisticky významná. Její vliv v modelech ukázal, že se při zvýšení počtu uchazečů o místo o 1 místo zvýší počet nezaměstnaných v kraji od 58 do 2 410 osob. Zvýšení počtu nezaměstnaných o cca 100 – 200 osob se prokázal v Kraji Vysočina a dále v Moravskoslezském, Libereckém, Královohradeckém, Plzeňském, Jihočeském a Pardubickém kraji. Tyto výsledky signalizují nerovnoměrnou strukturu

pracovní síly a zároveň nerovnoměrnou strukturu nabízených volných pracovních míst v krajích. Nejvyšší číslo, 2 410 osob, vyšlo v Praze. V Praze bylo v průběhu sledovaného období průměrně 24 000 nezaměstnaných osob, což by znamenalo, že zájem o jedno volné pracovní místo by se podílel na celkové nezaměstnanosti z cca 10 %, což není v reálném světě příliš pravděpodobné.

Proměnná *podíl městského obyvatelstva v kraji* byla obsažena v modelech tří krajů, a to v kraji Jihočeském, Moravskoslezském a Zlínském, přičemž ve všech případech vyšla jako statisticky významná. Nejvyšší vliv byl prokázán v Moravskoslezském kraji, kdy se při zvýšení podílu městského obyvatelstva o 1 p.b., sníží počet nezaměstnaných osob v kraji o 3 032 osob, což je přibližně 5x více než v Jihočeském a Zlínském kraji. Moravskoslezský kraj se řadí mezi regiony s nejvyšší nezaměstnaností v ČR a dle ČSÚ je zde druhá nejvyšší hustota zalidnění v ČR. Pokud tedy lidé z venkovských oblastí migrují do větších měst, např. do Ostravy či Havířova, mohou dle výsledků modelu najít lepší uplatnění na trhu práce.

Proměnné *minimální mzda v České republice a trvalý pobyt cizinců v České republice* byly zahrnuty pouze do modelu Ústeckého kraje, ve kterém se prokázaly jako statisticky významné. Z odhadnutých parametrů lze usoudit, že v Ústeckém kraji, který patří mezi kraje s nejvyšší nezaměstnaností v ČR, se nachází vyšší počet nepřizpůsobivého obyvatelstva, pro které může být výhodnější pobírat sociální dávky místo práce v zaměstnání s minimální mzdou. Tato skutečnost může být dána demografickou skladbou obyvatel, velkým množstvím vyloučených lokalit nebo tím, že v Ústeckém kraji je na úřadech práce registrováno nejvíce uchazečů o zaměstnání, kteří disponují pouze základním vzděláním či středním bez maturity.

Proměnná *počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji* byla zahrnuta do modelů osmi krajů, přičemž v pěti modelech se prokázala jako statisticky významná. Konkrétně se jedná o modely hlavního města Prahy, Kraje Vysočina a Jihočeského, Karlovarského a Plzeňského kraje. V Olomouckém, Pardubickém a Středočeském kraji vyšla jako statisticky nevýznamná. Dle odhadnutých parametrů lze konstatovat, že pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných současného období o 0,07 – 0,36 osob. Jelikož se jedná o roční časovou řadu, intenzita odhadnutých parametrů signalizuje, že se ve zmíněných krajích vyskytuje spíše strukturální či cyklická nezaměstnanost než nezaměstnanost frikční, která obvykle trvá kratší dobu a lidé

si během jednoho roku stihli najít novou práci. Výskyt strukturální nezaměstnanosti v Praze, Jihočeském a Karlovarském kraji rovněž indikují parametry výše zmíněných proměnných. Proměnná *hrubý domácí produkt kraje* byla zahrnuta do modelů všech krajů kromě kraje Moravskoslezského a Středočeského. V modelu Karlovarského kraje se prokázala jako statisticky nevýznamná, proto lze konstatovat, že výše hrubého domácího produktu nemá na počet nezaměstnaných v Karlovarském kraji výrazný vliv. Pouze v modelu Ústeckého kraje byl směr odhadnutého parametru v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Ve všech ostatních modelech směr odhadnutých parametrů výchozím předpokladům neodpovídal, ale intenzita byla téměř srovnatelná. Nesoulad ve směru působení ve většině krajů může být způsoben například neustálým růstem minimální mzdy, který je pevně spjat s nárůstem průměrné výše hrubé mzdy, která na jednu stranu způsobí růst HDP, na druhou stranu však dochází k tlaku na zaměstnavatele zvyšovat mzdy, což vede k propouštění a nárůstu nezaměstnanosti. Dalším důvodem může být dojíždění za prací z chudšího kraje do bohatšího, čímž sice dochází k růstu HDP, ale lidé v bohatším kraji pak nemohou nalézt odpovídající zaměstnání, protože lidé z chudšího kraje jsou ochotni pracovat za nižší mzdu.

5.4 Prognózy

Ex-post prognóza

Pro ověření prognostických vlastností jednotlivých modelů byla nejprve provedena ex-post prognóza, která byla kvantifikována pomocí modelů odhadnutých ze zkrácené datové základny o čtyři období, do nichž byly skutečné hodnoty proměnných dosazeny. Křivka skutečných hodnot ve většině modelů leží v 95% konfidenčním intervalu. Největší odchýlení od skutečných hodnot bylo zjištěno v modelu hlavního města Prahy. I přes nepříznivý výsledek ex-post prognózy tohoto modelu bude provedena ex-ante prognóza i pro tento kraj. Výsledky ex-post prognózy jsou součástí příloh č. 31-44.

Ex-ante prognóza

Před samotným provedením ex-ante prognózy budoucího vývoje počtu nezaměstnaných osob v jednotlivých krajích České republiky byly nejprve vypočteny budoucí hodnoty vysvětlujících proměnných na prognostický horizont délky 4, tedy na roky 2019-2022, na jejichž základě byla v SW Gretl provedena prognóza endogenních proměnných na zvolený horizont. Pro účely prognózování se trendové funkce často jevily jako nevhodné, neboť prognózovaly nereálné hodnoty. Z tohoto důvodu byla pro prognózu vysvětlujících proměnných použita sofistikovanější metoda pro prognózování časových řad, a to metoda ARIMA. Vzhledem k rozsáhlosti počtu vysvětlujících proměnných v této diplomové práci byla specifikace modelu ARIMA zjednodušena na jednotný obecný přístup. Předpokladem bylo, že všechny časové řady budou stacionární v 1. diferencích, tudíž proces integrace (I) bude roven 1 a výchozí proces AR (autoregresní proces) a proces MA (proces klouzavých součtů) byl zvolen s délkou zpoždění o 2 období. Následně z této výchozí specifikace byla specifikace upravována pouze o eliminaci statisticky nevýznamných proměnných od nejméně významné až do statistické významnosti všech proměnných v modelu. Odhad parametrů modelu byl proveden metodou maximální věrohodnosti. Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných jsou uvedeny v přílohách č. 45-58.

Hlavní město Praha

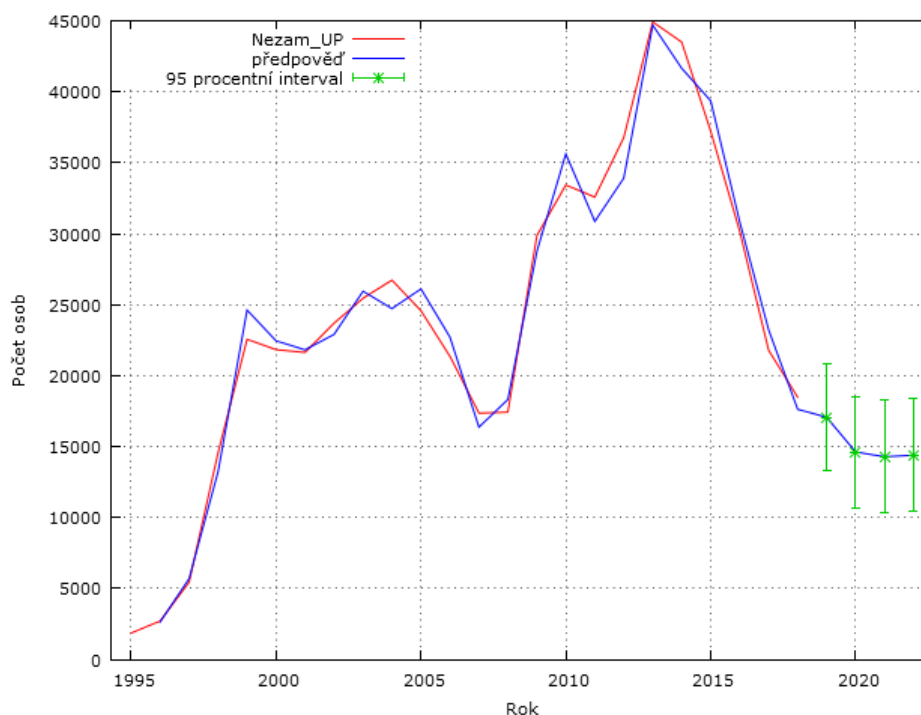
Tabulka 31 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v hlavním městě Praha

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	17 062,6	1 746,41	(13 340,2, 20 784,9)
2020	14 622,8	1 847,25	(10 685,5, 18 560,2)
2021	14 283,2	1 858,87	(10 321,1, 18 245,3)
2022	14 388,2	1 860,24	(10 423,2, 18 353,2)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Ve sledovaném období předpověď s výjimkou drobných výkyvů kopíruje průběh skutečné funkce. Výsledky prognózy ukazují, že počet nezaměstnaných osob v Praze by měl mít v letech 2019-2021 stále klesající trend. V roce 2019 by dle výsledků mělo dojít k poklesu počtu nezaměstnaných osob oproti roku 2018 o téměř 1 500 na 17 063 osob a dále by mělo docházet k poklesu až do roku 2021 na hodnotu 14 283 osob a v roce 2022 by mělo dojít k mírnému nárůstu počtu nezaměstnaných v Praze.

Graf 7 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v hlavním městě Praha



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Jihočeský kraj

Tabulka 32 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihočeském kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	10 799,3	437,505	(9 866,78, 11 731,8)
2020	11 096,3	442,449	(10 153,2, 12 039,4)
2021	10 790	442,561	(9 846,74, 11 733,3)
2022	10 834	442,563	(9 890,74, 11 777,3)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Z grafu č. 8 je patrné, že v průběhu sledovaného období předpověď přesně kopíruje průběh skutečné funkce. Dle výsledků předpovědi budoucího vývoje by se měl počet nezaměstnaných osob v Jihočeském kraji v letech 2019 – 2022 konstantně pohybovat kolem 11 000 osob. Dle prognózy nelze ve sledovaném období očekávat výrazné výkyvy v počtu nezaměstnaných osob.

Graf 8 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihočeském kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Jihomoravský kraj

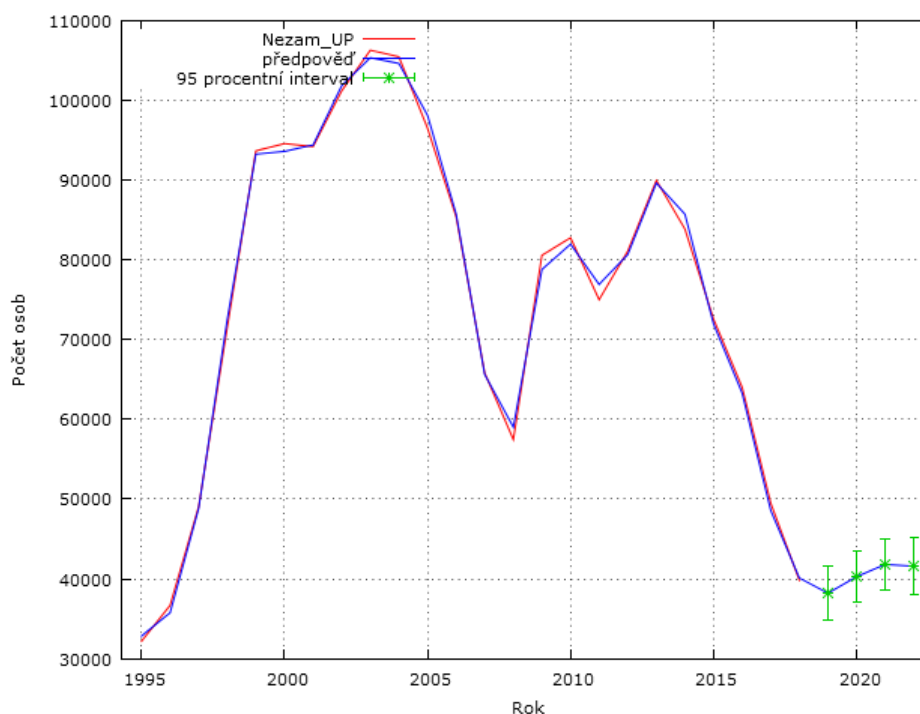
Tabulka 33 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihomoravském kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	38 184,6	1 617,04	(34 772,9, 41 596,2)
2020	40 249,4	1 512,84	(37 057,5, 43 441,2)
2021	41 807,4	1 532,39	(38 574,4, 45 040,5)
2022	41 586,1	1 681,59	(38 038,3, 45 134,0)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Na grafu č. 9 lze pozorovat, že v průběhu sledovaného období předpověď velice přesně kopíruje skutečný průběh funkce. Na grafu lze dále vidět, že klesající trend v počtu nezaměstnaných osob, který začal v roce 2013, bude pokračovat až do roku 2019, kdy by měl počet nezaměstnaných v Jihomoravském kraji dosáhnout hodnoty 38 185 osob. Od roku 2020 by však mělo dojít k pozvolnému nárůstu počtu nezaměstnaných až do roku 2021 na hodnotu 41 807 osob. V roce 2022 by mělo opět dojít k mírnému poklesu.

Graf 9 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Jihomoravském kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Karlovarský kraj

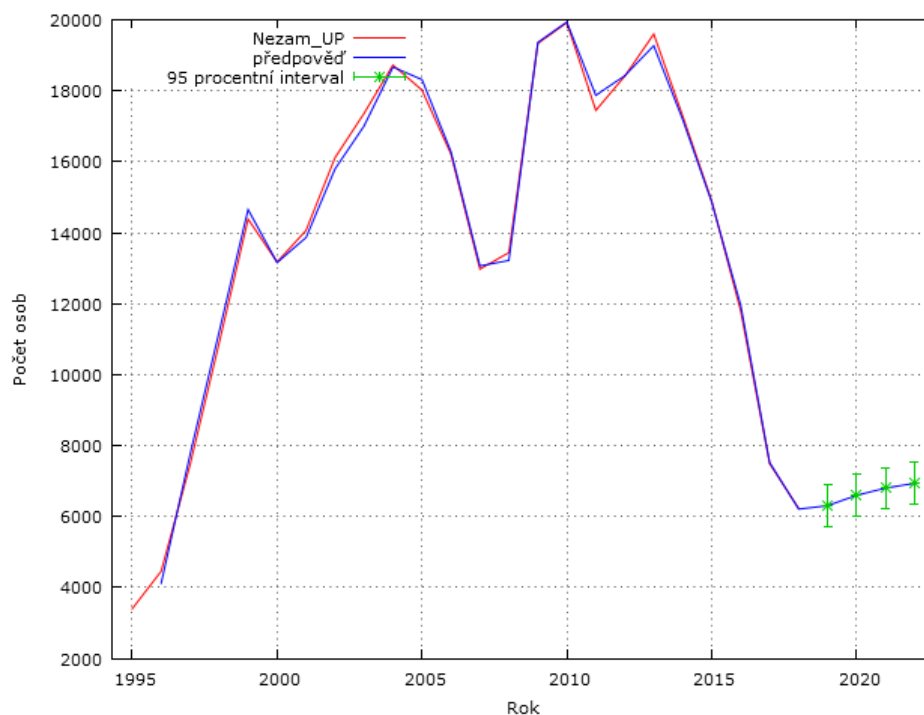
Tabulka 34 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Karlovarském kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	6 304,61	272,187	(5 724,45, 6 884,76)
2020	6 596,67	272,672	(6 015,48, 7 177,86)
2021	6 800,69	272,674	(6 219,50, 7 381,88)
2022	6 937,11	272,674	(6 355,92, 7 518,30)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Graf č. 10 vykresluje shodný průběh předpovědi s průběhem skutečné funkce. Dle tabulky č. 34 lze konstatovat, že dle předpovědi bude od roku 2019 docházet k pozvolnému růstu počtu nezaměstnaných v Karlovarském kraji až do roku 2022, kdy by měl jejich počet dosáhnout 6 937 osob.

Graf 10 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Karlovarském kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Královehradecký kraj

Tabulka 35 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Královehradeckém kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	8 798,5	707,64	(7 305,51, 10 291,5)
2020	9 207,95	821,479	(7 474,78, 10 941,1)
2021	9 198,87	903,967	(7 291,67, 11 106,1)
2022	9 247,75	966,804	(7 207,97, 11 287,5)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Ve sledovaném období předpověď velice přesně kopíruje průběh skutečné funkce. Výsledky prognózy ukazují, že počet nezaměstnaných osob v Královehradeckém kraji by měl být v roce 2019 téměř shodný jako v roce 2018. V roce 2020 by mělo dojít k mírnému nárůstu a v letech 2020-2022 by se měl jejich počet konstantně pohybovat kolem 9 200 osob.

Graf 11 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Královehradeckém kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Liberecký kraj

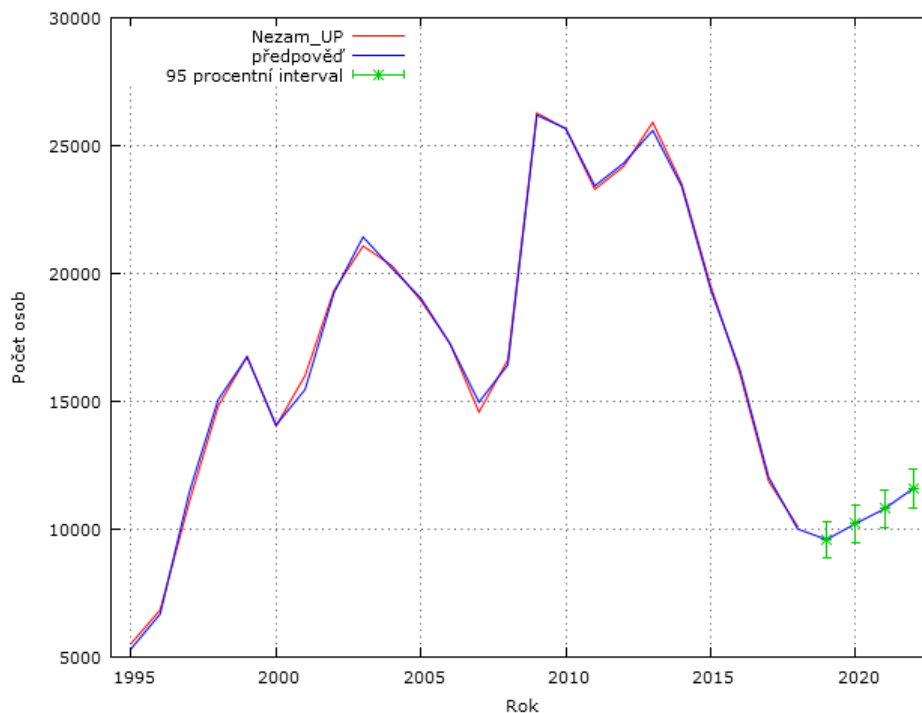
Tabulka 36 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Libereckém kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	9 573,06	339,324	(8 857,15, 10 289,0)
2020	10 198,2	344,862	(9 470,58, 10 925,8)
2021	10 776,3	350,95	(10 035,9, 11 516,7)
2022	11 586,7	359,039	(10 829,2, 12 344,2)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Z grafu č. 12 je patrné, že v průběhu sledovaného období předpověď naprosto přesně kopíruje průběh skutečné funkce. Na grafu lze dále vidět, že klesající trend v počtu nezaměstnaných osob, který začal v roce 2013, bude pokračovat až do roku 2019, kdy by měl počet nezaměstnaných v Libereckém kraji dosáhnout hodnoty 9 573 osob. Od roku 2020 by však mělo docházet k pozvolnému nárůstu počtu nezaměstnaných až do roku 2022 na hodnotu 11 587 osob.

Graf 12 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Libereckém kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Moravskoslezský kraj

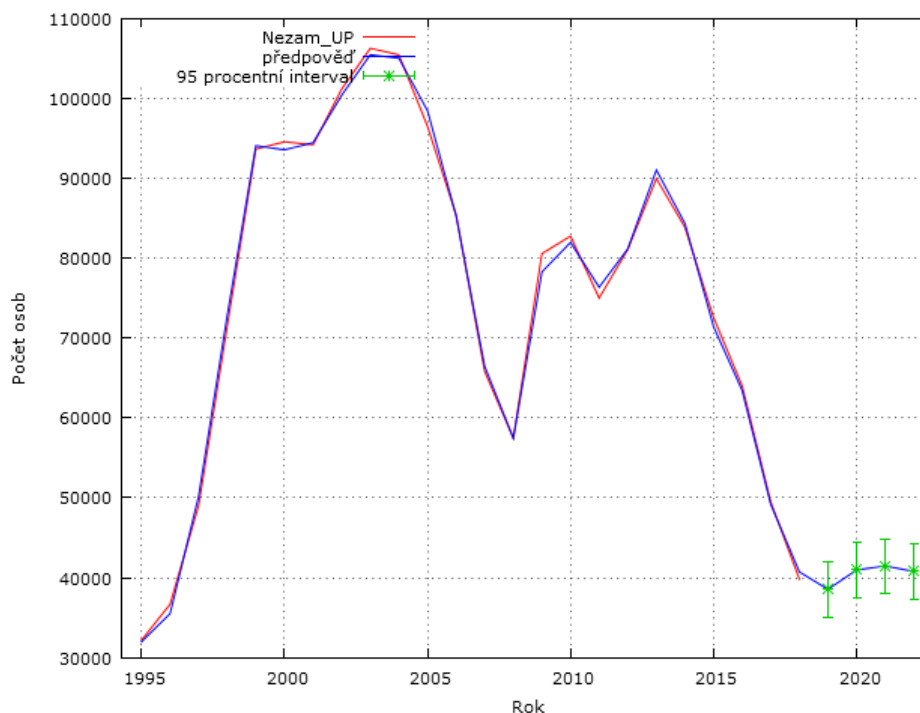
Tabulka 37 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Moravskoslezském kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	38 530,2	1 673,81	(34 998,7, 42 061,6)
2020	40 950,4	1 689,52	(37 385,8, 44 515,0)
2021	41 468,9	1 584,78	(38 125,3, 44 812,5)
2022	40 766	1 617,66	(37 353,1, 44 179,0)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Na grafu č. 13 lze pozorovat, že v průběhu sledovaného období předpověď velice přesně kopíruje skutečný průběh funkce. Dle výsledků předpovědi bude klesající trend od roku 2013 pokračovat i v roce 2019, kdy by měl počet nezaměstnaných v Moravskoslezském kraji dosáhnout nejnižší hodnoty od roku 1996, a to 38 530 osob. V letech 2020-2021 by mělo docházet k mírnému nárůstu počtu nezaměstnaných, ale v roce 2022 by se měl jejich počet opět snížit na hodnotu 40 766 osob.

Graf 13 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Moravskoslezském kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Olomoucký kraj

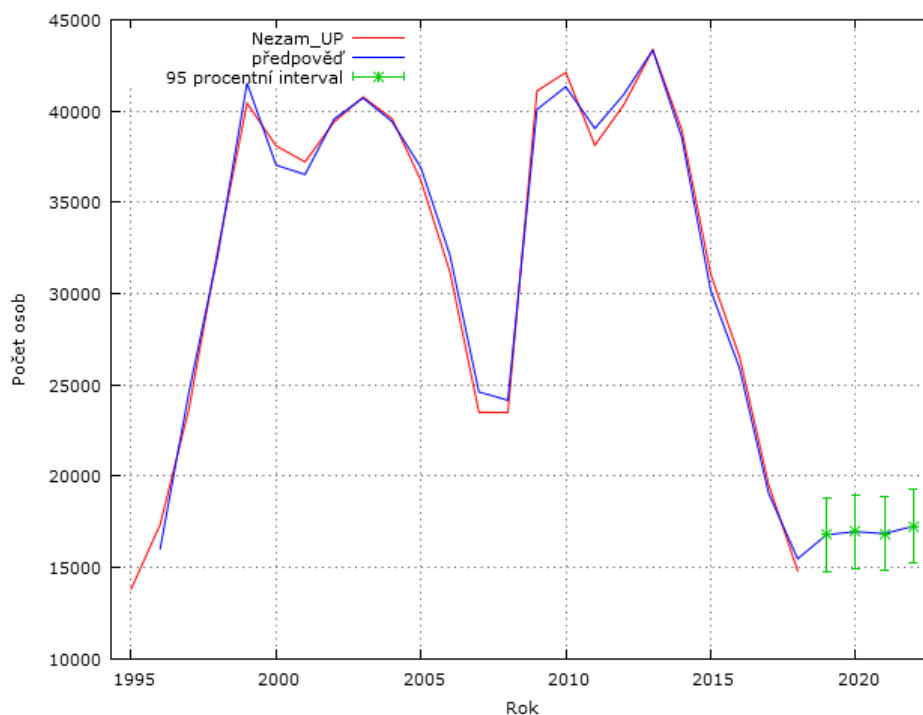
Tabulka 38 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Olomouckém kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	16 782,5	946,149	(14 765,8, 18 799,2)
2020	16 948,6	947,392	(14 929,2, 18 967,9)
2021	16 841,4	947,396	(14 822,1, 18 860,7)
2022	17 246,6	947,396	(15 227,3, 19 266,0)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Graf č. 14 až na drobné výkyvy vykresluje téměř shodný průběh předpovědi s průběhem skutečné funkce. Dle grafu a tabulky č. 38 lze konstatovat, že dle předpovědi bude v letech 2019 – 2022 docházet k pozvolnému nárůstu počtu nezaměstnaných osob v Olomouckém kraji, s výjimkou velmi mírného poklesu v roce 2021.

Graf 14 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Olomouckém kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Pardubický kraj

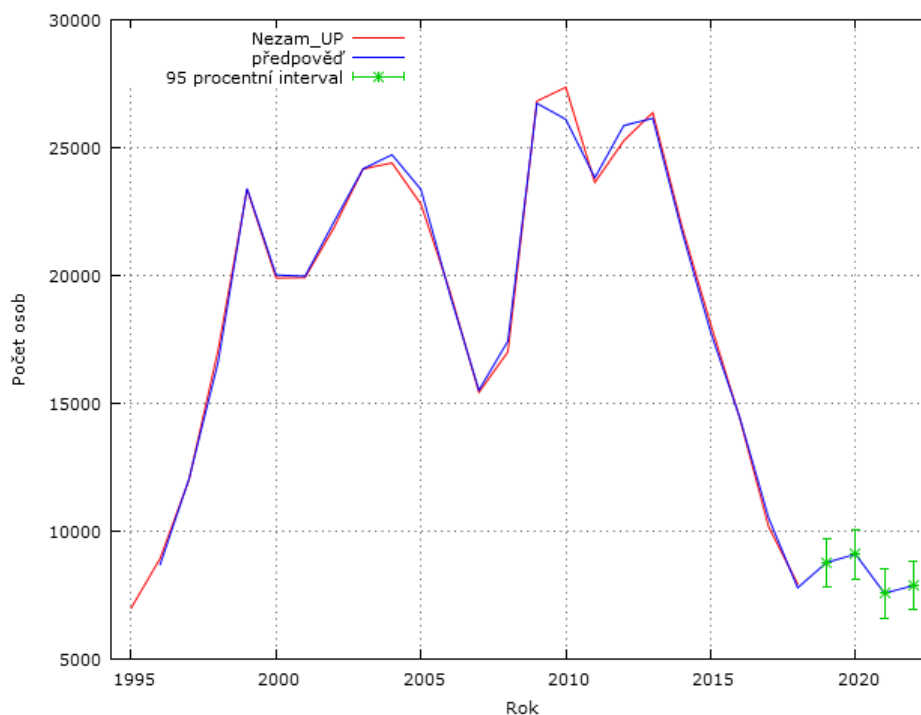
Tabulka 39 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Pardubickém kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	8 754,56	452,235	(7 795,87, 9 713,26)
2020	9 078,92	452,269	(8 120,15, 10 037,7)
2021	7 547,49	452,269	(6 588,72, 8 506,26)
2022	7 860,01	452,269	(6 901,24, 8 818,77)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Ve sledovaném období předpověď až na drobný výkyv v roce 2010 velice přesně kopíruje průběh skutečné funkce. Výsledky prognózy ukazují, že počet nezaměstnaných osob v Pardubickém kraji by měl v letech 2019-2020 vzrůst až na 9 079 osob. V roce 2021 by dle předpovědi mělo dojít k poklesu o téměř 1 500 osob, ale v roce 2022 by mělo opět dojít k mírnému růstu až na hodnotu 7 860 osob.

