

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra statistika



Diplomová práce

Míra ekonomické aktivity, nezaměstnanost a názory občanů České republiky

Bc. Kateřina Málková

© 2017 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Kateřina Málková

Projektové řízení

Název práce

Míra ekonomické aktivity, nezaměstnanost a názory občanů ČR

Název anglicky

Economic activity rate, unemployment and opinions of Czech citizens

Cíle práce

Česká republika prochází od doby svého vzniku výraznou a přirozenou proměnou ekonomické aktivity související s ekonomickým, demografickým a sociálním rozvojem a vývojem společnosti. Ekonomická aktivita a neaktivita je velmi hojně skloňována v souvislosti s hospodářským cyklem, stárnutím populace a změnami ve vzdělanostní struktuře obyvatel. Tyto faktory ve velké míře determinují vývoj ekonomické struktury obyvatel. Cílem diplomové práce je podrobná statistická analýza míry ekonomické aktivity osob ve věku 15 a více let dle krajů a analýza obecné míry nezaměstnanosti v jednotlivých krajích České republiky. Studentka bude vycházet z datové základny Českého statistického úřadu. Dílčím cílem práce je statistická analýza výsledků průzkumu veřejného mínění občanů ČR s názvem Česká veřejnost o nezaměstnanosti, které opakovaně zrealizuje Centrum pro výzkum veřejného mínění (výzkumné oddělení Sociologického ústavu AV ČR).

Metodika

K analýze sekundárních dat ekonomických ukazatelů, míry ekonomické aktivity a nezaměstnanosti, bude využito zejména vybraných statistických metod analýzy časových řad a indexní analýzy. Pro vyhodnocení výzkumu o názorech české veřejnosti na nezaměstnanost, budou využity vybrané metody analýzy kvalitativních znaků. Studentka bude vycházet z datové základny Českého statistického úřadu (ČSÚ), Ministerstva práce a sociálních věcí (MPSV) a Centra pro výzkum veřejného mínění (CVVM).

Doporučený rozsah práce

60 – 80 stran

Klíčová slova

Nezaměstnanost, míra ekonomické aktivity, časová řada, CVVM, kontingence, ČR.

Doporučené zdroje informací

- ARLT, J., ARLTOVÁ, M.: Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]. 1. vyd. Praha: Grada, 2007. ISBN 978-80-247-1319-9.
- BUCHTOVÁ, B., Nezaměstnanost: psychologický, ekonomický a sociální problém. Praha: Grada, 2002. s. 236. ISBN 80-247-9006-8.
- HART, P. Unemployment and labour market policies. Brookfield, Vt.: Gower, c1986. Joint studies in public policy (National Institute of Economic and Social Research), 12. ISBN 0566052121.
- MAREŠ, P., Nezaměstnanost jako sociální problém. Vyd. 3., upr. Praha: Sociologické nakladatelství, 2002. Studijní texty (Sociologické nakladatelství). ISBN 80-86429-08-3.
- MARUŠKA, Z. Nenechte si líbit nezaměstnanost!: hospodářská krize a nezaměstnanost jsou odstranitelné. 1. vyd., Olomouc, 2012, s. 87. ISBN 978-80-260-2443-9.
- PAVELKA, T., Dlouhodobá nezaměstnanost v České republice. 1. vyd. Slaný: Melandrium, 2011, s. 116. ISBN 978-80-86175-76-8.
- ŘEZANKOVÁ, H.: Analýza dat z dotazníkových šetření. Professional publishing, Praha 2007. ISBN 978-80-86946-49-8.
- SAMUELSON, Paul A., NORDHAUS, William D. Ekonomie. Praha, Nakladatelství Svoboda, 2008. ISBN 80-205-0590-3.
- SHUMWAY, R., H., STOFFER, D., S.: Time Series Analysis and Its Applications: With R Examples, Springer Science + Business Media, New York, 2011, s. 591. ISBN 978-1-4419-7864-6.
- TOTH, P., Ekonomické aktivity obcí a měst. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2014. ISBN 978-80-7380-491-6.
-

Předběžný termín obhajoby

2017/18 ZS – PEF (únor 2018)

Vedoucí práce

Ing. Radka Procházková, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra statistiky

Elektronicky schváleno dne 25. 11. 2016

prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 25. 11. 2016

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 16. 11. 2017

Čestné prohlášení

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

V Praze dne 28.11.2017

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Radce Procházkové, PhD. za cenné rady, konzultace a připomínky při vypracování této diplomové práce. Zároveň bych jí touto cestou chtěla poděkovat i za její velmi vstřícný a ochotný přístup po celou dobu naší spolupráce. Dále děkuji své rodině, která mě po celou dobu studia a při tvorbě diplomové práce podporovala, dávala mi cenné rady, a především se mnou měli trpělivost.

Míra ekonomické aktivity, nezaměstnanost a názory občanů České republiky

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá vývojem ekonomické aktivity a nezaměstnanosti v České republice v letech 1993 až 2016. Ve vlastní práci jsou využity k analýze míry ekonomické aktivity a nezaměstnanosti zejména vybrané statistické metody analýzy časových řad. Za pomoci exponenciálního vyrovnávání byly nalezeny vhodné modely pro predikci budoucích hodnot u jednotlivých časových řad. Vhodnost modelu byla posuzována na základě chyby MAPE. Predikované hodnoty předpovídají u časových řad ekonomické aktivity u mužů i žen klesající vývoj pro následující období. U časových řad obecné míry nezaměstnanosti jednotlivé modely předpovídají mírný nárůst hodnot především u krajů Pardubického a Jihočeského a také u všech krajů nacházejících se na území Moravy. U ostatních krajů byl predikován pokles nezaměstnanosti. Diplomová práce se dále zaměřuje na názory občanů České republiky, a to na současnou a budoucí úroveň nezaměstnanosti. Pro vyhodnocení výzkumu o názorech české veřejnosti na nezaměstnanost, byly využity vybrané metody analýzy kvalitativních znaků. Na základě těchto metod bylo prokázáno s pravděpodobností 95 %, že odpovědi respondentů na téma nezaměstnanost jsou závislé na jejich vzdělání a na kraji, ve kterém žijí.

Klíčová slova: Nezaměstnanost, míra ekonomické aktivity, časová řada, CVVM, kontingence, ČR.

Economic activity rate, unemployment and opinions of Czech citizens

Abstract

The thesis deals with the development of economic activity and unemployment in the Czech republic in the years 1993 to 2016. In my own work are used selected statistical methods of time series analysis to analyze the extent of economic activity and unemployment in particular periods. With the help of exponential smoothing have been found suitable models for the prediction of future values for individual time series. The suitability of the model was assessed on the basis of the error MAP. Predicted values predict the time series of economic activity in both men and women, the decreasing trend for the following period. The time series of the general unemployment rate of the individual models predict a slight increase in values especially in the regions of Pardubice and South bohemia and also in all the counties located on the territory of Moravia. For the other counties was a predicted decline in unemployment. The thesis further focuses on the views of the citizens of the Czech republic, and the current and future level of unemployment. For the evaluation of the research about opinions of Czech public on unemployment, were used selected methods of analysis of qualitative characters. On the basis of these methods has been proven with a probability of 95 % that the responses of the respondents on the topic of unemployment are dependent on their education and on the county in which they live.

Keywords: unemployment, rate of economic activity, time series, contingency, Public Opinion Research Center, Czech Republic

Obsah

1 Úvod.....	16
2 Cíl práce a metodika	17
2.1 Cíl práce	17
2.2 Metodika	17
2.2.1 Časové řady.....	17
2.2.2 Vybrané elementární charakteristiky časových řad	19
2.2.3 Grafická analýza časových řad	20
2.2.4 Dekompozice a koncepce modelování časových řad	21
2.2.5 Popis sezónního kolísání.....	22
2.2.6 Analýza rozptylu	23
2.2.7 Vyrovnání časových řad a volba vhodného modelu.....	24
2.2.8 Extrapolace časových řad	26
2.2.9 Analýza závislosti kvalitativních znaků	27
2.2.10 Zdroje dat	29
3 Teoretická východiska	31
3.1 Ekonomická aktivita.....	31
3.2 Zaměstnanost.....	31
3.2.1 Politika zaměstnanosti v České republice.....	32
3.2.2 Nástroje aktivní politiky zaměstnanosti v České republice	33
3.3 Nezaměstnanost.....	35
3.3.1 Definice nezaměstnanosti	35
3.3.2 Historie nezaměstnanosti v České republice	35
3.3.3 Míra nezaměstnanosti	36
3.3.4 Charakteristika a struktura nezaměstnaných osob	38
3.3.5 Makroekonomické příčiny nezaměstnanosti	39
3.3.6 Mikroekonomické příčiny nezaměstnanosti	41
3.3.7 Důsledky nezaměstnanosti.....	43
3.4 Význam práce.....	44
3.4.1 Definice trhu práce.....	44
3.4.2 Segmentace trhu práce	46
3.4.3 Nabídka práce	48
3.4.4 Poptávka práce	49
3.4.5 Význam úřadu práce	50
4 Vlastní práce	52
4.1 Analýza časových řad ekonomické aktivity.....	52

4.1.1	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v České republice.....	53
4.1.2	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Praze.....	54
4.1.3	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen ve Středočeském kraji.....	56
4.1.4	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Jihočeském kraji	57
4.1.5	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Plzeňském kraji.....	58
4.1.6	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Karlovarském kraji	60
4.1.7	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Ústeckém kraji	61
4.1.8	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Libereckém kraji.....	62
4.1.9	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Královéhradeckém kraji.....	64
4.1.10	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Pardubickém kraji	65
4.1.11	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v kraji Vysočina.....	66
4.1.12	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Jihomoravském kraji.....	68
4.1.13	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Olomouckém kraji	69
4.1.14	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen ve Zlínském kraji	70
4.1.15	Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Moravskoslezském kraji	72
4.2	Analýza časových řad obecné míry nezaměstnanosti	74
4.2.1	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v České republice	74
4.2.2	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Praze	75
4.2.3	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji.....	76
4.2.4	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Jihočeském kraji	76
4.2.5	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji	77
4.2.6	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji	78
4.2.7	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji.....	78
4.2.8	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji.....	79
4.2.9	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji	80
4.2.10	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Pardubickém kraji.....	80
4.2.11	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v kraji Vysočina.....	81
4.2.12	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji	82
4.2.13	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji	82
4.2.14	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji.....	83
4.2.15	Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji.....	84
4.3	Testování významnosti faktorů ovlivňujících názory občanů ČR na nezaměstnanost	85
4.3.1	Názory občanů ČR na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na pohlaví	87
4.3.2	Názory občanů ČR na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na vzdělání	88
4.3.3	Názory občanů ČR na budoucí vývoj nezaměstnanosti v závislosti na kraji	89
5	Závěr.....	91

6 Seznam použitých zdrojů	94
7 Přílohy	97

Seznam obrázků

Obrázek č.1 – Beveridgeova křivka – vztah mezi mírou volných míst a mírou nezaměstnanosti	37
Obrázek č. 2 – Křivka nabídky práce	49
Obrázek č. 3 – Křivka poptávky práce	50

Seznam tabulek

Tabulka č. 1: Schéma kontingenční tabulky s rozměry $r \times s$	27
--	----

Seznam grafů

Graf č. 1 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v České republice v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	53
Graf č. 2 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v České republice v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	54
Graf č. 3 – Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Praze v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	55
Graf č. 4 – Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v Praze v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	55
Graf č. 5 – Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů ve Středočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	56
Graf č. 6 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen ve Středočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	57

Graf č. 7 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Jihočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	57
Graf č. 8 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Jihočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	58
Graf č. 9 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Plzeňském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	59
Graf č. 10 – Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Plzeňském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	59
Graf č. 11 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Karlovarském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	60
Graf č. 12 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Karlovarském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	61
Graf č. 13 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Ústeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019 ..	61
Graf č. 14 - Exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Ústeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	62
Graf č. 15 – Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Libereckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	63
Graf č. 16 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity u žen v Libereckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	63
Graf č. 17 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Královéhradeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	64
Graf č. 18 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Královéhradeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	65

Graf č. 19 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Pardubickém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	65
Graf č. 20 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Pardubickém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	66
Graf č. 21 - Exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v kraji Vysočina v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019 ...	67
Graf č. 22 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v kraji Vysočina v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	67
Graf č. 23 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Jihomoravském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	68
Graf č. 24 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Jihomoravském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	69
Graf č. 25 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Olomouckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	69
Graf č. 26 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Olomouckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	70
Graf č. 27 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů ve Zlínském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	71
Graf č. 28 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen ve Zlínském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	71
Graf č. 29 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Moravskoslezském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	72

Graf č. 30 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Moravskoslezském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	73
Graf č. 31 - Multiplikativní tlumený trend exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v České republice v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	75
Graf č. 32 - Multiplikativní exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Praze v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	75
Graf č. 33 - Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	76
Graf č. 34 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	77
Graf č. 35 - Multiplikativní exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	77
Graf č. 36 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	78
Graf č. 37 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	79
Graf č. 38 - Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	79
Graf č. 39 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	80

Graf č. 40 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Pardubickém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	81
Graf č. 41 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v kraji Vysočina v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019.....	81
Graf č. 42 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	82
Graf č. 43 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	83
Graf č. 44 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	84
Graf č. 45 - Exponenciální vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji v letech 1993-2016 – aditivní lineární model a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019	84
Graf č. 46 - Histogram kontingenční tabulky č. 1 – Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v ČR v závislosti na pohlaví respondentů	87
Graf č. 47 - Histogram kontingenční tabulky č. 2 – Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v České republice v závislosti na vzdělání respondentů	88
Graf č. 48 - Histogram kontingenční tabulky č. 3 před sloučením slabých sloupců – Názory občanů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v České republice v závislosti na kraji, v kterém respondent žije	89
Graf č. 49 - Histogram kontingenční tabulky č. 3 po sloučení slabých sloupců – Názory občanů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v České republice v závislosti na kraji, ve kterém respondent žije	90

Seznam použitých zkratek

CVVM – Centrum pro výzkum veřejného mínění

ČR – Česká republika

ČSÚ – Český statistický úřad

HKK – Královéhradecký kraj

JHC – Jihočeský kraj

JHM – Jihomoravský kraj

KVK – Karlovarský kraj

LBK – Liberecký kraj

MSK – Moravskoslezský kraj

OLK – Olomoucký kraj

PAK – Pardubický kraj

PHA – Praha

PLK – Plzeňský kraj

Q – čtvrtletí

STC – Středočeský kraj

ULK – Ústecký kraj

VYS – kraj Vysočina

ZLK – Zlínský kraj

1 Úvod

Pojem nezaměstnanost se v posledních letech stává čím dál tím více diskutovanějším tématem. Toto téma lze označit za současný fenomén, který je téměř každý den zmiňován v médiích. Nezaměstnanost se řadí k hlavním ekonomickým pilířům. Úzce spjaté téma s nezaměstnaností je ekonomická aktivita obyvatelstva, která tvoří základ sociálního pilíře. Zvyšování ekonomické aktivity podporuje ekonomickou výkonnost. Ekonomická aktivita je nižší u žen, proto je i možno u žen pozorovat vyšší míru nezaměstnanosti. V současné době se situace na trhu práce v České republice zdá jako ideální stav. Česká republika má v roce 2017 nejnižší nezaměstnanost, a tím se řadí aktuálně mezi nejrychleji rostoucí ekonomiky v Evropské unii. Otázkou však zůstává, zda historicky nejnižší úroveň obecné míry nezaměstnanosti je tím správným stavem pro budoucí vývoj České republiky. Nyní je nezaměstnanost v České republice nejnižší za posledních 20 let. Důvodů existuje hned několik. Příčinou růstu zaměstnanosti je rychlé tempo ekonomického neboli hospodářského růstu. Ke zvyšování zaměstnanosti přispívá růst mezd, které zvyšují spotřebu domácností a tím je tlačeno na růst cen. S růstem mezd roste i výše minimální mzdy v České republice. U tématu minimálních mezd vzniká další otázka, a to, zda se vyplatí pracovat, nebo je lepší spoléhat na systém sociálních dávek, který je v České republice zaveden. Lze se také zeptat, zda bude minimální mzda dostatečnou motivací pro občany, kterým dosud přišly sociální dávky jako výhodnější způsob získávání financí, nebo naopak. Spotřeba domácností způsobuje v současné době růst hrubého domácího produktu, který je dále navyšován také investicemi a rostoucím exportem.

Nízká nezaměstnanost je velkým problémem především pro zaměstnavatele, kteří velmi silně pociťují nedostatek zaměstnanců ve svých firmách. Pro společnosti, které nemají dostatek zaměstnanců je tento stav bariérou v jejich dalším rozvoji. Ne vždy ale byla situace na trhu práce tak ideální, jako se může zdát dnes pro většinu zaměstnaných i nezaměstnaných občanů České republiky. Ekonomická krize, která vypukla v roce 2008 zasáhla prakticky do všech regionů světa. Před vznikem ekonomické krize, a to od roku 2004, v České republice nezaměstnanost výrazně klesala. Její klesající tendenci zastavila právě již zmiňovaná krize, která ovlivnila nejen nezaměstnanost, ale i celkový hospodářský růst v zemi. V současné době je mnoho faktorů a událostí, které mohou budoucí vývoj nezaměstnanosti ovlivňovat a je jen velmi těžké se stoprocentní přesností tento vývoj předurčit.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Cílem diplomové práce byla statistická analýza časových řad a analýza závislosti kvalitativních znaků. V analýze časových řad byl zkoumán vývoj míry ekonomické aktivity dle pohlaví v jednotlivých krajích a vývoj obecné míry nezaměstnanosti v jednotlivých krajích České republiky. Vývoj jednotlivých časových řad byl analyzován od roku 1993 do roku 2016, a to ze čtvrtletních údajů. Data byla získána z databáze Českého statistického úřadu. Hlavním cílem u časových řad bylo nalezení vhodného modelu pro jednotlivé časové řady a jejich následná predikce budoucích hodnot. Dílčími cíli u časových řad byl výpočet základních charakteristik a zhodnocení budoucího vývoje.