Graf 15 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Pardubickém kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Plzeňský kraj

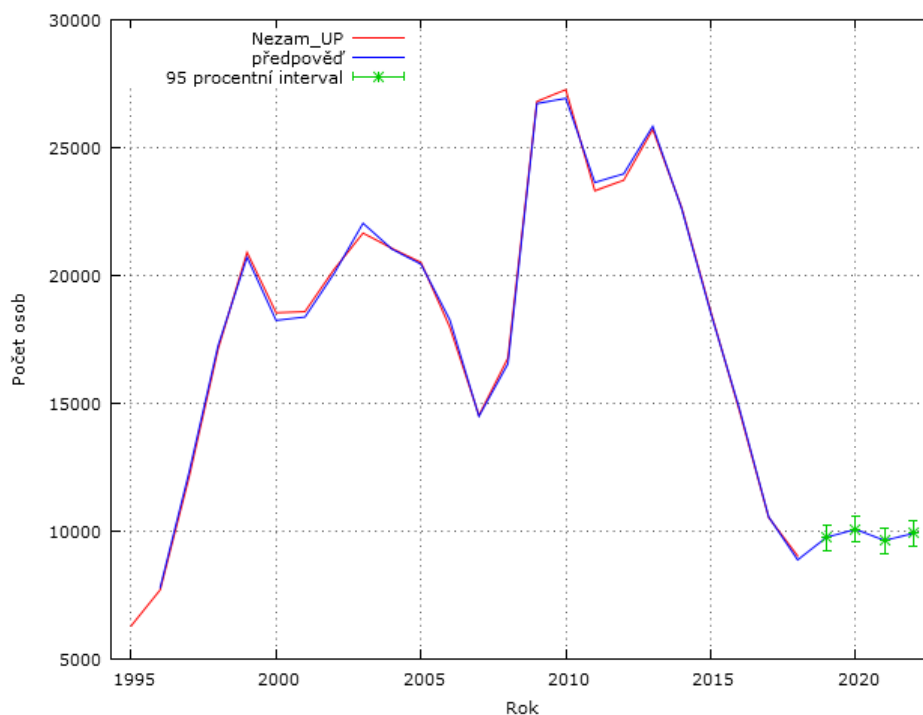
Tabulka 40 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Plzeňském kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	9 742,28	236,009	(9 241,97, 10 242,6)
2020	10 056,3	236,658	(9 554,64, 10 558,0)
2021	9 615,34	236,662	(9 113,64, 10 117,0)
2022	9 896,39	236,662	(9 394,68, 10 398,1)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Z grafu č. 16 je patrné, že v průběhu sledovaného období předpověď naprosto přesně kopíruje průběh skutečné funkce. Výsledky prognózy ukazují, že počet nezaměstnaných osob v Plzeňském kraji by měl v roce 2019 vzrůst oproti roku 2018 o téměř 2 000 osob. Růst nezaměstnanosti by měl dle předpovědi pokračovat až do roku 2020. V roce 2021 by mělo dojít k mírnému poklesu a v roce 2022 opět k nárůstu počtu nezaměstnaných osob.

Graf 16 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Plzeňském kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Středočeský kraj

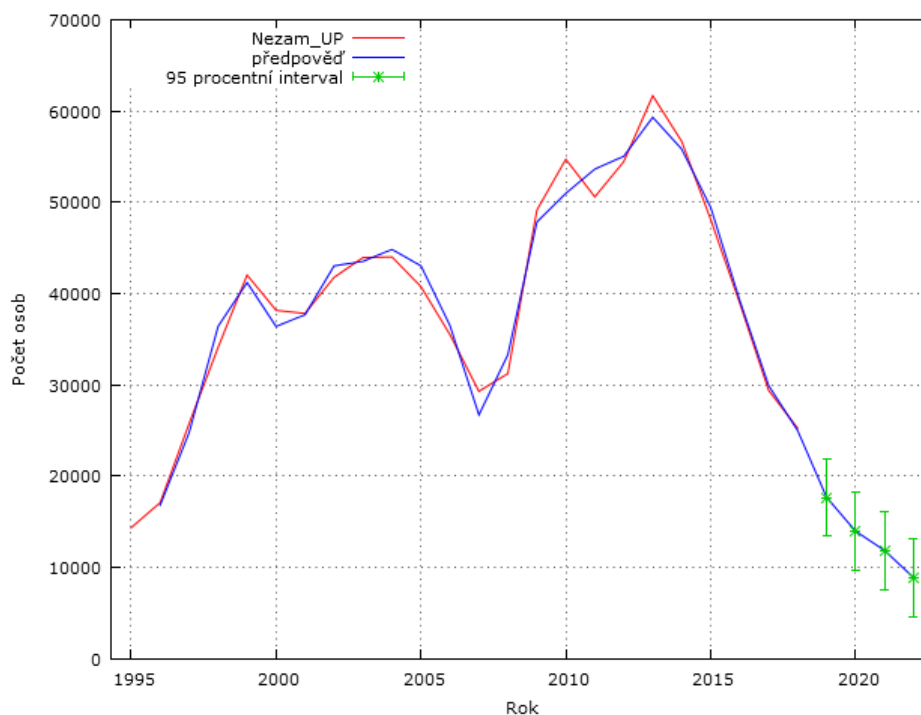
Tabulka 41 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Středočeském kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	17 653,9	1 995,43	(13 423,7, 21 884,0)
2020	13 940,6	2 001,4	(9 697,77, 18 183,3)
2021	11 829,3	2 001,44	(7 586,45, 16 072,2)
2022	8 851,22	2 001,44	(4 608,36, 13 094,1)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Na grafu č. 17 lze pozorovat, že v průběhu sledovaného období předpověď až na drobné výkyvy kopíruje skutečný průběh funkce. Výsledky prognózy ukazují, že počet nezaměstnaných osob ve Středočeském kraji by měl v roce 2019 prudce klesnout oproti roku 2018 o téměř 7 500 osob. Dle výsledků předpovědi bude klesající trend od roku 2013 pokračovat až do roku 2022, kdy by měl počet nezaměstnaných dosáhnout nejnižší hodnoty v rámci sledovaného období, a to 8 851 osob.

Graf 17 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Středočeském kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Ústecký kraj

Tabulka 42 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Ústeckém kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	26 868,5	1 154,47	(24 421,1, 29 315,8)
2020	26 639,2	1 281,08	(23 923,4, 29 354,9)
2021	25 446,4	1 441,9	(22 389,7, 28 503,1)
2022	25 172,8	1 525,19	(21 939,6, 28 406,1)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Graf č. 18 vykresluje shodný průběh předpovědi s průběhem skutečné funkce. Dle tabulky č. 42 lze konstatovat, že dle výsledků prognózy dojde v roce 2019 k mírnému nárůstu počtu nezaměstnaných oproti roku 2018 na 26 869 osob. V letech 2019 – 2022 bude však docházet k pozvolnému snižování počtu nezaměstnaných osob v Ústeckém kraji až na nejnižší hodnotu od roku 1995, a to na 25 173 osob.

Graf 18 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Ústeckém kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Kraj Vysočina

Tabulka 43 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Kraji Vysočina

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	9 729,17	1 360,04	(6 846,01, 12 612,3)
2020	10 117,5	1 410,93	(7 126,48, 13 108,6)
2021	9 982,73	1 414,73	(6 983,63, 12 981,8)
2022	10 076,6	1 415,02	(7 076,90, 13 076,3)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Ve sledovaném období předpověď s výjimkou drobných výkyvů, převážně v letech 2009-2013, kopíruje průběh skutečné funkce. Výsledky prognózy ukazují, že počet nezaměstnaných osob v Kraji Vysočina by měl v roce 2019 klesnout oproti roku 2018 o téměř 1 000 osob. V letech 2019-2022 by se měl jejich počet konstantně pohybovat kolem 10 000 osob.

Graf 19 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných v Kraji Vysočina



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Zlínský kraj

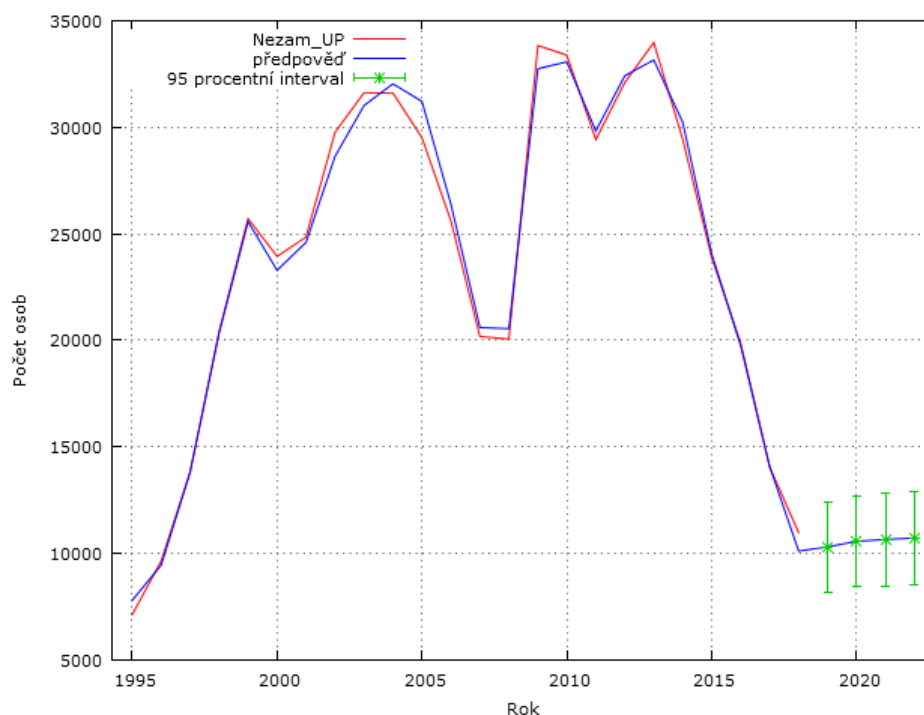
Tabulka 44 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Zlínském kraji

Pozorování	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2019	10 285,7	1 007,58	(8 159,89, 12 411,5)
2020	10 552,1	1 016,88	(8 406,71, 12 697,6)
2021	10 638,2	1 034,86	(8 454,79, 12 821,5)
2022	10 708	1 046,51	(8 500,06, 12 916,0)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Z grafu č. 20 je patrné, že v průběhu sledovaného období předpověď až na menší výkyvy téměř přesně kopíruje průběh skutečné funkce. Dle výsledků prognózy budoucího vývoje by v roce 2019 mělo dojít k mírnému poklesu počtu nezaměstnaných oproti roku 2018. Dle tabulky č. 44 lze konstatovat, že dle předpovědi bude od roku 2019 docházet k pozvolnému růstu počtu nezaměstnaných ve Zlínském kraji až do roku 2022, kdy by měl jejich počet dosáhnout 10 708 osob.

Graf 20 – Ex-ante prognóza počtu nezaměstnaných ve Zlínském kraji



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

5.4.1 Srovnání prognózovaných hodnot na rok 2019 se skutečností

V době zpracování praktické části diplomové práce byla data dostupná pouze do roku 2018. Vzhledem k tomu, že rok 2019 již uplynul, je možné nyní alespoň tento rok porovnat s reálnými hodnotami, zveřejněnými na webových stránkách Ministerstva práce a sociálních věcí, a vyhodnotit, zda se prognózované hodnoty shodují se skutečností či nikoliv. V tabulce č. 45 lze ve druhém sloupci vidět skutečná data roku 2019. Ve třetím sloupci se nachází prognózované hodnoty, které byly vypočteny v této práci a čtvrtý sloupec zobrazuje 95% konfidenční interval, ve kterém by se měl počet nezaměstnaných osob dle předpovědi pohybovat. Z tabulky lze pozorovat, že kromě čtyř krajů, konkrétně Jihomoravského, Olomouckého, Středočeského a Ústeckého, se všechny skutečné hodnoty roku 2019 nachází ve vypočteném 95% konfidenčním intervalu. Relativní chyba odhadu je u všech těchto předpovědí, kromě Pardubického kraje, do 10 %, proto by se tyto prognózy daly považovat za spolehlivé a přibližující se skutečnému počtu nezaměstnaných osob v krajích České republiky.

Tabulka 45 – Porovnání prognózy na rok 2019 se skutečností

Kraj	Počet nezaměstnaných osob k 31.12.2019	Předpověď na rok 2019	95% interval předpovědi	Relativní chyba odhadu
Hlavní město Praha	17 866	17 062,60	(13 340,2, 20 784,9)	4,5 %
Jihočeský kraj	10 394	10 799,30	(9 866,78, 11 731,8)	3,9 %
Jihomoravský kraj	29 087	38 184,60	(34 772,9, 41 596,2)	31,27 %
Karlovarský kraj	5 752	6 304,61	(5 724,45, 6 884,76)	9,61 %
Královehradecký kraj	8 937	8 798,50	(7 305,51, 10 291,5)	1,55 %
Liberecký kraj	9 147	9 573,06	(8 857,15, 10 289,0)	4,66 %
Moravskoslezský kraj	37 307	38 530,20	(34 998,7, 42 061,6)	3,28 %
Olomoucký kraj	12 649	16 782,50	(14 765,8, 18 799,2)	32,68 %
Pardubický kraj	7 880	8 754,56	(7 795,87, 9 713,26)	11,1 %
Plzeňský kraj	9 556	9 742,28	(9 241,97, 10 242,6)	1,95 %
Středočeský kraj	22 941	17 653,90	(13 423,7, 21 884,0)	23,05 %
Ústecký kraj	22 582	26 868,50	(24 421,1, 29 315,8)	18,98 %
Kraj Vysočina	9 583	9 729,17	(6 846,01, 12 612,3)	1,53 %
Zlínský kraj	9 917	10 285,70	(8 159,89, 12 411,5)	3,72 %

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů MPSV

6 Závěr

Hlavním cílem diplomové práce bylo prostřednictvím nástrojů ekonometrického modelování identifikovat a kvantifikovat nejvýznamnější determinanty působící na nezaměstnanost v jednotlivých krajích České republiky s následným odvozením prognózy budoucího vývoje. Pro dosažení hlavního cíle byly stanoveny cíle dílčí, které byly na základě popsané metodiky postupně naplňovány. V metodické části práce byl detailně popsán proces ekonometrického modelování, na jehož základě byla zpracována praktická část práce.

V kapitole 4 *Teoretická východiska* byly vymezeny stěžejní pojmy a oblasti spojené s problematikou nezaměstnanosti. Bylo zde popsáno fungování trhu práce, definice nezaměstnanosti, typy nezaměstnanosti, způsoby jejího měření a v neposlední řadě její příčiny a důsledky. Důležitou kapitolou bylo vymezení rizikových skupin osob ohrožených nezaměstnaností, která byla podstatná pro výběr relevantních proměnných do ekonometrických modelů. Na závěr teoretické části práce byly specifikovány nejdůležitější determinanty způsobující regionální rozdíly v České republice. Poznatky z literární rešerše byly následně využity při konstrukci ekonometrických modelů nezaměstnanosti.

Klíčovou částí práce je kapitola 5 *Vlastní práce*, v rámci které bylo zkonstruováno nejprve 14 jednorovnicových ekonomických modelů a následně i modelů ekonometrických, přičemž každý byl zaměřen na jeden kraj v České republice. Pro modelování byla použita roční data za období 1995 – 2018, která byla získána z Českého statistického úřadu. Veškeré výpočty v praktické části byly provedeny prostřednictvím statistického softwaru Gretl a MS Excel.

V každém modelu je vysvětlovanou proměnnou *počet nezaměstnaných registrovaných na úřadu práce v daném kraji*. Do ekonometrických modelů jednotlivých krajů byly na základě poznatků z teoretické části práce postupně zařazovány determinanty ovlivňující nezaměstnanost, které jsou uvedeny v kapitole 5.1 *Výchozí ekonomická teorie*, a bylo zkoumáno, zda a případně jaký mají vliv na nezaměstnanost v daném kraji. Pro všechny proměnné, které byly do modelů zahrnuty, byly definovány výchozí předpoklady a očekávání. Každý model byl vysvětlen jinou skladbou vysvětlujících proměnných. Mezi stěžejní proměnné zahrnuté do modelů nejčastěji patří hlavně *počet nezaměstnaných osob v předchozím období*, *počet nezaměstnaných žen*, *počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých*, *hrubý domácí produkt kraje*, *počet volných pracovních míst*, *počet uchazečů na jedno volné pracovní místo*, *počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu*, *počet*

zaměstnaných v oblasti služeb, počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství a podíl městského obyvatelstva. Po formulaci ekonometrických modelů byla na vybraném vzorku modelů testována stacionarita podkladových údajů. Dle Dickey-Fullerova testu byly testované časové řady vyhodnoceny jako částečně stacionární. Aby nedošlo ke zkreslení odhadu modelů, bylo před samotným odhadem jednotlivých parametrů testováno, zda se v modelech nevyskytuje vysoká multikolinearita. Nežádoucí korelace byla zjištěna v modelu hlavního města Prahy, a to mezi proměnnými *hrubý domácí produkt kraje a počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb*. V modelu Ústeckého kraje byla rovněž zjištěna vysoká korelace mezi proměnnými *hrubý domácí produkt kraje a počet cizinců s trvalým pobytem v ČR*, mezi *minimální mzdou v ČR a počtem cizinců v ČR* a dále mezi *hrubým domácím produktem kraje a minimální mzdou v ČR*. Vzhledem k tomu, že v obou modelech byly všechny zmíněné proměnné statisticky významné, bylo možné vysokou korelaci ignorovat. V ostatních modelech se žádné těsné závislosti mezi vysvětlujícími či predeterminovanými proměnnými neprokázaly, proto bylo možné modely odhadnout.

Všechny modely byly odhadovány metodou nejmenších čtverců a veškeré odhadnuté parametry byly následně verifikovány z ekonomického, statistického a ekonometrického hlediska. Pouze v modelu Moravskoslezského a Ústeckého kraje byly všechny odhadnuté parametry v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Ve všech ostatních modelech vždy alespoň jeden parametr neodpovídal stanoveným ekonomickým předpokladům. Tyto nesrovnalosti však bylo možné logicky odůvodnit. Parametrem, jehož směr byl v rozporu s výchozími předpoklady nejčastěji, byl parametr u proměnné *hrubý domácí produkt kraje*. Nesoulad může být způsoben například neustálým růstem minimální mzdy, který je pevně spjat s nárůstem průměrné výše hrubé mzdy, která na jednu stranu způsobí růst HDP, na druhou stranu však dochází k tlaku na zaměstnavatele zvyšovat mzdy, což vede k propouštění a nárůstu nezaměstnanosti. Tuto skutečnost potvrzuje i fakt, kdy při tvorbě modelů byly zařazovány současně proměnné *hrubý domácí produkt kraje a průměrná hrubá mzda v kraji* a vždy byla mezi těmito dvěma proměnnými prokázána vysoká korelace. Dalším důvodem může být dojíždění za prací z chudšího kraje do bohatšího, čímž sice dochází k růstu HDP, ale lidé v bohatším kraji pak nemohou nalézt odpovídající zaměstnání, protože lidé z chudšího kraje jsou ochotni pracovat za nižší mzdu.

V rámci statistické verifikace byla u většiny parametrů prokázána jejich statistická významnost. Na základě F-testů byly všechny modely vyhodnoceny jako statisticky

významné. Dle koeficientu determinace byla shoda modelu s daty prokázána od 96,1 % v Kraji Vysočina až po 99,9 % v Plzeňském a Ústeckém kraji.

Při testování ekonometrických vlastností odhadnutých modelů bylo prokázáno, že se v modelech nevyskytuje heteroskedasticita, náhodná složka je normálně rozdělena a není v nich přítomna ani autokorelace reziduí. Jediným modelem, ve kterém byl porušen předpoklad o normalitě reziduální složky byl model Pardubického kraje. Normalita reziduí nebyla splněna z důvodu malého rozsahu datového souboru, který zahrnuje pouze 24 pozorování. U takovýchto souborů je však jiný charakter rozdělení přípustný. Na základě výsledků z ekonometrické verifikace lze modely považovat za správně odhadnuté, specifikované a vhodné k následné aplikaci.

V kapitole 5.3 *Dílčí shrnutí – meziregionální srovnání* byla podrobněji rozebrána každá proměnná zahrnutá do modelů z hlediska její statistické a ekonomické verifikace. Například proměnná *počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji* byla zahrnuta do téměř všech modelů. Nejvyšší vliv byl prokázán ve Středočeském kraji, kdy se při zvýšení počtu nezaměstnaných absolventů a mladistvých o 1 osobu zvýší počet nezaměstnaných o 2,5 osoby a v Kraji Vysočina, kdy se při stejném vlivu zvýší počet nezaměstnaných o 2,2 osoby. Proměnná *počet nezaměstnaných žen v kraji* se ve všech modelech ukázala jako statisticky významná na hladině $\alpha = 0,01$ z čehož vyplývá, že jsou ženy na trhu práce skutečně vystavovány zvýšenému riziku nezaměstnanosti téměř v celé České republice. Dle odhadnutých parametrů lze konstatovat, že pokud se zvýší počet nezaměstnaných žen v krajích ČR o 1 osobu, zvýší se počet nezaměstnaných o 1,4 – 1,9 osob. Nejvyšší parametr, 1,9 osob, vyšel v Karlovarském kraji, kde jsou dle výsledků modelů ženy ohroženy nezaměstnaností nejvíce. Nejnižší parametr, 1,4 osob, pak vyšel v Olomouckém kraji. Proměnná *počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji* byla také zahrnuta do většiny modelů. V hlavním městě Praha, v jako jediném kraji, nebyl odhadnutý parametr v souladu s výchozími předpoklady. Z výsledků vyplynulo, že pokud se zvýší počet zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, zvýší se počet nezaměstnaných o 166 osob. Tato skutečnost může indikovat strukturální nezaměstnanost na trhu práce v Praze. V ostatních krajích se snížení počtu nezaměstnaných, při zvýšení počtu zaměstnaných ve stavebnictví o 1 tis. osob, pohybovalo v rozmezí od 29 do 264 osob, přičemž nejvyšší vliv, 264 osob, byl zaznamenán ve Středočeském kraji. Souhrnně lze konstatovat, že zaměstnanost v sekundárním sektoru má v České republice nejvyšší vliv na nezaměstnanost na

Severozápadě, Severovýchodě a na Střední Moravě. Proměnná *počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství* byla zahrnuta do modelu Jihočeského, Středočeského a Královehradeckého kraje. Ve Středočeském kraji odhadnutý parametr říká, že pokud se zvýší počet zaměstnaných v zemědělství o 1 tis. osob, sníží se počet nezaměstnaných v kraji o 733 osob. Z tohoto výsledku vyplývá, že i přes postupné snižování podílu primárního sektoru na celkovém výkonu ČR je jeho význam ve Středočeském kraji stále značný.

Výsledné modely byly následně použity pro tvorbu ex-ante prognózy budoucího vývoje počtu nezaměstnaných osob v jednotlivých krajích ČR. Pro ověření prognostických vlastností modelu byla nejprve provedena ex-post prognóza, která byla kvantifikována pomocí modelů odhadnutých ze zkrácené datové základny o čtyři období, do nichž byly skutečné hodnoty proměnných dosazeny. Křivka skutečných hodnot se ve většině modelů nacházela v 95% konfidenčním intervalu. Největší odchýlení od skutečných hodnot bylo zjištěno v modelu hlavního města Prahy. I přes nepříznivý výsledek ex-post prognózy tohoto modelu byla provedena ex-ante prognóza i pro tento kraj. Pro účely provedení ex-ante prognózy byly nejprve vypočteny budoucí hodnoty všech vysvětlujících proměnných na prognostický horizont délky 4, tedy na roky 2019-2022. Prognóza těchto hodnot byla provedena prostřednictvím metody ARIMA, která byla z důvodu rozsáhlosti počtu vysvětlujících proměnných zjednodušena na jednotný obecný přístup. Předpokladem bylo, že všechny časové řady budou stacionární v 1. diferencích, tudíž proces integrace (I) byl roven 1 a výchozí proces AR a proces MA byl zvolen s délkou zpoždění o 2 období. Následně z této výchozí specifikace byla specifikace upravována pouze o eliminaci statisticky nevýznamných proměnných od nejméně významné až do statistické významnosti všech proměnných v modelu. Na základě prognózy vysvětlujících proměnných byla v SW Gretl provedena prognóza endogenních proměnných na zvolený horizont.

Z grafů lze pozorovat, že dle prognózy by mělo v letech 2019-2022 docházet k poklesu počtu nezaměstnaných osob pouze Praze a ve Středočeském a Ústeckém kraji. Na konstantní úrovni by se měla nezaměstnanost pohybovat v Jihočeském a Královehradeckém kraji a rovněž v Kraji Vysočina. K proměnlivému průběhu počtu nezaměstnaných by mělo dle výsledků prognózy docházet v Moravskoslezském, Pardubickém a Plzeňském kraji. V ostatních krajích, tedy v Jihomoravském, Karlovarském, Libereckém, Olomouckém a Zlínském, by měla mít nezaměstnanost od roku 2019 rostoucí tendenci.