V analýze závislosti kvalitativních znaků bylo hlavním cílem zkoumání vztahů mezi názory občanů České republiky v závislosti na jejich pohlaví, vzdělání a na kraji, v kterém žijí. Zdrojem dat pro zkoumání závislosti kvalitativních znaků byl průzkum „Naše společnost 2017“, který provedlo Centrum pro výzkum veřejného mínění. Dílčím cílem bylo nalezení velikosti síly závislosti mezi jednotlivými statistickými znaky a celkové zhodnocení.

2.2 Metodika

2.2.1 Časové řady

Časová řada je posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování (dat), která jsou jednoznačně uspořádána z hlediska času ve směru minulost – přítomnost. Analýzou časových řad se pak rozumí soubor metod, které slouží k popisu těchto řad a k jejich predikci budoucího vývoje (Hindls, 2007).

Cyhelský (2009) definuje časové řady jako: „*V čase uspořádanou posloupnost hodnot určitého kvantitativního ukazatele. O tomto ukazateli se předpokládá, že je věcně a prostorově shodně vymezen, takže uvedená posloupnost umožňuje hodnotit vliv časových změn na chování ukazatele*“.

Časové řady ekonomických ukazatelů se obvykle určitým způsobem člení. Nejedná se však pouze o definiční vymezení druhů časových řad, ale především o vyjádření rozdílností v obsahu sledovaných ukazatelů, jež je mnohdy provázeno i specifickými statistickými

vlastnostmi. V důsledku toho je pak nutné volit diferencovaně i prostředky analýzy sloužící k porozumění mechanismu, kterým je vývoj sledovaného jevu utvářen (Hindls, 2007).

Podle povahy sledovaného ukazatele jsou rozlišovány časové řady okamžikového ukazatele, stručněji okamžikové časové řady a časové řady intervalového ukazatele neboli intervalové časové řady (Cyhelský, 2009)

Časové řady ukazatelů okamžikových jsou sestavovány z ukazatelů, které se vztahují k určitému okamžiku (nejčastěji dni) (Hindls, 2007). Vyjadřují stav ukazatele zachycený v určitých bodech času (počty pracovníků podle stavů na konci měsíce, stavy zásob zjištěné k 1.1., stavy účtu k 31.12. za několik let apod. Hodnoty okamžikového ukazatele tvoří tedy v časové řadě posloupnost stavů zjištěných k stejně vzdáleným časovým okamžikům (Cyhelský, 2009).

Intervalovou časovou řadou se rozumí řada intervalového ukazatele, tj. ukazatele, jehož velikost závisí na délce intervalu, za který je sledován (Hindls, 2007). Pracují s hodnotami ukazatele, který vyjadřuje rozsah sledovaného jevu za určitý časový úsek. Pro ukazatele tohoto typu je možné tvořit součty. Intervalové ukazatele se mají vztahovat ke stejně dlouhým intervalům, protože v opačném případě by šlo o srovnání zkreslené (Cyhelský, 2009).

Časové řady se dále dělí podle periodicity na krátkodobé a na časové řady roční (někdy též dlouhodobé). U krátkodobých časových řad jsou údaje zaznamenávány v periodicitě čtvrtletní, měsíční, týdenní aj periodách. Ekonomické časové řady měsíční patří mezi vůbec nejsledovanější

Dlouhodobé časové řady jsou nazývány jako roční časové řady. Zde jsou údaje sledovány v periodicitě jednoho roku (Hindls, 2007).

Primární ukazatelé jsou přímo zjišťované ukazatele, např. odpracovaná doba, počet pracovníků k určitému datu, stav zásob apod. Jde o ukazatele, kde můžeme jednoznačně určit typ charakteristiky, statistické jednotky i statistického znaku.

Sekundární ukazatele jsou odvozené a mohou vznikat trojím způsobem: jako funkce různých primárních ukazatelů, např. zisk, přidaná hodnota, doba obratu zásob atp., dále také může vznikat jako funkce různých hodnot téhož primárního ukazatele a posledním způsobem vzniku je funkce dvou či více primárních ukazatelů, např. relativní ukazatele (Cyhelský, 2009).

Hodnoty naturálních ukazatelů jsou vyjadřovány v naturálních jednotkách. Vzhledem k omezeným možnostem agregování ukazatelů vyjádřených v naturálních jednotkách a vzhledem k jejich obvykle i menší vypovídací schopnosti je logické, že většinu důležitých ekonomických časových řad tvoří časové řady ukazatelů vyjádřených v peněžní formě.

U peněžních ukazatelů se vyjádřené jednotky měří v penězích. Vzhledem ke změnám cenové hladiny, které jsou v liberalizované ekonomice zcela přirozené, však v delší časové řadě dochází k posloupnosti údajů, které nejsou vždy zcela souměřitelné a které odrážejí i všeobecnější změny v okolním ekonomickém prostředí. Proto důležitým pojmem v analýze časových řad je srovnatelnost údajů (Hendl, 2006).

2.2.2 Vybrané elementární charakteristiky časových řad

K popisu dynamického vývoje v časových řadách, a tedy pro výzkum změn sledovaných údajů v závislosti na časovém období, je možné aplikovat některé z metod elementárních (popisných) charakteristik. Prvním úkolem při analýze časových řad je získat rychlou a orientační představu o charakteru procesu, který tato řada reprezentuje (Hindls, 2007). Z těchto charakteristik se zpravidla nedá odvodit odhad vývoje do budoucna, ale jejich znalost, může být dobře využita při rozhodování o vhodném typu prognostického modelu (Cyhelský, 2009).

Aritmetický průměr slouží ke zjišťování průměrné hodnoty a využívá se při práci s intervalovou časovou řadou. Jestliže jsou všechny intervaly stejně dlouhé, pak se její průměrná hodnota vypočítá pomocí prostého aritmetického průměru uvedeného níže ve vzorci (Artl, 2002).

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t \quad [2.1.]$$

První diference se řadí do absolutních charakteristik, které umožňují absolutní porovnání hodnot jednotlivých členů časové řady. První absolutní diferenci lze definovat jako rozdíly sousedních pozorování řady, jsou-li označeny hodnoty časové řady jako y_t , $t = 1, 2, \dots, n$. Tyto diference charakterizují absolutní přírůstek nebo úbytek zkoumaného ukazatele v určitém okamžiku (období) proti okamžiku (období) bezprostředně předcházejícímu. Prvních absolutních diferencí je celkem $n-1$ (Svatošová, 2008).

$$\Delta_t^1 = y_t - y_{t-1} \quad [2.2.]$$

Průměrný koeficient růstu neboli průměrný index řetězový má smysl právě tehdy, když celá časová řada vystihuje jistou monotónnost. K takové situaci dochází, jestliže její hodnoty neustále rostou nebo naopak klesají. U takové časové řady je možné určit průměrný koeficient růstu \bar{k} , jež je definován geometrickým průměrem jednotlivých činitelů k_i . Když je vyjádřen průměrný koeficient růstu v procentech, pak se hovoří o průměrném tempu růstu (Hindls, 2007).

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{k_2 \cdot k_3 \cdot \dots \cdot k_n} \quad [2.3.]$$

2.2.3 Grafická analýza časových řad

Grafické metody ve statistické analýze dat jsou velmi rozšířené a často používané, protože jsou přehledné a snadno interpretovatelné. Pro reprezentování časových řad je jedním ze základních prostředků jejich grafické zpracování Grafické zobrazení je důležité pro předběžnou analýzu dat, může pomoci k výběru lepšího modelu, k přesnějšímu výpočtu i k většímu porozumění vztahu mezi daty. Mnohdy se časové řady zobrazují právě tak, aby více vynikly jejich vlastnosti a rysy, které charakterizují a k tomuto účelu slouží speciální typy grafů (Artl, 2002).

Jedním ze základních prostředků prezentace časových řad je jejich graf. Nejčastěji se graficky znázorňují původní hodnoty časové řady, nebo kumulativní časové řady, které vznikají postupným načítáním (kumulováním) jednotlivých hodnot (Rublíková, 2002).

Ze spojnicových grafů časových řad jsou získávány prvotní informace pro analýzu časových řad. Jejich princip spočívá v zakreslení jednotlivých hodnot časové řady do souřadných os, na kterých jsou vyznačeny příslušné stupnice. Na osu horizontální se vynáší časová proměnná a na osu vertikální hodnoty časové řady nebo její funkce. (Artl, 2002).

Bodový diagram je pravděpodobně nejjednodušší, nejvíce používanou a obecně nejsrozumitelnější grafickou metodou zobrazování vztahu dvou proměnných. Pro vyjádření vývoje ekonomických ukazatelů se v praxi velice často používá sloupkový graf. Histogram slouží k vyjádření intervalového rozdělení četností řady. Používá se k předběžnému posouzení vlastností rozdělení četností (poloha, variabilita, šikmost, špičatost) a jeho porovnání s jiným rozdělením četností (Cleveland, 1985).

2.2.4 Dekompozice a koncepce modelování časových řad

Metody statistické analýzy časových řad usilují v první řadě o nalezení vývojových pravidelností sledovaného ukazatele neboli o popis systematické složky chování časové řady. Cyhelský (2009) uvádí, že: „Pokud jsou označené zkoumané hodnoty ukazatele v n -členné časové řadě y_t pro $(t = 1, 2, \dots, n)$, pak se formálně může základní cíl tohoto pojetí zapsat jako vzorec [2.4.]“ Y_t jsou teoretické hodnoty časové řady a ε_t jsou reziduální hodnoty časové řady.

$$y_t = f(Y_t, \varepsilon_t) \quad [2.4.]$$

Pro další postup při popisu a rozboru časové řady je užitečné předpokládat, že obě složky v souhrnu utvářejí chování ukazatele v čase t a že jsou vzájemně spojeny jedním z dvou základních způsobů. Prvním způsobem je model aditivní viz vzorec [2.5.] a druhým způsobem model multiplikativní viz vzorec [2.6.] (Cyhelský, 2009).

$$y_t = Y_t + \varepsilon_t \quad [2.5.]$$

$$y_t = Y_t \cdot \varepsilon_t \quad [2.6.]$$

Klasická analýza ekonomických časových řad vychází z předpokladu, že časovou řadu y_t pro $t = 1, 2, \dots, T$ je možné rozložit na čtyři složky: trendovou, cyklickou, sezónní a náhodnou (Artl, 2002).

Trendová složka vyjadřuje dlouhodobou tendenci vývoje zkoumaného jevu. Je výsledkem faktorů, které dlouhodobě působí stejným směrem např. technologie výroby, demografické podmínky, podmínky na trhu apod. (Artl, 2002). Trendem rozumíme hlavní tendenci dlouhodobého vývoje hodnot analyzovaného ukazatele v čase. Trend může být rostoucí, klesající nebo konstantní, kdy hodnoty ukazatele dané časové řady v průběhu sledovaného období mohou kolísat kolem určité, v podstatě neměnné úrovně. Hindls (2007) uvádí, že: „Konstantní trend lze slangově označit za časovou řadu „bez trendu“. Tento výrok však lze považovat za nesprávný, protože časová řada těžko může „nemít trend“ – potom by totiž vůbec časová řada nemohla být časovou řadou a výrok „nemá trend“ by negoval samu podstatu fenoménu, jakým je vývoj procesu v čase“.

Cyklická složka vyjadřuje kolísání okolo trendu, ve kterém se střídají fáze růstu a poklesu. Jednotlivé cykly neboli periody se vytvářejí za období delší než jeden rok a mají nepravidelný charakter, tj. různou délku a amplitudu. Cykly jsou v ekonomických časových řadách způsobeny ekonomickými a neekonomickými faktory. V posledních letech se věnuje pozornost zejména technologickým, inovačním či demografickým cyklům (Rublíková, 2002).

Sezónní složka je pravidelně se opakující odchylka od trendové složky, vyskytující se u časových řad údajů s periodicitou kratší než jeden rok nebo rovnou právě jednomu roku. Příčiny sezónního kolísání mohou být různé. Dochází k nim v důsledku přímého působení sluneční soustavy na Zemi, tj. vlivem změn jednotlivých ročních období, dále vlivem různé délky měsíčního či pracovního cyklu nebo též vlivem různých společenských zvyklostí (svátky, dovolené, vánoční nákupy atd.) (Hindls, 2007).

Náhodná složka vyjadřuje nahodilé a jiné nesystematické výkyvy, ale také chyby měření apod. (Artl, 2002). Nelze ji popsat žádnou funkcí času. Je to složka, která zbývá po vyloučení trendu, sezónní a cyklické složky. Práce s náhodnou složkou je velmi citlivým místem analýzy časových řad, její vlastnosti se často musí prověřovat prostřednictvím některých testů (Hindls, 2007).

Periodické časové řady, jsou takové, které obsahují některou ze složek periodických (cyklické kolísání a sezónnost). Pokud není v časové řadě periodická složka přítomna jde o neperiodickou časovou řadu (Cyhelský, 2009).

2.2.5 Popis sezónního kolísání

Souček (2009) říká, že: „*Při analýze sezónní složky v periodické časové řadě se vychází z toho, že je pracováno s časovou řadou měsíčních, nebo čtvrtletních hodnot, a to za předpokladu, že chování ukazatele je ovlivněno vedle trendu a nepravidelného kolísání navíc i sezónní složkou*“.

Jsou rozlišovány dvě základní modelové situace vztahu sezónního kolísání a trendu, a to model konstantní sezónnosti a model proporcionální sezónnosti.

Model konstantní sezónnosti se volí na základě toho, pokud lze v časové řadě pozorovat víceméně neměnnou absolutní velikosti sezónních výkyvů v čase t . Zároveň nereaguje svou velikostí na změny trendu časové řady. Výkyvy se v jednotlivých čtvrtletních sezónách každoročně opakují ve zhruba stejné absolutní výši. Sezónní chování časové řady lze

nejlépe vyjádřit aditivním modelem časové řady. Určitým rušivým prvkem měření sezónního kolísání je skutečnost, že průběh časové řady ovlivňuje také existence nahodilých vlivů. Aditivní model časové řady má tedy na pravé straně všechny tři složky, kde ve vzorci [2.4.] T_{ij} vyjadřuje trendovou složku, S_{ij} sezónní kolísání a ϵ_{ij} nahodilé kolísání.

$$y_{ij} = T_{ij} + S_{ij} + \epsilon_{ij} \quad [2.5.]$$

U modelu časových řad s proporcionální sezónností je předpokládáno, že sezónní složka se mění v závislosti na vývojových tendencích a sezónní odchylky nelze proto považovat za vhodné pro charakterizování sezónního kolísání. Reakce chování sezónní složky na trend se projevuje tak, že s růstem hodnot se amplituda výkyvů od trendu zvětšuje a s poklesem hodnot se naopak snižuje. V takových případech je vhodnějším modelem periodické časové řady multiplikativní model, kde obě základní složky chování teoretických hodnot časové řady jsou ve vztahu součinu, kde T_{ij} vyjadřuje trendovou složku a S_{ij} sezónní kolísání (Cyhelský, 2009).

$$y_{ij} = T_{ij} \cdot S_{ij} \quad [2.6.]$$

2.2.6 Analýza rozptylu

Analýza rozptylu je také známa pod anglickým názvem ANOVA (Analysis of variance). Je to metoda matematické statistiky, která ověří, zda na hodnotu náhodné veličiny pro určitého jedince má statisticky významný vliv hodnota některého znaku, který se u jedince dá pozorovat. Slouží k rozdělení jednotlivců do vzájemně porovnávaných skupin a znak musí nabývat jen konečného počtu možných hodnot, avšak nejméně dvou. ANOVA je pro víc než jeden znak výpočetně náročná metoda, a proto je třeba speciálních statistických softwarů.

Při použití analýzy rozptylu musí být ověřovány určité předpoklady, a to že všechny pozorované náhodné veličiny jsou nezávislé s normálním rozdělením a se stejným neznámým rozptylem σ^2 . Druhým předpokladem je, že náhodné veličiny uvnitř jedné skupiny mají stejné střední hodnoty, mezi různými skupinami mohou mít různé střední hodnoty. Analýza rozptylu je založena na porovnání dvojic modelů (Anděl, 1985).