Hlavní město Praha



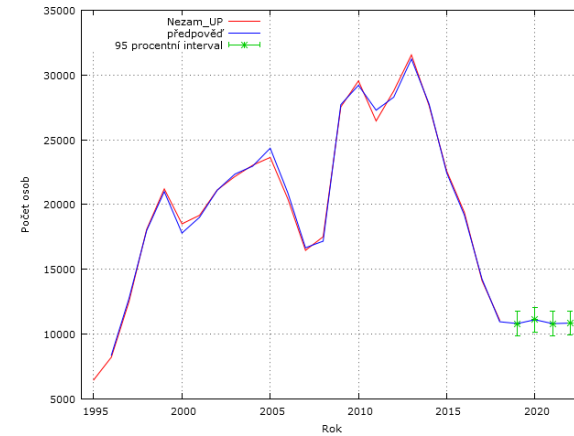
Středočeský kraj



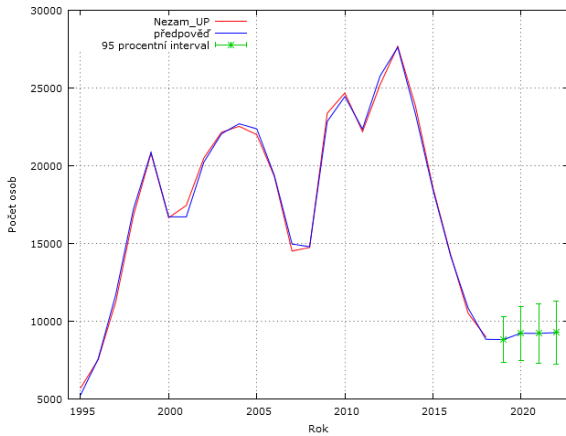
Ústecký kraj



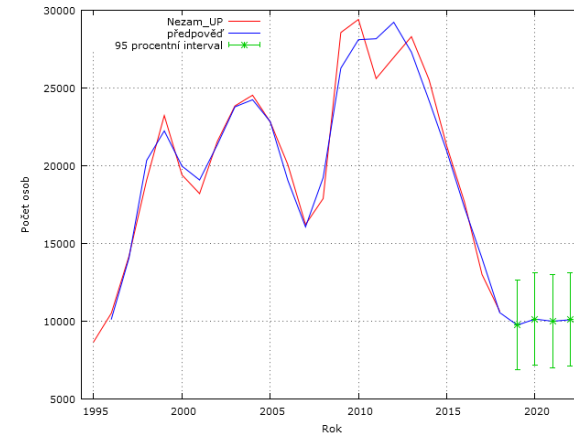
Jihočeský kraj



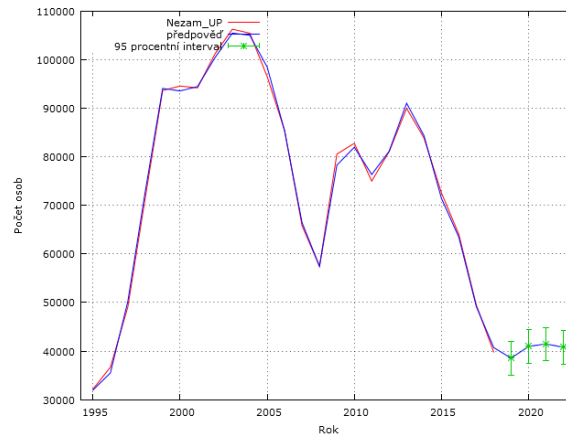
Královéhradecký kraj



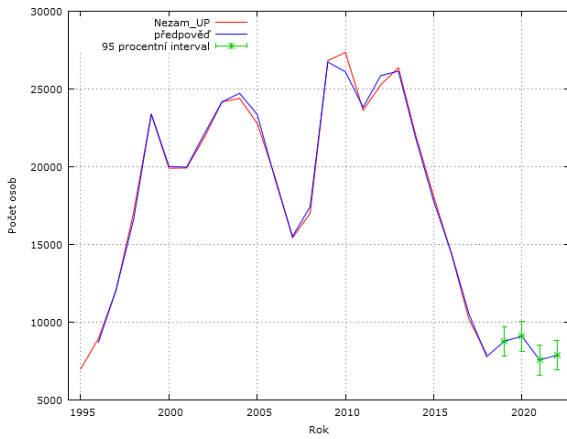
Kraj Vysočina



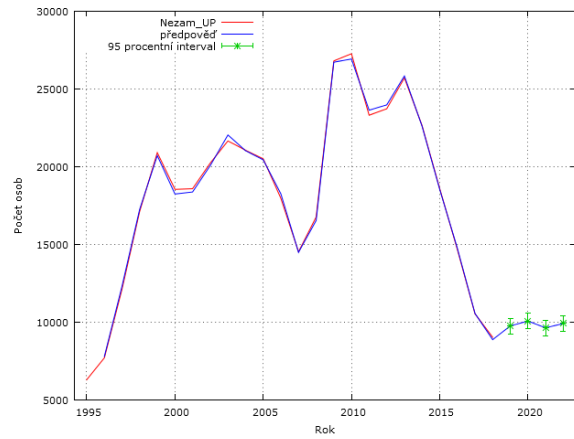
Moravskoslezský kraj



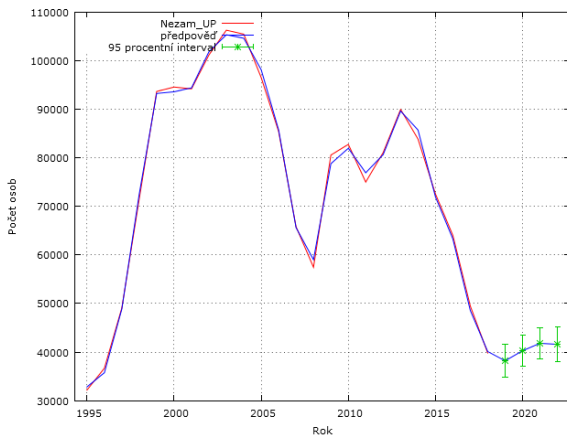
Pardubický kraj



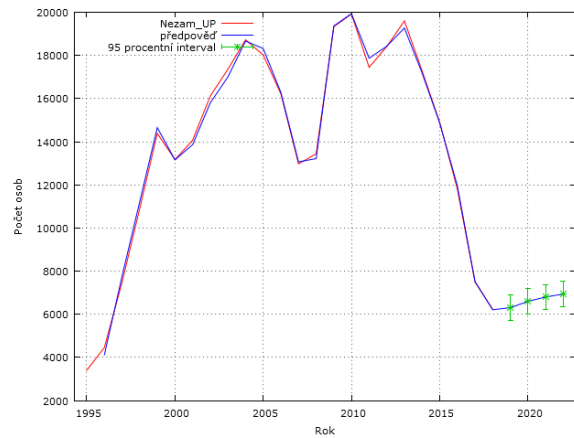
Plzeňský kraj



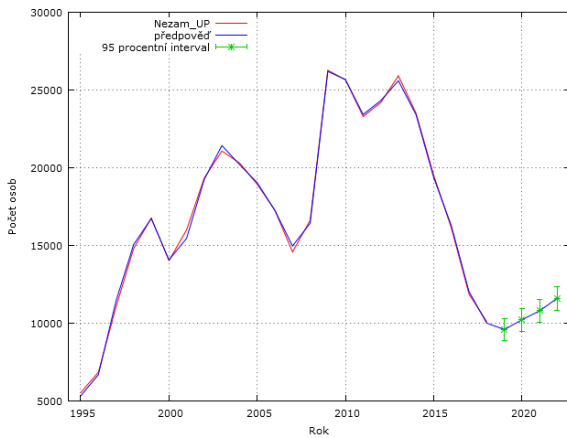
Jihomoravský kraj



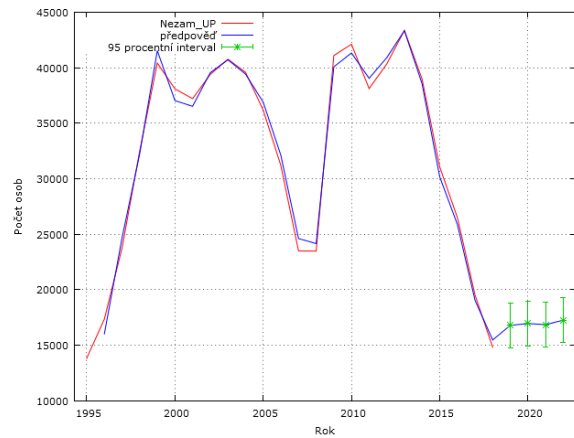
Karlovarský kraj



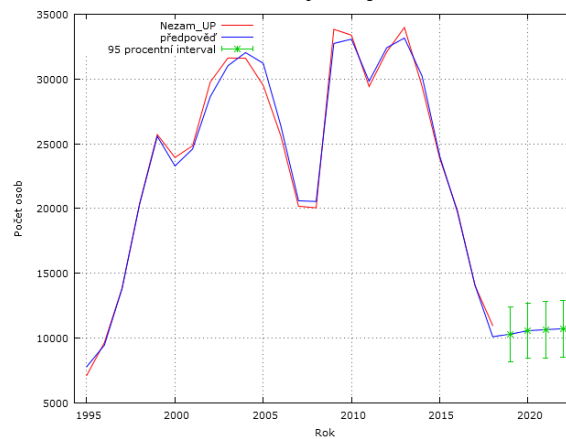
Liberecký kraj



Olomoucký kraj



Zlínský kraj



V závěru práce bylo provedeno srovnání prognózovaných hodnot na rok 2019 se skutečností. Z výsledků prognóz vyplynulo, že kromě čtyř krajů, konkrétně Jihomoravského, Olomouckého, Středočeského a Ústeckého, se všechny skutečné hodnoty roku 2019 nachází ve vypočteném 95% konfidenčním intervalu. Relativní chyba odhadu je u všech těchto předpovědí, kromě Pardubického kraje, do 10 %, proto by se tyto prognózy daly považovat za spolehlivé a přibližující se skutečnému počtu nezaměstnaných osob v krajích České republiky.

Na základě výstupů ze všech zkonstruovaných modelů lze na závěr konstatovat, že většina z nich poskytuje relativně přesné odhady, proto by mohly být v praxi použitelné. Aby modely poskytovaly ještě lepší a přesnější odhady a spolehlivější prognózy, bylo by nutné do nich zahrnout mnohem více proměnných. Na nezaměstnanost v jednotlivých krajích samozřejmě působí celá řada dalších jevů než ty, které zde byly identifikovány, avšak ne všechny lze kvantifikovat nebo pro ně získat dostupná data, nejenom na úrovni celé České republiky, ale především na úrovni regionální.

7 Seznam použitých zdrojů

- [1] **Aktivní politika zaměstnanosti a zákon č. 435/2004 Sb.**, o zaměstnanosti. *Integrovaný portál Ministerstva práce a sociálních věcí* [online]. [cit. 2019-08-02]. Dostupné z: <https://portal.mpsv.cz/sz/zamest/dotace/apz>
- [2] **ASTERIOU, Dimitrios a HALL, Stephen G. 2011.** *Applied Econometrics*. 2nd edition. Basingstoke : Palgrave Macmillan, 2011. 80-86395-45-6.
- [3] **BALTAGI, Badi H. 2008.** *Econometrics*. 4th edition. Berlin : Springer Science & Business Media, 2008. 978-3-540-76515-8.
- [4] **BĚLINA, Miroslav. 2017.** *Pracovní právo*. 7. vydání. Praha : C. H. Beck, 2017. 978-80-7400-667-8.
- [5] **BROŽOVÁ, Dagmar. 2018.** *Kapitoly z moderní ekonomie trhů práce*. 1. vydání. Praha : C. H. Beck, 2018. 978-80-7400-719-4.
- [6] **BUCHTOVÁ, Božena, ŠMAJS, Josef a BOLELOUCKÝ, Zdeněk. 2013.** *Nezaměstnanost*. 2. vydání. Praha : Grada Publishing, 2013. 978-80-247-4282-3.
- [7] **BUCHTOVÁ, Božena, ŠMAJS, Josef a BOLELOUCKÝ, Zdeněk. 2002.** *Nezaměstnanost: psychologický, ekonomický a sociální problém*. 1. vydání. Praha : Grada Publishing, 2002. 80-247-9006-8.
- [8] **CIPRA, Tomáš. 2013.** *Finanční ekonometrie*. 2. vydání. Praha : Ekopress, 2013. 978-80-86929-93-4.
- [9] **ČESKO. Zákon č. 435/2004 Sb.**, o zaměstnanosti. In: *Zákony pro lidi.cz* [online]. © AION CS 2010-2019 [cit. 2. 8. 2019]. Dostupné z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2004-435#p1-1>
- [10] **ENGBERSEN, G. 1990.** Cultures of Unemployment: Longterm Unemployment in Dutch Inner Cities. *Working Papers of the Department of Sociology at the University of Leiden*. 1990.
- [11] **EVROPSKÁ KOMISE. 2019 European Semester: Country Reports: 2019 European Semester: Country Report - Czech Republic** [online]. Brusel, 2019, 27.2.2019 [cit. 2019-09-27]. Dostupné z: https://ec.europa.eu/info/publications/2019-european-semester-country-reports_en
- [12] **FIALA, Petr. 2008.** *Úvod do ekonometrie*. 1. vydání. Praha : ČVUT v Praze, 2008. 978-80-01-04004-1.

- [13] GODFREY, L. G. 1988. *Misspecification Test in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge. 1988.
- [14] GREEN, William H. 2012. *Econometric analysis*. 7th edition. Boston : Prentice Hall, 2012. 978-0-13-139538-1.
- [15] GUJARATI, N. Damodar. 2004. *Basic Econometrics*. 4th edition. Boston : McGraw-Hill, 2004. 978-0-07-233542-2.
- [16] HAMPEL, David, BLAŠKOVÁ, Veronika a STŘELEČEK, Luboš. 2011. *Ekonometrie* 2. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2011. 978-80-7375-540-9.
- [17] HANČLOVÁ, Jana. 2012. *Ekonometrické modelování*. 1. vydání. Praha : Professional Publishing, 2012. 978-80-7431-088-1.
- [18] HEIJ, Christiaan, a další. 2004. *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. 1st edition. Oxford : Oxford University Press, 2004. 978-0199268016.
- [19] HELÍSEK, Mojmir. 2002. *Makroekonomie Základní kurs*. 2. vydání. Praha : Melandrium, 2002. 80-86175-25-1.
- [20] HINDLS, Richard, a další. 2007. *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání. Praha : Professional Publishing, 2007. 978-80-86946-43-6.
- [21] HOLMAN, Robert. 2005. *Ekonomie*. 4. vydání. Praha : C. H. Beck, 2005. 80-7179-891-6.
- [22] HOLÝ, Dalibor a Viktorie PLÍVOVÁ. *Změna výpočtu ukazatele registrované nezaměstnanosti: Společná tisková zpráva Českého statistického úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí ČR* [online]. 7.11.2012 [cit. 2019-07-28]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zmena_vypoctu_ukazatele_registrovane_nezamestnanosti20121107
- [23] HUŠEK, Roman. 2001. *Aplikovaná ekonometrie*. 1. vydání. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 2001. 80-245-0219-4.
- [24] HUŠEK, Roman . 2007. *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha : Oeconomica, 2007. 978-80-245-1300-3.
- [25] HUŠEK, Roman . 1986. *Základy ekonometrie*. Praha : Státní pedagogické nakladatelství Praha, 1986.
- [26] JÍROVÁ, Hana. 1999. *Trh práce a politika zaměstnanosti*. Praha : Vysoká škola ekonomická, 1999. 80-7079-635-9.

- [27] JUREČKA, Václav. 2013. *Makroekonomie*. 2. vydání. Praha : Grada Publishing, 2013. 978-80-247-4386-8.
- [28] KACZOR, Pavel. 2013. *Trh práce, pracovní migrace a politika zaměstnanosti ČR po roce 2011*. Praha : Oeconomica, 2013. 978-80-245-1930-2.
- [29] KLÍMA, Jan. 2006. *Makroekonomie*. 1. vydání. Praha : Alfa Publishing, 2006. 80-86575-29-2.
- [30] KOTÝNKOVÁ, Magdalena a NĚMEC, Otakar. 2003. *Lidské zdroje na trhu práce*. 1. vydání. Praha : Professional Publishing, 2003. 80-86419-48-7.
- [31] KREBS, Vojtěch. 2010. *Sociální politika*. 5. vydání. Praha : Wolters Kluwer, 2010. 978-80-7357-585-4.
- [32] KRKOŠKOVÁ, Šárka, RÁČKOVÁ, Adéla a ZOUHAR, Jan. 2010. *Základy ekonometrie v příkladech*. 2. vydání. Praha : Oeconomica, 2010. 978-80-245-1708-7.
- [33] KUCHAR, Pavel. 2007. *Trh práce*. Praha : Karolinum, 2007. 978-80-246-1383-3.
- [34] LEJNAROVÁ, Šárka, RÁČKOVÁ, Adéla a ZOUHAR, Jan. 2009. *Základy ekonometrie v příkladech*. 1. vydání. Praha : Oeconomica, 2009. 978-80-245-1564-9.
- [35] LIŠKA, Václav. 2004. *Makroekonomie*. 2. vydání. Praha : Professional Publishing, 2004. 80-86419-54-1.
- [36] MANKIW, Gregory N. 1999. *Zásady ekonomie*. Praha : Grada, 1999. 978-80-7169-891-3.
- [37] MAREŠ, Petr. 1994. *Nezaměstnanost jako sociální problém*. 1. vydání. Praha : Sociologické nakladatelství, 1994. 80-901424-9-4.
- [38] OKUN, Arthur M. 1962. *Potencial GNP: Its Measurement and Significance*. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. 1962.
- [39] PAVELKA, Tomáš. 2007. *Makroekonomie*. 2. vydání. Praha : Melandrium, 2007. 978-80-86175-52-2.
- [40] PAVELKA, Tomáš, a další. 2011. *Dlouhodobá nezaměstnanost v České republice*. 1. vydání. Slaný : Melandrium, 2011. 978-80-86175-76-8.
- [41] PHILLIP, P.C.B. a LORETAN, M. 1991. The Durbin-Watson ratio under infinite-variance errors. *Journal of Econometrics*. 1991, Sv. 47, 1.
- [42] POŠTA, Vít, MACÁKOVÁ, Libuše a PAVELKA, Tomáš. 2015. *Strukturální míra nezaměstnanosti v ČR*. Praha : Management Press, 2015. 978-80-7261-296-3.

- [43] **Právní předpisy z oblasti zaměstnanosti.** *Integrovaný portál Ministerstva práce a sociálních věcí* [online]. [cit. 2019-08-11]. Dostupné z: https://portal.mpsv.cz/sz/obecne/prav_predpisy
- [44] **RAMANATHAN, Ramu. 2002.** *Introductory econometrics with applications*. 5th edition. Mason : South-Western College Pub, 2002. 978-0030343421.
- [45] **SAMUELSON, Paul A. a NORDHAUS, William D. 2010.** *Ekonomie*. 18. vydání. Praha : NS Svoboda, 2010. 978-80-205-0590-3.
- [46] **SOUKUP, Jindřich, a další. 2018.** *Makroekonomie*. 3. vydání. Praha : Management Press, 2018. 978-80-7261-537-7.
- [47] **ŠIMEK, Milan. 2010.** *Podpora zaměstnatelnosti znevýhodněných skupin obyvatel v České republice: Nové přístupy a jejich efekty*. Brno : Sokrates, 2010. 978-80-86572-66-6.
- [48] **ŠULC, Ota. 1987.** *Prognostika od A do Z*. Praha : SNTL, 1987.
- [49] **THEIL, Henri. 1978.** *Introduction to econometrics*. Englewood Cliffs : Prentice-Hall, 1978. 978-0134810287.
- [50] **TULEJA, Pavel. 2007.** *Analýza pro ekonomy*. Brno : Computer Press, 2007. 978-80-251-1801-6.
- [51] **Výběrové šetření pracovních sil (VŠPS).** *Český statistický úřad* [online]. [cit. 2019-08-11]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/vykazy/vyberove_setreni_pracovnich_sil
- [52] **WALDMAN, D.M. 1983.** A note on algebraic equivalence of White's test and a variation of the Godfrey/Breusch-Pagan test for heteroscedasticity. *Economics Letters*. 1983, Sv. 13, 2-3.
- [53] **WOOLDRIDGE, Jeffrey M. 2016.** *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 6th edition. Mason : Michigan State University, 2016. 9781305270107.

Přílohy

Příloha č. 1 – Podkladová data pro odhad modelu hlavního města Prahy.....	129
Příloha č. 2 – Podkladová data pro odhad modelu Jihočeského kraje.....	130
Příloha č. 3 – Podkladová data pro odhad modelu Jihomoravského kraje.....	131
Příloha č. 4 – Podkladová data pro odhad modelu Karlovarského kraje.....	132
Příloha č. 5 – Podkladová data pro odhad modelu Královeshradeckého kraje.....	133
Příloha č. 6 – Podkladová data pro odhad modelu Libereckého kraje.....	134
Příloha č. 7 – Podkladová data pro odhad modelu Moravskoslezského kraje.....	135
Příloha č. 8 – Podkladová data pro odhad modelu Olomouckého kraje.....	136
Příloha č. 9 – Podkladová data pro odhad modelu Pardubického kraje.....	137
Příloha č. 10 – Podkladová data pro odhad modelu Plzeňského kraje.....	138
Příloha č. 11 – Podkladová data pro odhad modelu Středočeského kraje.....	139
Příloha č. 12 – Podkladová data pro odhad modelu Ústeckého kraje.....	140
Příloha č. 13 – Podkladová data pro odhad modelu Kraje Vysočina.....	141
Příloha č. 14 – Podkladová data pro odhad modelu Zlínského kraje.....	142
Příloha č. 15 – Stacionarita podkladových údajů – model hlavního města Prahy.....	143
Příloha č. 16 – Stacionarita podkladových údajů – model Jihočeského kraje.....	145
Příloha č. 17 – Korelační matice pro model hlavního města Prahy.....	147
Příloha č. 18 – Korelační matice pro model Jihočeského kraje.....	147
Příloha č. 19 – Korelační matice pro model Jihomoravského kraje.....	147
Příloha č. 20 – Korelační matice pro model Karlovarského kraje.....	148
Příloha č. 21 – Korelační matice pro model Královeshradeckého kraje.....	148
Příloha č. 22 – Korelační matice pro model Libereckého kraje.....	148
Příloha č. 23 – Korelační matice pro model Moravskoslezského kraje.....	149
Příloha č. 24 – Korelační matice pro model Olomouckého kraje.....	149
Příloha č. 25 – Korelační matice pro model Pardubického kraje.....	149
Příloha č. 26 – Korelační matice pro model Plzeňského kraje.....	150
Příloha č. 27 – Korelační matice pro model Středočeského kraje.....	150
Příloha č. 28 – Korelační matice pro model Ústeckého kraje.....	150
Příloha č. 29 – Korelační matice pro model Kraje Vysočina.....	151
Příloha č. 30 – Korelační matice pro model Zlínského kraje.....	151
Příloha č. 31 – Ex-post prognóza – hlavní město Praha.....	152
Příloha č. 32 – Ex-post prognóza – Jihočeský kraj.....	152
Příloha č. 33 – Ex-post prognóza – Jihomoravský kraj.....	152
Příloha č. 34 – Ex-post prognóza – Karlovarský kraj.....	153
Příloha č. 35 – Ex-post prognóza – Královeshradecký kraj.....	153
Příloha č. 36 – Ex-post prognóza – Liberecký kraj.....	153
Příloha č. 37 – Ex-post prognóza – Moravskoslezský kraj.....	154
Příloha č. 38 – Ex-post prognóza – Olomoucký kraj.....	154
Příloha č. 39 – Ex-post prognóza – Pardubický kraj.....	154
Příloha č. 40 – Ex-post prognóza – Plzeňský kraj.....	155
Příloha č. 41 – Ex-post prognóza – Středočeský kraj.....	155
Příloha č. 42 – Ex-post prognóza – Ústecký kraj.....	155
Příloha č. 43 – Ex-post prognóza – Kraj Vysočina.....	156
Příloha č. 44 – Ex-post prognóza – Zlínský kraj.....	156
Příloha č. 45 – Hlavní město Praha – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022.....	157

Příloha č. 46 – Jihočeský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	157
Příloha č. 47 – Jihomoravský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	157
Příloha č. 48 – Karlovarský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	157
Příloha č. 49 – Královehradecký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	157
Příloha č. 50 – Liberecký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	158
Příloha č. 51 – Moravskoslezský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	158
Příloha č. 52 – Olomoucký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	158
Příloha č. 53 – Pardubický kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	158
Příloha č. 54 – Plzeňský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	158
Příloha č. 55 – Středočeský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	159
Příloha č. 56 – Ústecký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	159
Příloha č. 57 – Kraj Vysočina – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	159
Příloha č. 58 – Zlínský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022	159
Příloha č. 59 – Příklady nevybraných modelů – hlavní město Praha	160
Příloha č. 60 – Příklady nevybraných modelů – Jihočeský kraj	161
Příloha č. 61 – Příklady nevybraných modelů – Jihomoravský kraj	162
Příloha č. 62 – Příklady nevybraných modelů – Karlovarský kraj	163
Příloha č. 63 – Příklady nevybraných modelů – Královehradecký kraj	164
Příloha č. 64 – Příklady nevybraných modelů – Liberecký kraj	165
Příloha č. 65 – Příklady nevybraných modelů – Moravskoslezský kraj	166
Příloha č. 66 – Příklady nevybraných modelů – Olomoucký kraj	167
Příloha č. 67 – Příklady nevybraných modelů – Pardubický kraj	168
Příloha č. 68 – Příklady nevybraných modelů – Plzeňský kraj	169
Příloha č. 69 – Příklady nevybraných modelů – Středočeský kraj	170
Příloha č. 70 – Příklady nevybraných modelů – Ústecký kraj	171
Příloha č. 71 – Příklady nevybraných modelů – Kraj Vysočina	172
Příloha č. 72 – Příklady nevybraných modelů – Zlínský kraj	173

Příloha č. 1 – Podkladová data pro odhad modelu hlavního města Prahy

Rok	Nezam_ _UP	Zpozd_ nezam_UP	Zamest_ staveb	Nez_ absolv	Uchazeci _lmisto	Volna_ mista	HDP	Zamest_ sluzby
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	osoby	místa	mil. Kč	tis. osob
1995	1 854	1 742	153,5	231	0,1	14 432	316 834	461,0
1996	2 710	1 854	158,6	335	0,2	12 017	366 619	459,9
1997	5 442	2 710	154,3	854	0,7	7 546	409 678	465,3
1998	14 580	5 442	145,5	2 388	2,7	5 370	468 332	476,7
1999	22 556	14 580	140,2	2 615	5,8	3 883	503 150	478,9
2000	21 832	22 556	130,1	1 835	4,5	4 906	540 097	479,2
2001	21 632	21 832	131,5	1 482	2,8	7 658	593 451	471,8
2002	23 691	21 632	126,8	2 139	3,1	7 685	627 167	478,4
2003	25 448	23 691	127,7	2 209	3,0	8 482	674 207	478,0
2004	26 727	25 448	121,3	2 069	1,8	14 598	736 683	477,9
2005	24 571	26 727	122,3	1 591	2,2	11 119	800 251	489,2
2006	21 364	24 571	122,8	1 386	1,3	16 192	864 989	501,2
2007	17 363	21 364	111,0	985	0,6	28 746	967 690	519,9
2008	17 433	17 363	118,8	904	0,7	25 002	1 029 355	526,1
2009	29 865	17 433	130,5	1 601	3,5	8 508	1 003 206	526,9
2010	33 433	29 865	118,5	1 717	5,8	5 743	1 018 081	536,1
2011	32 580	33 433	111,4	1 622	4,4	7 465	1 003 742	537,1
2012	36 771	32 580	124,1	1 295	3,7	9 994	1 004 400	521,0
2013	44 922	36 771	129,6	1 846	6,2	7 299	1 011 319	517,5
2014	43 499	44 922	122,6	1 419	4,6	9 426	1 044 120	523,9
2015	37 218	43 499	119,3	1 495	2,5	15 016	1 157 950	528,8
2016	30 179	37 218	115,5	1 096	1,4	21 054	1 200 554	545,5
2017	21 787	30 179	119,2	653	0,5	42 380	1 283 415	564,9
2018	18 476	21 787	130,0	592	0,3	67 323	1 307 942	575,4

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 2 – Pokladová data pro odhad modelu Jihočeského kraje