Jedním z případů více faktorové analýzy rozptylu je analýza rozptylu dvojného třídění (anglicky two-way ANOVA), při níž je zkoumán vliv dvou faktorů na závisle proměnnou (Souček, 2009). Výsledky výpočtů a porovnání dvojic modelů se zaznamenávají do tabulky s ustálenou podobou. Každý řádek tabulky představuje krok od jednoduššího modelu ke složitějšímu a porovnání určité dvojice modelů. Pro zjištění, které znaky jsou významné, resp. jaký model je použitelný, se pak postupuje zdola nahoru. Při testu ANOVA je ve výsledné tabulce sloupec součtu čtverců, který vyjadřuje, o jaké číslo klesne ve složitějším modelu součet druhých mocnin odchylek od odhadnutých středních hodnot, dále sloupec F – hodnot, které určují hodnotu testového kritéria a sloupec p – hodnot, které určují, na jaké hladině významnosti je možné zamítnout hypotézu, že oba použité modely jsou rovnocenné. Porovnává se s předem stanoveným číslem (nejčastěji s 0,05) a je-li menší, rovnocennost modelů se zamítne. Ve vzorci [2.7.] je statisticky významné sezónní kolísání. Vzorci [2.8.] vypovídá o statisticky nevýznamném sezónním kolísání.

$$\alpha > p \quad [2.7.]$$

$$\alpha < p \quad [2.8.]$$

Scheffého metoda mnohonásobného porovnávání se také nazývá testem násobných kontrastů a řadí se k podrobnějším výsledkům u analýzy rozptylu. Určitou praktickou výhodou tohoto testu je fakt, že k jeho provedení není potřeba žádné speciální hodnoty, uváděné jen v rozsáhlejších specializovaných statistických tabulkách.

Testy mnohonásobného porovnávání mají nižší sílu testu než ANOVA. To může vést k paradoxní situaci, kdy ANOVA zamítne nulovou hypotézu, a přitom testy mnohonásobného porovnávání žádný rozdíl neukáží jako významný. K tomu dochází hlavně pokud nulová hypotéza je analýzou rozptylu zamítnuta), poté testy s nižší silou nemusí odhalit žádný statisticky významný rozdíl (Anděl, 1985).

2.2.7 Vyrovnání časových řad a volba vhodného modelu

Cyhelský (2009) uvádí, že: „*Metoda exponenciálního vyrovnávání vychází z principu, že starší a novější hodnoty v referenčním období časové řady nemají pro stanovení trendu stejnou informační hodnotu a že pro odhady trendu budoucího vývoje ukazatele v časové řadě jsou nejvýznamnější aktuální pozorování. Proto se jednotlivým pozorováním v časové*

řadě přiřazují váhy, které se do minulosti s rostoucím stářím hodnot exponenciálně zmenšují, odtud pramenní název metody“.

Při této interpretaci n -tá čili poslední hodnota časové řady reprezentuje pozorování v přítomném čase a příslušná hodnota má stáří 0. Označení $k = 0, 1, \dots, n-1$ se vyjadřuje stáří pozorování počítané o nejaktuálnějšího časového okamžiku. Lze tedy říci, že čím vyšší je k , tím je pozorování y_k starší. Váhy w_k se s narůstáním k exponenciálně snižují. Veličina alfa je tzv. vyrovnávací konstanta. Různé modifikace metody exponenciálního vyrovnávání vycházejí z předpokladu, že časová řada obsahuje trendovou, případně ještě sezónní složku (Montgomery, 2008).

$$w_k = \alpha^k$$

[2.9.]

kde:

$$0 < \alpha < 1$$

Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem představuje vylepšení adaptivních modelů pro neperiodické časové řady, tedy pro řady, které neobsahují cyklické kolísání ani sezónnost. Tlumený trend vyjadřuje určitou redukci trendových hodnot ve vztahu průběhu odhadnutých předpovědí. Tato redukce je realizována za pomoci vyrovnávací konstanty, která nabývá hodnot z intervalu $<0,1>$. V tomto modelu je obsažena vyrovnávací konstanta alfa spolu s vyrovnávací konstantou beta (Cyhelský, 2009).

Holtův model exponenciálního vyrovnání využívá dvou vyrovnávacích konstant, a to α a β . Tento model je vhodný pro modelování časových řad, které mají významnou trendovou složku.

Wintersův model exponenciálního vyrovnání pro sezónní časové řady se od ostatních modelů exponenciálního vyrovnání liší tím, že je používán, pokud je kromě trendu prokázána i sezónnost u časové řady. Jsou u něj tři konstanty, a to α , β a γ . Konstanta gama se nachází pouze u Wintersova modelu a slouží k modelování vývoje sezónní složky. Konstanty nabývají hodnot z intervalu $<0,1>$ (Cipra, 1986).

Střední absolutní procentuální chyba neboli průměr absolutních hodnot reziduí dělených odpovídající hodnotou časové řady vyjadřována v procentech, slouží k volbě vhodného modelu časové řady. Je označována také jako míra kvality předpovědi. Čím nižší je hodnota střední absolutní procentuální chyby, tím lépe je model vhodný pro zkoumanou časovou řadu. Obecně za velmi vhodně použitý model je považována hodnota 10 %, ale je možné se setkat i se situacemi, kdy je požadována hodnota 5 % či naopak větší např. 15 %. Ve

vzorci [2.10.] hodnota y'_t vyjadřuje predikované hodnoty, y_t hodnoty skutečné a n je počet údajů v časové řadě (Artl, 2002).

$$MAPE = \frac{100}{n} \cdot \sum_r \left| \frac{y_t - y'_t}{y_t} \right| \quad [2.10.]$$

U lineárního trendu jsou hodnoty sledovaného ukazatele y_t pro $t=1,2, \dots, n$. O přítomnosti lineárního trendu v časové řadě nejlépe vypovídá, když zkoumané hodnoty časové řady budou vykazovat zhruba stejné absolutní přírůstky. Parametr a_1 představuje přírůstek hodnoty y připadající na jednotkovou změnu časové proměnné.

$$y_t = a_0 + a_1 t \quad [2.11.]$$

K výpočtu parametrů a a b lze použít metodu nejmenších čtverců. Výsledkem jsou dvě následující rovnice

$$\sum y_t = n \cdot a + b \sum t \quad [2.12.]$$

$$\sum t \cdot y_t = a \sum t + b \sum t^2 \quad [2.13.]$$

Exponenciální trendová funkce je volena tehdy, má-li posloupnost koeficientů růstu z původní řady téměř konstantní úroveň. Pro stanovení parametrů a a b u trendové exponenciály je možno použít metodu nejmenších čtverců až po transformaci, která zajišťuje, že nový funkční vztah je vztahem lineárním (Cyhelský, 2009).

$$y_t = a_0 a_1^t \quad [2.14.]$$

2.2.8 Extrapolace časových řad

Extrapolace je induktivní metoda, která je založena na analýze historických dat a nebere v úvahu žádná budoucí fakta. Extrapoláčnické metody vycházejí z deterministického chápání vývojových tendencí, kdy základ budoucího vývoje je možno objevit při analýze dosavadního vývoje (Cyhelský, 2009).

Bodová předpověď představuje bodový odhad hodnoty časové řady v určitém budoucím okamžiku. Metody pro vytváření předpovědí jsou buď kvalitativní nebo kvantitativní. Me-

tody kvantitativní vycházejí z objektivních statistických postupů; přitom se předpokládá, že se charakter zkoumané časové řady v budoucnosti nemění (Hindls, 2007).

2.2.9 Analýza závislosti kvalitativních znaků

Při provádění statistických analýz zejména z oblasti různých výzkumů veřejného mínění, průzkumu trhu se velmi často pracuje se znaky vyjádřenými slovně – tedy se znaky kvalitativními. U těchto znaků, také lze zkoumat existenci závislosti a její intenzitu, stejně jako u znaků kvantitativních. Kvalitativní znaky mohou nabývat dvou a více obměn (Svatošová, 2008). Pokud je pracováno s množnými kvalitativními statistickými znaky, pak se hovoří o zkoumání tzv. kontingence (Cyhelský, 2009).

Při zpracování kontingenčních tabulek jsou obvykle řešeny dva základní úkoly, a to zjištění, zda mezi znaky existuje závislost a v případě, že závislost existuje, tak i určení její síly (Svatošová, 2008).

Tabulka č. 1: Schéma kontingenční tabulky s rozměry $r \times s$

Znak B	b_1	b_2	b_j	b_s	celkem
Znak A							
a_1	n_{11}	n_{12}	n_{1j}	n_{1s}	$n_{1.}$
a_2	n_{21}	n_{22}	n_{2j}	n_{2s}	$n_{2.}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
a_i	n_{i1}	n_{i2}		n_{ij}		n_{is}	$n_{i.}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
a_r	n_{r1}	n_{r2}	n_{rj}	n_{rs}	$n_{r.}$
celkem	$n_{.1}$	$n_{.2}$	$n_{.j}$	$n_{.s}$	n

Zdroj: (Svatošová, 2008)

Pro testování nezávislosti znaků v kontingenčních tabulkách je využíván χ^2 -test nezávislosti, který je zobecněním χ^2 -testu pro asociační tabulku. Vychází se zde z rozdílu skutečných četností n_{ij} a teoretických četností n_{oj} . Teoretické četnosti jsou vyjadřovány jako součin příslušných marginálních četností dělený celkovým rozsahem souboru viz. vzorec [2.15.] (Svatošová, 2008).

$$n_{oj} = \frac{n_{i.} n_{.j}}{n} \quad [2.15.]$$

χ^2 -kvadrát test nezávislosti musí před výpočtem splňovat určité podmínky, které je třeba ověřit hned na začátku testování. Podmínkou je, že podíl teoretických četností menších než

5 nesmí překročit 20 % a žádná z teoretických četností nesmí být menší než 1. Pokud tato podmínka není splněna, nelze test použít přímo. Následně se musí spojit slabé skupiny, které nám nesplňují podmínku velikosti teoretických četností. Slučují se buď řádky, nebo sloupce, ale pouze pokud bude toto sloučení zcela logické, věcně správné a dobře interpretovatelné. Po provedení sloučení slabých skupin je opět zjišťováno, zda podíl teoretických četností nepřekročil povolených 20 % (Hindls, 2007). Před výpočtem χ^2 -kvadrát testu nezávislosti (vzorec [2.16.]) je také potřeba stanovit hypotézy, a to nulovou hypotézu H_0 , která říká, že mezi sledovanými statistickými znaky neexistuje závislost a hypotézu alternativní H_1 , která se naopak přiklání k tvrzení, že mezi statistickými znaky existuje určitá závislost.

$$\chi^2 = \sum \sum \frac{(n_{ij} - n_{oj})^2}{n_{oj}}$$

[2.16.]

Vypočtená hodnota testového kritéria je následně porovnávána s kritickou hodnotou $\chi^2_{\alpha(r-1)(s-1)}$ ($s-1$), kde r představuje počet řádků prvního znaku a s počet sloupců druhého znaku kontingenční tabulky (Artl, 2002).

$$\chi^2 > \chi^2_{\alpha(r-1)(s-1)}$$

[2.17.]

$$\chi^2 < \chi^2_{\alpha(r-1)(s-1)}$$

[2.18.]

Ve vzorci [2.17.] je testové kritérium větší než kritická hodnota, proto se nulová hypotézu H_0 o nezávislosti zamítá a přijímá se hypotéza alternativní H_1 o závislosti znaků, naopak ve vzorci [2.18.] je testové kritérium menší než kritická hodnota, a proto se přijímá nulová hypotéza H_0 , která říká že mezi zkoumanými statistickými znaky není závislost.

Existenci závislosti lze zjistit i při porovnání hladiny významnosti α a vypočtené p – hodnoty. Ve vzorci [2.19.] je vypočtená p – hodnota vyšší než stanovená hladina významnosti, a to znamená že mezi zkoumanými statistickými znaky neexistuje závislost. Opak nastává u vzorce [2.20.], kdy je p – hodnota menší než stanovená hladina významnosti, a to znamená, že lze zamítnout nulovou hypotézu a nezávislosti.

$$p > \alpha$$

[2.19.]

$$p < \alpha$$

[2.20.]

Síla závislosti znaků v kontingenční tabulce je zjišťována pomocí míry kontingence. Míry kontingence kvantifikují stupeň závislosti v rámci intervalu od 0 do 1 a vycházejí z předpokladu, že hodnota veličiny χ^2 roste se zvyšováním těsnosti závislosti. Mezi nejznámější míry kontingence patří Pearsonův koeficient kontingence (vzorec [2.21.]), Čuprovův koeficient kontingence a Cramérův koeficient kontingence. Hodnota 0 značí absolutní nezávislost znaků a hodnota 1 absolutní závislost znaků (Cyhelský, 2009).

$$c = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2 + n}}$$

[2.21.]

2.2.10 Zdroje dat

Sekundární data jsou taková data, která již někdo sebral, analyzoval, zpracoval a v závěru je publikoval, jsou to například různé statistické přehledy, katalogy, vyhodnocené průzkumy, databáze, nebo výzkumné zprávy. Sekundární data jsou veřejně dostupná ve většině případů zdarma, ale mohou být i zpoplatněna. Sekundární data mohou tvořit jediný datový podklad studie nebo doplňují data získaná pozorováním a rozhovory (Pána, 2007).

Průzkum veřejného mínění je druh sociologického výzkumu. Jeho cílem je získání rozložení určitých názorů od celkové nebo specifické části populace. Výzkumy jsou prováděny například v pravidelných ročních či půlročních intervalech a podílí se na nich v mnoha zemích. Průzkumy mají velký význam pro zjišťování názorů veřejnosti na sociální a politické otázky. Výsledky průzkumů jsou publikovány například v tisku, v podobě tiskových zpráv a v elektronických médiích. Výsledky výzkumu lze chápat jako snímek názorů občanů v okamžiku dotazování. Zadavatelem výzkumu mohou být média, případně jsou výzkumy realizovány politickým uskupením jako podpora strategického rozhodování. V České republice se výzkumem veřejného mínění zabývají soukromé i veřejnoprávní subjekty, je to například Centrum pro výzkum veřejného mínění, agentura Median, atd.

Dotazování je jedna z kvantitativních metod výzkumu využívaná zejména ve společenských vědách (psychologie, sociologie, demografie, marketing aj.). Uskutečňuje se pomocí nástrojů (dotazník, záznamový arch) a vhodně zvolené komunikace výzkumníka

s nositelem informací, díky nimž řešitel výzkumného projektu získá žádoucí primární údaje. Nástrojem pro dotazování je dotazník. Dotazníky obvykle obsahují množství otázek a tvrzení, které jsou označovány jako položky. Otázky se mohou týkat minulosti, přítomnosti a budoucnosti

Standardizované interview je založeno na přímém kontaktu s respondentem (face to face). Proškolený tazatel čte otázky, případně varianty odpovědí, jak je formuloval výzkumník, a zaznamenává respondentovy reakce. Rozmístění tazatelů by mělo být proporční vzhledem ke sledovanému území (Walker, 2013).

3 Teoretická východiska

3.1 Ekonomická aktivita

Obyvatelstvo lze členit podle ekonomické aktivity na ekonomicky aktivní obyvatelstvo, které je definováno, jako disponibilní pracovní síla čili obyvatelstvo starší 15 let, a to na zaměstnané a nezaměstnané osoby a na ekonomicky neaktivní obyvatelstvo, které zahrnuje všechny osoby bez ohledu na věk, které nebyly ekonomicky aktivní. Mezi jejich důvody neaktivity patří například to, že jsou to děti v předškolním věku, žáci a studenti, starobní důchodci, či dlouhodobě nemocní nebo invalidní osoby, dále to také mohou být osoby v domácnosti, rentiéři, nebo také jen osoby finančně nezajištěné a neochotné pracovat (Svatošová, 2008).

Mezi faktory ovlivňující stupeň ekonomické aktivity obyvatelstva patří především počet obyvatel v produktivním věku, věkové složení obyvatelstva, věková skladba žen v reprodukčním věku 15–49 let a počet osob připravujících se na budoucí povolání (Grudzińská, 2012).

Míra ekonomické aktivity je dalším z ukazatelů, jimiž lze popisovat trh práce v dané zemi. Vypočítá se jako poměr počtu ekonomicky aktivních obyvatel k obyvatelstvu v produktivním věku (Jurečka, 2010).

Cahlík (2010) o ekonomické aktivitě uvádí: „*Základní mírou ekonomické aktivity je hrubý domácí produkt. HDP zahrnuje všechno finální zboží a služby, vyprodukované na území daného státu za dané období, bez ohledu na to, jestli jsou výrobní faktory při této produkci tuzemci či cizozemci.*“. Velikost HDP v absolutním vyjádření představuje ekonomickou sílu země. Ukazatel na jednoho pracovníka je používán k vyjádření národohospodářské produktivity práce. Tento ukazatel je také používán k přibližnému vyjádření životní úrovně v dané zemi (Jurečka, 2010).

3.2 Zaměstnanost

Dle Svatošové (2008): „*Osobami zaměstnanými se považují všechny osoby starší 15 let, které ve sledovaném období jsou placenými zaměstnanými, nebo zaměstnané ve vlastním podniku.*“. Dále to jsou i momentálně nepracující osoby, které jsou ovšem zaměstnané a nevykonávají pracovní činnost z důvodu stávek, dovolené nebo nemoci (Samuelson, 2007). Zaměstnaní jsou lidé, kteří pracují na plný nebo částečný úvazek, nezaměstnaní

nemají zaměstnání, ale aktivně je hledají. Aktivně hledat zaměstnání znamená být evidován jako nezaměstnaný na úřadě práce. Zaměstnaní a nezaměstnaní tvoří společně tzv. ekonomicky aktivní obyvatelstvo. Ostatní lidé v produktivním věku, kteří nemají zaměstnání, ani ho z různých důvodů nehledají, jsou řazeni do kategorie ekonomicky neaktivních. Patří sem zejména studenti, kteří se v denním studiu připravují na budoucí povolání, dále lidé v domácnosti, kteří pečují buď o malé děti nebo handicapované členy rodiny, zdravotně postižené, jímž jejich zdravotní stav znemožňuje pracovat, lidé, kteří ztratili po dlouhodobé snaze o získání zaměstnání naději na nalezení pracovního místa a také osoby, které si zvolily alternativní způsob života, a to bez práce (Jurečka, 2010).