Rok	Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_zeny	Uchazeci_Imisto	Zamest_zemed	HDP	Podil_mest_obyv
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	osoby	tis. osob	mil. Kč	%
1995	6 442	7 166	124,8	3 980	0,90	27,1	92 194	63,9
1996	8 198	6 442	127,3	4 936	1,3	30,2	105 721	64,0
1997	12 485	8 198	125,8	7 520	2,2	28,5	113 766	64,0
1998	18 073	12 485	125,5	10 064	6,6	26,2	125 209	64,5
1999	21 198	18 073	120,5	11 415	9,5	21,7	129 640	64,5
2000	18 498	21 198	123,7	9 795	5,8	21,1	136 356	65,0
2001	19 162	18 498	119,8	10 049	6,5	24,7	144 522	64,5
2002	21 118	19 162	120,0	11 269	7,9	22,1	150 877	64,4
2003	22 158	21 118	117,0	11 880	10,1	17,9	154 896	64,2
2004	23 021	22 158	123,7	12 487	7,1	17,1	167 468	63,9
2005	23 632	23 021	125,0	12 874	9,0	17,9	180 655	64,3
2006	20 426	23 632	120,9	11 408	3,9	18,3	192 059	65,1
2007	16 452	20 426	124,6	9 144	2,4	18,0	201 268	65,0
2008	17 505	16 452	126,5	9 265	4,2	19,8	203 974	64,8
2009	27 530	17 505	121,1	13 678	18,2	19,9	204 096	64,5
2010	29 545	27 530	118,4	14 114	16,0	18,2	202 729	64,3
2011	26 450	29 545	121,2	13 134	12,8	18,5	203 770	64,2
2012	28 767	26 450	122,0	14 126	11,7	18,4	208 433	64,0
2013	31 551	28 767	120,2	15 439	13,5	18,3	212 001	63,9
2014	27 645	31 551	121,2	13 721	7,6	18,3	219 426	63,8
2015	22 576	27 645	126,3	11 271	3,3	17,9	228 760	63,8
2016	19 385	22 576	128,3	9 721	2,0	17,7	237 236	63,6
2017	14 112	19 385	128,6	7 035	1,0	17,7	247 332	64,1
2018	11 060	14 112	123,5	5 603	0,6	15,2	254 462	63,9

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 3 – Pokladová data pro odhad modelu Jihomoravského kraje

Rok	Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Nez_postizeni	HDP
jednotky	osoby	tis. osob	osoby	osoby	místa	osoby	mil. Kč
1995	32 153	213,9	4 414	17 428	8 601	4 677	163 806
1996	36 673	215,4	3 669	19 165	7 243	5 947	188 695
1997	49 061	221,5	5 593	25 852	5 399	7 749	201 069
1998	71 568	212,8	8 751	35 970	2 132	9 342	219 634
1999	93 686	200,5	12 880	44 848	1 700	11 058	225 621
2000	94 609	203,8	14 000	45 193	2 973	11 449	238 593
2001	94 226	195,1	12 593	45 335	2 566	11 973	257 756
2002	101 214	186,3	13 258	48 388	2 301	12 656	268 190
2003	106 304	195,2	13 513	51 013	2 403	13 514	283 155
2004	105 486	195,2	9 956	52 096	2 674	14 138	305 115
2005	96 528	197,7	8 904	49 111	3 306	13 890	322 420
2006	85 422	200,1	6 995	44 309	7 896	13 487	346 984
2007	65 816	207,8	5 758	34 504	10 696	12 184	383 770
2008	57 455	197,7	3 752	29 483	8 795	10 642	413 007
2009	80 581	188,4	3 623	37 746	2 756	10 661	403 892
2010	82 776	192,5	4 699	39 333	3 191	10 467	408 092
2011	75 019	196,2	5 224	36 443	4 163	9 458	421 653
2012	81 099	199,2	4 435	38 432	3 335	9 014	434 334
2013	89 976	198,7	4 940	42 376	2 280	8 853	452 931
2014	83 877	195,1	5 814	40 245	5 399	8 759	473 554
2015	72 573	199,3	3 909	35 079	10 324	8 858	502 175
2016	64 036	199,6	3 325	30 676	10 911	8 665	512 483
2017	49 487	198,3	2 635	23 402	13 973	8 106	531 374
2018	39 789	192,3	1 777	19 091	17 227	6 987	545 300

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 4 – Podkladová data pro odhad modelu Karlovarského kraje

Rok	Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	osoby	místa	osoby	mil. Kč
1995	3 397	2 698	66,4	460	1 770	2 338	1,45	44 447
1996	4 457	3 397	69,4	522	2 270	2 426	1,8	48 655
1997	7 467	4 457	64,7	1 012	3 858	1 652	4,5	50 864
1998	10 888	7 467	63,6	1 760	5 250	1 270	8,6	54 939
1999	14 385	10 888	61,1	1 873	6 754	1 259	11,4	56 360
2000	13 174	14 385	60,9	1 625	6 032	1 542	8,5	60 020
2001	14 062	13 174	60,1	1 738	6 371	1 401	10,0	62 459
2002	16 115	14 062	59,1	1 731	7 285	1 226	13,1	66 189
2003	17 362	16 115	62,2	1 528	7 983	1 147	15,1	68 681
2004	18 726	17 362	61,6	1 479	8 812	1 196	15,7	71 685
2005	18 017	18 726	61,4	1 192	8 720	1 206	14,9	74 413
2006	16 221	18 017	64,1	1 042	7 949	2 354	6,9	76 783
2007	12 975	16 221	63,6	757	6 462	3 167	4,1	83 441
2008	13 437	12 975	61,0	918	6 577	2 087	6,4	84 435
2009	19 337	13 437	55,5	1 211	9 137	830	23,3	84 716
2010	19 922	19 337	58,0	1 173	9 232	748	26,6	83 013
2011	17 447	19 922	56,1	1 071	8 396	1 088	16,0	83 105
2012	18 411	17 447	54,1	1 281	8 575	1 027	17,9	82 405
2013	19 600	18 411	54,0	1 201	9 053	1 275	15,4	82 009
2014	17 290	19 600	56,3	784	8 265	1 648	10,5	84 595
2015	14 896	17 290	58,3	574	7 270	3 277	4,5	87 233
2016	11 796	14 896	57,6	456	5 853	3 678	3,2	88 121
2017	7 488	11 796	63,6	255	3 683	6 503	1,2	93 482
2018	6 229	7 488	58,3	290	2 829	8 143	0,7	97 191

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 5 – Podkladová data pro odhad modelu Královehradeckého kraje

Rok	Nezam_UP	Zamest_zemed	Zpoz_d_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP
jednotky	osoby	tis. osob	osoby	osoby	místa	osoby	mil. Kč
1995	5 674	8,9	618	3 468	5 864	0,97	78 100
1996	7 509	6,8	629	4 586	5 533	1,4	89 555
1997	11 236	6,7	968	6 696	4 162	2,7	98 362
1998	16 782	7,6	1 745	9 290	2 709	6,2	106 194
1999	20 783	7,1	2 735	10 789	2 726	7,6	110 676
2000	16 644	5,8	2 793	8 493	5 031	3,3	118 798
2001	17 433	7,2	2 053	8 827	3 950	4,4	126 129
2002	20 497	5,6	2 152	10 470	2 764	7,4	128 404
2003	22 146	6,7	2 369	11 317	2 298	9,6	132 601
2004	22 526	6,5	2 322	11 488	2 075	10,9	144 144
2005	21 989	3,8	2 188	11 375	2 731	8,1	150 957
2006	19 298	4,5	1 687	10 283	4 413	4,4	158 316
2007	14 499	4,9	1 399	7 723	5 329	2,7	173 972
2008	14 728	5,0	982	7 605	4 052	3,6	180 916
2009	23 373	3,7	1 205	10 963	1 333	17,5	179 669
2010	24 678	4,1	1 769	11 596	1 365	18,1	181 920
2011	22 185	4,2	1 703	10 731	1 624	13,7	183 508
2012	25 210	4,6	1 707	12 065	1 121	22,5	184 483
2013	27 678	2,7	1 717	13 225	1 299	21,3	185 110
2014	23 866	2,7	1 926	11 574	2 769	8,6	198 157
2015	18 574	3,2	1 394	9 156	3 932	4,7	208 399
2016	14 270	4,1	1 114	6 996	6 151	2,3	221 073
2017	10 483	3,7	768	5 145	8 816	1,2	243 500
2018	8 968	3,6	561	4 560	12 848	0,7	233 027

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 6 – Podkladová data pro odhad modelu Libereckého kraje

Rok	Nezam_UP	Nez_zeny	Zpozd_nez_absolv	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP	Zamest_staveb
jednotky	osoby	osoby	osoby	mista	osoby	mil. Kč	tis. osob
1995	5 510	3 100	633	4 005	1,38	60 471	98,5
1996	6 819	3 878	775	4 415	1,54	68 008	103,9
1997	11 021	6 364	903	3 186	3,46	74 418	101,7
1998	14 797	8 052	1 581	2 447	6,05	79 612	102,3
1999	16 744	8 674	2 734	2 621	6,39	84 463	105,9
2000	14 016	7 320	2 468	3 649	3,84	90 355	103,6
2001	15 987	8 136	1 671	2 677	5,97	96 697	102,8
2002	19 334	9 832	2 123	1 908	10,13	99 346	100,6
2003	21 065	10 942	2 177	1 785	11,80	95 943	97,5
2004	20 299	10 650	2 037	2 547	7,97	102 614	105,3
2005	18 923	10 056	1 632	2 425	7,80	114 121	108,2
2006	17 258	9 257	1 361	3 648	4,73	120 805	105,6
2007	14 566	8 027	1 229	4 612	3,16	125 424	104,0
2008	16 605	8 577	978	2 279	7,29	127 912	103,5
2009	26 273	13 043	1 112	1 201	21,88	123 421	95,7
2010	25 653	12 867	1 560	1 417	18,10	126 493	96,1
2011	23 286	12 009	1 390	1 780	13,08	129 025	98,2
2012	24 185	12 346	1 456	1 831	13,21	131 580	90,1
2013	25 909	13 286	1 788	2 549	10,16	132 469	93,4
2014	23 496	12 317	1 674	3 596	6,53	139 430	95,6
2015	19 507	10 322	1 245	5 947	3,28	148 017	97,2
2016	16 104	8 528	974	5 607	2,87	153 730	95,2
2017	11 861	6 256	811	8 674	1,37	160 808	98,0
2018	10 091	5 298	548	11 030	0,91	161 013	102,6

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 7 – Podkladová data pro odhad modelu Moravskoslezského kraje

Rok	Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Podil_mest_obyv	Uchazeci_Imisto
jednotky	osoby	tis. osob	osoby	osoby	místa	%	osoby
1995	32 153	277,7	4 414	17 428	8 601	77,3	3,7
1996	36 673	291,0	3 669	19 165	7 243	77,1	5,1
1997	49 061	277,5	5 593	25 852	5 399	77,1	9,1
1998	71 568	267,5	8 751	35 970	2 132	77,4	33,6
1999	93 686	250,7	12 880	44 848	1 700	77,3	55,1
2000	94 609	231,3	14 000	45 193	2 973	77,1	31,8
2001	94 226	226,3	12 593	45 335	2 566	76,9	36,7
2002	101 214	230,3	13 258	48 388	2 301	77,0	44,0
2003	106 304	229,3	13 513	51 013	2 403	76,9	44,2
2004	105 486	229,3	9 956	52 096	2 674	76,7	39,4
2005	96 528	226,1	8 904	49 111	3 306	76,6	29,2
2006	85 422	226,8	6 995	44 309	7 896	76,4	10,8
2007	65 816	221,0	5 758	34 504	10 696	76,2	6,2
2008	57 455	242,6	3 752	29 483	8 795	76,1	6,5
2009	80 581	227,6	3 623	37 746	2 756	75,8	29,2
2010	82 776	222,6	4 699	39 333	3 191	75,6	25,9
2011	75 019	224,3	5 224	36 443	4 163	75,5	18,0
2012	81 099	226,1	4 435	38 432	3 335	75,2	24,3
2013	89 976	223,5	4 940	42 376	2 280	75,0	39,5
2014	83 877	223,9	5 814	40 245	5 399	74,8	15,5
2015	72 573	222,6	3 909	35 079	10 324	74,6	7,0
2016	64 036	227,3	3 325	30 676	10 911	74,5	5,9
2017	49 487	229,5	2 635	23 402	13 973	74,3	3,5
2018	39 789	210,4	1 777	19 091	17 227	74,1	2,3

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 8 – Podkladová data pro odhad modelu Olomouckého kraje

Rok	Nezam_UP	Zpozd_ nezam_UP	Zamest_ staveb	Nez_ absolv	Nez_zeny	Volna_ mista	HDP	CR_ inflace
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	osoby	mista	mil. Kč	%
1995	13 804	15 189	126,4	2 017	7 406	4 910	82 585	9,1
1996	17 348	13 804	126,5	2 642	9 410	3 771	96 611	8,8
1997	23 725	17 348	124,8	4 072	13 220	3 695	100 903	8,5
1998	32 476	23 725	126,3	5 593	16 835	2 138	106 050	10,7
1999	40 427	32 476	124,5	5 872	19 993	1 937	110 903	2,1
2000	38 092	40 427	114,8	4 910	18 566	3 684	117 839	3,9
2001	37 215	38 092	109,4	4 708	17 982	3 264	125 246	4,7
2002	39 395	37 215	115,4	4 859	19 055	2 906	129 390	1,8
2003	40 770	39 395	117,1	3 957	19 980	2 493	136 510	0,1
2004	39 591	40 770	109,7	3 412	19 717	2 513	149 418	2,8
2005	36 180	39 591	112,1	2 693	18 675	2 849	152 800	1,9
2006	31 187	36 180	116,9	2 160	16 838	4 537	160 865	2,5
2007	23 495	31 187	119,1	1 503	12 785	5 224	175 136	2,8
2008	23 470	23 495	119,7	1 645	12 250	2 747	183 772	6,3
2009	41 092	23 470	115,1	2 768	18 846	821	179 666	1,0
2010	42 117	41 092	107,3	2 703	19 904	1 210	183 705	1,5
2011	38 119	42 117	108,9	2 657	18 619	1 065	189 721	1,9
2012	40 342	38 119	110,0	3 110	19 546	809	191 847	3,3
2013	43 364	40 342	106,7	3 218	20 386	1 103	191 738	1,4
2014	38 990	43 364	112,2	2 104	18 822	2 814	202 678	0,4
2015	31 058	38 990	117,8	1 507	15 021	5 912	212 588	0,3
2016	26 495	31 058	123,1	1 129	12 793	6 282	222 612	0,7
2017	19 519	26 495	120,7	783	9 488	8 696	236 619	2,5
2018	14 801	19 519	111,5	644	7 213	10 896	235 332	2,1

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 9 – Podkladová data pro odhad modelu Pardubického kraje

Rok	Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_zeny	Uchazeci_Imisto	Volna_mista	HDP
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	osoby	místa	mil. Kč
1995	6 973	7 124	108,9	4 211	1,6	4 494	69 305
1996	8 916	6 973	106,8	5 241	2,0	4 354	78 024
1997	12 009	8 916	104,8	6 881	3,0	4 047	84 580
1998	17 065	12 009	108,5	9 077	6,7	2 544	93 169
1999	23 362	17 065	101,4	11 828	12,9	1 817	95 079
2000	19 896	23 362	92,5	10 239	5,4	3 661	100 453
2001	19 911	19 896	101,8	10 316	7,3	2 729	107 639
2002	21 865	19 911	105,8	11 191	11,0	1 980	112 342
2003	24 165	21 865	105,1	12 453	9,9	2 448	118 133
2004	24 399	24 165	107,0	12 414	12,0	2 039	126 255
2005	22 782	24 399	105,3	11 727	9,6	2 364	131 710
2006	19 369	22 782	106,3	10 218	2,7	7 296	144 670
2007	15 417	19 369	112,1	8 259	1,6	9 541	159 085
2008	16 998	15 417	110,3	8 644	4,7	3 654	162 278
2009	26 817	16 998	103,1	12 479	14,8	1 813	156 890
2010	27 359	26 817	102,2	12 226	12,6	2 165	159 941
2011	23 631	27 359	103,5	11 317	9,1	2 609	165 724
2012	25 264	23 631	104,0	12 094	13,6	1 857	158 240
2013	26 371	25 264	106,0	12 674	11,0	2 393	161 809
2014	21 938	26 371	110,8	10 783	6,3	3 465	171 921
2015	18 075	21 938	113,2	8 903	2,9	6 168	182 983
2016	14 407	18 075	111,8	7 038	1,5	9 687	189 959
2017	10 152	14 407	109,4	4 878	0,5	19 953	200 687
2018	7 914	10 152	109,1	3 846	0,2	35 590	202 416

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 10 – Podkladová data pro odhad modelu Plzeňského kraje

Rok	Nezam_UP	Zpozd_ nezam_UP	Zamest_ staveb	Nez_ absolv	Nez_zeny	Uchazeci_ Imisto	HDP
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	osoby	osoby	mil. Kč
1995	6 274	7 327	114,1	908	3 875	1,00	82 628
1996	7 681	6 274	115,5	1 191	4 559	1,53	95 792
1997	12 101	7 681	114,5	2 034	6 895	3,27	100 591
1998	17 113	12 101	116,6	2 779	9 204	6,89	107 528
1999	20 900	17 113	110,6	2 727	10 609	9,06	111 879
2000	18 535	20 900	113,0	1 955	9 495	5,40	119 902
2001	18 580	18 535	111,3	1 865	9 611	5,26	129 891
2002	20 226	18 580	113,8	2 056	10 362	7,63	134 856
2003	21 650	20 226	109,3	2 016	11 211	8,49	142 694
2004	21 051	21 650	116,5	1 840	11 144	4,77	159 864
2005	20 500	21 051	126,9	1 528	11 039	5,20	165 249
2006	17 959	20 500	118,8	1 281	9 809	2,49	181 771
2007	14 516	17 959	123,0	933	7 937	1,01	190 572
2008	16 757	14 516	118,2	1 228	9 025	2,22	189 478
2009	26 802	16 757	115,6	1 564	13 596	12,90	193 687
2010	27 267	26 802	113,7	1 608	13 226	12,62	198 641
2011	23 308	27 267	114,6	1 331	11 710	8,95	202 607
2012	23 724	23 308	116,1	1 676	12 023	9,82	198 464
2013	25 709	23 724	115,9	1 668	13 057	9,98	208 139
2014	22 641	25 709	114,1	1 223	11 619	4,60	222 957
2015	18 587	22 641	117,6	934	9 675	2,20	233 234
2016	14 655	18 587	117,8	699	7 631	1,44	243 655
2017	10 517	14 655	118,2	400	5 371	0,52	255 226
2018	9 009	10 517	118	409	4 553	0,26	257 114

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 11 – Podkladová data pro odhad modelu Středočeského kraje

Rok	Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_absolv	Zamest_zemed	Volna_mista	Zamest_sluzby
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	tis. osob	místa	tis. osob
1995	14 325	16 076	218,2	2 184	40,5	9 892	273,7
1996	17 077	14 325	218,9	2 446	37,3	11 393	283,5
1997	25 739	17 077	218,8	3 741	34,9	7 927	285,5
1998	34 096	25 739	215,2	5 890	31,4	5 756	289,2
1999	42 024	34 096	209,5	6 026	28,0	5 385	285,5
2000	38 160	42 024	209,7	4 573	27,3	8 241	283,7
2001	37 819	38 160	206,3	4 741	28,1	9 360	295,4
2002	41 761	37 819	210,9	5 057	26,7	5 231	310,6
2003	43 937	41 761	202,9	4 678	28,2	5 970	315,9
2004	44 012	43 937	201,7	3 882	24,8	6 475	320,7
2005	40 751	44 012	208,1	3 075	21,6	7 064	320,8
2006	35 498	40 751	215,5	2 608	22,3	12 478	327,9
2007	29 273	35 498	229,1	2 027	22,1	19 691	330,2
2008	31 220	29 273	241,4	2 295	18,2	11 399	339,7
2009	49 144	31 220	227,4	3 270	17,4	3 296	356,6
2010	54 716	49 144	221,5	3 332	18,1	3 599	362,5
2011	50 594	54 716	218,7	3 215	17,4	4 054	374,3
2012	54 451	50 594	223,0	3 426	16,2	4 044	384,5
2013	61 681	54 451	212,7	3 742	17,6	4 040	395,9
2014	56 674	61 681	216,6	2 839	15,7	8 215	401,1
2015	48 102	56 674	220,5	2 319	17,6	13 551	410,9
2016	38 966	48 102	227,5	1 729	20,2	18 650	404,3
2017	29 370	38 966	233,2	1 227	19,4	30 321	414,0
2018	25 238	29 370	225,5	1 144	12,6	48 071	419,8

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 12 – Podkladová data pro odhad modelu Ústeckého kraje

Rok	Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	CR_min_mzda	HDP	CR_cizinci
jednotky	osoby	tis. osob	osoby	osoby	místa	Kč	mil. Kč	osoby
1995	24 413	170,3	2 592	14 103	5 931	2 200	121 440	39 242
1996	29 449	167,2	2 994	16 659	5 443	2 500	136 504	46 388
1997	40 887	165,6	4 211	22 712	3 897	2 500	141 573	56 797
1998	55 063	159,1	6 301	28 845	2 119	2 650	151 385	64 352
1999	65 809	144,1	8 135	33 094	2 523	3 250	154 800	66 754
2000	66 572	139,2	8 592	33 147	2 798	4 000	158 115	66 855
2001	67 720	146,9	8 141	33 849	3 295	5 000	166 681	69 816
2002	74 135	144,6	7 697	37 044	2 581	5 700	175 255	75 249
2003	76 499	133,1	6 521	38 038	2 745	6 200	187 698	80 844
2004	73 493	133,5	6 460	36 995	2 948	6 700	201 866	99 467
2005	70 532	144,1	5 215	36 027	2 710	7 185	214 447	110 598
2006	63 652	142,3	4 664	33 164	5 003	7 570	228 990	139 185
2007	49 894	142,3	4 027	26 811	6 462	8 000	244 636	157 512
2008	45 657	161,6	2 894	24 113	4 485	8 000	256 192	172 191
2009	59 976	149,5	2 945	29 777	1 721	8 000	257 032	180 359
2010	61 947	149,9	3 657	30 349	2 238	8 000	250 196	188 952
2011	58 087	151,6	3 606	28 965	1 974	8 000	250 484	196 408
2012	61 589	147,6	3 401	30 758	1 786	8 000	250 778	212 455
2013	65 820	149,0	3 655	32 497	2 345	8 500	249 748	236 557
2014	60 824	151,4	3 999	30 394	3 488	8 500	255 572	249 856
2015	50 778	151,0	2 577	25 854	5 598	9 200	274 948	260 040
2016	44 528	156,1	2 134	23 118	7 634	9 900	271 440	271 957
2017	31 522	159,4	1 891	16 644	10 808	11 000	283 381	281 489
2018	26 335	148,1	1 370	14 378	14 980	12 200	300 661	289 459

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 13 – Podkladová data pro odhad modelu Kraje Vysočina

Rok	Nezam_UP	Zpozd_ nezam_UP	Zamest_ sluzby	Nez_ absolv	Volna_ mista	Uchazeci_ 1misto	HDP
jednotky	osoby	osoby	tis. osob	osoby	mista	osoby	mil. Kč
1995	8 657	9 901	95,5	877	3 907	2,22	66 464
1996	10 501	8 657	95,6	1 219	5 060	2,1	75 774
1997	14 169	10 501	96,7	1 907	3 147	4,5	79 418
1998	19 070	14 169	94,9	3 482	1 774	10,7	86 687
1999	23 223	19 070	87,2	3 393	1 877	12,4	91 820
2000	19 402	23 223	99,1	2 381	2 638	7,4	98 661
2001	18 196	19 402	100,1	2 354	2 797	6,5	110 096
2002	21 548	18 196	95,7	3 109	2 267	9,5	113 820
2003	23 841	21 548	100,8	2 936	1 317	18,1	118 283
2004	24 531	23 841	101,4	2 581	1 273	19,3	125 448
2005	22 814	24 531	98,1	2 203	1 913	11,9	133 760
2006	20 060	22 814	100,5	1 759	4 071	4,9	143 760
2007	16 202	20 060	103,6	1 271	5 764	2,8	157 799
2008	17 874	16 202	97,5	1 425	2 414	7,4	157 389
2009	28 566	17 874	99,0	2 351	762	37,5	156 213
2010	29 410	28 566	99,3	2 196	916	32,1	155 076
2011	25 605	29 410	98,5	2 185	921	27,8	162 057
2012	26 963	25 605	98,6	2 308	664	40,6	165 755
2013	28 304	26 963	100,5	2 431	1 203	23,5	167 216
2014	25 532	28 304	103,8	1 610	2 089	12,2	174 056
2015	21 268	25 532	102,8	1 205	3 588	5,9	181 460
2016	17 672	21 268	107,3	911	5 418	3,3	188 853
2017	12 992	17 672	109,2	598	7 475	1,7	199 430
2018	10 628	12 992	105,1	514	9 998	1,1	203 578

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 14 – Podkladová data pro odhad modelu Zlínského kraje

Rok	Nezam_UP	Nez_zeny	Zpozd_nez_absolv	Volna_mista	HDP	Zamest_staveb	Podil_mest_obyv
jednotky	osoby	osoby	osoby	mista	mil. Kč	tis. osob	%
1995	7 098	3 951	1 147	3 665	77 670	133,4	58,5
1996	9 626	5 379	923	4 131	87 922	144,0	58,9
1997	13 808	7 848	1 540	3 644	98 784	137,0	60,8
1998	20 399	10 819	2 460	1 806	105 172	134,7	61,2
1999	25 707	13 238	3 834	2 319	106 918	129,1	60,9
2000	23 935	11 931	3 801	1 942	113 477	128,1	61,2
2001	24 841	12 660	3 096	2 173	122 629	132,3	60,7
2002	29 759	14 863	3 401	1 558	126 644	132,2	61,4
2003	31 621	15 898	3 937	1 219	132 162	132,1	61,3
2004	31 606	16 125	4 214	1 762	138 979	123,9	61,2
2005	29 505	15 610	3 092	2 067	150 636	120,4	61,1
2006	25 601	14 059	2 380	5 111	164 657	133,9	60,9
2007	20 171	11 206	1 979	6 683	177 724	135,3	60,8
2008	20 048	10 550	1 405	4 272	191 527	137,6	60,6
2009	33 836	15 792	1 533	1 252	187 284	122,1	60,2
2010	33 386	15 668	2 337	1 245	185 334	118,0	60,0
2011	29 418	14 297	2 193	1 590	191 345	129,7	59,8
2012	32 100	15 404	2 280	1 269	190 952	124,8	59,7
2013	33 978	15 900	2 309	2 217	194 047	129,8	59,0
2014	29 439	14 266	2 608	2 749	214 013	132,7	59,0
2015	23 874	11 737	1 741	5 810	219 181	134,6	58,9
2016	19 848	9 621	1 405	6 528	226 644	137,8	58,8
2017	14 040	6 597	1 012	7 975	237 885	132,1	58,7
2018	10 954	5 237	603	11 849	241 980	128,9	58,7

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Příloha č. 15 – Stacionarita podkladových údajů – model hlavního města Prahy

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro `Nezam_UP`
s použitím 3 zpožděných proměnných `(1-L)Nezam_UP` (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,050
zpožděné diference: $F(3, 14) = 5,059 [0,0140]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,584143
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,367$
asymptotická p-hodnota 0,397

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro `Zpozd_nezam_UP`
s použitím 3 zpožděných proměnných `(1-L)Zpozd_nezam_UP` (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,049
zpožděné diference: $F(3, 14) = 5,101 [0,0136]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,651115
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,68975$
asymptotická p-hodnota 0,2408

x_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro `Zamest_staveb`
s použitím 4 zpožděných proměnných `(1-L)Zamest_staveb` (max was 8)
počet pozorování 19
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,123
zpožděné diference: $F(4, 12) = 3,340 [0,0467]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,697315
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,93264$
asymptotická p-hodnota 0,152

x_{2t} – počet nezaměstnaných absolventů a mladistvých v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro `Nez_absolv`
s použitím 7 zpožděných proměnných `(1-L)Nez_absolv` (max was 8)
počet pozorování 16
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,147
zpožděné diference: $F(7, 6) = 1,814 [0,2427]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -2,66622
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,65273$
asymptotická p-hodnota 0,02557

X_{3t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Uchazeci_lmisto
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)Uchazeci_lmisto (max was 8)
počet pozorování 15
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,095
zpožděné diference: $F(8, 4) = 4,283 [0,0882]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -4,80627
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -4,2577$
asymptotická p-hodnota 0,003593

X_{4t} – počet volných pracovních míst v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Volna_mista
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)Volna_mista (max was 8)
počet pozorování 15
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,343
zpožděné diference: $F(8, 4) = 3,016 [0,1506]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -6,10807
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,15076$
asymptotická p-hodnota 0,09463

X_{5t} – hrubý domácí produkt kraje

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro HDP
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)HDP (max was 8)
počet pozorování 17
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,064
zpožděné diference: $F(6, 8) = 1,958 [0,1863]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: 0,217753
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = 0,444699$
asymptotická p-hodnota 0,9992

X_{6t} – počet zaměstnaných v kraji v oblasti služeb

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Zamest_sluzby
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)Zamest_sluzby (max was 8)
počet pozorování 15
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,062
zpožděné diference: $F(8, 4) = 15,931 [0,0087]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -3,12679
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,9797$
asymptotická p-hodnota 0,6119

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 16 – Stacionarita podkladových údajů – model Jihočeského kraje

y_{1t} – počet nezaměstnaných v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Nezam_UP
s použitím 3 zpožděných proměnných $(1-L)\text{Nezam_UP}$ (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,069
zpožděné diference: $F(3, 14) = 3,219 [0,0553]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,344032
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,20829$
asymptotická p-hodnota 0,908

$y_{1(t-1)}$ – počet nezaměstnaných v předchozím období v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Zpozd_nezam_UP
s použitím 3 zpožděných proměnných $(1-L)\text{Zpozd_nezam_UP}$ (max was 8)
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,075
zpožděné diference: $F(3, 14) = 3,228 [0,0550]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,439608
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,4067$
asymptotická p-hodnota 0,8594

X_{1t} – počet zaměstnaných ve stavebnictví a průmyslu v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Zamest_staveb
s použitím 8 zpožděných proměnných $(1-L)\text{Zamest_staveb}$ (max was 8)
počet pozorování 15
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,369
zpožděné diference: $F(8, 4) = 3,141 [0,1419]$
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: 0,264681
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = 0,152587$
asymptotická p-hodnota 0,9977

X_{2t} – počet nezaměstnaných žen v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Nez_zeny
s použitím jedné zpožděné proměnné $(1-L)\text{Nez_zeny}$ (max was 8)
počet pozorování 22
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,152
odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,301433
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,90314$
asymptotická p-hodnota 0,6528

X_{3t} – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Uchazeci_lmisto
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)Uchazeci_lmisto (max was 8)
počet pozorování 16
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,284
zpožděné diference: $F(7, 6) = 2,652 [0,1276]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -4,21407
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,30914$
asymptotická p-hodnota 0,0647

X_{4t} – počet zaměstnaných v zemědělství, lesnictví a rybářství v kraji

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Zamest_zemed
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)Zamest_zemed (max was 8)
počet pozorování 15
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,011
zpožděné diference: $F(8, 4) = 2,495 [0,1968]$
odhadovaná hodnota (a - 1): -4,14292
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,13069$
asymptotická p-hodnota 0,09908

X_{5t} – hrubý domácí produkt kraje

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro HDP
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)HDP (max was 8)
počet pozorování 22
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,061
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,189793
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,23387$
asymptotická p-hodnota 0,47

X_{6t} - podíl městského obyvatelstva v kraji

Dickey-Fullerův test pro Podil_mest_obyv
počet pozorování 23
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a trendem
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,087
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,37049
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,36216$
p-hodnota 0,3875

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 17 – Korelační matice pro model hlavního města Prahy

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_absolv	Uchazeci_1misto	Volna_mista	HDP	Zamest_sluzby	
1	0,9056	-0,6644	0,4588	0,7	-0,1751	0,6307	0,4998	Nezam_UP
	1	-0,7978	0,2146	0,429	0,0635	0,7568	0,618	Zpozd_nezam_UP
		1	-0,1895	-0,1966	-0,2156	-0,7733	-0,6597	Zamest_staveb
			1	0,7249	-0,559	-0,1573	-0,2423	Nez_absolv
				1	-0,5889	0,0389	0,0164	Uchazeci_1misto
					1	0,5645	0,6365	Volna_mista
						1	0,959	HDP
							1	Zamest_sluzby

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 18 – Korelační matice pro model Jihočeského kraje

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_zeny	Uchazeci_1misto	Zamest_zemed	HDP	Podil_mest_obyv	
1	0,8497	-0,5852	0,9883	0,8471	-0,5446	0,4156	-0,0111	Nezam_UP
	1	-0,4101	0,818	0,5114	-0,7478	0,6296	-0,052	Zpozd_nezam_UP
		1	-0,5995	-0,6997	0,2122	0,0631	-0,1872	Zamest_staveb
			1	0,8372	-0,5066	0,3308	0,0539	Nez_zeny
				1	-0,2563	0,1066	0,0806	Uchazeci_1misto
					1	-0,8453	0,01	Zamest_zemed
						1	-0,1705	HDP
							1	Podil_mest_obyv

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 19 – Korelační matice pro model Jihomoravského kraje

Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Nez_postizeni	HDP	
1	-0,5547	0,7371	0,9928	-0,7239	0,8377	-0,0881	Nezam_UP
	1	-0,1379	-0,4987	0,1046	-0,4738	-0,5269	Zamest_staveb
		1	0,7504	-0,6547	0,6577	-0,5989	Zpozd_nez_absolv
			1	-0,7206	0,8764	-0,1384	Nez_zeny
				1	-0,4603	0,5321	Volna_mista
					1	-0,1044	Nez_postizeni
						1	HDP

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 20 – Korelační matice pro model Karlovarského kraje

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP	
1	0,8814	-0,6813	0,5347	0,9964	-0,5935	0,8454	0,3801	Nezam_UP
	1	-0,6463	0,2225	0,8917	-0,303	0,587	0,6053	Zpozd_nezam_UP
		1	-0,1543	-0,6645	0,1457	-0,5759	-0,6297	Zamest_staveb
			1	0,4983	-0,7212	0,5798	-0,4098	Nez_absolv
				1	-0,5908	0,8241	0,3961	Nez_zeny
					1	-0,6792	0,4468	Volna_mista
						1	0,1437	Uchazeci_1misto
							1	HDP

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 21 – Korelační matice pro model Královehradeckého kraje

Nezam_UP	Zamest_zemed	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP	
1	-0,4155	0,6803	0,9891	-0,7909	0,8468	0,1974	Nezam_UP
	1	0,107	-0,3306	-0,0253	-0,3478	-0,8619	Zamest_zemed
		1	0,7318	-0,5751	0,3443	-0,2603	Zpozd_nez_absolv
			1	-0,8206	0,8034	0,0925	Nez_zeny
				1	-0,7355	0,2791	Volna_mista
					1	0,1744	Uchazeci_1misto
						1	HDP

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 22 – Korelační matice pro model Libereckého kraje

Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP	
1	-0,4803	0,4488	0,9973	-0,5586	0,8301	0,3964	Nezam_UP
	1	0,1601	-0,465	0,0766	-0,4188	-0,4014	Zamest_staveb
		1	0,4506	-0,5269	0,3046	-0,266	Zpozd_nez_absolv
			1	-0,5593	0,8044	0,3939	Nez_zeny
				1	-0,6907	0,4655	Volna_mista
					1	0,0888	Uchazeci_1misto
						1	HDP

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 23 – Korelační matice pro model Moravskoslezského kraje

Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Podil_mest_obyv	Uchazeci_1misto	
1	-0,495	0,7371	0,9928	-0,7239	0,2061	0,8319	Nezam_UP
	1	-0,0187	-0,4589	-0,1137	0,6209	-0,1365	Zamest_staveb
		1	0,7504	-0,6547	0,6616	0,793	Zpozd_nez_absolv
			1	-0,7206	0,2664	0,8071	Nez_zeny
				1	-0,5754	-0,8349	Volna_mista
					1	0,4396	Podil_mest_obyv
						1	Uchazeci_1misto

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 24 – Korelační matice pro model Olomouckého kraje

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	HDP	CR_inflace	
1	0,7997	-0,6047	0,557	0,989	-0,7528	-0,0055	-0,5072	Nezam_UP
	1	-0,7198	0,1944	0,7953	-0,3914	0,2742	-0,69	Zpozd_nezam_UP
		1	0,054	-0,5577	0,2715	-0,4439	0,5936	Zamest_staveb
			1	0,6002	-0,5904	-0,7145	0,2568	Nez_absolv
				1	-0,7772	-0,0812	-0,447	Nez_zeny
					1	0,3695	-0,0208	Volna_mista
						1	-0,6567	HDP
							1	CR_inflace

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 25 – Korelační matice pro model Pardubického kraje

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_zeny	Uchazeci_1misto	Volna_mista	HDP	
1	0,8238	-0,4223	0,9865	0,8945	-0,6046	0,1005	Nezam_UP
	1	-0,2503	0,8007	0,5439	-0,3706	0,3726	Zpozd_nezam_UP
		1	-0,4394	-0,4898	0,3406	0,4287	Zamest_staveb
			1	0,8813	-0,666	-0,015	Nez_zeny
				1	-0,5994	-0,1192	Uchazeci_1misto
					1	0,5215	Volna_mista
						1	HDP

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 26 – Korelační matice pro model Plzeňského kraje

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_absolv	Nez_zeny	Uchazeci_1misto	HDP	
1	0,8277	-0,1829	0,4598	0,9951	0,8611	0,2012	Nezam_UP
	1	-0,0225	0,0978	0,8115	0,525	0,4542	Zpozd_nezam_UP
		1	-0,4494	-0,1481	-0,403	0,3734	Zamest_staveb
			1	0,4872	0,6134	-0,6561	Nez_absolv
				1	0,8424	0,1584	Nez_zeny
					1	-0,0891	Uchazeci_1misto
						1	HDP

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 27 – Korelační matice pro model Středočeského kraje

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_staveb	Nez_absolv	Zamest_zemed	Volna_mista	Zamest_sluzby	
1	0,8543	-0,2349	0,3016	-0,622	-0,4779	0,461	Nezam_UP
	1	-0,1553	-0,0135	-0,707	-0,1773	0,6341	Zpozd_nezam_UP
		1	-0,676	-0,379	0,4406	0,4657	Zamest_staveb
			1	0,3681	-0,6545	-0,5851	Nez_absolv
				1	-0,2776	-0,8626	Zamest_zemed
					1	0,4422	Volna_mista
						1	Zamest_sluzby

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 28 – Korelační matice pro model Ústeckého kraje

Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	CR_min_mzda	HDP	CR_cizinci	
1	-0,7865	0,7196	0,9966	-0,7319	-0,0651	-0,0801	-0,2206	Nezam_UP
	1	-0,5504	-0,7807	0,2409	-0,2421	-0,1637	0,0032	Zamest_staveb
		1	0,7373	-0,5596	-0,5556	-0,6132	-0,6798	Zpozd_nez_absolv
			1	-0,7352	-0,1027	-0,1178	-0,2655	Nez_zeny
				1	0,4923	0,4003	0,4722	Volna_mista
					1	0,9747	0,9258	CR_min_mzda
						1	0,9506	HDP
							1	CR_cizinci

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 29 – Korelační matice pro model Kraje Vysočina

Nezam_UP	Zpozd_nezam_UP	Zamest_sluzby	Nez_absolv	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP	
1	0,8054	-0,1065	0,6109	-0,7866	0,8346	0,2505	Nezam_UP
	1	0,257	0,2451	-0,4804	0,5434	0,4977	Zpozd_nezam_UP
		1	-0,6277	0,509	-0,166	0,7555	Zamest_sluzby
			1	-0,7648	0,4763	-0,4612	Nez_absolv
				1	-0,717	0,3072	Volna_mista
					1	0,178	Uchazeci_1misto
						1	HDP

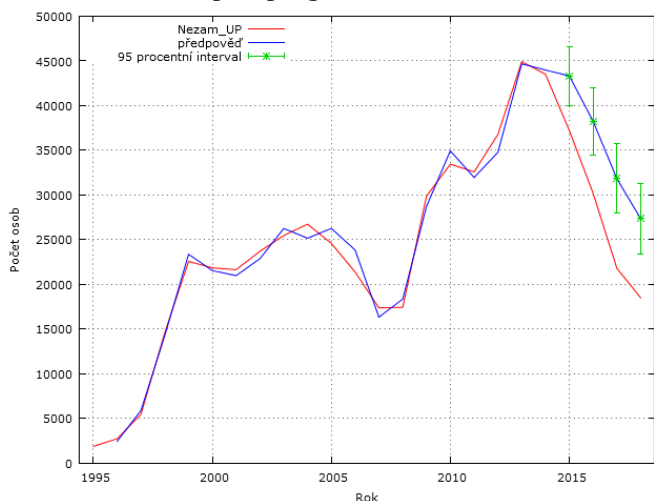
Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 30 – Korelační matice pro model Zlínského kraje

Nezam_UP	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	Podil_mest_obyv	HDP	
1	-0,6409	0,6467	0,9872	-0,6609	0,4079	0,1895	Nezam_UP
	1	-0,3893	-0,6023	0,372	-0,2109	-0,1774	Zamest_staveb
		1	0,7065	-0,6494	0,7269	-0,3825	Zpozd_nez_absolv
			1	-0,6765	0,516	0,1088	Nez_zeny
				1	-0,5094	0,4997	Volna_mista
					1	-0,4887	Podil_mest_obyv
						1	HDP

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

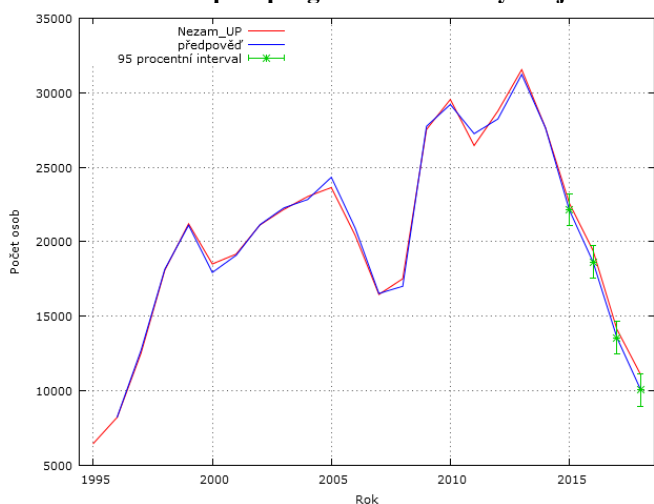
Příloha č. 31 – Ex-post prognóza – hlavní město Praha



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	37 218	43 323,1	1 489,53	(40044,7, 46601,5)
2016	30 179	38 241,1	1 703,91	(34490,8, 41991,4)
2017	21 787	31 817,2	1 764,81	(27932,9, 35701,5)
2018	18 476	27 338,5	1 783,18	(23413,8, 31263,3)

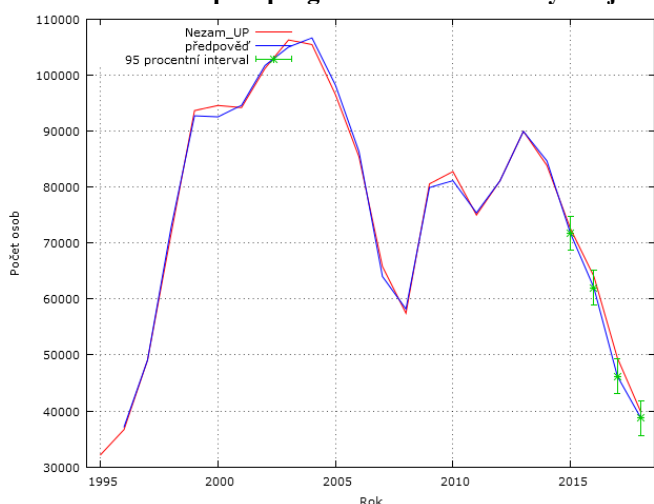
Příloha č. 32 – Ex-post prognóza – Jihočeský kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	22 576	22 124,6	485,91	(21055,2, 23194,1)
2016	19 385	18 621,2	491,867	(17538,6, 19703,8)
2017	14 112	13 557,8	492,013	(12474,9, 14640,7)
2018	11 060	10 043,6	492,016	(8960,70, 11126,5)

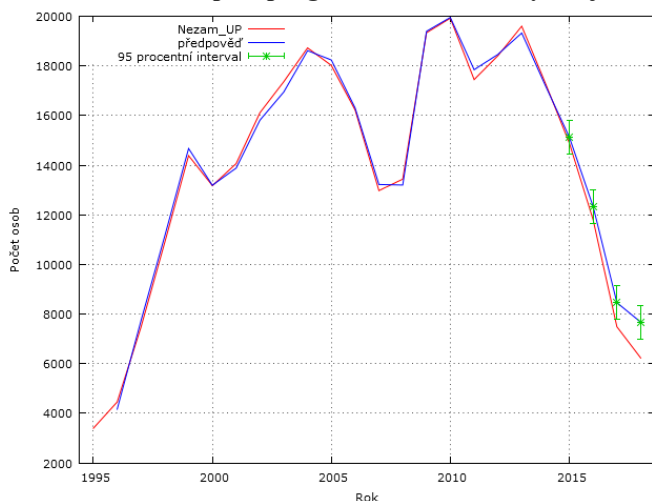
Příloha č. 33 – Ex-post prognóza – Jihomoravský kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	72 573	71 762,8	1 395,98	(68690,2, 74835,3)
2016	64 036	61 998,5	1 399,6	(58918,0, 65079,0)
2017	49 487	46 202,9	13 99,62	(43122,4, 49283,4)
2018	39 789	38 723,6	13 99,62	(35643,1, 41804,2)

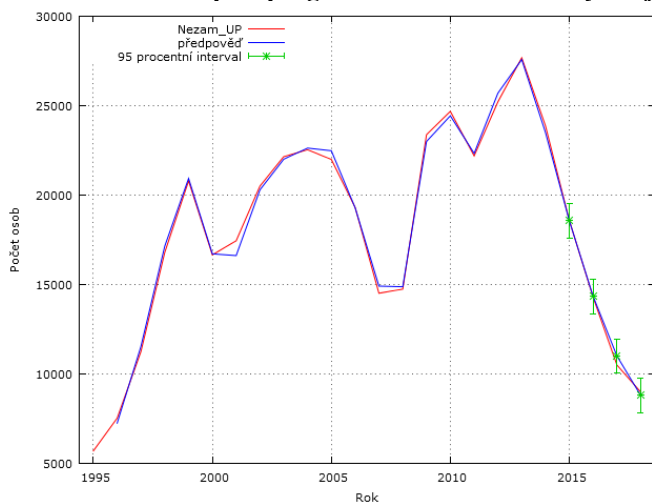
Příloha č. 34 – Ex-post prognóza – Karlovarský kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	14 896	15 130,6	306,42	(14456,2, 15805,0)
2016	11 796	12 333	306,962	(11657,4, 13008,6)
2017	7 488	8 459,25	306,964	(7783,63, 9134,88)
2018	6 229	7 673,03	306,964	(6997,41, 8348,66)

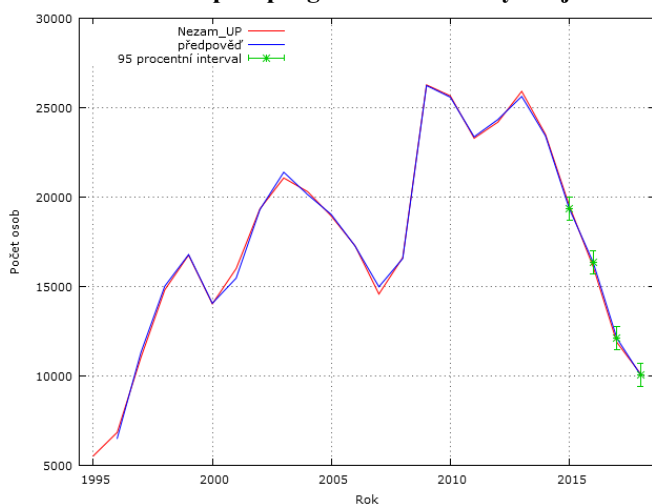
Příloha č. 35 – Ex-post prognóza – Královehradecký kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	18 574	18 558,5	436,692	(17597,3, 19519,6)
2016	14 270	14 325,1	436,985	(13363,3, 15286,9)
2017	10 483	10 990	436,986	(10028,2, 11951,8)
2018	8 968	8 773,77	436,986	(7811,97, 9735,57)

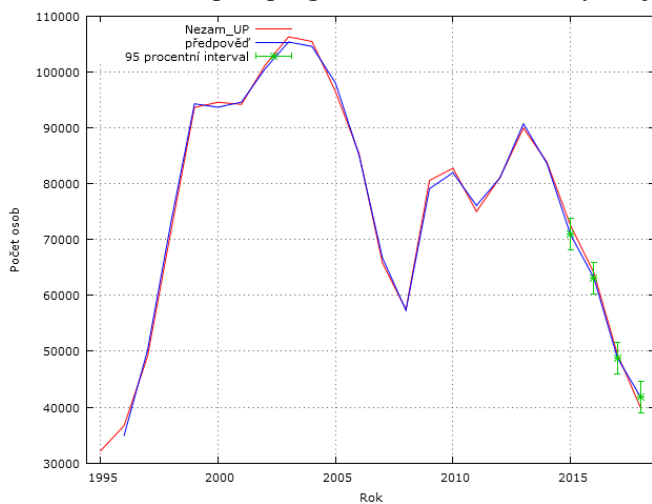
Příloha č. 36 – Ex-post prognóza – Liberecký kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	19 507	19 342,2	292,987	(18697,3, 19987,0)
2016	16 104	16 345,5	293,06	(15700,5, 16990,5)
2017	11 861	12 091,1	293,06	(11446,1, 12736,1)
2018	10 091	10 023,3	293,06	(9378,23, 10668,3)

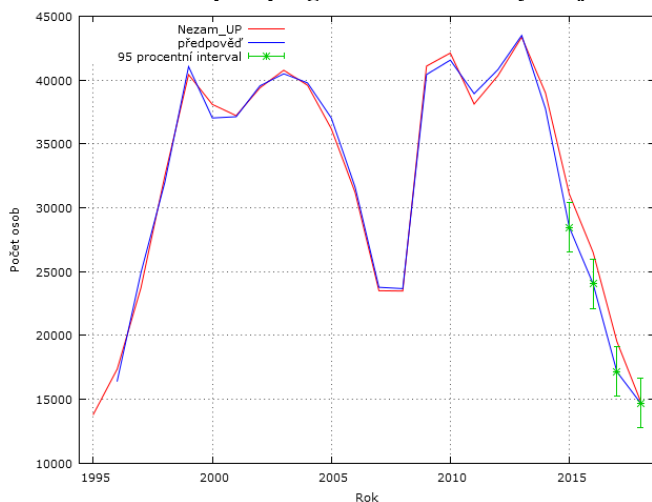
Příloha č. 37 – Ex-post prognóza – Moravskoslezský kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	72 573	70 933,4	1 284,56	(68106,1, 73760,7)
2016	64 036	63 118	1 285,9	(60287,8, 65948,3)
2017	49 487	48 845,3	1 285,9	(46015,1, 51675,6)
2018	39 789	41 714,6	1 285,9	(38884,3, 44544,8)

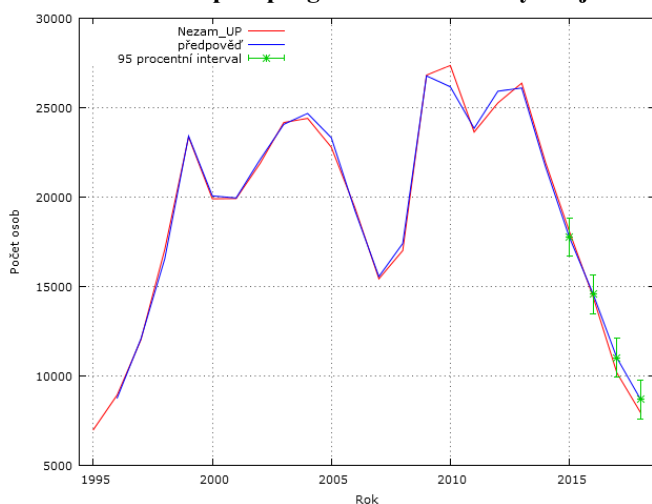
Příloha č. 38 – Ex-post prognóza – Olomoucký kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	31 058	28 460,4	873,893	(26537,0, 30383,8)
2016	26 495	24 025,8	878,411	(22092,4, 25959,1)
2017	19 519	17 143,9	878,458	(15210,4, 19077,4)
2018	14 801	14 676,3	878,458	(12742,8, 16609,8)

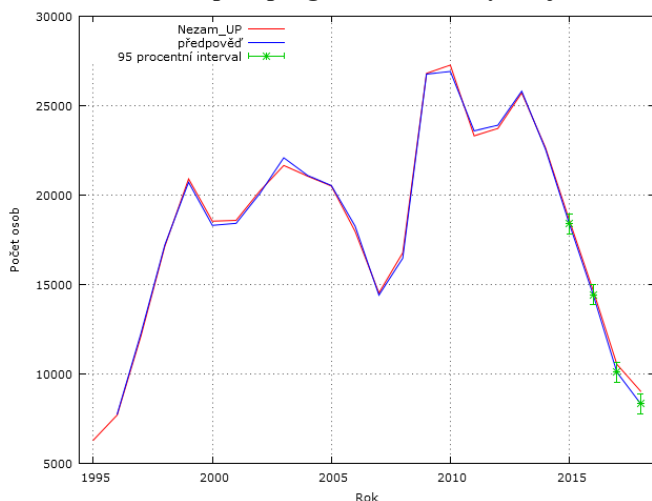
Příloha č. 39 – Ex-post prognóza – Pardubický kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	18 075	17 751,2	499,014	(16663,9, 18838,4)
2016	14 407	14 570,3	499,085	(13482,9, 15657,7)
2017	10 152	10 988,5	499,085	(9901,08, 12075,9)
2018	7 914	8 656,63	499,085	(7569,22, 9744,04)

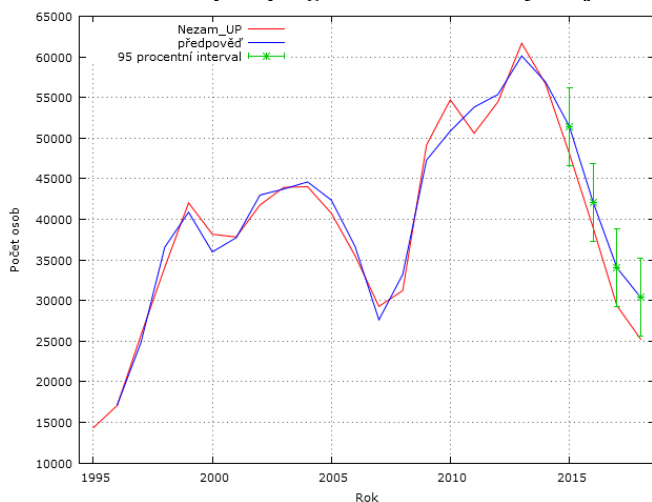
Příloha č. 40 – Ex-post prognóza – Plzeňský kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	18 587	18 386	259,224	(17821,2, 18950,8)
2016	14 655	14 423,1	259,937	(13856,7, 14989,4)
2017	10 517	10 074,5	259,941	(9508,15, 10640,9)
2018	9 009	8 306,62	259,941	(7740,26, 8872,98)

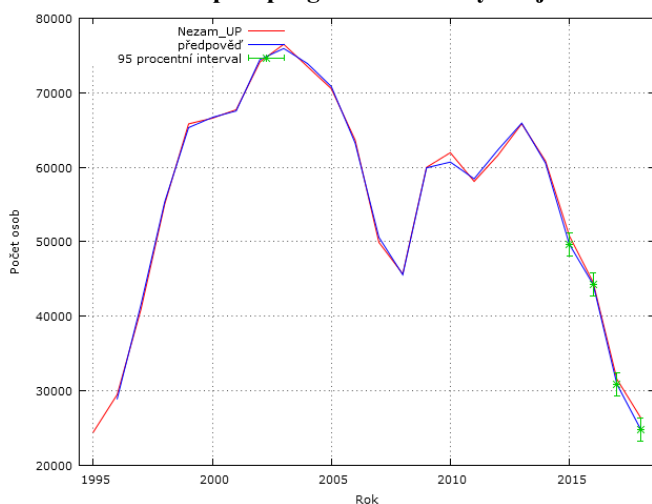
Příloha č. 41 – Ex-post prognóza – Středočeský kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	48 102	51 441,6	2 186,62	(46677,3, 56205,8)
2016	38 966	42 101,5	2 195,46	(37318,0, 46885,0)
2017	29 370	34 042	2 195,53	(29258,3, 38825,6)
2018	25 238	30 358,7	2 195,53	(25575,0, 35142,3)