Pojem zaměstnanost lze členit na placenou zaměstnanost, kde se nacházejí všechny osoby s formální vazbou k zaměstnavateli. Mají u něj pracovní poměr založen na pracovní smlouvě, jmenováním nebo volbou. Druhým typem zaměstnanosti je sebezaměstnanost, kam se řadí osoby pracující ve vlastním podniku neboli všichni zaměstnavatelé pracující na vlastní účet. Dále to mohou být také členové produkčních družstev, nebo pomáhající rodinní příslušníci, a to placení i neplacení (Jírová, 1999).

Dalším druhem zaměstnanosti je podzaměstnanost, kterou Grudzińská (2012) definuje: „*Osoby u kterých je jejich zaměstnání neadekvátní ve vztahu k specifickým normám, jak k časovým, tak i k profesním*“. Podzaměstnanost lze členit na skrytou a viditelnou. Skrytá podzaměstnanost vyjadřuje nedostatečné využití kvalifikace, nízký příjem a nízká produktivita určitého zaměstnance. U viditelné podzaměstnanosti jsou to všechny osoby pracující ve vlastním podniku, ať již byly či nebyly v práci, které nedobrovolně pracovaly kratší dobu, než je normální doba určená pro danou činnost a současně během sledovaného období hledaly práci nebo byly připraveny pro další práci (Grudzińská, 2012).

3.2.1 Politika zaměstnanosti v České republice

Vláda pomocí své hospodářské politiky může snížit důsledky nezaměstnanosti i dobu hledání pracovního místa mnoha způsoby. K omezení nezaměstnanosti vlády používají kombinaci expanzivní a fiskální a monetární politiky – podporou agregátní poptávky se snaží o docílení ekonomického růstu a optimálního využití potenciálu země. Určitou cestou ke snížení nezaměstnanosti je také podpora malého a středního podnikání, protože tyto firmy dokážou absorbovat část nevyužitých pracovních sil. Přispět ke snížení nezaměstnanosti může i lepší mobilita pracovních sil, které je možno dosáhnout mimo jiné pomocí zlepšení do-

stupnosti bytů, poskytováním podpor při stěhování do místa nového zaměstnání apod. (Jurečka, 2010).

Aktivní politiku zaměstnanosti Buchtová (2002) definuje jako: „*Souhrn opatření, které směřují k zajištění maximální možné úrovně zaměstnanosti. Tato opatření zabezpečuje Ministerstvo práce a sociálních věcí a Úřad práce ve spolupráci s dalšími subjekty.*“ Nástroji aktivní politiky zaměstnanosti jsou rekvalifikace, investiční pobídky, veřejně prospěšné práce, společensky účelná pracovní místa, příspěvek na zapracování a příspěvek při přechodu na nový podnikatelský program. Neopomenutelnou součástí těchto opatření je i poskytování poradenství, které poskytují Úřady práce, a to za účelem zjišťování osobnostních a kvalifikačních předpokladů fyzických osob pro volbu povolání, pro zprostředkování vhodného zaměstnání a při výběru vhodných nástrojů aktivní politiky zaměstnanosti. Aktivní plán zaměstnanosti je prevencí před nadměrnou zátěží ostatních částí sociálního zabezpečení, zátěží, která má multiplikační efekt, protože vyvolává potřebu dalších dávek a podpor (Grudzińska, 2012).

Hlavní součástí pasivní politiky zaměstnanosti je hmotné zabezpečení uchazečů o zaměstnání. Zahrnuje tedy vyplácení podpor v nezaměstnanosti, které slouží k tomu, aby poskytly nezaměstnanému jistou náhradu příjmu, a současně ho mají motivovat k novému a včasnému pracovnímu uplatnění (Kuchař, 2007).

3.2.2 Nástroje aktivní politiky zaměstnanosti v České republice

Podle užívaných nástrojů řízení a důrazu kladeného na jednotlivé funkce je rozlišováno několik modelů politiky zaměstnanosti. Prvním modelem je reálně socialistický model, kde právo a povinnost pracovat jsou zakotveny v zákonech a uplatňují se direktivní nástroje řízení. Druhý model, a to skandinávský je založen na Keynesově teorii státního intervencionismu, kdy se stát snaží zachovat plnou zaměstnanost za ceny zvyšujícího se daňového zatížení daňových poplatníků, nebo rostoucího státního deficitu. Model konsensuální nebo-li model korporativní demokracie lze definovat jako koordinované, institucionálně a tradicí podpořené vyjednávání o mzdách. Posledním modelem je model tržně liberální, kde se nezaměstnanost pojímá jako nutné reziduum dobře fungující ekonomiky (Pohlová, 2002).

Aktivní politika zaměstnanosti využívá nástroje, pomocí nichž usiluje o udržení rovnováhy na trhu práce. 435/2004 Sb. Zákon o zaměstnanosti definuje první nástroj, a to veřejně pro-

spěšné práce takto: „*Veřejně prospěšnými pracemi se rozumí časově omezené pracovní příležitosti spočívající zejména v údržbě veřejných prostranství, úklidu a údržbě veřejných budov a komunikací nebo jiných obdobných činnostech ve prospěch obcí nebo ve prospěch státních nebo jiných obecně prospěšných institucí, které vytváří zaměstnavatel nejdéle na 24 po sobě jdoucích kalendářních měsíců, a to i opakovaně, k pracovnímu umístění uchazečů o zaměstnání. Pracovní příležitosti jsou vytvářeny na základě dohody s Úřadem práce, který na ně může zaměstnavateli poskytnout příspěvek.*

Nástroje rekvalifikace jsou realizovány v souladu s regionálními potřebami trhu práce a odpovídají aktuálním i předpokládaným požadavkům na pracovní sílu. Zaměření rekvalifikační směruje ke konkrétnímu pracovnímu uplatnění uchazeče nebo zájemce o zaměstnání v souladu s potřebami trhu práce (Jírová, 1999).

Společensky účelná pracovní místa jsou taková pracovní místa, která zaměstnavatel obsazuje na základě dohody s Úřadem práce uchazeči o zaměstnání, kterým nelze zajistit pracovní uplatnění jiným způsobem. Společensky účelným místem je i pracovní místo, které zřídil po dohodě s Úřadem práce uchazeč o zaměstnání za účelem výkonu samostatné výdělečné činnosti.

Příspěvek na zapracování je určen pro podporu zaměstnávání uchazečů o zaměstnání, kterým úřad práce věnuje zvýšenou péči. Příspěvek se poskytuje max. po dobu 3 měsíců ve výši poloviny minimální mzdy měsíčně.

Příspěvek na podporu regionální mobility je poskytován paušálně, bez nutnosti prokazování jeho vynaložení. Lze ho členit na příspěvek na dojížděku a na příspěvek na přestěhování. Příspěvek na dojížděku je vyplácen osobám OZP, nebo starším 50 let, nebo mladším 30 let, nebo osobám pečujícím o dítě mladší 10 let a není možné jim s ohledem na jejich kvalifikaci, praxi, věk, péči o dítě nebo zdravotní stav zprostředkovat zaměstnání v místě bydliště. Výše příspěvku se odvíjí od vzdálenosti bydliště od místa pracoviště. Podmínky u vyplácení příspěvku na přestěhování se vztahují na stejné osoby jako u příspěvku na dojíždění, a navíc vzdálenost přestěhování musí být delší než 50 km. Výše příspěvku je však jednotná, a to 50 000 Kč (Kuchař, 2007).

3.3 Nezaměstnanost

3.3.1 Definice nezaměstnanosti

Palán (2002) definuje nezaměstnanost jako: „*Společenskou situaci, kdy existuje skupina lidí, kteří by mohli a chtějí pracovat, ale situace na trhu práce jim to neumožní z důvodu přebytku nabídky pracovních sil. Vzhledem k tomu, že nezaměstnanost způsobuje sociální napětí, je snahou vlád tuto situaci řešit.*“ Nezaměstnanost je jedním z hlavních problémů téměř všech světových ekonomik, stejně tak jako většiny obyvatel a jejich běžného života. Nezaměstnanost je spojována s řadou negativních jevů ekonomické povahy, sociální a politické povahy, případně psychického a duchovního rázu (Grudzińska, 2012).

Dle definice Eurostatu: „*Nezaměstnanými lidmi se rozumí všechny osoby, jež splňují věkovou hranici 15 let a starší, bez omezení horní hranice věku.*“ Nezaměstnané osoby musí dále splňovat tři základní kritéria, aby mohly být do této kategorie zařazeny.

První podmínkou je, že osoby bez práce, nejsou v žádném pracovním vztahu a nevykonávají tedy placené zaměstnání a ani nejsou sebezaměstnaní. Druhým kritériem, které nezaměstnaní musí splňovat je, že musí aktivně hledat práci, čímž se rozumí, že jsou zaregistrováni na úřadu práce, případně u soukromé zprostředkovatelny práce. Následně daní jedinci hledají práci přímo ve firmách, využívají inzerce v tiskovinách, usilují o zaměstnání prostřednictvím nabídek na internetu nebo se pokouší o založení vlastního podnikání a žádají o pracovní povolení či licence, popřípadě hledají zaměstnání jiným způsobem. V rámci třetího kritéria musí být nezaměstnaní schopni okamžitě nastoupit do zaměstnání, eventuálně nejpozději do 14 dnů referenčního období, jsou-li způsobilí pro vykonávání placeného zaměstnání či sebezaměstnání (Brčák & Sekerka, 2010).

Sledováním nezaměstnanosti a sběrem údajů o nezaměstnanosti se zabývá Ministerstvo práce a sociálních věcí, které získává údaje z evidence úřadů práce a výběrové šetření pracovních sil, které čerpá údaje ze čtvrtletních šetření Českého statistického úřadu (Svatošová, 2008).

3.3.2 Historie nezaměstnanosti v České republice

Wawrosz (2012) uvádí: „*Nezaměstnanost je vážný ekonomický, ale i sociální, společenský a další fenomén.*“ Nejde o nový objev, ale o jev, který v českém hospodářství vznikl v druhé polovině 18. století, kdy ekonomicky nízká úroveň a nezaměstnanost byla dokonce

důvodem k tomu, že v roce 1720 vznikl zákaz uzavírání manželství. Až v roce 1754 vzniká nová věda, a to za vlády Marie Terezie, statistika „*status rei publicae*“. Tato věda otevřela nové možnosti získávání údajů demografických procesů, sčítání obyvatel, číslování domů a s touto novou disciplínou vznikala nová pracovní místa. Nezaměstnanost v té době byla velmi nízká a ve společnosti považována za nepřijatelnou (Kaše, 2006).

V roce 1929 vypukla světová hospodářská krize, která mimo jiné v letech 1929-1932 přinesla velkou míru nezaměstnanosti. Vrchol nezaměstnanosti byl v Československé republice zaznamenán v únoru roku 1933 v počtu 920 tisíc nezaměstnaných. Nezaměstnanost se více projevuje v období před druhou světovou válkou v důsledku krize celého světa. Došlo ke znárodnění podniků, likvidaci živnostníků soukromého řemesla a maloobchodu. Komunistická strana se snažila o zajištění plné zaměstnanosti, a to i za cenu povinné zaměstnanosti existovala pracovní povinnost a trestný čin příživnictví, trestal osoby „soustavně se vyhýbající poctivé práci“. Tato politická situace nedovolovala tedy v tehdejší Československu existenci nezaměstnanosti (Kvaček, 2002).

Po roce 1989 po politickém zvratu, který přinesla Sametová revoluce, se opět mění struktura společnosti, objevuje se nezaměstnanost i u mladých lidí, neboť docházelo ke snížení nabídky pracovních pozic. Při změnách, a to jak politických, tak hospodářských, je nezaměstnanost jednoznačně důležitým problémem o složité struktuře. Nezaměstnanost je velmi těžce předvídatelná do budoucna. Dle Havlíka (2002): „*Nezaměstnanost je aktuálním problémem celého světa.*“

Nezaměstnanost je komplexním, zdaleka nejen ekonomickým problémem (Buchtová, 2002). Celková nezaměstnanost je ovlivňována úpadkem průmyslové výroby neboli přechodem k postindustriální společnosti, zaváděním nových technologií, poklesem podílu na světovém obchodu, růstem nadnárodních společností, růste nových silných národních ekonomik a jejich vstup na světový trh a nasycením domácího trhu zbožím dlouhodobé spotřeby, jehož výroba je důležitá pro udržení ekonomické konjunktury (Mareš, 2002).

3.3.3 Míra nezaměstnanosti

Krause (2004) uvádí: „*Míra nezaměstnanosti závisí jak na poměru produktivity práce a růstu mezd v ekonomice, tak na poměru minimální mzdy a životního minima ve společnosti. Důležitou roli má však i demografický vývoj, mobilita pracovní síly, rozvoj lidských zdrojů a také nástroje a úspěšnost aktivní politiky zaměstnanosti.*“

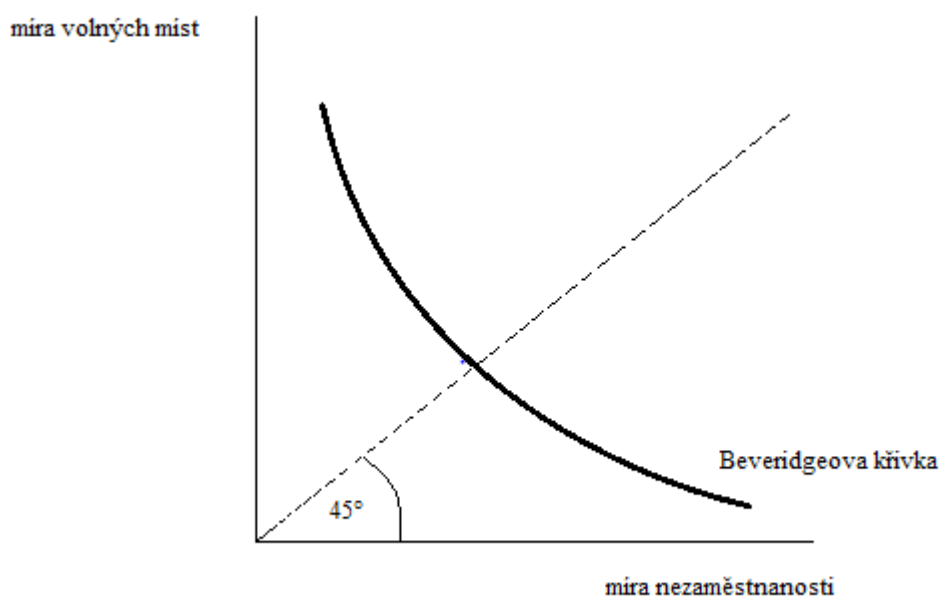
Nezaměstnanost existuje tehdy, když je skutečný produkt ekonomiky pod, nebo nad jeho potenciální úrovní, ale existuje i tehdy, když ekonomika operuje na úrovni potenciálního produktu Y^* (Brčák, 2010).

Dle Mareše (2002): „Přirozená míra nezaměstnanosti je taková míra, při které jsou ceny a mzdy v rovnováze, takže nedochází k inflaci. Je to míra nezaměstnanosti, která odpovídá potenciálnímu produktu. Přirozená míra nezaměstnanosti se liší podle země a mění se s časem“. Míra přirozené nezaměstnanosti se též specifikuje jako míra nezaměstnanosti, při níž je skutečná a očekávaná míra inflace stejná, a tedy neexistuje při ní tendence ani k akceleraci ani k deceleraci inflace. V literatuře je přirozená míra nezaměstnanosti také statisticky interpretována jako dlouhodobý průměr skutečných měr nezaměstnanosti (Brčák, 2010).

Palán (2002) definuje míru nezaměstnanosti následovně: „Ukazatel ekonomické aktivity, který srovnává počet ekonomicky aktivního obyvatelstva s počtem lidí hledajících práci, nebo také procento pracovních sil neschopných se uplatnit na trhu práce“.

Při použití porovnání počtu uchazečů o zaměstnání s počtem volných míst lze zjistit jakou šanci mají nezaměstnaní na nalezení volného pracovního místa. Vztah mezi mírou volných míst a mírou nezaměstnanosti je popsán pomocí Beveridgeovy křivky, viz *Obrázek č. 1*.

Obrázek č.1 – Beveridgeova křivka – vztah mezi mírou volných míst a mírou nezaměstnanosti



Zdroj: (Jurečka, 2010)

Beveridgeova křivka je grafickým vyjádřením vztahu mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst. Mírou volných pracovních míst se rozumí podíl volných pracovních míst na celkovém počtu pracovních míst potřebných k zaměstnání všech pracovních sil. V *Obrázek č.1* je na horizontální ose znázorněna míra nezaměstnanosti a na vertikální ose míra volných pracovních míst. Křivka má klesající tvar, a to především z důvodu, že pokud je vysoká míra volných míst, tak v ekonomice nastává nízká míra nezaměstnanosti a naopak. Přerušovaná čára, která je pod úhlem 45° popisuje situaci, kdy je míra volných míst a míra nezaměstnanosti v rovnováze. Situaci na trhu práce vyjadřuje určitý bod, který když se nachází pod osou 45° , znamená to, že je vyšší míra nezaměstnanosti, a naopak nižší míra volných pracovních míst. Pokud se tedy nachází bod nad úrovní osy 45° je vysoký počet volných pracovních míst a nízká míra nezaměstnanosti. Příčinou toho je indikace období ekonomické expanze (Jurečka, 2010).