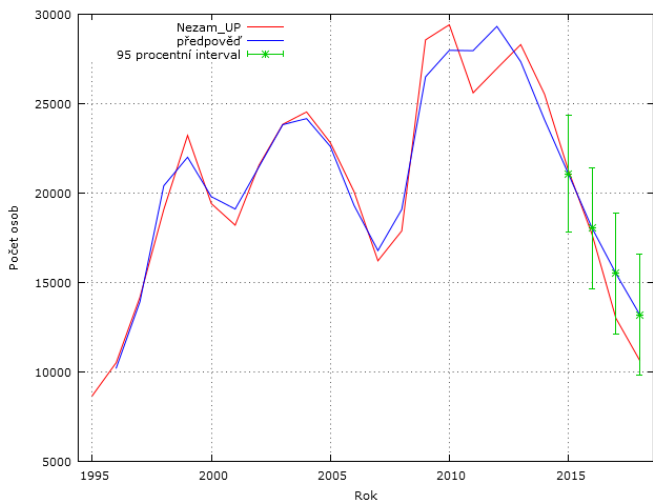
Příloha č. 42 – Ex-post prognóza – Ústecký kraj



Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	50 778	49 641,2	689,985	(48103,8, 51178,6)
2016	44 528	44 255,7	690,975	(42716,1, 45795,3)
2017	31 522	30 856,6	690,978	(29317,0, 32396,2)
2018	26 335	24 778,8	690,978	(23239,2, 26318,4)

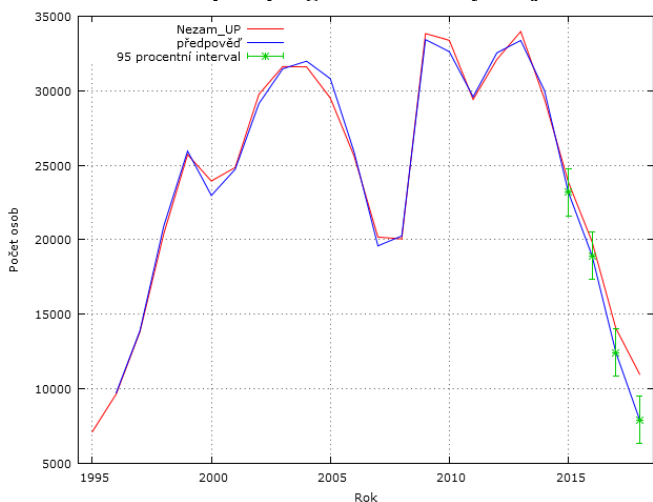
Příloha č. 43 – Ex-post prognóza – Kraj Vysočina



Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	21 268	21 078,4	1 509,78	(17788,9, 24368,0)
2016	17 672	18 024,9	1 557,15	(14632,1, 21417,6)
2017	12 992	15 494	1 560,12	(12094,8, 18893,2)
2018	10 628	13 189,8	1 560,31	(9790,19, 16589,5)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 44 – Ex-post prognóza – Zlínský kraj



Rok	Nezam_UP	Předpověď	Směr. chyba	95% interval
2015	23 874	23 190,1	717,128	(21611,8, 24768,5)
2016	19 848	18 907	719,006	(17324,5, 20489,5)
2017	14 040	12 424,2	719,016	(10841,7, 14006,7)
2018	10 954	7 879,6	719,016	(6297,05, 9462,14)

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 45 – Hlavní město Praha – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Nez_ absolv	Uchazeci_ 1misto	Volna_ mista	HDP	Zamest_ sluzby
2019	126,2	837	0,8	80 623	1 331 580	576,2
2020	118,8	1 059	0,2	87 941	1 343 760	574,4
2021	118,7	1 016	0,6	94 436	1 361 880	575,9
2022	120,5	783	0,6	100 273	1 397 650	579,1

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 46 – Jihočeský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Nez_ zeny	Uchazeci_ 1misto	Zamest_ zemed	HDP	Podil_ mest obyv
2019	124,7	5 551	2,4	14,3	260 811	63,9
2020	126,5	5 551	3,1	14,7	266 296	63,9
2021	125,3	5 551	1,5	14,2	271 576	64,0
2022	123,5	5 551	2,1	13,2	277 279	64,0

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 47 – Jihomoravský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Zpozd_ nez_ absolv	Nez_ zeny	Volna_ mista	Nez_ postizeni	HDP
2019	190,3	1 461	18 078	19 459	6 036	564 974
2020	191,6	1 408	18 240	17 401	5 431	583 592
2021	190,7	1 408	18 367	16 647	4 917	600 847
2022	189,8	1 408	18 462	18 772	4 590	616 923

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 48 – Karlovarský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Nez_ absolv	Nez_ zeny	Volna_ mista	Uchazeci_ 1misto	HDP
2019	62,8	404	2 858	9 058	3,6	100 443
2020	62,1	443	2 858	9 638	6,2	103 456
2021	61,5	472	2 858	10 064	7,8	105 837
2022	61,1	493	2 858	10 420	8,7	108 217

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 49 – Královéhradecký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ zemed	Zpozd_ nez_ absolv	Nez_ zeny	Volna_ mista	Uchazeci_ 1misto	HDP
2019	2,5	497	4 614	15 501	2,7	228 480
2020	2,3	472	4 662	17 312	5,2	244 687
2021	2,0	462	4 709	18 608	5,2	251 093
2022	1,8	458	4 757	19 590	5,3	257 499

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 50 – Liberecký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Zpozd_ nez_ absolv	Nez_ zeny	Volna_ mista	Uchazeci_ 1misto	HDP
2019	100,7	518	5 021	11 335	0,89	163 392
2020	99,4	550	5 331	11 641	0,87	167 401
2021	98,5	527	5 632	11 946	0,85	172 173
2022	97,9	508	6 071	12 252	0,83	177 029

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 51 – Moravskoslezský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Zpozd_ nez_ absolv	Nez_ zeny	Volna_ mista	Podil_ mest_ obyv	Uchazeci_ 1misto
2019	207,5	1 461	18 078	19 459	73,9	6,5
2020	204,6	1 319	18 240	17 401	73,8	12,8
2021	201,7	1 256	18 367	16 647	73,7	6,9
2022	198,7	1 227	18 462	18 772	73,5	4,2

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 52 – Olomoucký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Nez_ absolv	Nez_ zeny	Volna_ mista	HDP	CR_ inflace
2019	110,1	545	7 382	11 375	238 374	0,0
2020	112,5	545	7 725	11 610	247 635	0,7
2021	113,7	545	7 964	11 844	254 154	1,9
2022	114,2	545	8 131	12 079	260 674	1,8

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 53 – Pardubický kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Nez_ zeny	Uchazeci_ 1misto	Volna_ mista	HDP
2019	109,7	4 670	0,5	42 873	205 628
2020	109,4	4 762	0,6	44 449	212 358
2021	109,7	3 799	0,5	46 024	218 637
2022	109,9	3 959	0,5	47 600	224 644

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 54 – Plzeňský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_ staveb	Nez_ absolv	Nez_ zeny	Uchazeci_ 1misto	HDP
2019	118,2	541	4 800	2,80	263 300
2020	118,3	582	4 955	2,48	272 424
2021	118,5	501	4 908	0,50	279 202
2022	118,6	397	4 879	1,98	287 606

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 55 – Středočeský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_staveb	Nez_absolv	Zamest_zemed	Volna_mista	Zamest_sluzby
2019	227,0	1 025	12,1	59 971	428,9
2020	228,9	1 105	11,7	66 441	437,5
2021	230,7	1 125	9,3	72 397	443,2
2022	232,2	1 110	8,3	77 912	447,3

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 56 – Ústecký kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_staveb	Zpozd_nez_absolv	Nez_zeny	Volna_mista	CR_min_mzda	HDP	CR_cizinci
2019	147,2	1 228	16 403	18 359	13 398	308 453	302 862
2020	146,2	1 195	16 403	20 366	14 345	316 245	311 519
2021	145,2	1 253	16 403	22 059	15 113	324 037	319 730
2022	144,3	1 337	16 403	23 211	15 776	331 829	330 007

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 57 – Kraj Vysočina – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Zamest_sluzby	Nez_absolv	Volna_mista	Uchazeci_1misto	HDP
2019	106,7	765	11 273	5,0	208 252
2020	109,1	928	11 628	9,1	215 345
2021	107,1	685	11 983	10,9	220 279
2022	107,4	663	12 337	12,7	227 108

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 58 – Zlínský kraj – budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2019-2022

Rok	Nez_zeny	Zpozd_nez_absolv	Volna_mista	HDP	Zamest_staveb	Podil_mest_obyv
2019	5 396	505	12 345	248 799	129,9	58,6
2020	5 517	810	12 609	255 637	130,0	58,7
2021	5 591	861	12 984	262 651	129,9	58,8
2022	5 635	661	13 306	269 665	129,8	58,8

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 59 – Příklady nevybraných modelů – hlavní město Praha

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-32917,4	12749,7	-2,582	0,0194	**
Volna_mista	-0,180737	0,0671226	-2,693	0,0154	**
HDP	0,0190326	0,00461500	4,124	0,0007	***
Zamest_staveb	183,594	76,6169	2,396	0,0283	**
Zpозd_nezam_UP	0,539374	0,0893512	6,037	1,33e-05	***
Nez_absolv	3,02445	1,28031	2,362	0,0304	**
Uchazeci_lmisto	1281,51	500,618	2,560	0,0203	**

Střední hodnota závisle proměnné	23997,21
Sm. odchylka závisle proměnné	11266,84
Součet čtverců reziduí	86624738
Sm. chyba regrese	2257,338
Koeficient determinace	0,970331
Adjustovaný koeficient determinace	0,959859
F(6, 17)	92,66327
P-hodnota(F)	4,89e-12
Logaritmus věrohodnosti	-215,2430
Akaiikovo kritérium	444,4861
Schwarzovo kritérium	452,7324
Hannan-Quinnovo kritérium	446,6738
rho (koeficient autokorelace)	0,238907
Durbin-Watsonova statistika	1,495706

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9,98679
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 9,98679) = 0,61712

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,39511
s p-hodnotou = 0,4978

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,26396
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 1,26396) = 0,277487

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	8313,86	2405,26	3,457	0,0030	***
HDP	-0,00594829	0,00249873	-2,381	0,0293	**
Zamest_staveb	-55,3535	14,3376	-3,861	0,0013	***
Zpозd_nezam_UP	-0,196251	0,0289337	-6,783	3,20e-06	***
Nez_absolv	-1,98732	0,271171	-7,329	1,18e-06	***
Kraj_hruba_mzda	0,180522	0,0974436	1,853	0,0814	*
Nez_zeny	2,46088	0,0686348	35,85	1,84e-017	***

Střední hodnota závisle proměnné	23997,21
Sm. odchylka závisle proměnné	11266,84
Součet čtverců reziduí	2475775
Sm. chyba regrese	381,6200
Koeficient determinace	0,999152
Adjustovaný koeficient determinace	0,998853
F(6, 17)	3338,492
P-hodnota(F)	3,88e-25
Logaritmus věrohodnosti	-172,5826
Akaiikovo kritérium	359,1653
Schwarzovo kritérium	367,4117
Hannan-Quinnovo kritérium	361,3531
rho (koeficient autokorelace)	-0,093461
Durbin-Watsonova statistika	2,145529

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,7498
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 11,7498) = 0,465979

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,783851
s p-hodnotou = 0,675754

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,182695
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,182695) = 0,674764

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	7212,32	2837,62	2,542	0,0218	**
Volna_mista	-0,0109654	0,0144863	-0,7570	0,4601	
HDP	-0,00580766	0,00253753	-2,289	0,0360	**
Zamest_staveb	-49,4720	16,4693	-3,004	0,0084	***
Zpозd_nezam_UP	-0,183650	0,0337027	-5,449	5,35e-05	***
Nez_absolv	-1,87826	0,310140	-6,056	1,67e-05	***
Kraj_hruba_mzda	0,205622	0,104113	1,975	0,0658	*
Nez_zeny	2,40533	0,101076	23,80	6,46e-014	***

Střední hodnota závisle proměnné	23997,21
Sm. odchylka závisle proměnné	11266,84
Součet čtverců reziduí	2390180
Sm. chyba regrese	386,5052
Koeficient determinace	0,999181
Adjustovaný koeficient determinace	0,998823
F(7, 16)	2789,766
P-hodnota(F)	1,79e-23
Logaritmus věrohodnosti	-172,1604
Akaiikovo kritérium	360,3209
Schwarzovo kritérium	369,7453
Hannan-Quinnovo kritérium	362,8212
rho (koeficient autokorelace)	-0,067385
Durbin-Watsonova statistika	2,073710

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (Volna_mista)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 10,055
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 10,055) = 0,758154

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,617595
s p-hodnotou = 0,73433

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,0890777
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,0890777) = 0,769448

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	115467	25584,8	4,513	0,0003	***
Volna_mista	-0,0149576	0,0599305	-0,2496	0,8059	
HDP	0,0424812	0,00788340	5,389	4,90e-05	***
Zpозd_nezam_UP	0,367455	0,0891314	4,123	0,0007	***
Uchazeci_lmisto	3390,44	409,383	8,282	2,27e-07	***
Zpозd_nez_absolv	-2,35790	0,927059	-2,543	0,0210	**
Zamest_sluzby	-277,900	61,5711	-4,513	0,0003	***

Střední hodnota závisle proměnné	23997,21
Sm. odchylka závisle proměnné	11266,84
Součet čtverců reziduí	55338657
Sm. chyba regrese	1804,221
Koeficient determinace	0,981046
Adjustovaný koeficient determinace	0,974357
F(6, 17)	146,6529
P-hodnota(F)	1,11e-13
Logaritmus věrohodnosti	-209,8657
Akaiikovo kritérium	433,7313
Schwarzovo kritérium	441,9777
Hannan-Quinnovo kritérium	435,9191
rho (koeficient autokorelace)	-0,349186
Durbin-Watsonova statistika	2,662919

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (Volna_mista)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 7,51248
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 7,51248) = 0,821975

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,785671
s p-hodnotou = 0,67514

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 3,35062
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 3,35062) = 0,0858702

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 60 – Příklady nevybraných modelů – Jihočeský kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-119999	26564,1	-4,517	0,0003 ***
Zpozd_nezam_UP	0,141862	0,0348290	4,073	0,0008 ***
Nez_zeny	1,62257	0,118738	13,67	1,35e-010 ***
Uchazeci_lmisto	162,874	46,9996	3,465	0,0030 ***
Zamest_sluzby	-80,7638	35,6538	-2,265	0,0369 **
HDP	-0,00602941	0,00629387	-0,9580	0,3515
Hustota_obyv	2115,10	460,067	4,597	0,0003 ***

Střední hodnota závisle proměnné	20291,21
Sm. odchylka závisle proměnné	6635,286
Součet čtverců reziduí	3024440
Sm. chyba regrese	421,7917
Koeficient determinace	0,997013
Adjustovaný koeficient determinace	0,995959
F(6, 17)	945,8031
P-hodnota(F)	1,72e-20
Logaritmus věrohodnosti	-174,9847
Akaikovo kritérium	363,9694
Schwarzovo kritérium	372,2158
Hannan-Quinnovo kritérium	366,1572
rho (koeficient autokorelace)	0,328828
Durbin-Watsonova statistika	1,334521

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 13 (HDP)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 12,5986
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 12,5986) = 0,398875

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,1882
s p-hodnotou = 0,571547

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 2,64291
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 2,64291) = 0,123545

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	25823,8	14495,6	1,781	0,0927 *
Zpozd_nezam_UP	0,157788	0,0342134	4,612	0,0002 ***
Nez_zeny	1,52451	0,0966617	15,77	1,39e-011 ***
Uchazeci_lmisto	250,031	38,1193	6,559	4,87e-06 ***
HDP	0,0196532	0,00380762	5,162	7,83e-05 ***
Zamest_zemed	165,092	48,9747	3,371	0,0036 ***
Podil_mest_obyv	-520,734	217,100	-2,399	0,0282 **

Střední hodnota závisle proměnné	20291,21
Sm. odchylka závisle proměnné	6635,286
Součet čtverců reziduí	2925644
Sm. chyba regrese	414,8454
Koeficient determinace	0,997111
Adjustovaný koeficient determinace	0,996091
F(6, 17)	977,8376
P-hodnota(F)	1,29e-20
Logaritmus věrohodnosti	-174,5862
Akaikovo kritérium	363,1724
Schwarzovo kritérium	371,4187
Hannan-Quinnovo kritérium	365,3601
rho (koeficient autokorelace)	-0,078384
Durbin-Watsonova statistika	2,144015

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 10,1191
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 10,1191) = 0,605516

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,21817
s p-hodnotou = 0,32986

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,131605
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,131605) = 0,721521

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-8817,51	2139,54	-4,121	0,0007 ***
Zpozd_nezam_UP	0,169917	0,0420942	4,037	0,0009 ***
Nez_zeny	1,49571	0,134854	11,09	3,32e-09 ***
Uchazeci_lmisto	252,703	44,2434	5,712	2,54e-05 ***
HDP	0,0225173	0,00527871	4,266	0,0005 ***
Zamest_zemed	196,175	55,6444	3,526	0,0026 ***
Nez_absolv	0,0399246	0,261890	0,1524	0,8806

Střední hodnota závisle proměnné	20291,21
Sm. odchylka závisle proměnné	6635,286
Součet čtverců reziduí	3910413
Sm. chyba regrese	479,6085
Koeficient determinace	0,996138
Adjustovaný koeficient determinace	0,994775
F(6, 17)	730,8727
P-hodnota(F)	1,52e-19
Logaritmus věrohodnosti	-178,0677
Akaikovo kritérium	370,1354
Schwarzovo kritérium	378,3818
Hannan-Quinnovo kritérium	372,3232
rho (koeficient autokorelace)	0,021779
Durbin-Watsonova statistika	1,898226

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (Nez_absolv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 8,67396
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 8,67396) = 0,730497

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,94021
s p-hodnotou = 0,229901

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,00893505
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,00893505) = 0,925865

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	9554,89	16432,2	0,5815	0,5696
Nez_zeny	1,61444	0,120736	13,37	9,72e-010 ***
Uchazeci_lmisto	152,966	52,2296	2,929	0,0104 **
HDP	-0,0343486	0,0220990	-1,554	0,1410
Zpozd_nezam_UP	0,115816	0,0355578	3,257	0,0053 ***
Kraj_hruba_mzda	0,485981	0,194015	2,505	0,0243 **
Zamest_zemed	115,767	51,8672	2,232	0,0413 **
Volna_mista	-0,104451	0,0896185	-1,166	0,2620
Podil_mest_obyv	-216,446	250,784	-0,8631	0,4017

Střední hodnota závisle proměnné	20291,21
Sm. odchylka závisle proměnné	6635,286
Součet čtverců reziduí	2062796
Sm. chyba regrese	370,8365
Koeficient determinace	0,997963
Adjustovaný koeficient determinace	0,996876
F(8, 15)	918,5578
P-hodnota(F)	9,23e-19
Logaritmus věrohodnosti	-170,3928
Akaikovo kritérium	358,7855
Schwarzovo kritérium	369,3880
Hannan-Quinnovo kritérium	361,5983
rho (koeficient autokorelace)	-0,258529
Durbin-Watsonova statistika	2,448170

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu
Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 15 (Podil_mest_obyv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 17,5772
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(16) > 17,5772) = 0,349227

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 7,30257
s p-hodnotou = 0,0259578

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,62814
s p-hodnotou = P(F(1,14) > 1,62814) = 0,222724

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 61 – Příklady nevybraných modelů – Jihomoravský kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	25763,2	11968,5	2,153	0,0470	**
Nez_zeny	1,87173	0,124150	15,08	7,08e-011	***
Zpozdz_nez_absol	0,610863	0,204842	2,982	0,0088	***
Volna_mista	-0,398877	0,190891	-2,090	0,0530	*
Zamest_staveb	-121,293	50,7642	-2,389	0,0295	**
HDP	0,0230399	0,00644145	3,577	0,0025	***
Nez_postizeni	-0,647690	0,280738	-2,307	0,0348	**
Uchazeci_lmisto	63,8617	41,9011	1,524	0,1470	

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 20779359
Sm. chyba regrese 1139,610
Koeficient determinace 0,998128
Adjustovaný koeficient determinace 0,997309
F(7, 16) 1218,545
P-hodnota(F) 1,34e-20
Logaritmus věrohodnosti -198,1115
Akaikovo kritérium 412,2231
Schwarzovo kritérium 421,6475
Hannan-Quinnovo kritérium 414,7234
rho (koeficient autokorelace) -0,202916
Durbin-Watsonova statistika 2,350865
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 9 (Uchazeci_lmisto)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 12,6328
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 12,6328) = 0,555617

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,21339
s p-hodnotou = 0,54515

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,694944
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,694944) = 0,417565

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	35833,1	12130,2	2,954	0,0093	***
Nez_zeny	1,88679	0,130030	14,51	1,26e-010	***
Zpozdz_nez_absol	0,658035	0,213342	3,084	0,0071	***
Volna_mista	-0,521452	0,174060	-2,996	0,0086	***
Zamest_staveb	-189,244	65,4629	-2,891	0,0106	**
HDP	0,0268010	0,00711881	3,765	0,0017	***
Nez_postizeni	-0,667305	0,291454	-2,290	0,0360	**
Zamest_zemed	172,256	174,994	0,9844	0,3396	

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 22437338
Sm. chyba regrese 1184,202
Koeficient determinace 0,997978
Adjustovaný koeficient determinace 0,997094
F(7, 16) 1128,334
P-hodnota(F) 2,47e-20
Logaritmus věrohodnosti -199,0327
Akaikovo kritérium 414,0654
Schwarzovo kritérium 423,4899
Hannan-Quinnovo kritérium 416,5657
rho (koeficient autokorelace) -0,289478
Durbin-Watsonova statistika 2,565276
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 12 (Zamest_zemed)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 16,6262
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 16,6262) = 0,276648

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,96597
s p-hodnotou = 0,22696

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,52484
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 1,52484) = 0,235883

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	26181,7	12744,6	2,054	0,0548	*
Nez_zeny	1,60656	0,0774117	20,75	5,08e-014	***
Zpozdz_nez_absol	0,942088	0,193432	4,870	0,0001	***
Volna_mista	-0,838377	0,137187	-6,111	8,98e-06	***
Zamest_staveb	-116,444	54,0787	-2,153	0,0451	**
HDP	0,0331643	0,00622970	5,324	4,63e-05	***

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 32010090
Sm. chyba regrese 1333,544
Koeficient determinace 0,997116
Adjustovaný koeficient determinace 0,996315
F(5, 18) 1244,592
P-hodnota(F) 3,39e-22
Logaritmus věrohodnosti -203,2966
Akaikovo kritérium 418,5932
Schwarzovo kritérium 425,6616
Hannan-Quinnovo kritérium 420,4685
rho (koeficient autokorelace) -0,131134
Durbin-Watsonova statistika 2,254317
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 23,188
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 23,188) = 0,279657

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 6,42541
s p-hodnotou = 0,0402476

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,340818
s p-hodnotou = P(F(1,17) > 0,340818) = 0,567023

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	109603	196126	0,5588	0,5840	
Nez_zeny	1,84524	0,147179	12,54	1,09e-09	***
Zpozdz_nez_absol	0,811467	0,236413	3,432	0,0034	***
Volna_mista	-0,543855	0,177241	-3,068	0,0073	***
Zamest_staveb	-158,070	57,7878	-2,735	0,0147	**
HDP	0,0176960	0,0180058	0,9828	0,3403	
Nez_postizeni	-0,628581	0,348316	-1,805	0,0900	*
Podil_mest_obyv	-1162,60	2945,78	-0,3947	0,6983	

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 23566709
Sm. chyba regrese 1213,639
Koeficient determinace 0,997877
Adjustovaný koeficient determinace 0,996948
F(7, 16) 1074,152
P-hodnota(F) 3,65e-20
Logaritmus věrohodnosti -199,6220
Akaikovo kritérium 415,2441
Schwarzovo kritérium 424,6685
Hannan-Quinnovo kritérium 417,7444
rho (koeficient autokorelace) -0,270603
Durbin-Watsonova statistika 2,516351
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 15 (Podil_mest_obyv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 16,6651
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 16,6651) = 0,274467

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,95416
s p-hodnotou = 0,228303

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,29743
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 1,29743) = 0,272547

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 62 – Příklady nevybraných modelů – Karlovarský kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	48597,9	16321,8	2,977	0,0085	***
Zamestnani	-284,856	98,5208	-2,891	0,0101	**
Volna_mista	-1,72389	0,265703	-6,488	5,57e-06	***
Stavebni_podnik	51,0820	24,2549	2,106	0,0504	**
CR_inflace	-272,087	147,105	-1,850	0,0818	*
Zpозd_nezam_UP	0,256977	0,108224	2,375	0,0296	**
Kraj_hruba_mzda	0,375630	0,172838	2,173	0,0442	**

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5027,89	2645,14	1,901	0,0755	*
Zamest_staveb	-82,2891	35,5044	-2,318	0,0340	**
Zpозd_Nezam_UP	0,0673535	0,0345849	1,947	0,0692	*
Nez_absolv	0,525152	0,253741	2,070	0,0550	**
Nez_zeny	1,88128	0,123575	15,22	6,12e-011	***
Volna_mista	0,238631	0,121854	1,958	0,0679	*
Uchazeci_imisto	61,3639	17,8546	3,437	0,0034	***
Kraj_hruba_mzda	-0,0728284	0,0530549	-1,373	0,1888	

Střední hodnota závisle proměnné	13879,13
Sm. odchylka závisle proměnné	4945,003
Součet čtverců reziduí	20765333
Sm. chyba regrese	1105,210
Koeficient determinace	0,963079
Adjustovaný koeficient determinace	0,950048
F(6, 17)	73,90631
P-hodnota(F)	3,09e-11
Logaritmus věrohodnosti	-198,1034
Akaikovo kritérium	410,2068
Schwarzovo kritérium	418,4532
Hannan-Quinnovo kritérium	412,3946
rho (koeficient autokorelace)	0,125789
Durbin-Watsonova statistika	1,664339

Střední hodnota závisle proměnné	13879,13
Sm. odchylka závisle proměnné	4945,003
Součet čtverců reziduí	1103326
Sm. chyba regrese	262,5983
Koeficient determinace	0,998038
Adjustovaný koeficient determinace	0,997180
F(7, 16)	1162,857
P-hodnota(F)	1,94e-20
Logaritmus věrohodnosti	-162,8840
Akaikovo kritérium	341,7679
Schwarzovo kritérium	351,1923
Hannan-Quinnovo kritérium	344,2682
rho (koeficient autokorelace)	0,178724
Durbin-Watsonova statistika	1,641731

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 13,3878
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 13,3878) = 0,341494

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 3 (Kraj_hruba_mzda)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 15,0733
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 15,0733) = 0,373165

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,875429
s p-hodnotou = 0,64551

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,0126832
s p-hodnotou = 0,993678

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,287216
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,287216) = 0,599382

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,624503
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,624503) = 0,441694

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

Model 5: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	29662,8	12304,6	2,411	0,0283	**
Zamestnani	-192,826	74,4214	-2,591	0,0197	**
Nez_absolv	1,92317	0,719096	2,674	0,0166	**
Volna_mista	-1,67953	0,224653	-7,476	1,32e-06	***
HDP_lobvy	0,0500487	0,0135929	3,682	0,0020	***
Stavebni_podnik	27,0785	21,4477	1,263	0,2248	
CR_inflace	-274,572	103,265	-2,659	0,0172	**
Zpозd_nezam_UP	0,132441	0,0859076	1,542	0,1427	

Střední hodnota závisle proměnné	13879,13
Sm. odchylka závisle proměnné	4945,003
Součet čtverců reziduí	9975335
Sm. chyba regrese	789,5938
Koeficient determinace	0,982264
Adjustovaný koeficient determinace	0,974504
F(7, 16)	126,5854
P-hodnota(F)	8,36e-13
Logaritmus věrohodnosti	-189,3054
Akaikovo kritérium	394,6108
Schwarzovo kritérium	404,0352
Hannan-Quinnovo kritérium	397,1111
rho (koeficient autokorelace)	-0,166622
Durbin-Watsonova statistika	2,329057

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	24571,7	11869,5	2,070	0,0550	*
Zamestnani	-141,756	70,3702	-2,014	0,0611	**
Nez_absolv	2,16319	0,545580	3,965	0,0011	***
Volna_mista	-1,17049	0,268352	-4,362	0,0005	***
HDP_lobvy	0,0289560	0,0100416	2,884	0,0108	**
CR_inflace	-232,726	101,216	-2,299	0,0353	**
Zpозd_nezam_UP	0,221826	0,0878269	2,526	0,0225	**
Uchazeci_imisto	95,6883	48,7999	1,961	0,0675	*

Střední hodnota závisle proměnné	13879,13
Sm. odchylka závisle proměnné	4945,003
Součet čtverců reziduí	8843909
Sm. chyba regrese	743,4677
Koeficient determinace	0,984275
Adjustovaný koeficient determinace	0,977396
F(7, 16)	143,0722
P-hodnota(F)	3,20e-13
Logaritmus věrohodnosti	-187,8608
Akaikovo kritérium	391,7215
Schwarzovo kritérium	401,1459
Hannan-Quinnovo kritérium	394,2218
rho (koeficient autokorelace)	0,152414
Durbin-Watsonova statistika	1,676040

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

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

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 14,4637
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 14,4637) = 0,415769

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 12,5758
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 12,5758) = 0,560164

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,231973
s p-hodnotou = 0,890487

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,29632
s p-hodnotou = 0,523009

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,50566
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,50566) = 0,487935

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,395814
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,395814) = 0,538723

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 63 – Příklady nevybraných modelů – Královehradecský kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	11911,1	21323,2	0,5586	0,5837
Nez_zeny	1,68053	0,105554	15,92	1,20e-011 ***
Uchazeci_lmisto	177,439	31,5685	5,621	3,06e-05 ***
HDP	0,0144902	0,00521472	2,779	0,0129 **
Zpodz_nez_absol	1,13192	0,372681	3,037	0,0074 ***
Podil_mest_obyv	-285,040	312,706	-0,9115	0,3748
Zamest_staveb	42,0309	23,8039	1,766	0,0954 *

Střední hodnota závisle proměnné	17959,54
Sm. odchylka závisle proměnné	5996,096
Součet čtverců reziduí	2885010
Sm. chyba regrese	411,9545
Koeficient determinace	0,996511
Adjustovaný koeficient determinace	0,995280
F(6, 17)	809,2777
P-hodnota(F)	6,43e-20
Logaritmus věrohodnosti	-174,4183
Akaikovo kritérium	362,8367
Schwarzovo kritérium	371,0831
Hannan-Quinnovo kritérium	365,0245
rho (koeficient autokorelace)	0,292202
Durbin-Watsonova statistika	1,400338

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 15 (Podil_mest_obyv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,4675
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 11,4675) = 0,489331

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,26256
s p-hodnotou = 0,531911

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,61825
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 1,61825) = 0,221515

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	344,373	1646,39	0,2092	0,8368
Nez_zeny	1,51617	0,141314	10,73	5,47e-09 ***
Uchazeci_lmisto	153,100	28,0537	5,457	4,26e-05 ***
Zpodz_nez_absol	1,03269	0,313853	3,290	0,0043 ***
HDP_lobyv	0,00844446	0,00238677	3,538	0,0025 ***
Zamest_zemed	-152,839	120,259	-1,271	0,2209
Volna_mista	-0,166714	0,0847545	-1,967	0,0657 *

Střední hodnota závisle proměnné	17959,54
Sm. odchylka závisle proměnné	5996,096
Součet čtverců reziduí	2710877
Sm. chyba regrese	399,3286
Koeficient determinace	0,996722
Adjustovaný koeficient determinace	0,995565
F(6, 17)	861,4437
P-hodnota(F)	3,79e-20
Logaritmus věrohodnosti	-173,6713
Akaikovo kritérium	361,3425
Schwarzovo kritérium	369,5889
Hannan-Quinnovo kritérium	363,5303
rho (koeficient autokorelace)	0,249981
Durbin-Watsonova statistika	1,424412

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 13 (Zamest_zemed)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9,81223
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 9,81223) = 0,632429

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,507537
s p-hodnotou = 0,775871

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,31692
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 1,31692) = 0,268015

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	11935,9	21622,8	0,5520	0,5881
Nez_zeny	1,67810	0,106169	15,81	1,35e-011 ***
Uchazeci_lmisto	178,937	31,8426	5,619	3,06e-05 ***
Zpodz_nez_absol	1,13084	0,374672	3,018	0,0077 ***
HDP_lobyv	0,00798067	0,00292224	2,731	0,0142 **
Podil_mest_obyv	-285,812	316,634	-0,9027	0,3793
Zamest_staveb	42,4243	23,9643	1,770	0,0946 *

Střední hodnota závisle proměnné	17959,54
Sm. odchylka závisle proměnné	5996,096
Součet čtverců reziduí	2916010
Sm. chyba regrese	414,1618
Koeficient determinace	0,996474
Adjustovaný koeficient determinace	0,995229
F(6, 17)	800,6442
P-hodnota(F)	7,04e-20
Logaritmus věrohodnosti	-174,5466
Akaikovo kritérium	363,0932
Schwarzovo kritérium	371,3396
Hannan-Quinnovo kritérium	365,2810
rho (koeficient autokorelace)	0,291825
Durbin-Watsonova statistika	1,402266

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 15 (Podil_mest_obyv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,4926
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 11,4926) = 0,487238

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,27049
s p-hodnotou = 0,529806

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,61725
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 1,61725) = 0,221651

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	3718,89	8588,84	0,4330	0,6705
Nez_zeny	1,56254	0,143233	10,91	4,26e-09 ***
Uchazeci_lmisto	135,509	31,7760	4,265	0,0005 ***
Zpodz_nez_absol	0,866274	0,299341	2,894	0,0101 **
HDP_mista	-0,175224	0,0957434	-1,830	0,0848 *
VOLN	0,0189367	0,00323458	5,854	1,91e-05 ***
Zamestnani	-18,1289	29,3479	-0,6177	0,5449

Střední hodnota závisle proměnné	17959,54
Sm. odchylka závisle proměnné	5996,096
Součet čtverců reziduí	2871554
Sm. chyba regrese	410,9926
Koeficient determinace	0,996527
Adjustovaný koeficient determinace	0,995302
F(6, 17)	813,0832
P-hodnota(F)	6,18e-20
Logaritmus věrohodnosti	-174,3622
Akaikovo kritérium	362,7245
Schwarzovo kritérium	370,9709
Hannan-Quinnovo kritérium	364,9123
rho (koeficient autokorelace)	0,345983
Durbin-Watsonova statistika	1,257198

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 16 (Zamestnani)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9,22807
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 9,22807) = 0,683337

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,447677
s p-hodnotou = 0,799444

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 2,6053
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 2,6053) = 0,126053

Příloha č. 64 – Příklady nevybraných modelů – Liberecký kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1808,53	1703,49	1,062	0,3032
Nez_zeny	1,70491	0,0742348	22,97	3,09e-014 ***
Zamest_staveb	-30,8680	15,6834	-1,968	0,0656 *
Uchazeci_lmisto	130,679	21,2653	6,145	1,08e-05 ***
Zpozdz_nez_absol	0,523120	0,154138	3,394	0,0035 ***
Volna_mista	-0,0265440	0,0700396	-0,3790	0,7094
HDP_lobyv	0,00601105	0,00247762	2,426	0,0267 **

Střední hodnota závisle proměnné	17471,21
Sm. odchylka závisle proměnné	5817,673
Součet čtverců reziduí	1161699
Sm. chyba regrese	261,4101
Koeficient determinace	0,998508
Adjustovaný koeficient determinace	0,997981
F(6, 17)	1895,754
P-hodnota(F)	4,73e-23
Logaritmus věrohodnosti	-163,5026
Akaikovo kritérium	341,0052
Schwarzovo kritérium	349,2516
Hannan-Quinnovo kritérium	343,1930
rho (koeficient autokorelace)	-0,049893
Durbin-Watsonova statistika	2,053593

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (Volna_mista)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,6766
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 11,6766) = 0,47199

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,24177
s p-hodnotou = 0,537468

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,0433116
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,0433116) = 0,837766

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2397,72	1803,13	1,330	0,2012
Nez_zeny	1,69968	0,0570118	29,81	4,06e-016 ***
Zamest_staveb	-36,6601	16,9442	-2,164	0,0450 **
Uchazeci_lmisto	135,297	20,4331	6,621	4,32e-06 ***
Zpozdz_nez_absol	0,417623	0,169368	2,466	0,0246 **
CR_mira_dlouh_n	101,247	93,7348	1,080	0,2952
HDP	0,0120371	0,00288434	4,173	0,0006 ***

Střední hodnota závisle proměnné	17471,21
Sm. odchylka závisle proměnné	5817,673
Součet čtverců reziduí	1088226
Sm. chyba regrese	253,0085
Koeficient determinace	0,998602
Adjustovaný koeficient determinace	0,998109
F(6, 17)	2023,939
P-hodnota(F)	2,71e-23
Logaritmus věrohodnosti	-162,7186
Akaikovo kritérium	339,4372
Schwarzovo kritérium	347,6836
Hannan-Quinnovo kritérium	341,6250
rho (koeficient autokorelace)	-0,102206
Durbin-Watsonova statistika	2,170821

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 14 (CR_mira_dlouh_n)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 10,1344
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 10,1344) = 0,604167

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,15337
s p-hodnotou = 0,926182

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,190751
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,190751) = 0,668129

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2479,71	1818,59	1,364	0,1905
Nez_zeny	1,70128	0,0575399	29,57	4,66e-016 ***
Zamest_staveb	-37,7139	17,1109	-2,204	0,0416 **
Uchazeci_lmisto	135,037	20,6555	6,538	5,07e-06 ***
Zpozdz_nez_absol	0,419469	0,171483	2,446	0,0256 **
HDP_lobyv	0,00535001	0,00130635	4,095	0,0008 ***
CR_mira_dlouh_n	92,4194	94,3927	0,9791	0,3413

Střední hodnota závisle proměnné	17471,21
Sm. odchylka závisle proměnné	5817,673
Součet čtverců reziduí	1108979
Sm. chyba regrese	255,4096
Koeficient determinace	0,998575
Adjustovaný koeficient determinace	0,998073
F(6, 17)	1986,012
P-hodnota(F)	3,19e-23
Logaritmus věrohodnosti	-162,9453
Akaikovo kritérium	339,8906
Schwarzovo kritérium	348,1369
Hannan-Quinnovo kritérium	342,0783
rho (koeficient autokorelace)	-0,098392
Durbin-Watsonova statistika	2,163544

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 14 (CR_mira_dlouh_n)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 10,1837
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 10,1837) = 0,59985

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,225213
s p-hodnotou = 0,893502

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,176867
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,176867) = 0,679674

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1470,11	1592,82	0,9230	0,3682
Nez_zeny	1,72571	0,0519079	33,25	1,30e-017 ***
Zamest_staveb	-27,7725	14,8808	-1,866	0,0784 *
Uchazeci_lmisto	131,852	20,2758	6,503	4,09e-06 ***
Zpozdz_nez_absol	0,512733	0,145348	3,528	0,0024 ***
HDP	0,0116511	0,00287533	4,052	0,0007 ***

Střední hodnota závisle proměnné	17471,21
Sm. odchylka závisle proměnné	5817,673
Součet čtverců reziduí	1162912
Sm. chyba regrese	254,1775
Koeficient determinace	0,998506
Adjustovaný koeficient determinace	0,998091
F(5, 18)	2406,207
P-hodnota(F)	9,12e-25
Logaritmus věrohodnosti	-163,5151
Akaikovo kritérium	339,0303
Schwarzovo kritérium	346,0986
Hannan-Quinnovo kritérium	340,9055
rho (koeficient autokorelace)	-0,035291
Durbin-Watsonova statistika	2,028420

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 17,5965
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 17,5965) = 0,613969

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,0462
s p-hodnotou = 0,359479

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,0233214
s p-hodnotou = P(F(1,17) > 0,0233214) = 0,880422

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 65 – Příklady nevybraných modelů – Moravskoslezský kraj

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	16926,0	17931,4	0,9439	0,3584
Nez_zeny	1,88293	0,165819	11,36	2,33e-09 ***
Volna_mista	-0,600926	0,218578	-2,749	0,0137 **
HDP	0,0297625	0,0139992	2,126	0,0485 **
Zamest_staveb	-58,5012	50,2403	-1,164	0,2603
Nez_postizeni	-0,939203	0,342882	-2,739	0,0140 **
Zpозd_nez_absol	0,855305	0,291737	2,932	0,0093 ***

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 43584689
Sm. chyba regrese 1601,189
Koeficient determinace 0,996073
Adjustovaný koeficient determinace 0,994687
F(6, 17) 718,6553
P-hodnota(F) 1,76e-19
Logaritmus věrohodnosti -207,0005
Akaiikovo kritérium 428,0010
Schwarzovo kritérium 436,2473
Hannan-Quinnovo kritérium 430,1887
rho (koeficient autokorelace) 0,052656
Durbin-Watsonova statistika 1,883137

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 13 (Zamest_staveb)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,7454
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 11,7454) = 0,466341

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,245083
s p-hodnotou = 0,884669

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,0494285
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,0494285) = 0,826874

Model 5: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	15296,9	15940,1	0,9596	0,3515
Volna_mista	-0,323669	0,226993	-1,426	0,1731
HDP	0,0236096	0,0127040	1,858	0,0816 *
Zamest_staveb	-55,8333	44,6333	-1,251	0,2289
Zpозd_nez_absol	0,536533	0,292281	1,836	0,0851 *
Uchazeci_lmisto	114,004	48,3772	2,357	0,0315 **
Nez_postizeni	-0,833546	0,307800	-2,708	0,0155 **
Nez_zeny	1,88392	0,147266	12,79	8,10e-010 ***

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 32354834
Sm. chyba regrese 1422,033
Koeficient determinace 0,997085
Adjustovaný koeficient determinace 0,995809
F(7, 16) 781,7729
P-hodnota(F) 4,60e-19
Logaritmus věrohodnosti -203,4252
Akaiikovo kritérium 422,8503
Schwarzovo kritérium 432,2748
Hannan-Quinnovo kritérium 425,3506
rho (koeficient autokorelace) 0,104028
Durbin-Watsonova statistika 1,745280

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 13 (Zamest_staveb)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 14,4608
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 14,4608) = 0,415973

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,418499
s p-hodnotou = 0,811193

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,182397
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,182397) = 0,675388

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	17645,6	18647,2	0,9463	0,3573
Nez_zeny	1,59098	0,117074	13,59	1,47e-010 ***
Volna_mista	-0,573873	0,242911	-2,362	0,0303 **
HDP	0,0286364	0,0147239	1,945	0,0685 *
Zamest_staveb	-60,1385	52,2578	-1,151	0,2657
Zpозd_nez_absol	0,599069	0,341357	1,755	0,0973 *
Uchazeci_lmisto	133,087	56,0726	2,373	0,0297 **

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 47184829
Sm. chyba regrese 1666,007
Koeficient determinace 0,995749
Adjustovaný koeficient determinace 0,994248
F(6, 17) 663,6067
P-hodnota(F) 3,44e-19
Logaritmus věrohodnosti -207,9529
Akaiikovo kritérium 429,9057
Schwarzovo kritérium 438,1521
Hannan-Quinnovo kritérium 432,0935
rho (koeficient autokorelace) 0,278551
Durbin-Watsonova statistika 1,428371

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 13 (Zamest_staveb)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 10,3032
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 10,3032) = 0,589379

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,47396
s p-hodnotou = 0,478556

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,43485
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 1,43485) = 0,248418

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	70329,4	49895,4	1,410	0,1767
Volna_mista	-2,47483	0,495670	-4,993	0,0001 ***
HDP	0,0738411	0,0392761	1,880	0,0774 *
Zamest_staveb	-186,407	141,249	-1,320	0,2044
Zpозd_nez_absol	2,28678	0,839623	2,724	0,0144 **
Uchazeci_lmisto	112,244	157,264	0,7137	0,4851
Nez_postizeni	2,05875	0,678972	3,032	0,0075 ***

Střední hodnota závisle proměnné 75392,25
Sm. odchylka závisle proměnné 21966,91
Součet čtverců reziduí 3,63e+08
Sm. chyba regrese 4622,749
Koeficient determinace 0,967267
Adjustovaný koeficient determinace 0,955714
F(6, 17) 83,72601
P-hodnota(F) 1,12e-11
Logaritmus věrohodnosti -232,4463
Akaiikovo kritérium 478,8926
Schwarzovo kritérium 487,1390
Hannan-Quinnovo kritérium 481,0804
rho (koeficient autokorelace) 0,403171
Durbin-Watsonova statistika 1,175819

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 9 (Uchazeci_lmisto)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9,69376
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 9,69376) = 0,642807

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,654998
s p-hodnotou = 0,720724

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 4,73179
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 4,73179) = 0,0449475

Příloha č. 66 – Příklady nevybraných modelů – Olomoucký kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	36615,9	12158,5	3,012	0,0079	***
HDP	0,0430498	0,0155538	2,768	0,0132	**
Volna_mista	-1,71825	0,189044	-9,089	6,16e-08	***
Nez_absolv	3,17598	0,415604	7,642	6,77e-07	***
Zpozdz_nezam_UP	0,171300	0,0717252	2,388	0,0288	**
Zamest_staveb	-142,270	83,7840	-1,698	0,1077	
CR_inflace	-1028,72	208,083	-4,944	0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné	32211,33
Sm. odchylka závisle proměnné	9450,106
Součet čtverců reziduí	44550775
Sm. chyba regrese	1618,837
Koeficient determinace	0,978310
Adjustovaný koeficient determinace	0,970655
F(6, 17)	127,7969
P-hodnota(F)	3,46e-13
Logaritmus věrohodnosti	-207,2636
Akaikovo kritérium	428,5271
Schwarzovo kritérium	436,7735
Hannan-Quinnovo kritérium	430,7149
rho (koeficient autokorelace)	-0,150874
Durbin-Watsonova statistika	2,287721

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 13 (Zamest_staveb)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 12,761
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 12,761) = 0,38665

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,611262
s p-hodnotou = 0,736658

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,449971
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,449971) = 0,511917

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	17280,3	7338,21	2,355	0,0326	**
HDP	0,0606560	0,0153522	3,951	0,0013	***
Volna_mista	-0,830832	0,234209	-3,547	0,0029	***
Nez_absolv	1,70190	0,419793	4,054	0,0010	***
Zpozdz_nezam_UP	-0,0265252	0,0514435	-0,5156	0,6136	
Zamest_staveb	-178,628	52,1869	-3,423	0,0038	***
CR_inflace	-823,718	182,373	-4,517	0,0004	***
Nez_zeny	1,23658	0,262216	4,716	0,0003	***
Zamest_zemed	486,548	166,376	2,924	0,0105	**

Střední hodnota závisle proměnné	32211,33
Sm. odchylka závisle proměnné	9450,106
Součet čtverců reziduí	11620501
Sm. chyba regrese	880,1705
Koeficient determinace	0,994343
Adjustovaný koeficient determinace	0,991325
F(8, 15)	329,5442
P-hodnota(F)	1,94e-15
Logaritmus věrohodnosti	-191,1373
Akaikovo kritérium	400,2745
Schwarzovo kritérium	410,8770
Hannan-Quinnovo kritérium	403,0874
rho (koeficient autokorelace)	-0,119636
Durbin-Watsonova statistika	2,109943

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (Zpozdz_nezam_UP)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 13,511
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(16) > 13,511) = 0,635096

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,194275
s p-hodnotou = 0,907431

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,489548
s p-hodnotou = P(F(1,14) > 0,489548) = 0,495591

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	31730,1	11845,8	2,679	0,0172	**
HDP	0,0445149	0,0161127	2,763	0,0145	**
Volna_mista	-0,589243	0,252960	-2,329	0,0342	**
Nez_absolv	1,21541	0,458003	2,654	0,0181	**
Zpozdz_nezam_UP	-0,0366932	0,0598409	-0,6132	0,5489	
Zamest_staveb	-63,1160	59,2357	-1,066	0,3035	
CR_inflace	-587,128	175,490	-3,346	0,0044	***
Nez_zeny	1,45477	0,289327	5,028	0,0001	***
Zamest_sluzby	-139,105	84,8053	-1,640	0,1217	

Střední hodnota závisle proměnné	32211,33
Sm. odchylka závisle proměnné	9450,106
Součet čtverců reziduí	15470780
Sm. chyba regrese	1015,571
Koeficient determinace	0,992468
Adjustovaný koeficient determinace	0,988451
F(8, 15)	247,0625
P-hodnota(F)	1,65e-14
Logaritmus věrohodnosti	-194,5714
Akaikovo kritérium	407,1429
Schwarzovo kritérium	417,7454
Hannan-Quinnovo kritérium	409,9557
rho (koeficient autokorelace)	0,113056
Durbin-Watsonova statistika	1,660985

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (Zpozdz_nezam_UP)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 18,8754
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(16) > 18,8754) = 0,275178

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 4,89978
s p-hodnotou = 0,0863033

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,279685
s p-hodnotou = P(F(1,14) > 0,279685) = 0,605192

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	47346,0	60251,6	0,7858	0,4451	
HDP	0,0452455	0,0344512	1,313	0,2102	
Volna_mista	-0,746025	0,293534	-2,542	0,0235	**
Nez_absolv	1,53537	0,543219	2,826	0,0135	**
Zpozdz_nezam_UP	-0,0330457	0,0543435	-0,6081	0,5529	
Zamest_staveb	-160,376	64,6775	-2,480	0,0265	**
CR_inflace	-771,243	214,217	-3,600	0,0029	***
Nez_zeny	1,32953	0,326369	4,074	0,0011	***
Zamest_zemed	410,938	227,448	1,807	0,0923	*
Podil_mest_obyv	-519,968	1033,85	-0,5029	0,6228	

Střední hodnota závisle proměnné	32211,33
Sm. odchylka závisle proměnné	9450,106
Součet čtverců reziduí	11414268
Sm. chyba regrese	902,9423
Koeficient determinace	0,994443
Adjustovaný koeficient determinace	0,990871
F(9, 14)	278,3675
P-hodnota(F)	3,27e-14
Logaritmus věrohodnosti	-190,9224
Akaikovo kritérium	401,8448
Schwarzovo kritérium	413,6253
Hannan-Quinnovo kritérium	404,9701
rho (koeficient autokorelace)	-0,052780
Durbin-Watsonova statistika	1,967395

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 15 (Podil_mest_obyv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 19,1063
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(18) > 19,1063) = 0,385307

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,17786
s p-hodnotou = 0,91491

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,087588
s p-hodnotou = P(F(1,13) > 0,087588) = 0,771941

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 67 – Příklady nevybraných modelů – Pardubický kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	7739,43	3456,28	2,239	0,0388 **
Nez_zeny	1,67731	0,154268	10,87	4,48e-09 ***
HDP	0,0313695	0,00529437	5,925	1,66e-05 ***
Zamest_staveb	-95,2435	31,5014	-3,023	0,0077 ***
UchazeCi_lmisto	223,596	53,9778	4,142	0,0007 ***
Zpzd_nez_absol	-0,0823203	0,329927	-0,2495	0,8060
Volna_mista	-0,0672555	0,0284468	-2,364	0,0302 **

Střední hodnota závisle proměnné 18960,63
Sm. odchylka závisle proměnné 6229,873
Součet čtverců reziduí 3533825
Sm. chyba regrese 455,9299
Koeficient determinace 0,996041
Adjusťovaný koeficient determinace 0,994644
F(6, 17) 712,8797
P-hodnota(F) 1,88e-19
Logaritmus věrohodnosti -176,8526
Akaiikovo kritérium 367,7052
Schwarzovo kritérium 375,9515
Hannan-Quinnovo kritérium 369,8929
rho (koeficient autokorelace) -0,038732
Durbin-Watsonova statistika 2,026937

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (Zpzd_nez_absol)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9,24898
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 9,24898) = 0,68153

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 9,74687
s p-hodnotou = 0,00764704

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,0329789
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,0329789) = 0,858177

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-1957,90	6069,38	-0,3226	0,7512
Nez_zeny	2,01919	0,104272	19,36	1,57e-012 ***
HDP	0,0332668	0,00940119	3,539	0,0027 ***
Zamest_staveb	-93,5066	32,0984	-2,913	0,0102 **
UchazeCi_lmisto	166,210	49,6177	3,350	0,0041 ***
Zpzd_nez_absol	-0,317727	0,283688	-1,120	0,2792
Zamest_zemed	195,333	75,3434	2,593	0,0196 **
Zamest_sluzby	31,1966	42,6086	0,7322	0,4747

Střední hodnota závisle proměnné 18960,63
Sm. odchylka závisle proměnné 6229,873
Součet čtverců reziduí 2754443
Sm. chyba regrese 414,9129
Koeficient determinace 0,996914
Adjusťovaný koeficient determinace 0,995564
F(7, 16) 738,4690
P-hodnota(F) 7,25e-19
Logaritmus věrohodnosti -173,8626
Akaiikovo kritérium 363,7252
Schwarzovo kritérium 373,1496
Hannan-Quinnovo kritérium 366,2255
rho (koeficient autokorelace) -0,094304
Durbin-Watsonova statistika 2,152525

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 14 (Zamest_sluzby)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9,04705
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 9,04705) = 0,828025

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 14,4032
s p-hodnotou = 0,000745388

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,151876
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,151876) = 0,702227

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1753,33	3292,42	0,5325	0,6012
Nez_zeny	2,01886	0,102838	19,63	4,05e-013 ***
HDP	0,0385692	0,00591221	6,524	5,20e-06 ***
Zamest_staveb	-103,633	28,5676	-3,628	0,0021 ***
UchazeCi_lmisto	154,624	46,3805	3,334	0,0039 ***
Zpzd_nez_absol	-0,263632	0,270134	-0,9759	0,3428
Zamest_zemed	220,265	66,2859	3,323	0,0040 ***

Střední hodnota závisle proměnné 18960,63
Sm. odchylka závisle proměnné 6229,873
Součet čtverců reziduí 2846728
Sm. chyba regrese 409,2122
Koeficient determinace 0,996811
Adjusťovaný koeficient determinace 0,995685
F(6, 17) 885,6267
P-hodnota(F) 3,00e-20
Logaritmus věrohodnosti -174,2581
Akaiikovo kritérium 362,5161
Schwarzovo kritérium 370,7625
Hannan-Quinnovo kritérium 364,7039
rho (koeficient autokorelace) -0,083400
Durbin-Watsonova statistika 2,127158

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (Zpzd_nez_absol)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 8,56723
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 8,56723) = 0,739382

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 13,9261
s p-hodnotou = 0,000946221

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,125781
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,125781) = 0,727479

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4889,57	6893,92	-0,7093	0,4878
Nez_zeny	1,95787	0,117406	16,68	5,70e-012 ***
HDP	0,0126604	0,00580446	2,181	0,0435 **
Zamest_staveb	-63,3934	34,5940	-1,832	0,0845 *
UchazeCi_lmisto	203,470	54,9038	3,706	0,0018 ***
Zpzd_nez_absol	-0,519685	0,315363	-1,648	0,1177
Zamest_sluzby	81,1225	43,9414	1,846	0,0824 *