3.3.4 Charakteristika a struktura nezaměstnaných osob

Registrované nezaměstnané osoby jsou lidé hledající práci prostřednictvím profesionálních organizací, jako jsou například úřady práce, nebo zprostředkovatelny práce. Registrovaným nezaměstnaným se rozumí osoba, která není v pracovním nebo obdobném vztahu, nevykonává samostatnou výdělečnou činnost, nepřipravuje se soustavně na povolání, u úřadu práce se uchází o zprostředkování vhodného zaměstnání a je připravena přijmout nabídku vhodného zaměstnání a do 14 dnů nastoupit.

Neregistrované nezaměstnané osoby splňují obecné podmínky nezaměstnanosti. Aktivně hledají zaměstnání jinou formou než prostřednictvím profesionálních organizací (Svatošová, 2008).

V dané ekonomice není důležitá pouze samotná míra nezaměstnanosti, ale také její struktura, zejména z hlediska délky trvání nezaměstnanosti, jejího regionálního rozložení nebo dopadu na jednotlivé skupiny obyvatelstva (Novák, 2016).

Krátkodobá nezaměstnanost je méně závažným problémem. Jedná se o takovou nezaměstnanost, jejíž trvání se pohybuje v rozmezí několika týdnů. I tento typ nezaměstnanosti znamená pro dotčené subjekty ekonomickou a psychologickou zátěž, je nutno jej chápat jako sice nepříznivý, přesto nevyhnutelný jev doprovázející vývoj každé dynamické strukturálně proměnlivé ekonomiky (Holman, 2005).

Dlouhodobá nezaměstnanost je závažnějším problémem než nezaměstnanost krátkodobá. Tato nezaměstnanost je trvajícím déle než jeden rok. V tomto případě začínají působit někte-

ré faktory nepříznivě ovlivňující kvalifikaci nezaměstnaných osob, jejich sociální pozici a psychiku, včetně volných vlastností. Nepříznivě jsou ovlivněny i rodiny dlouhodobě nezaměstnaných. Dlouhodobá nezaměstnanost je někdy vnímána jako určitý signál, že uchazeč o zaměstnání je pravděpodobně pro daného zaměstnavatele nevhodný (Jurečka, 2010). Podle Hlavatého (2007) ekonomický stav společnosti lépe vystihuje dlouhodobá nezaměstnanost než celková nezaměstnanost, která je snáze krátkodobě ovlivnitelná hospodářskou politikou státu.

3.3.5 Makroekonomické příčiny nezaměstnanosti

„Nezaměstnanost se často dělí na frikční, strukturální a cyklickou. Nezaměstnanost, která existuje při přirozené míře nezaměstnanosti, je tvořena frikční a strukturální nezaměstnaností. Důsledkem sezónních fluktuací u zaměstnanosti některých profesí – např. stavebních dělníků a zemědělců, je sezónní nezaměstnanost.“ uvádí Cahlík (2010).

Frikční nezaměstnanost vzniká působení životního cyklu obyvatelstva. Je spojena s pohybem lidí z jednoho regionu do jiného, s hledáním prvního zaměstnání po absolvování školy, případně s hledáním nového lépe vyhovujícího pracovního uplatnění, s následováním životního partnera do jeho místa bydliště apod. Tato nezaměstnanost má většinou krátkodobý charakter a ekonomice je spíše prospěšná, nemá výrazné negativní důsledky a svým způsobem je výrazem pružnosti trhu práce. Lidé se snaží při hledání odpovídajícího zaměstnání o optimální alokaci své pracovní síly. Tato snaha (je-li úspěšná) pomáhá zvyšovat společenskou efektivnosti (Jurečka, 2010). Dále také lze definovat frikční nezaměstnanost tak, že vzniká z faktu, že trh práce, a tedy i objem (rozsah) nezaměstnanosti jsou v nepřetržitém pohybu, a to například, že lidé opouštějí práci a hledají novou, ale v důsledku nedokonalých informací o volných pracovních místech trvá hledání nového zaměstnání určitou dobu. Pracovníci také nemusí vždy hned napoprvé přijmout práci, která je jim nabízena, stejně tak některé osoby vstupují poprvé do pracovních sil či znovu vstupují do pracovních sil (příkladem mohou být ženy po mateřské dovolené). Frikční nezaměstnanost je složkou přirozené míry nezaměstnanosti (Brčák, 2010).

Dle Buchtové (2002): *„Strukturální nezaměstnanost je vyvolána klesající poptávkou produkce určitých statků, což má za následek pokles poptávky po práci v odvětví, které produkuje dané statky. Oslabení produkce jednoho odvětví nebo výroby, má za následek růst jiného odvětví či výroby. Nezaměstnanost vzniklá v důsledku útlumu, je ovšem charakteristická tím, že pracovní síla nalézá své uplatnění na trhu práce u pozic s odlišnou kvalifika-*

cí. “ Na trhu práce může být například přebytek horníků, nebo sklářů, ale zároveň nedostatek zdravotních sester či stavebních projektantů. Jako příčinu tohoto jevu můžeme uvést změny struktury ekonomiky, ať už v celkovém měřítku, nebo jen v některých regionech, jejichž ekonomika prochází závažnými strukturálními změnami, kdy dochází k útlumu např. těžebního, hutního, textilního nebo sklářského průmyslu. Jiná příčina může být dána technickým pokrokem, kdy rozvoj automatizovaných, nebo robotizovaných pracovišť znamená, že živá pracovní síla je nahrazována „prací“ strojů. Pro tuto situaci se někdy používá termín „technologická nezaměstnanost“. Strukturální nezaměstnanost bývá regionálně velmi odlišná a má tendenci v ekonomice přetrvávat dlouhou dobu, neboť je velmi obtížné sladit dostupná pracovní místa s kvalifikačními předpoklady uchazečů o zaměstnání. Proto je tento druh nezaměstnanosti považován z hlediska dopadu na ekonomiku a sociální sféru za nejzávažnější (Jurečka, 2010).

Cyklická nezaměstnanost je spojena s cyklickými fluktuacemi ekonomiky, tj. rozdílem mezi skutečnou a přirozenou mírou nezaměstnanosti (skutečná míra nezaměstnanosti je nad přirozenou mírou nezaměstnanosti) a tedy i s rozdílem mezi skutečným a potencionálním produktem (Brčák, 2010). V recesi se obvykle cyklická nezaměstnanost zvyšuje, zatímco ve fázi expanze klesá. Délka jejího trvání je proměnlivá a je ovlivňována délkou aktuálního ekonomického cyklu. Negativní důsledky cyklické nezaměstnanosti jsou umocněny tím, že postihuje celou ekonomiku plošně, napříč všemi sektory národního hospodářství (Jurečka, 2010). Velikost cyklické nezaměstnanosti se obvykle v literatuře vyjadřuje Okunovým zákonem. Okunův zákon, nazvaný podle amerického ekonoma Arthura M. Okuna, zachycuje negativní vzájemný vztah (statisticky odvozený z reálných údajů) mezi koeficientem poměru produktu, to je poměrem skutečného produktu Y a potencionálního produktu Y^* , a mírou nezaměstnanosti (Brčák, 2010).

O sezónní nezaměstnanosti se hovoří v závislosti na periodicky se opakujícím přírodním cyklu a v tomto důsledku dochází k fluktuaci poptávané a nabízené práce. Ovlivňuje některá odvětví trhu práce, mezi které zejména patří stavebnictví, zemědělství či cukrovarnictví (Mareš, 2002). Sezónní nezaměstnanost lze označit za samostatný typ nezaměstnanosti, který se projevuje ve víceméně pravidelných výkyvech v průběhu roku. Zvláště významnou roli hraje sezónní nezaměstnanost v zemích, v jejichž ekonomické struktuře zaujímá vysoký podíl odvětví, které dnes bývá označováno jako turistický průmysl (Španělsko, Řecko, Itálie, Mexiko, Rakousko) (Jurečka, 2010).

3.3.6 Mikroekonomické příčiny nezaměstnanosti

Na mikroúrovni lze zkoumat řadu faktorů, které nezaměstnanost způsobují. Nejdůležitější mikroekonomické příčiny nezaměstnanosti jsou následující:

Pokud jsou lidé pojištěni proti nezaměstnanosti, dostávají pojistné plnění, tedy pokud jen v případě, že jsou nezaměstnaní. Lidé bez práce mohou dostávat také sociální dávky (Grudzińska, 2012). Další příčinou nezaměstnanosti může být přílišná ochrana zaměstnanců a vysoká moc odborů, kdy se zaměstnavatelé budou bránit přijímat nové zaměstnance, protože jejich propuštění bude komplikované, a tedy nákladné. Na toto pak mohou doplácet například studenti, nebo lidé kteří se přestěhovali apod. (Wawrosz, 2012).

I minimální mzda je mikroekonomickou příčinou nezaměstnanosti. Pokud je minimální mzda vyšší než tržní mzda, tak je vyšší nabídka práce než poptávka po práci a někteří lidé nezískají práci. Při progresivním zdanění člověk, která vydělává více, má nižší přírůstek čisté mzdy než přírůstek hrubé mzdy. Progresivní zdanění tak snižuje motivaci lidí s vyšším příjmem k práci, může někoho stimulovat stát se nezaměstnaným (Tvrdý, 2007).

Pokud člověk nemá potřebné znalosti, schopnosti a dovednosti, bude obtížně hledat zaměstnání. Většina prací v současné době vyžaduje kvalifikaci, tzn. jsou požadovány schopnosti, dovednosti a znalosti. Je tedy důležité, aby jednotlivé osoby disponovaly příslušným lidským kapitálem. Rovněž v případě sociálního kapitálu se ukazuje, že struktura sociálních vztahů a sítí jedinců může ovlivňovat nezaměstnanost (Wawrosz, 2012).

Trh práce je rovněž nedokonalý z důvodu nedostatku informací. Lidé nevědí o všech místech, která jsou volná a firmy nevědí o všech lidech, kteří hledají práci. Asymetrie informací se může projevat také například tak, že pokud jednotlivé subjekty nemají dostatek informací, respektive mají chybné informace o vývoji cenové hladiny, nemusejí vědět, že cena práce se mění nikoliv v důsledku nějaké změny na trhu práce, ale v důsledku změny cenové hladiny (Kuchař, 2007).

Dle Wawrosze (2012) teorie efektivnosti mezd říká: „*Firmám se vyplatí udržovat mzdy, které platí svým zaměstnancům, nad úroveň tržní mzdy. Toto vede k důsledku, že zaměstnavatelé zaměstnávají menší počet osob, než kdyby vypláceli tržní mzdy.*“ Důvody této výhodnosti jsou následující. Zaměstnanci s vyšším příjmem o sebe mohou více pečovat, a tím pádem jsou méně nemocní a zaměstnavatelé tím vznikne snižování nákladů, protože nemusejí hledat zástup za zaměstnance. Dále vyšší mzdy snižují fluktuaci zaměstnanců, tzn. lidé nebudou tolik odcházet, protože nemají jistotu, zdali jinde rovněž získají vyšší mzdy.

Český ekonom Pavel Kuchař (2007) uvádí: „*Vyšší mzdy stimulují pracovní úsilí zaměstnanců a je pravděpodobné, že při vyšších mzdách budou zaměstnanci pracovat více a firma tak vyprodukuje více statků. Při nízkých mzdách je vysoce pravděpodobné, že kvalitní pracovníci o danou pozici neprojeví zájem a firma si bude vybírat pouze mezi nekvalitními, což může zvyšovat její náklady. Při vyšších mzdách budou mít sice nekvalifikovaní pracovníci stále zájem o danou pozici, zájem však rovněž projeví kvalifikovaní pracovníci a firma tak bude mít větší pravděpodobnost že si vybere kvalifikovaného pracovníka.*“

Rozhodování o stanovení výše mezd a jejich změnách je nákladné, firmám se u většiny pracovníků nevyplatí měnit jim mzdy často, jelikož hrozí nebezpečí větší fluktuace zaměstnanců, navíc, protože mzdy obvykle tvoří rozhodující část nákladů firem. Firmy by při častých změnách mezd neměli jistotu, zda úroveň jejich nákladů nepřevýší jejich příjmy čili zda nebudou ve ztrátě, proto jsou mzdy zpravidla uzavírány na delší dobu, například na jeden rok, přičemž dohoda obvykle neumožňuje, aby se po tuto dobu mzdy dramaticky měnily (Wawrosz, 2012).

Stejně postavení studentů, jako ostatních osob je další mikroekonomickou příčinou nezaměstnanosti. Pokud jsou studenti postavení na stejnou úroveň jako ostatní uchazeči o práci, vede to ke snížení poptávky zaměstnavatelů po studentech. Důvod je zřejmý. Studenti nemají zkušenosti, tudíž jejich produktivita práce je nižší než produktivita práce jiných uchazečů o práci. Pokud nejsou studenti nijak zvýhodněni, bude tedy logicky docházet k tomu, že zaměstnavatelé budou upřednostňovat tyto ostatní uchazeče o práci. Tím, že studenti ale nebudou v průběhu svého studia zaměstnáváni, nezískají potřebné praktické dovednosti a schopnosti a budou obtížně zaměstnatelní i po skončení školy (Rievajová, 2009).

Důsledné uplatňování požadavku stejné mzdy za stejnou práci by rovněž způsobovalo nezaměstnanost. „*Ačkoliv různí lidé vykonávají stejnou práci, může být jejich mezní produktivita odlišná a každý člověk, byť vykonává stejnou práci, může dostávat odlišnou mzdu.*“ uvádí Wawrosz (2012).

Globalizace vede k tomu, že firmy mohou hledat práci tam, kde je to pro ně nejlevnější, tedy tam, kde pracovníci mají nejmenší náklady obětované příležitosti. Pokud kupříkladu zahraniční zaměstnanci dokážou určitý statek vyrobit levněji než domácí zaměstnanci, mohou firmy domácí zaměstnance propustit a přesunout produkci do zahraničí (Wawrosz, 2012).

3.3.7 Důsledky nezaměstnanosti

Nezaměstnanost, kterou mnozí ekonomové považují vedle inflace za druhé makroekonomické zlo, přináší s sebou řadu důsledků, jak ekonomických, tak sociálních. U dopadů inflace a nezaměstnanosti, existuje jeden hlavní rozdíl. Nezaměstnanost svými negativními důsledky postihuje pouze některé rodiny, kdežto náklady inflace jsou rozprostřeny a dotýkají se celé populace (Grudzińska, 2012). Jestliže existuje vysoká míra nezaměstnanosti, země nevyrabí na hranici svých produkčních možností, protože část zdrojů není využita. Proto dochází ke ztrátě produktu ekonomiky. Dle Okunova zákona je propad produktu interpretován následovně: Zvýší-li se skutečná míra nezaměstnanosti o 1 % oproti přirozené míře nezaměstnanosti, poklesne reálný produkt o X % oproti hodnotě potenciálního produktu (Jurečka, 2010).

U ekonomických důsledků může vlivem přetrvávající nezaměstnanosti vzniknout, nebo se zvyšovat schodek státního rozpočtu, a to hned z několika důvodů. Za prvé je nutné vyplácet podpory v nezaměstnanosti a za druhé jsou zde další výdaje, které jsou spojeny s financováním chodu úřadů práce a s aktivní politikou zaměstnanosti. Také se snižují daňové příjmy státního rozpočtu, protože společnost ztrácí daně z příjmů, které by nezaměstnaní mohli platit, kdyby pracovali. Další výpadek v daňových příjmech státu souvisí s nižšími výběry nepřímých daní (DPH a spotřebních daní), neboť nízký disponibilní důchod rodin s jedním či více nezaměstnanými členy neumožňuje nakupovat takové množství zboží, jako kdyby tito lidé byli zaměstnaní a dostávali mzdu (Jurečka, 2010)

Druhým typem důsledků nezaměstnanosti jsou sociální důsledky. U dlouhodobě nezaměstnaných dochází po určité době ke změnám, které jim ztěžují jejich zpětný návrat do zaměstnání. Tyto změny totiž způsobují úpadek jejich lidského kapitálu. Lidé při dlouhotrvající nezaměstnanosti ztrácejí zkušenosti, schopnosti a praktické a teoretické znalosti, které získávali a udržovali si práci. Dlouhodobě nezaměstnaný člověk zpravidla není schopen ihned po nástupu do nového zaměstnání podávat takové výkony, které podával před svým propuštěním ze zaměstnání předchozího a které by od něj očekával jeho zaměstnavatel. S růstem nezaměstnanosti se může zvyšovat počet trestných činů, s jejichž pomocí si někteří nezaměstnaní pokoušejí opatřit finanční prostředky nutné k obnovení původního životního standardu. Nárůst kriminality vyvolává zvýšené výdaje ze státního rozpočtu na zajištění policejních služeb, soudnictví, případně vězeňské služby. Ztráta zaměstnání vede také k sociální izolaci. Nezaměstnaného může postihnout ztráta kontaktů, společenské

prestiže, případně autority v rodině. Nezaměstnanost může zcela narušit a rozbít vztahy mezi jednotlivými členy rodiny (Jurečka, 2010). U jedince vede současná ztráta práce například také k poklesu sebedůvěry, ke snížení pocitu vlastní hodnoty, k poklesu důvěry vůči ostatním lidem, k depresi, fatalismu a k apatii jako poslednímu stupni psychického strádání dlouhodobě nezaměstnaných, který je spojen s pocitem ztráty vlastní hodnoty a s beznadějí, k nárůstu sociální izolace a k obviňování vlastní rodiny ze ztráty práce (Grudzińska, 2012).

3.4 Význam práce

Práce je důležitou podmínkou důstojné existence člověka, přináší mu nejen materiální prospěch, ale současně mu dává pocit seberealizace a společenské užitečnosti. Zařazuje člověka do řádu sociálních vztahů, uspokojuje jeho potřeby ctižádosti, sebeuplatnění a sebeúcty. Práce tedy neslouží k výrobě statků nebo k vykonávání služeb, ale vytváří pole sociálních kontaktů s možností vést rozhovory, potkávat jiné lidi a uzavírat přátelství. V současném moderním společenském prostředí, které preferuje materiální hodnoty života, je naprosto přirozené a nutné, aby každý dospívající a dospělý člověk získal ucelený souhrn dovedností, znalostí, schopností a vlastností (Buchtová, 2002).

Práce je jedním z výrobních faktorů, které lze charakterizovat obdobně jako jiné faktory pomocí tržních kategorií (cena, nabídka, poptávka atd.) Tento faktor má současné specifické rysy. Z kvantitativního hlediska ji lze charakterizovat pomocí množství vynaložených hodin pracovníků. Z kvalitativního hlediska tvoří práci úroveň všeobecného a odborného vzdělání, profesní struktura (skladba povolání) a všeobecné podmínky kulturní vyspělosti obyvatelstva práce je také součástí technologické úrovně výroby, je tedy jedním z dílčích činitelů technického pokroku (Brčák, 2010).

3.4.1 Definice trhu práce

Trh práce je svým chováním charakteristický, jako každý jiný trh. Specifičnost trhu práce, na rozdíl od ostatních trhů, spočívá v tom, že každý člověk je jedinečný – vychází z jeho vlastní či pracovní zkušenosti, má určité nadání, talent apod. (Brožová, 2003). Trh práce je místem, v němž se střetává poptávka po práci ze strany potencionálních zaměstnavatelů s nabídkou práce, již představují jednotlivci ucházející se o zaměstnání, přičemž předmětem koupě a prodeje nejsou jednotlivé osoby, ale jejich pracovní síla. Pokud k této interakci dochází uvnitř konkrétní firmy, hovoříme o vnitřním trhu práce, tj. o místě, v němž se

setkává poptávka po práci ze strany firem a nabídkou práce tvořenou stávajícími firemními zaměstnanci. Je-li daný trh naopak místem, kde dochází k interakci mezi poptávkou po práci ze strany firem a nabídkou práce představovanou jednotlivci, kteří mohou okamžitě či ve velmi krátké době nastoupit na nová pracovní místa, pak již nehovoříme o vnitřním, ale o vnějším trhu práce (Rievajová, 2009).

Na trhu práce dochází také k vzájemné konkurenci, jak na straně nabídky po práci, tak na straně poptávky po práci (Holman, 2005).

Agregátní trh práce v České republice lze charakterizovat jako výrazně centralizovaný a regulovaný západoevropský sociálně demokratický model (Novák, 2016). Švédský ekonom Aslund (2007) o okolnostech jeho vzniku výstižně uvedl: „*Staré socialistické předpisy byly zachovány, k nim byly přidány předpisy EU, aby se udržel sociální smír.* Nadále vysoké daně z příjmů byly zachovány za účelem financování vzrůstající sociální sítě, zejména vysokých dávek v nezaměstnanosti kvůli obavě z masové nezaměstnanosti a sociálním nepokojům (Palíšková, 2014).

Český trh práce sice patří v Evropské unii k těm stabilnějším, ale v rámci analýz bylo zjištěno, že ho dlouhodobě negativně ovlivňuje několik faktorů. Z analýz vyplývají následující negativní faktory: Vládní aktivní politiky zaměstnanosti mají malou účinnost, na českém trhu práce problematický počet dlouhodobě nezaměstnaných, český trh práce je nepružný, na českém trhu práce se projevuje nízká mobilita pracovní síly, kdy se pracovníci nestíhají adaptovat na rychle měnící ekonomiku, nízká pracovní motivace části obyvatelstva, český trh práce je vystaven působení demografických faktorů, jako je nízká porodnost a stárnutí populace, výrazně se projevuje regionální nesoulad, absence zavedení systematické identifikace a regionální specifikace skupin obyvatelstva ohrožených nezaměstnaností (Novák, 2016).

Nízká mobilita pracovní síly se na českém trhu práce projevuje tak, že pracovníci se nestíhají adaptovat na rychle se měnící ekonomiku. Vinu nesou především individuální faktory, mezi které patří například neochota se stěhovat, učit se cizím jazykům, či přijmout méně placenou práci (Palíšková, 2014).

Zásadním problémem českého trhu práce je velmi nízká pracovní motivace. Stát pro nezaměstnané vytváří určité sociální jistoty, které jistou část obyvatelstva vede k tomu, že nepracují. Jírová (2001) je toho názoru, že: „*Základem sociálně ekonomické motivace k zaměstnání by měla být taková úroveň pracovních příjmů, která by zajišťovala zřetelně*

vyšší životní standard než úroveň příjmů ze sociálních dávek. Takové relace však současně pracovní příjmy na straně jedné a stanovené životní minimum na straně druhé nevytvářejí. Důsledkem toho stavu pak je, že u části nezaměstnaných osob je nutno jejich příjmy do úrovně životního minima doplňovat sociálními dávkami, další část osob se pak orientuje výhradně na sociální dávky, protože je to pro ně výhodnější.“

Dále je český trh práce vystaven působení demografických faktorů. Mezi tyto faktory lze řadit například stárnutí populace či nízkou porodnost. Novák (2016) doporučuje: *„Zavádění programů tzv. aktivního stáří a motivovat pracovníky, aby zůstali na trhu práce. Programy jsou zacílené na předdůchodový věk, kdy více let před odchodem z trhu práce je poskytnuto poradenství a možnosti vzdělávání na univerzitách třetího věku.“*

V České republice zůstává silně segregovaný trh práce, přetrvávají genderové stereotypy, takže nejčastější zaměstnání českých žen jsou administrativní pracovníce, učitelky základních škol, zdravotní sestry, prodavačky a uklízečky. Změna nenastala ani ve vnímání žen jako matek a pečovatelek. Tyto genderové stereotypy ovlivňují volby a nabídku typů práce (Novák, 2016).

3.4.2 Segmentace trhu práce

Dle Mareše (2002): *„Trh práce je rozčleněn do několika dimenzí a je tedy segmentován, ale v užším měřítku se pracuje s teorií duálního trhu práce a hovoří se tak o rozdělení alespoň do dvou skupin, kterými konkrétně jsou primární a sekundární trh práce.“*

Podle Loveridge a Moka (1979): *„Duální trh práce funguje na těchto základech, a to že ve skladě ekonomiky existují vyšší a nižší příjmové sektory, mezi těmito sektory je pouze částečná mobilita, úroveň platů podmiňuje možnost přesunu v žebříčku pracovních pozic a vyšší stabilita pracovních míst se týká míst lépe platově ohodnocených.“*

Zdali nastává existence těchto charakteristik, lze hovořit o dvou sektorech trhu práce. První sektor se nazývá primární (interní) a druhý sekundární (externí).

Na primárním trhu práce se soustředí lepší a výhodnější pracovní příležitosti s vyšší prestiží, poskytující řadu šancí, poměrně dobré možnosti profesionálního růstu a většinou i lepší pracovní podmínky. Pracovní místa na tomto trhu poskytují relativně bezpečí před ztrátou zaměstnání propouštěním (Mezihorák, 2006).

Interní trh práce je tvořen především takovými pracovními místy, která jsou téměř volně nedostupná běžným jedincům. Jde zejména o pracovní místa s vyšší kvalifikací, kde již samotná pozice rozhoduje o výši mzdy zaměstnance (Mareš, 2002). Kadeřábková (2005)

charakterizuje tato „výhodná“ zaměstnání takto: „*Typicky stabilní, s vysokou mzdou, vyspělými technologiemi či výkonným managementem. Zastánci duální teorie tak preferují rozvoj a zvětšování primárních trhů, a tedy podporují spíše strukturální než vzdělávací politiku.*“

Sekundární trh práce obsahuje taková pracovní místa, která mají nižší prestiž a pracovníci dostávají podstatně nižší příjem. Existuje zde velice malá, takřka nulová šance profesionálního růstu. Nevýhodou sekundárního trhu je fakt, že se pracovníci sekundárního trhu častěji ztrácejí svá zaměstnání. Na druhé straně pro nezaměstnané na sekundárním trhu práce bývá někdy mnohem snadnější získat nové pracovní místo. Existuje jen velice malá šance přejít ze sekundárního trhu na primární. Zaměstnanci pracující na sekundárním trhu práce mívají nižší kvalifikaci, která nestačí pro výkon povolání na primárním trhu (Mezihorák, 2006).

Na rozdíl od interního trhu, který podporuje růst kvalifikace zaměstnanců uvnitř organizace, tedy vnitřní mobilitu, externí trh podporuje mobilitu pracovníků mezi firmami a podniky si tedy vzájemně konkurují (Brožová, 2003).

Dle Mezihoráka (2006): „*Na rozdíl od interního trhu, který podporuje růst kvalifikace zaměstnanců uvnitř organizace, tedy vnitřní mobilitu, externí trh podporuje mobilitu pracovníků mezi firmami a podniky si tedy vzájemně konkurují.*“

Segmentační rozdělení se dá vyjádřit i jinými formami. Člení se na formální a neformální trh práce (Mareš, 2002). Rozdělení pracovního trhu na formální a neformální vypracoval anglický sociolog Ray E. Pahl. Toto dělení vychází z toho, jestli je trh kontrolován společenskými institucemi či nikoliv.

Formální trh práce je trh oficiálních pracovních příležitostí, kontrolovaný společenskými institucemi sloužícími k jeho regulaci (Macáková, 2007).

Opakem formálního trhu je trh neformální. Ten není kontrolován ani regulován žádnými společenskými institucemi a zejména je mimo kontrolu daňových úřadů. Neformální trh zahrnuje na jedné straně celkem nevinné formy sousedské a rodinné výpomoci, ale na straně druhé může zahrnovat nelegální formy podnikání, které mohou dosahovat až kriminální povahy (Mezihorák, 2006). Týká se zejména činností, které spadají pod tzv. šedou nebo dokonce černou ekonomiku, jež jsou příznačné pro nelegální formy podnikání od praktik kriminálního rázu po provoz podnikatelské činnosti obcházející pracovní práva a daňové zákony. V současnosti představuje neformální trh „především práce načerno, zaměstnání

zahraničních pracovníků bez pracovního povolení a práce na zkrácený či plný úvazek s přivýdělkem na černém trhu (Macáková, 2007).

Na trhu práce v podmínkách dokonalé konkurence by měli všichni pracovníci dosahovat stejných mezd. Nicméně však existují mzdové rozdíly mezi zaměstnanci. Právě segmentace trhu práce je příčinou těchto mzdových rozdílů. Požadovaná kvalifikace na určité pracovní pozice dává vzniknout nekonkurenčním skupinám na trhu práce. Při srovnání povolání lékař a konstruktér si budou tato dvě povolání jen stěží konkurovat (Tuleja, 2011).

3.4.3 Nabídka práce

Dle Tvrdeho (2007): „*Nabídku práce představují osoby, které nabízejí na trhu práce svou pracovní sílu za určitou mzdu*“. Nabídka práce představuje součást obecného problému volby spotřebitele porovnávajícího užitek z volného času s užitekem, který mu plyne z výrobků a služeb, které nakoupí za mzdu, získanou tím, že volný čas obětuje a nabízí více práce (Šimek, 2005).

Uspokojená nabídka práce je počet osob ekonomicky aktivních na pracovních místech. Tato uspokojená nabídka po práci je tvořena: osobami zaměstnanými v pracovním (nebo obdobném) poměru, osobami samostatně výdělečně činnými a osobami spolupracujícími (rodinní příslušníci, nebo osoby samostatně výdělečně činné).

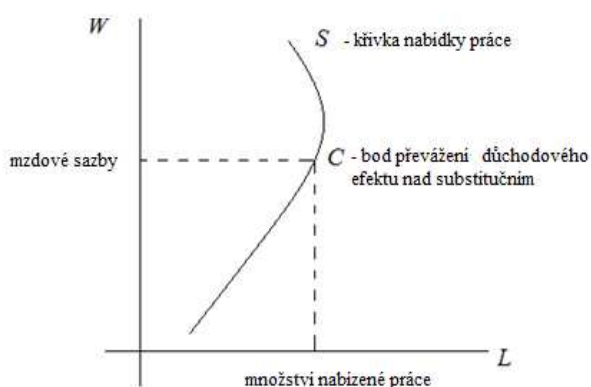
Opakem je neuspokojená nabídka práce, která je tvořena osobami, které nabízejí pracovní sílu, avšak vzhledem k nedostatku pracovních míst z hlediska jejich kvantity či z důvodu rozdílné struktury nabízených pracovních míst a jiných důvodů nemohou zaměstnání získat. Tato neuspokojená nabídka práce je problémem na trhu práce, kterou lze označit jiným termínem, a to jako nezaměstnanost. Jde o osoby, které nepracují, ale pracovat mohou, chtějí a práci hledají. Neuspokojenou nabídku práce lze členit na: evidovanou neuspokojenou nabídku práce, která je tvořena uchazeči evidovanými územně příslušným úřadem práce, nebo jinou zprostředkovatelskou agenturou a neevidovanou neuspokojenou nabídku práce, kterou tvoří osoby, které si hledají zaměstnání samostatně bez využití služeb státních orgánů práce, nebo soukromých agentur (Tvrdý, 2007)

Podle ekonoma Kuchaře (2007): „*Individuální nabídka práce vychází z poptávky jednotlivce po volném čase a mzda je jeho cenou. Poptávku po volném čase ovlivňují dva efekty, a to substituční a důchodový. Ty v případě individuální poptávky po práci působí proti sobě navzájem*“.

U substitučního efektu se s růstem mzdy nabízené, množství práce roste, a to znamená, že zvýšení mzdy zdražuje volný čas a tím vyvolává omezení jeho „nákupu“. Důchodový efekt vyjadřuje, že s rostoucími mzdami nabízejí pracovníci méně práce, protože s větší mzdou se zvyšuje pracovníkova poptávka po statcích, včetně volného času. Určení toho, jaký efekt bude v daném okamžiku převládat, závisí na výši mzdy, které bude jednotlivec dosahovat při určitém množství práce (Jurečka, 2010).

Následující Obrázek č. vyjadřuje individuální křivku nabídky práce, kde na horizontální ose je vyjádřeno množství nabízené práce L a na vertikální ose mzdové sazby W . Vzrostou-li mzdy nad bod C , dochází postupně ke snižování nabízené práce, protože důchodový efekt se převáží nad substitučním (Šimek, 2005).

Obrázek č. 2 – Křivka nabídky práce



Zdroj: (Šimek, 2005)

3.4.4 Poptávka práce

Poptávka po práci představuje množství práce (pracovních sil, resp. pracovního času) požadované zaměstnavateli, za které jsou ochotni zaplatit určitou mzdu. Dělí se na uspokojenou a neuspokojenou.

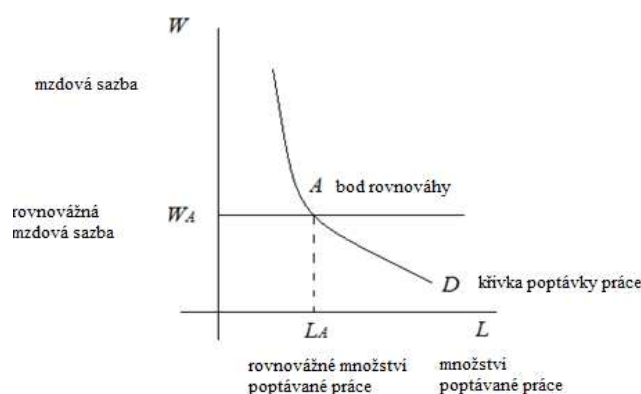
Uspokojená poptávka po práci je představována obsazenými pracovními místy, a to osobami zaměstnanými v pracovním poměru, osobami samostatně výdělečně činnými a osobami spolupracujícími (rodinný příslušníci OSVČ) (Tvrdý, 2007).

Tvrdý (2007) definuje neuspokojenou poptávku po práci následovně: „*Neuspokojená poptávka po práci je vyjádřena volnými pracovními místy, která mají zaměstnavatelé zájem obsadit. Lze neuspokojenou poptávku členit na evidovanou neuspokojenou poptávku po práci, což jsou volná pracovní místa, která mají zaměstnavatelé zájem obsadit, evidovaná*

úřadem práce, nebo jinou zaměstnavatelskou agenturou a na nevidovanou neuspokojenou poptávku po práci, což jsou volná pracovní místa, jež se snaží zaměstnavatelé obsadit bez pomoci státních orgánů práce nebo jiných zprostředkovatelských agentur (tichá poptávka po práci).“

Poptávka firmy na trhu práce se řídí tím, jak rozsah poptávané práce ovlivňuje její příjmy a náklady, respektive jak se promítá v jejím zisku. Při nákupu práce se firmy orientují podle nákladů, které se nemusí vynaložit a také podle výnosů, které jim přinese (Jírová, 1999). Firma, která se nachází v rovnováze a zároveň maximalizuje zisk, zaměstnává pracovníky až po bod, když příjem z mezního produktu práce se právě rovná mezním nákladům na práci. Poptávka po práci je závislá na mzdové sazbě a je určena příjmem z mezního produktu práce. Poptávka po práci je determinována celým komplexem faktorů souvisejících s výkonností ekonomiky, mírou a tvarem otevřenosti ekonomiky, ale také působením sociální politiky a činnostmi konanými subjekty na trhu práce (Rievajová, 2009).