Střední hodnota závisle proměnné 18960,63
Sm. odchylka závisle proměnné 6229,873
Součet čtverců reziduí 3915556
Sm. chyba regrese 479,6786
Koeficient determinace 0,995618
Adjusťovaný koeficient determinace 0,994072
F(6, 17) 643,7647
P-hodnota(F) 4,45e-19
Logaritmus věrohodnosti -178,0712
Akaiikovo kritérium 370,1425
Schwarzovo kritérium 378,3888
Hannan-Quinnovo kritérium 372,3302
rho (koeficient autokorelace) -0,002041
Durbin-Watsonova statistika 1,921151

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (Zpzd_nez_absol)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 9,76954
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 9,76954) = 0,636171

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 12,4784
s p-hodnotou = 0,00195145

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 7,11758e-005
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 7,11758e-005) = 0,993373

Příloha č. 68 – Příklady nevybraných modelů – Plzeňský kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	3484,76	1909,85	1,825	0,0868 *
Zpod_nezam_UP	0,0761795	0,0186790	4,078	0,0009 ***
Nez_zeny	1,72225	0,0738123	23,33	8,78e-014 ***
Nez_absolv	0,104702	0,179594	0,5830	0,5680
Uchazeci_lmisto	190,023	30,5895	6,212	1,24e-05 ***
Zamest_staveb	-44,9741	16,5470	-2,718	0,0152 **
Volna_mista	0,0186226	0,0158777	1,173	0,2580
Kraj_hruba_mzda	0,0500014	0,0218004	2,294	0,0357 **

Střední hodnota závisle proměnné	18169,25
Sm. odchylka závisle proměnné	5857,207
Součet čtverců reziduí	815576,4
Sm. chyba regrese	225,7732
Koeficient determinace	0,998966
Adjustovaný koeficient determinace	0,998514
F(7, 16)	2209,109
P-hodnota(F)	1,15e-22
Logaritmus věrohodnosti	-159,2577
Akaikovo kritérium	334,5154
Schwarzovo kritérium	343,9398
Hannan-Quinnovo kritérium	337,0157
rho (koeficient autokorelace)	0,103651
Durbin-Watsonova statistika	1,774239

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (Nez_absolv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 16,2671

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 16,2671) = 0,297334

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,496697

s p-hodnotou = 0,780088

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,201095

s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,201095) = 0,660249

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	4235,16	2104,23	2,013	0,0603 *
Zpod_nezam_UP	0,0805466	0,0207801	3,876	0,0012 ***
Nez_zeny	1,80280	0,0726051	24,83	8,50e-015 ***
Nez_absolv	-0,178861	0,145678	-1,228	0,2363
Uchazeci_lmisto	195,538	34,1028	5,734	2,43e-05 ***
Zamest_staveb	-48,9476	18,4031	-2,660	0,0165 **
Volna_mista	0,0468910	0,0111942	4,189	0,0006 ***

Střední hodnota závisle proměnné	18169,25
Sm. odchylka závisle proměnné	5857,207
Součet čtverců reziduí	1083727
Sm. chyba regrese	252,4850
Koeficient determinace	0,998627
Adjustovaný koeficient determinace	0,998142
F(6, 17)	2060,107
P-hodnota(F)	2,33e-23
Logaritmus věrohodnosti	-162,6689
Akaikovo kritérium	339,3378
Schwarzovo kritérium	347,5841
Hannan-Quinnovo kritérium	341,5255
rho (koeficient autokorelace)	0,153726
Durbin-Watsonova statistika	1,610996

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (Nez_absolv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 8,85624

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 8,85624) = 0,715158

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,54616

s p-hodnotou = 0,46159

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,57111

s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,57111) = 0,4608

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)

Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	3179,13	1912,78	1,662	0,1148
Zpod_nezam_UP	0,0754407	0,0188735	3,997	0,0009 ***
Nez_zeny	1,67941	0,0648462	25,90	4,23e-015 ***
Nez_absolv	0,176186	0,170793	1,032	0,3167
Uchazeci_lmisto	189,439	30,9215	6,126	1,12e-05 ***
Zamest_staveb	-41,7165	16,4915	-2,530	0,0216 **
Kraj_hruba_mzda	0,0698492	0,0138948	5,027	0,0001 ***

Střední hodnota závisle proměnné	18169,25
Sm. odchylka závisle proměnné	5857,207
Součet čtverců reziduí	885697,5
Sm. chyba regrese	228,2539
Koeficient determinace	0,998878
Adjustovaný koeficient determinace	0,998481
F(6, 17)	2521,352
P-hodnota(F)	4,20e-24
Logaritmus věrohodnosti	-160,2474
Akaikovo kritérium	334,4949
Schwarzovo kritérium	342,7413
Hannan-Quinnovo kritérium	336,6827
rho (koeficient autokorelace)	0,156901
Durbin-Watsonova statistika	1,663985

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (Nez_absolv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 18,5897

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 18,5897) = 0,0989238

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,199826

s p-hodnotou = 0,904916

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,479322

s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,479322) = 0,498655

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)

Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	3670,87	1911,22	1,921	0,0728 *
Zpod_nezam_UP	0,0744897	0,0189040	3,940	0,0012 ***
Nez_zeny	1,71347	0,0766594	22,35	1,71e-013 ***
Nez_absolv	0,115304	0,185999	0,6199	0,5440
Uchazeci_lmisto	202,526	30,8615	6,562	6,54e-06 ***
Zamest_staveb	-47,3377	16,5836	-2,854	0,0115 **
Volna_mista	0,0209607	0,0153859	1,362	0,1920
HDP	0,00598779	0,00268465	2,230	0,0404 **

Střední hodnota závisle proměnné	18169,25
Sm. odchylka závisle proměnné	5857,207
Součet čtverců reziduí	826697,2
Sm. chyba regrese	227,3072
Koeficient determinace	0,998952
Adjustovaný koeficient determinace	0,998494
F(7, 16)	2179,361
P-hodnota(F)	1,29e-22
Logaritmus věrohodnosti	-159,4202
Akaikovo kritérium	334,8404
Schwarzovo kritérium	344,2648
Hannan-Quinnovo kritérium	337,3407
rho (koeficient autokorelace)	0,089471
Durbin-Watsonova statistika	1,804073

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (Nez_absolv)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 15,7903

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 15,7903) = 0,326348

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,631092

s p-hodnotou = 0,72939

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,152352

s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,152352) = 0,701784

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 69 – Příklady nevybraných modelů – Středočeský kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	38208,1	23966,2	1,594	0,1293
Volna_mista	-0,332953	0,131134	-2,539	0,0212 **
Zamest_staveb	-169,870	106,374	-1,597	0,1287
Zpord_nezam_UP	0,298982	0,113549	2,633	0,0174 **
Nez_absolv	1,95012	0,555980	3,508	0,0027 ***
HDP	0,0488177	0,0158698	3,076	0,0068 ***
Uchazeci_lmisto	889,218	163,520	5,438	4,43e-05 ***

Střední hodnota závisle proměnné	39359,50
Sm. odchylka závisle proměnné	12229,57
Součet čtverců reziduí	70597899
Sm. chyba regrese	2037,846
Koeficient determinace	0,979477
Adjustovaný koeficient determinace	0,972234
F(6, 17)	135,2229
P-hodnota(F)	2,17e-13
Logaritmus věrohodnosti	-212,7880
Akaikovo kritérium	439,5760
Schwarzovo kritérium	447,8224
Hannan-Quinnovo kritérium	441,7638
rho (koeficient autokorelace)	0,167647
Durbin-Watsonova statistika	1,610753

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

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

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 14,3132
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 14,3132) = 0,281155

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 4,0423
s p-hodnotou = 0,132503

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,684105
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,684105) = 0,420342

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)

Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	24606,5	26285,6	0,9361	0,3631
Volna_mista	-0,348744	0,130223	-2,678	0,0165 **
Zamest_staveb	-152,562	106,086	-1,438	0,1697
Zpord_nezam_UP	0,291420	0,112354	2,594	0,0196 **
Nez_absolv	2,20662	0,589949	3,740	0,0018 ***
HDP	0,0348206	0,0195922	1,777	0,0945 *
Uchazeci_lmisto	800,433	177,906	4,499	0,0004 ***
Zamest_sluzby	44,6312	37,4662	1,191	0,2509

Střední hodnota závisle proměnné	39359,50
Sm. odchylka závisle proměnné	12229,57
Součet čtverců reziduí	64846609
Sm. chyba regrese	2013,185
Koeficient determinace	0,981149
Adjustovaný koeficient determinace	0,972902
F(7, 16)	118,9651
P-hodnota(F)	1,36e-12
Logaritmus věrohodnosti	-211,7683
Akaikovo kritérium	439,5366
Schwarzovo kritérium	448,9610
Hannan-Quinnovo kritérium	442,0369
rho (koeficient autokorelace)	0,113420
Durbin-Watsonova statistika	1,697700

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 14 (Zamest_sluzby)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 15,023
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 15,023) = 0,376587

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 3,20377
s p-hodnotou = 0,201516

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,291964
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,291964) = 0,596897

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	55495,6	49801,1	1,114	0,2816
Volna_mista	-0,341650	0,136255	-2,507	0,0233 **
Zamest_staveb	-164,020	110,086	-1,490	0,1557
Zpord_nezam_UP	0,294712	0,116955	2,520	0,0227 **
Nez_absolv	2,11420	0,702982	3,007	0,0083 ***
HDP	0,0476942	0,0165190	2,887	0,0107 ***
Uchazeci_lmisto	856,996	186,137	4,604	0,0003 ***
Podil_mest_obyv	-337,836	846,402	-0,3991	0,6951

Střední hodnota závisle proměnné	39359,50
Sm. odchylka závisle proměnné	12229,57
Součet čtverců reziduí	69901871
Sm. chyba regrese	2090,183
Koeficient determinace	0,979679
Adjustovaný koeficient determinace	0,970789
F(7, 16)	110,1963
P-hodnota(F)	2,47e-12
Logaritmus věrohodnosti	-212,6691
Akaikovo kritérium	441,3382
Schwarzovo kritérium	450,7627
Hannan-Quinnovo kritérium	443,8385
rho (koeficient autokorelace)	0,148814
Durbin-Watsonova statistika	1,637427

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

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

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 13,5752
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 13,5752) = 0,481815

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 3,22777
s p-hodnotou = 0,199112

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,516973
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,516973) = 0,483187

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995-2018 (T = 24)

Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	143066	60247,9	2,375	0,0313 **
Volna_mista	-0,428580	0,129021	-3,322	0,0046 ***
Zamest_staveb	-181,739	99,4537	-1,827	0,0876 *
Zpord_nezam_UP	0,224525	0,110133	2,039	0,0595 *
Nez_absolv	2,33226	0,640837	3,639	0,0024 ***
HDP	0,0260488	0,0178926	1,456	0,1660
Uchazeci_lmisto	550,681	218,859	2,516	0,0237 **
Podil_mest_obyv	-1446,68	916,725	-1,578	0,1354
Zamest_zemed	-465,822	214,046	-2,176	0,0459 **

Střední hodnota závisle proměnné	39359,50
Sm. odchylka závisle proměnné	12229,57
Součet čtverců reziduí	53127266
Sm. chyba regrese	1881,972
Koeficient determinace	0,984556
Adjustovaný koeficient determinace	0,976319
F(8, 15)	119,5292
P-hodnota(F)	3,53e-12
Logaritmus věrohodnosti	-209,3763
Akaikovo kritérium	436,7526
Schwarzovo kritérium	447,3551
Hannan-Quinnovo kritérium	439,5654
rho (koeficient autokorelace)	0,073066
Durbin-Watsonova statistika	1,831543

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 10 (HDP)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 12,3669
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(16) > 12,3669) = 0,718358

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 4,33108
s p-hodnotou = 0,114688

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,107862
s p-hodnotou = P(F(1,14) > 0,107862) = 0,747452

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 70 – Příklady nevybraných modelů – Ústecký kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	128614	62058,9	2,072	0,0547	*
Zpozdz_nez_absol	0,823514	0,309322	2,662	0,0170	**
Nez_zeny	1,70569	0,147321	11,58	3,45e-09	***
Volna_mista	-0,427701	0,255239	-1,676	0,1132	
HDP	0,0292131	0,00899683	3,247	0,0051	***
Uchazeci_lmisto	82,4658	40,4399	2,039	0,0583	*
Podil_mest_obyv	-1564,31	725,273	-2,157	0,0466	**
Zamest_staveb	-41,0483	53,1212	-0,7727	0,4509	

Střední hodnota závisle proměnné 55215,88
Sm. odchylka závisle proměnné 15570,57
Součet čtverců reziduí 13046201
Sm. chyba regrese 902,9881
Koeficient determinace 0,997660
Adjustovaný koeficient determinace 0,996637
F(7, 16) 974,6691
P-hodnota(F) 7,93e-20
Logaritmus věrohodnosti -192,5260
Akaikovo kritérium 401,0519
Schwarzovo kritérium 410,4764
Hannan-Quinnovo kritérium 403,5522
rho (koeficient autokorelace) 0,232491
Durbin-Watsonova statistika 1,522989
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

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

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 14,2745
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 14,2745) = 0,429467

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,849895
s p-hodnotou = 0,653804

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,46656
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 1,46656) = 0,244625

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	126907	61645,0	2,059	0,0562	*
Zpozdz_nez_absol	0,829203	0,308651	2,687	0,0162	**
Nez_zeny	1,69736	0,148135	11,46	4,01e-09	***
Volna_mista	-0,440693	0,256374	-1,719	0,1049	
Uchazeci_lmisto	83,8727	40,1330	2,090	0,0530	*
Podil_mest_obyv	-1538,90	719,801	-2,138	0,0483	**
Zamest_staveb	-42,3781	52,9736	-0,8000	0,4354	
HDP_lobyv	0,0245686	0,00750405	3,274	0,0048	***

Střední hodnota závisle proměnné 55215,88
Sm. odchylka závisle proměnné 15570,57
Součet čtverců reziduí 12960213
Sm. chyba regrese 900,0074
Koeficient determinace 0,997676
Adjustovaný koeficient determinace 0,996659
F(7, 16) 981,1510
P-hodnota(F) 7,52e-20
Logaritmus věrohodnosti -192,4466
Akaikovo kritérium 400,8932
Schwarzovo kritérium 410,3177
Hannan-Quinnovo kritérium 403,3935
rho (koeficient autokorelace) 0,209952
Durbin-Watsonova statistika 1,567805
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

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

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 14,6744
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 14,6744) = 0,40077

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,793945
s p-hodnotou = 0,672352

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,19891
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 1,19891) = 0,29081

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	112484	57746,4	1,948	0,0681	*
Zpozdz_nez_absol	0,803358	0,304546	2,638	0,0173	**
Nez_zeny	1,78203	0,107989	16,50	6,75e-012	***
Volna_mista	-0,302457	0,194823	-1,552	0,1390	
HDP	0,0287430	0,00886923	3,241	0,0048	***
Uchazeci_lmisto	92,7037	37,7525	2,456	0,0251	**
Podil_mest_obyv	-1473,51	707,159	-2,084	0,0526	*

Střední hodnota závisle proměnné 55215,88
Sm. odchylka závisle proměnné 15570,57
Součet čtverců reziduí 13533076
Sm. chyba regrese 892,2238
Koeficient determinace 0,997573
Adjustovaný koeficient determinace 0,996716
F(6, 17) 1164,615
P-hodnota(F) 2,94e-21
Logaritmus věrohodnosti -192,9656
Akaikovo kritérium 399,9313
Schwarzovo kritérium 408,1777
Hannan-Quinnovo kritérium 402,1191
rho (koeficient autokorelace) 0,212893
Durbin-Watsonova statistika 1,554578
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

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

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 15,033
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 15,033) = 0,239635

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,41217
s p-hodnotou = 0,493573

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 1,41315
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 1,41315) = 0,251879

Model 6: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	32458,4	9216,39	3,522	0,0028	***
Nez_zeny	1,61648	0,107535	15,03	7,40e-011	***
Volna_mista	-1,08731	0,192000	-5,663	3,53e-05	***
Zamest_staveb	-122,873	39,4790	-3,112	0,0067	***
CR_cizinci	0,0173920	0,00681571	2,552	0,0213	**
HDP	-0,0952591	0,0207073	-4,600	0,0003	***
CR_min_mzda	2,26419	0,491003	4,611	0,0003	***
Nez_absolv	0,674440	0,186385	3,619	0,0023	***

Střední hodnota závisle proměnné 55215,88
Sm. odchylka závisle proměnné 15570,57
Součet čtverců reziduí 7672209
Sm. chyba regrese 692,4688
Koeficient determinace 0,998624
Adjustovaný koeficient determinace 0,998022
F(7, 16) 1658,976
P-hodnota(F) 1,14e-21
Logaritmus věrohodnosti -186,1553
Akaikovo kritérium 388,3105
Schwarzovo kritérium 397,7350
Hannan-Quinnovo kritérium 390,8108
rho (koeficient autokorelace) 0,103461
Durbin-Watsonova statistika 1,762985
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 8,87165
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(14) > 8,87165) = 0,839184

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,146108
s p-hodnotou = 0,929551

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,212339
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 0,212339) = 0,651551

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 71 – Příklady nevybraných modelů – Kraj Vysočina

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1147,98	6049,71	0,1898	0,8517
Nez_zeny	1,68080	0,214202	7,847	4,74e-07 ***
Uchazeci_lmisto	82,9846	23,7979	3,487	0,0028 ***
Zamest_sluzby	-32,5950	63,9756	-0,5095	0,6170
Zpozdz_nezam_UP	0,0528980	0,0625295	0,8460	0,4093
Nez_absolv	0,235654	0,443145	0,5318	0,6018
HDP	0,0170743	0,00772932	2,209	0,0412 **

Střední hodnota závisle proměnné	20292,83
Sm. odchylka závisle proměnné	5954,923
Součet čtverců reziduí	9811929
Sm. chyba regrese	759,7185
Koeficient determinace	0,987970
Adjustovaný koeficient determinace	0,983724
F(6, 17)	232,6843
P-hodnota(F)	2,35e-15
Logaritmus věrohodnosti	-189,1072
Akaikovo kritérium	392,2144
Schwarzovo kritérium	400,4608
Hannan-Quinnovo kritérium	394,4021
rho (koeficient autokorelace)	0,491382
Durbin-Watsonova statistika	1,016986

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 14 (Zamest_sluzby)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 19,3947
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 19,3947) = 0,0794378

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,367677
s p-hodnotou = 0,83207

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 7,35081
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 7,35081) = 0,015413

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2319,62	5995,69	0,3869	0,7036
Nez_zeny	1,70560	0,188009	9,072	6,33e-08 ***
Uchazeci_lmisto	74,2539	26,1659	2,838	0,0114 **
Zamest_sluzby	-36,5165	63,2319	-0,5775	0,5712
Zpozdz_nezam_UP	0,0373920	0,0603335	0,6198	0,5436
HDP	0,0184104	0,00920463	2,000	0,0617 *
Volna_mista	-0,109453	0,215682	-0,5075	0,6183

Střední hodnota závisle proměnné	20292,83
Sm. odchylka závisle proměnné	5954,923
Součet čtverců reziduí	9826290
Sm. chyba regrese	760,2743
Koeficient determinace	0,987952
Adjustovaný koeficient determinace	0,983700
F(6, 17)	232,3401
P-hodnota(F)	2,38e-15
Logaritmus věrohodnosti	-189,1247
Akaikovo kritérium	392,2495
Schwarzovo kritérium	400,4959
Hannan-Quinnovo kritérium	394,4373
rho (koeficient autokorelace)	0,462950
Durbin-Watsonova statistika	1,068310

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (Volna_mista)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 19,5881
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 19,5881) = 0,0752904

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,443738
s p-hodnotou = 0,80102

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 5,83229
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 5,83229) = 0,0280672

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1828,59	5793,78	0,3156	0,7559
Nez_zeny	1,75912	0,152406	11,54	9,41e-010 ***
Uchazeci_lmisto	80,3161	22,7946	3,523	0,0024 ***
Zamest_sluzby	-38,2133	61,8274	-0,6181	0,5443
Zpozdz_nezam_UP	0,0425534	0,0582306	0,7308	0,4743
HDP	0,0154320	0,00694291	2,223	0,0393 **

Střední hodnota závisle proměnné	20292,83
Sm. odchylka závisle proměnné	5954,923
Součet čtverců reziduí	9975145
Sm. chyba regrese	744,4291
Koeficient determinace	0,987770
Adjustovaný koeficient determinace	0,984372
F(5, 18)	290,7496
P-hodnota(F)	1,49e-16
Logaritmus věrohodnosti	-189,3052
Akaikovo kritérium	390,6103
Schwarzovo kritérium	397,6786
Hannan-Quinnovo kritérium	392,4856
rho (koeficient autokorelace)	0,507505
Durbin-Watsonova statistika	0,982682

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 14 (Zamest_sluzby)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 22,4033
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 22,4033) = 0,319035

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,728396
s p-hodnotou = 0,694754

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 7,37231
s p-hodnotou = P(F(1,17) > 7,37231) = 0,0147008

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2977,84	5638,03	0,5282	0,6042
Nez_zeny	1,72975	0,176294	9,812	2,04e-08 ***
Uchazeci_lmisto	65,4058	25,9802	2,518	0,0221 **
Zamest_sluzby	-41,3865	59,4253	-0,6964	0,4956
Zpozdz_nezam_UP	0,0287301	0,0579638	0,4957	0,6265
Kraj_hruba_mzda	0,143302	0,0586550	2,443	0,0258 **
Volna_mista	-0,130568	0,199842	-0,6534	0,5223

Střední hodnota závisle proměnné	20292,83
Sm. odchylka závisle proměnné	5954,923
Součet čtverců reziduí	8984208
Sm. chyba regrese	726,9683
Koeficient determinace	0,985985
Adjustovaný koeficient determinace	0,985097
F(6, 17)	254,3826
P-hodnota(F)	1,11e-15
Logaritmus věrohodnosti	-188,0496
Akaikovo kritérium	390,0993
Schwarzovo kritérium	398,3456
Hannan-Quinnovo kritérium	392,2870
rho (koeficient autokorelace)	0,411671
Durbin-Watsonova statistika	1,172765

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (Zpozdz_nezam_UP)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 19,0592
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 19,0592) = 0,0871097

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,216292
s p-hodnotou = 0,897497

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 4,32276
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 4,32276) = 0,0540496

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Příloha č. 72 – Příklady nevybraných modelů – Zlínský kraj

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	15652,6	11677,3	1,340	0,1977
Nez_zeny	1,69067	0,143217	11,80	1,29e-09 ***
Volna_mista	-0,587035	0,167106	-3,513	0,0027 ***
HDP	0,0344493	0,00874858	3,938	0,0011 ***
Zamest_staveb	-79,8956	43,8095	-1,824	0,0858 *
Zpzd_nez_absol	0,0511002	0,389140	0,1313	0,8971
Zamest_sluzby	-39,0236	59,6729	-0,6540	0,5219

Střední hodnota závisle proměnné 23941,58
Sm. odchylka závisle proměnné 8130,801
Součet čtverců reziduí 13358932
Sm. chyba regrese 886,4646
Koeficient determinace 0,991214
Adjustovaný koeficient determinace 0,988113
F(6, 17) 319,6598
P-hodnota(F) 1,63e-16
Logaritmus věrohodnosti -192,8102
Akaiikovo kritérium 399,6205
Schwarzovo kritérium 407,8668
Hannan-Quinnovo kritérium 401,8082
rho (koeficient autokorelace) 0,072139
Durbin-Watsonova statistika 1,816092

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (Zpzd_nez_absol)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 6,299
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 6,299) = 0,900266

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 3,64456
s p-hodnotou = 0,161657

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,164439
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,164439) = 0,690473

Model 3: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	8995,44	5629,52	1,598	0,1275
Nez_zeny	1,68445	0,140611	11,98	5,19e-010 ***
Volna_mista	-0,598609	0,163503	-3,661	0,0018 ***
HDP	0,0325266	0,00810771	4,012	0,0008 ***
Zamest_staveb	-67,0679	38,5450	-1,740	0,0989 *
Zpzd_nez_absol	0,142143	0,357560	0,3975	0,6956

Střední hodnota závisle proměnné 23941,58
Sm. odchylka závisle proměnné 8130,801
Součet čtverců reziduí 13694996
Sm. chyba regrese 872,2575
Koeficient determinace 0,990993
Adjustovaný koeficient determinace 0,988491
F(5, 18) 396,1009
P-hodnota(F) 9,50e-18
Logaritmus věrohodnosti -193,1084
Akaiikovo kritérium 398,2167
Schwarzovo kritérium 405,2851
Hannan-Quinnovo kritérium 400,0920
rho (koeficient autokorelace) 0,113467
Durbin-Watsonova statistika 1,724648

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (Zpzd_nez_absol)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 22,7506
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 22,7506) = 0,301204

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,29055
s p-hodnotou = 0,524517

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,400979
s p-hodnotou = P(F(1,17) > 0,400979) = 0,535011

Zdroj: Autorská práce s využitím SW Gretl

Model 2: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	9615,63	5302,82	1,813	0,0875 *
Nez_zeny	1,62146	0,168188	9,641	2,64e-08 ***
Volna_mista	-0,594258	0,142905	-4,158	0,0007 ***
HDP	0,0400178	0,00760287	5,264	6,34e-05 ***
Zamest_staveb	-79,9435	36,9312	-2,165	0,0449 **
Zpzd_nezam_UP	-0,0178836	0,0499476	-0,3580	0,7247
Nez_absolv	0,593831	0,360578	1,647	0,1179

Střední hodnota závisle proměnné 23941,58
Sm. odchylka závisle proměnné 8130,801
Součet čtverců reziduí 11418740
Sm. chyba regrese 819,5673
Koeficient determinace 0,992490
Adjustovaný koeficient determinace 0,989840
F(6, 17) 374,4555
P-hodnota(F) 4,31e-17
Logaritmus věrohodnosti -190,9271
Akaiikovo kritérium 395,8542
Schwarzovo kritérium 404,1005
Hannan-Quinnovo kritérium 398,0419
rho (koeficient autokorelace) 0,024230
Durbin-Watsonova statistika 1,981100

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (Zpzd_nezam_UP)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 6,775
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 6,775) = 0,872117

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,29983
s p-hodnotou = 0,522091

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,0172761
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,0172761) = 0,897067

Model 4: OLS, za použití pozorování 1995–2018 (T = 24)
Závisle proměnná: Nezam_UP

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	384,284	5924,65	0,06486	0,9490
Nez_zeny	1,60649	0,126147	12,74	4,03e-010 ***
Volna_mista	-0,381746	0,165220	-2,311	0,0337 **
HDP	0,0303145	0,00711521	4,261	0,0005 ***
Zamest_staveb	-9,53563	40,2591	-0,2369	0,8156
Zpzd_nez_absol	0,256251	0,314620	0,8145	0,4266
Uchazeci_lmisto	115,762	44,6783	2,591	0,0190 **

Střední hodnota závisle proměnné 23941,58
Sm. odchylka závisle proměnné 8130,801
Součet čtverců reziduí 9817888
Sm. chyba regrese 759,9492
Koeficient determinace 0,993543
Adjustovaný koeficient determinace 0,991264
F(6, 17) 435,9742
P-hodnota(F) 1,20e-17
Logaritmus věrohodnosti -189,1145
Akaiikovo kritérium 392,2290
Schwarzovo kritérium 400,4753
Hannan-Quinnovo kritérium 394,4167
rho (koeficient autokorelace) 0,039872
Durbin-Watsonova statistika 1,908356

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

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

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 10,4588
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(12) > 10,4588) = 0,575777

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 4,44261
s p-hodnotou = 0,108467

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,0428956
s p-hodnotou = P(F(1,16) > 0,0428956) = 0,838535