Obrázek č. 3 – Křivka poptávky práce



Zdroj: (Šimek, 2005)

3.4.5 Význam úřadu práce

Úřady práce jsou správní úřady, které mají v čele ředitele. Správní obvody úřadů práce jsou shodné s územními obvody okresů. Místní příslušnost úřadu práce se řídí místem, ve kterém je nebo má být zaměstnání vykonáváno. K zabezpečení spolupráce na trhu práce vytvářejí úřady práce poradní sbory složené zejména ze zástupců odborových organizací, organizací zaměstnavatelů, družstevních orgánů, organizací zdravotně postižených a územních samosprávných celků. Účelem poradních sborů je koordinace při realizaci státní

politiky zaměstnanosti a rozvoje lidských zdrojů v příslušném správním obvodu. Poradní sbory se vyjadřují zejména k poskytování příspěvků zaměstnavatelům v rámci aktivní politiky zaměstnanosti, programům rekvalifikace, organizaci poradenské činnosti, opatřením na podporu rovného zacházení se všemi fyzickými osobami uplatňujícími právo na zaměstnání a k hromadnému propouštění. Úřady práce vytvářejí za účelem posouzení vhodné formy pracovní rehabilitace osob se zdravotním postižením odborné pracovní skupiny, složené zejména ze zástupců organizací zdravotně postižených a zástupců zaměstnavatelů zaměstnávajících více než 50 % osob se zdravotním postižením (Kuchař, 2007).

Dle Tvrdého (2007) „*Mezi činnosti, které úřad práce zajišťuje patří kromě činností uvedených v zákoně č. 435/2005 Sb. o zaměstnanosti, také zpracování koncepce a strategie zaměstnanosti a zpracování statistik, rozborů a výhledů, koordinace činnosti úřadů práce při provádění aktivní politiky zaměstnanosti, činnosti Evropských služeb zaměstnanosti, spolupráci při vytváření mezinárodních programů nebo programů s mezinárodní účastí týkajících se rozvoje lidských zdrojů a financování z prostředků Evropských strukturálních fondů, zřizování školících a rekvalifikačních středisek pro osoby se zdravotním postižením, pracovních rehabilitačních středisek, spolupráci v otázkách zabezpečování zaměstnanosti, mobility pracovních sil a rozvoje lidských zdrojů s územními samosprávnými celky, příslušnými odborovými organizacemi a organizacemi zaměstnavatelů a zpracování podkladů pro udělování investičních pobídek*“.

4 Vlastní práce

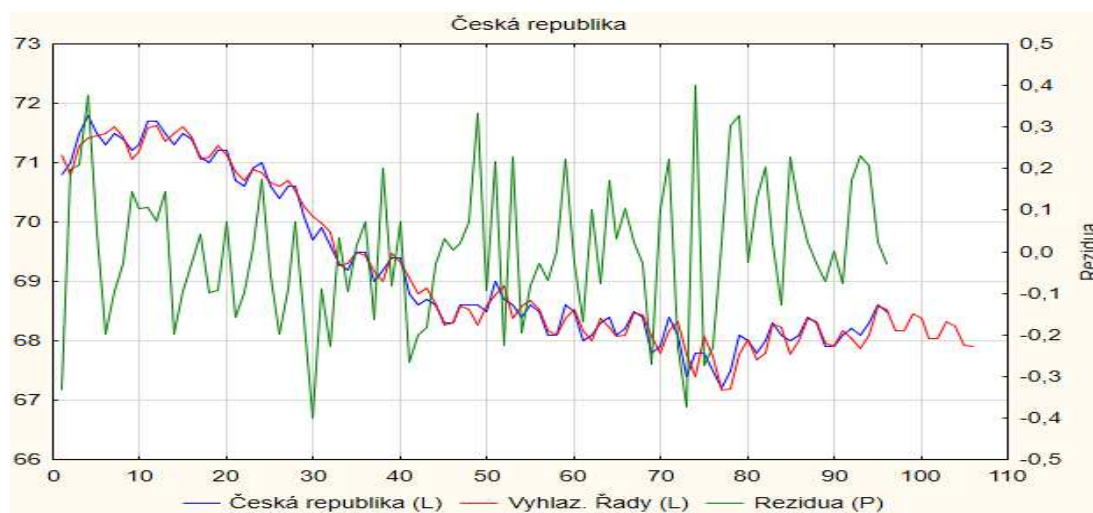
4.1 Analýza časových řad ekonomické aktivity

Časové řady vývoje ekonomické aktivity byly rozděleny dle pohlaví na vývoj ekonomické aktivity u mužů a na vývoj ekonomické aktivity u žen. U každého pohlaví bylo analyzováno celkem 15 časových řad, které reprezentovaly jednotlivé kraje České republiky a zároveň i vývoj v celé České republice. V současné době je největší procento ekonomicky aktivního obyvatelstva u mužů v hlavním městě Praze, kde se na konci roku 2016 pohybovala míra ekonomické aktivity okolo 72,2 %. Naopak nejnižší ekonomická aktivita u mužů byla zjištěna v Ústeckém kraji a na Vysočině, kde se míra ekonomické aktivity pohybovala mezi 66,2 a 66,3 %. Ekonomická aktivita u žen je o něco nižší než u mužů, zároveň se u nich eviduje vyšší nezaměstnanost. Příčinou tohoto značného rozdílu jsou především ženy na mateřské dovolené, či ženy pobírající rodičovský příspěvek, tato skupina obyvatel se řadí do ekonomicky neaktivního obyvatelstva. Výjimka by nastala pouze v případě, že by i při mateřské dovolené trval jejich pracovní poměr. Největší procento ekonomicky aktivních žen se na konci roku 2016 nacházelo v hlavním městě Praze (55,6 %) a o druhou příčku se dělily kraje Plzeňský a Karlovarský (oba shodně 53,4 %). Naopak nejmenší procento ekonomicky aktivních žen se nacházelo v Olomouckém kraji, a to 49,3 %. V souvislosti se stárnutím obyvatelstva a zároveň změnou životního stylu, se mladí pracující lidé stěhují do větších měst, kde je větší záruka, že seženou dobře placenou práci. Příkladem toho je hlavní město Praha, kde jak u mužů, tak u žen je ekonomická aktivita na nejvyšší úrovni. Lidé v současné době odcházejí do důchodu v pozdějším věku, proto se čím dál tím více občanů České republiky řadí do ekonomicky aktivního obyvatelstva. V následující části diplomové práce jsou analyzovány jednotlivé časové řady ekonomické aktivity v jednotlivých krajích dle pohlaví.

4.1.1 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v České republice

U časové řady ekonomické aktivity mužů v České republice (Graf č. 1) bylo prokázáno významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími (Příloha č. 8). Platí vztah [2.7.]. Statisticky významně se od sebe liší zejména 2. čtvrtletí a 3. čtvrtletí, protože ve 2. čtvrtletí jsou hodnoty časové řady pod úrovní a ve 3. čtvrtletí nad úrovní (Příloha č.3). Průměr časové řady byl 69,239 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v prvním čtvrtletí v roce 2012, a to 67,2 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí v roce 1993, a to 71,8 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl zvolen multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE [2.10.].

Graf č. 1 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity mužů v České republice v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

U časové řady ekonomické aktivity žen v České republice bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání pomocí ANOVA testu (Příloha č. 8). Platí vztah [2.7.]. Průměrná hodnota časové řady byla 50,991 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 2. čtvrtletí v roce 2010, a to 49,1 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo mezi lety 1993 a 1994, a to 52,7 %. Graf č. 2 vyobrazuje průběh časové řady v letech 1993–2016, kde jsou významná sezónní kolísání. Na základě nejmenší relativní chyby prognózy byl zvolen pro predikci budoucích hodnot multiplikativní Wintersův model. V 1. a 2. čtvrtletí jsou hodnoty sezónních faktorů pod úrovní časových řad a ve 3. a 4. čtvrtletí jsou hodnoty nad úrovní časových řad (Příloha č. 3).

Graf č. 2 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v České republice v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

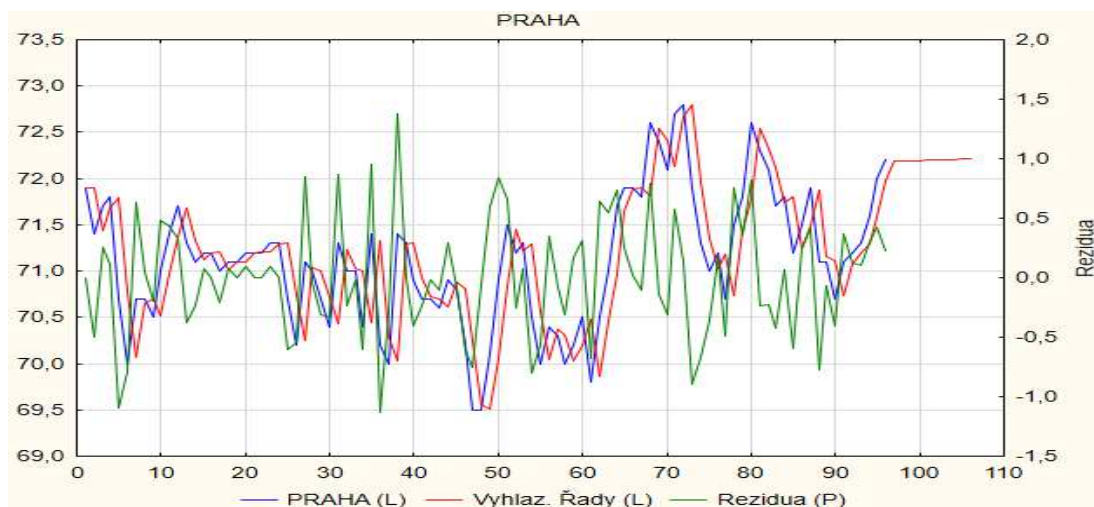


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.2 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Praze

Časová řada ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Praze (Graf č. 3) nevykazuje statisticky významné sezónní mezi čtvrtletími, viz vztah ze vzorce [2.8.]. Důvodem absence statisticky významného kolísání v Praze je minimální podíl prací, které podléhají sezónnímu kolísání například práce v zemědělství. Průměrná hodnota časové řady byla 71,130 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 3. a 4. čtvrtletí roku 2004, a to 69,5 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí v roce 2010, a to 72,8 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl zvolen lineární model exponenciálního vyrovnávání, dle nejvyšší relativní chyby prognózy [2.10.] (Příloha č. 9).

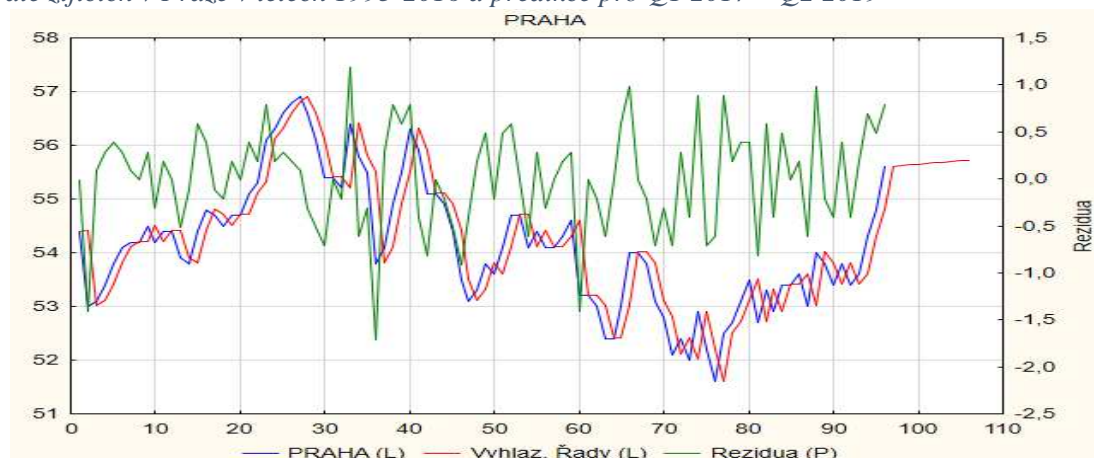
Graf č. 3 – Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Praze v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

U časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v hlavním městě Praze nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání mezi čtvrtletími (Příloha č. 9) dle vztahu [2.8.]. Ženy v hlavním městě pracují nejčastěji v takových zaměstnáních, která nepodléhají sezónnímu kolísání, a to například ve zdravotnictví, ve veřejné správě a na administrativních pozicích. Průměrná hodnota časové řady byla 54,146 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla ve 4. čtvrtletí v roce 2011, a to 51,6 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1999, a to 56,9 %. Pro predikci budoucího vývoje ekonomické aktivity žen v Praze byl zvolen lineární model exponenciálního vyrovnávání stejně jako u mužů. Kvalita prognózy byla určena dle vzorce [2.10.].

Graf č. 4 – Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v Praze v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

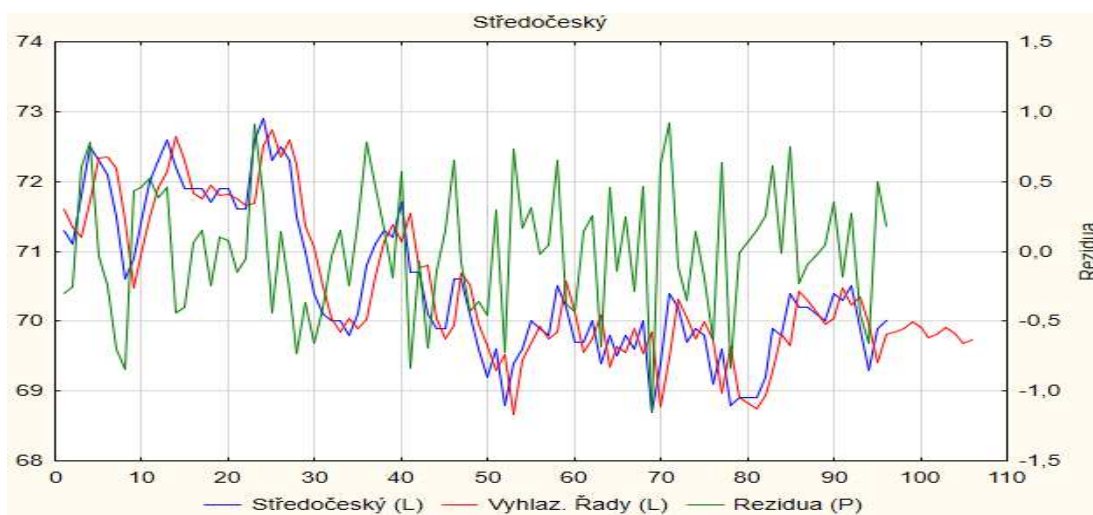


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.3 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen ve Středočeském kraji

Časová řada ekonomické aktivity u mužů trvale žijících ve Středočeském kraji nevykazuje významné sezónní kolísání mezi čtvrtletími (Příloha č. 10). Neprokázané sezónní kolísání je úzce spjato s hlavním městem Prahou, která se nachází ve středu Středočeského kraje a obyvatelé dojíždějí za prací převážně do hlavního města. Průměrná hodnota časové řady byla 70,518 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2010, a to 68,7 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí v roce 1998, a to 72,9 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity u mužů byl zvolen aditivní lineární trend. Kvalita prognózy vychází ze vzorce [2.10.], která je vypočtena v (Příloha č. 10).

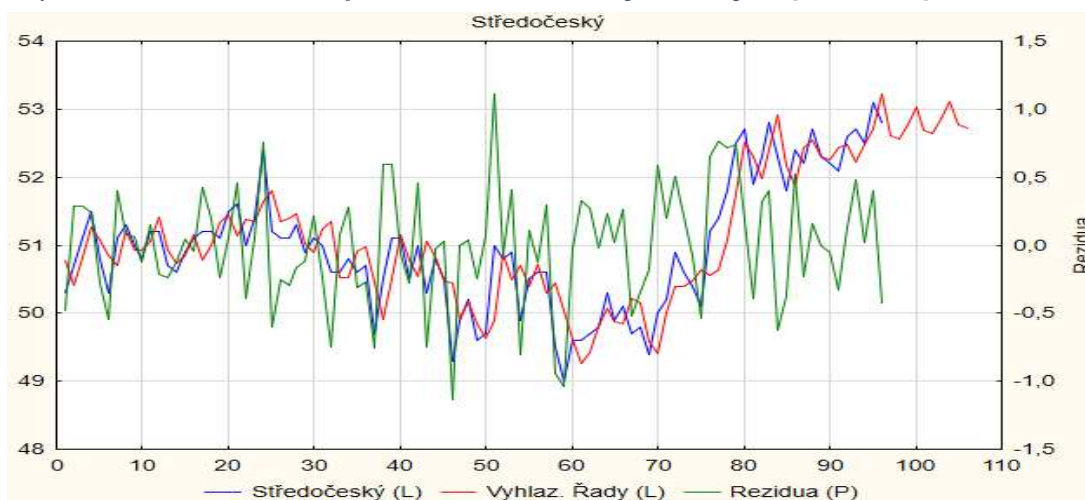
Graf č. 5 – Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů ve Středočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

U časové řady ekonomické aktivity žen žijících trvale ve Středočeském kraji bylo prokázáno významné sezónní kolísání (Příloha č. 10). Statisticky významně se liší zejména 2. čtvrtletí od 4. čtvrtletí, protože v 2. čtvrtletí jsou hodnoty časové řady pod úrovní a ve 4. čtvrtletí nad úrovní časové řady (Příloha č. 3). Průměrná hodnota časové řady byla 50,963 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla ve 3. čtvrtletí v roce 2007, a to 49 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 2016, a to 53,1 %. Byly vytipovány dva modely vhodné pro predikci vývoje, a to multiplikativní Wintersův model a aditivní lineární model, ale s ohledem na výši relativní chyby prognózy byla dána přednost multiplikativnímu Wintersově modelu. Od roku 2011 časová řada vykazuje růst ekonomické aktivity dle Graf. č. 6.

Graf č. 6 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen ve Středočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

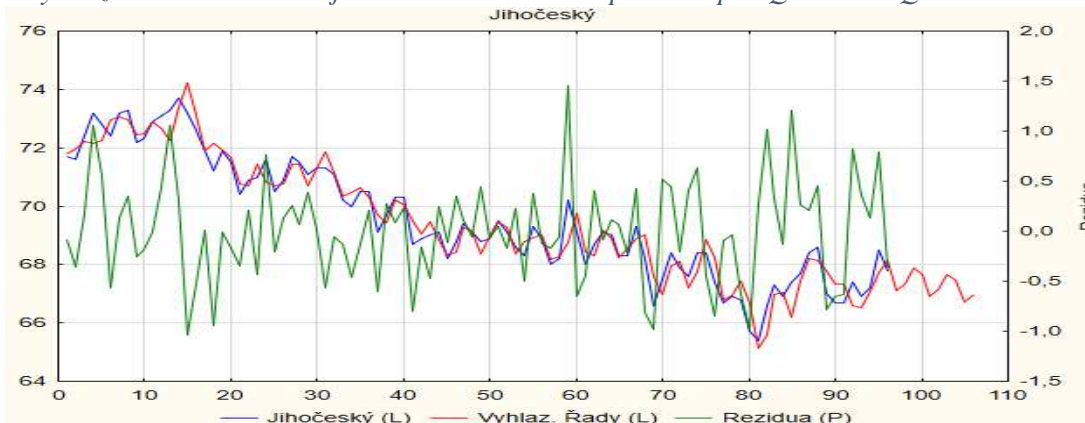


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.4 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Jihočeském kraji

Graf č. 7 vyjadřuje časovou řadu ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Jihočeském kraji, v které bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání (Příloha č. 11). Sezónní indexy byly v 1. a 2. čtvrtletí pod úrovní časové řady, naopak ve 3. a 4. čtvrtletí byly nad úrovní časové řady. Sezónní kolísání je ovlivňováno především sezónními pracemi v odvětvích zemědělství, stavebnictví a pohostinství. Průměrná hodnota časové řady byla 69,543 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2013, a to 65,4 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 2. čtvrtletí v roce 1996, a to 73,7 %. Na základě nejnižší relativní chyby prognózy (Příloha č. 11) byl pro predikci vývoje ekonomické aktivity u mužů v Jihočeském kraji zvolen multiplikativní Wintersův model.

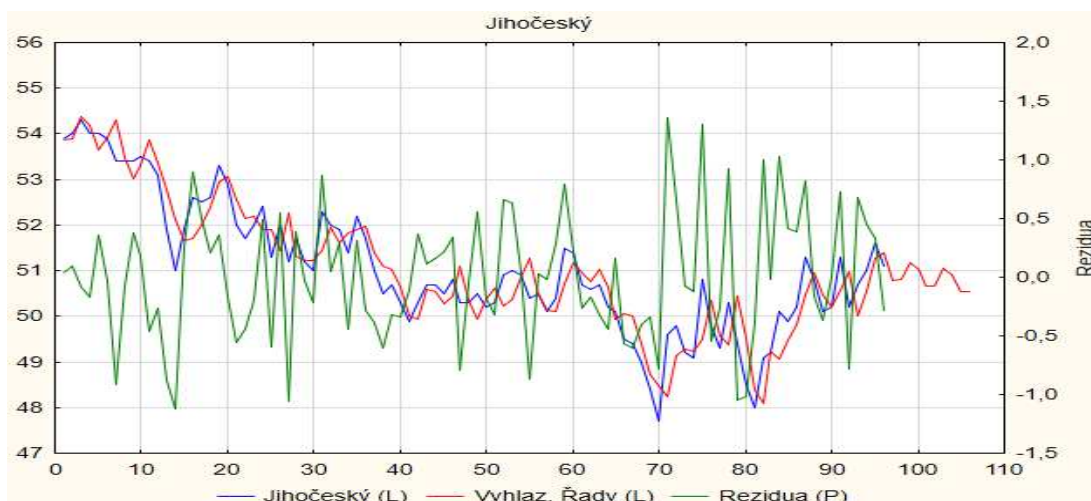
Graf č. 7 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Jihočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Časová řada ekonomické aktivity žen trvale žijících v Jihočeském kraji vykazuje statisticky významné sezónní kolísání, kdy platí vztah [2.7.]. Stejně jako u ekonomické aktivity mužů byly sezónní indexy u 1. a 2. čtvrtletí pod úrovní časové řady a ve 3. a 4. čtvrtletí byly nad úrovní časové řady. Průměrná hodnota časové řady byla 51,063 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 2. čtvrtletí v roce 2010, a to 47,7 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1993, a to 54,3 %. Pro predikci vývoje byly vytypovány 2 modely – aditivní lineární model a multiplikativní Wintersův model, s ohledem na vyšší MAPE byla dána přednost multiplikativnímu Wintersově modelu exponenciálního vyrovnání.

Graf č. 8 – Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnání časové řady ekonomické aktivity žen v Jihočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

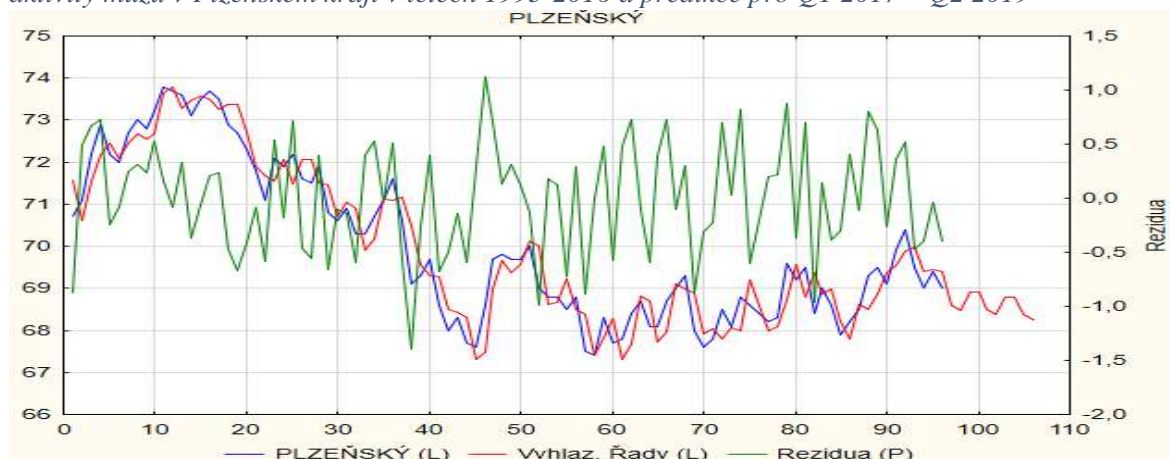


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.5 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Plzeňském kraji

V časové řadě ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Plzeňském kraji bylo prokázáno významné sezónní kolísání mezi čtvrtletími (Příloha č. 12). Statisticky významně se liší především 2. a 4. čtvrtletí, protože ve 2. čtvrtletí jsou hodnoty časové řady pod úrovní časové řady a ve 4. čtvrtletí nad úrovní časové řady (Příloha č. 3). V Plzeňském kraji největší podíl ekonomicky aktivních pracuje v odvětvích zpracovatelského a automobilového průmyslu. Průměrná hodnota časové řady byla 70,017 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla ve 2. čtvrtletí v roce 2007, a to 67,4 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1995, a to 73,8 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity u mužů byl zvolen multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnání, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE.

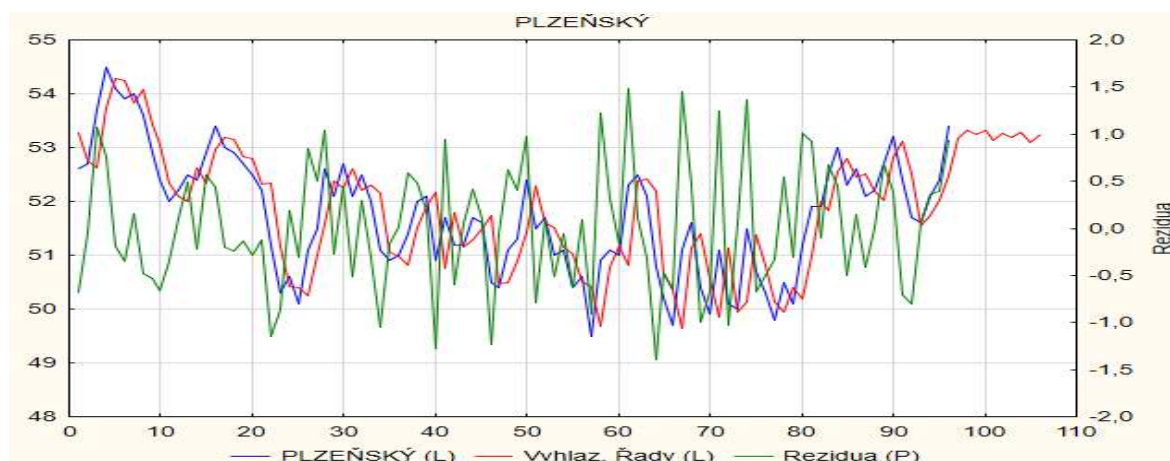
Graf č. 9 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Plzeňském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Významné sezónní kolísání u časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v Plzeňském kraji nebylo prokázáno (Příloha č. 12). Platí tedy vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 51,741 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2007, a to 49,5 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí v roce 1993, a to 54,5 %. V Graf č. 10 měla zpočátku časová řada klesající charakter, od roku 2012 začala úroveň ekonomické aktivity znovu stoupat. Bylo voleno z dvou modelů vhodných pro predikci vývoje, a to z modelu aditivního lineárního a z multiplikativního Wintersova modelu. Na základě nižší relativní chyby prognózy byl zvolen aditivní lineární model.

Graf č. 10 – Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Plzeňském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

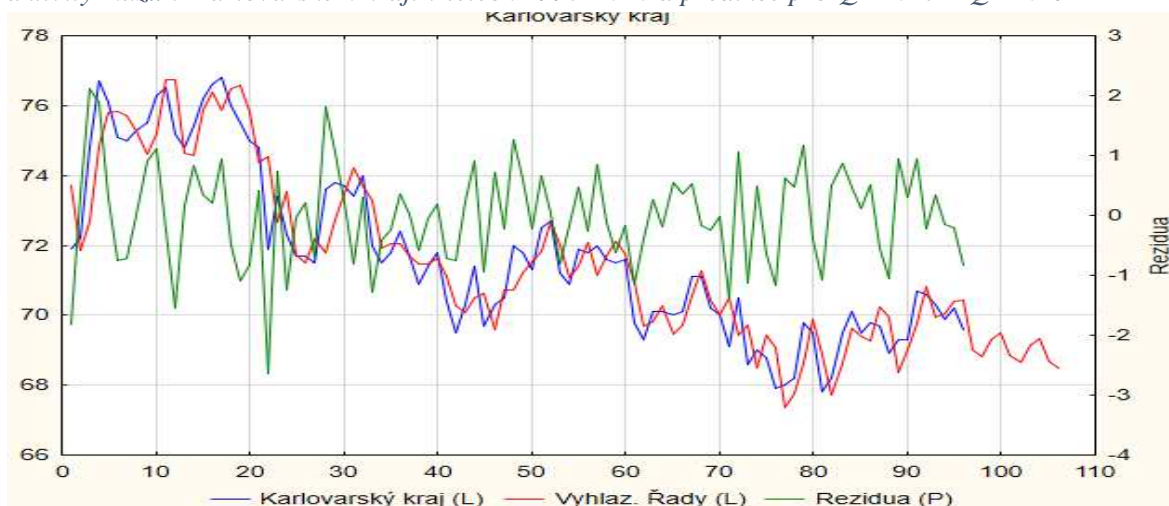


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.6 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Karlovarském kraji

U časové řady ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Karlovarském kraji bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání (Příloha č. 13). Ekonomická aktivita v Karlovarském kraji od roku 1998 spíše klesala, ale přitom se zde promítaly sezónní výkyvy. Průměrná hodnota časové řady byla 71,726 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2013, a to 67,8 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 1997, a to 76,8 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl zvolen multiplikativní Wintersův model, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE [2.10.]. Hodnoty sezónních indexů byly v 1. a 2. čtvrtletí pod úrovní časové řady a ve 3. a 4. čtvrtletí nad úrovní časové řady.

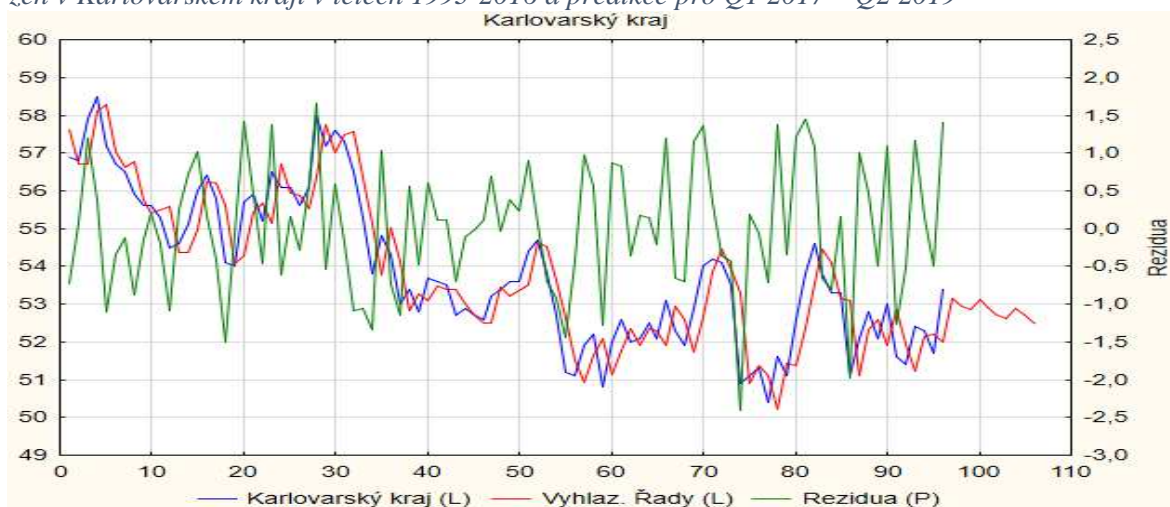
Graf č. 11 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Karlovarském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

U časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v Karlovarském kraji (Graf č. 12) nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání. Průměrná hodnota časové řady byla 53,895 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2012, a to 50,4 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí v roce 1993, a to 58,5 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byly vytipovány 2 modely. S ohledem na výši relativní chyby prognózy byl zvolen aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání. Druhým uvažovaným modelem byl lineární model exponenciálního vyrovnávání.

Graf č. 12 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Karlovarském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

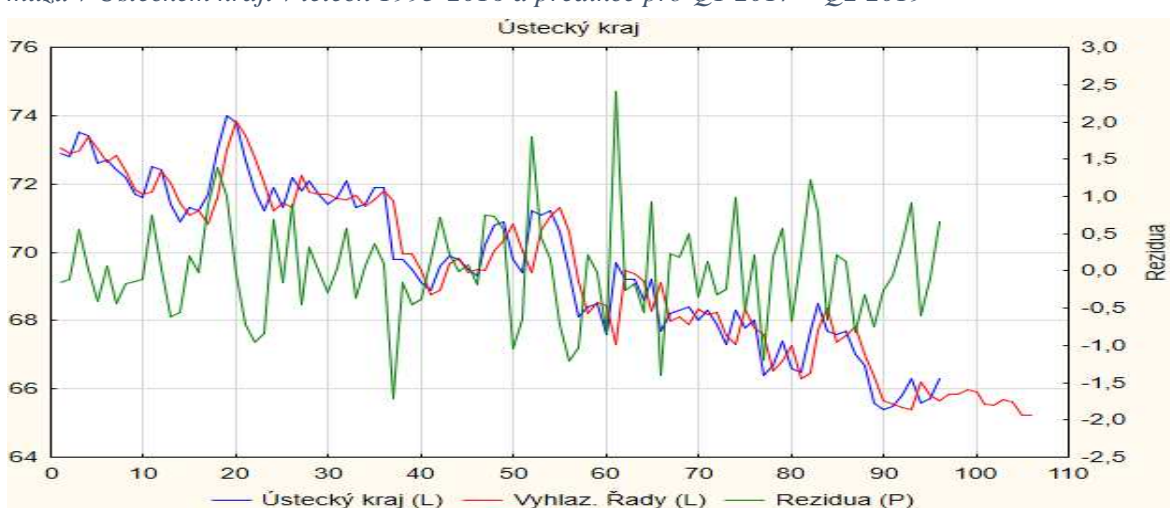


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.7 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Ústeckém kraji

Vývoj časové řady ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Ústeckém kraji Graf č. 13 potvrzuje vztah [2.8.], o statisticky nevýznamném sezónním kolísání (Příloha č. 14). Průměrná hodnota časové řady byla 69,745 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 2. čtvrtletí v roce 2015, a to 65,4 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1997, a to 74 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl zvolen aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE.

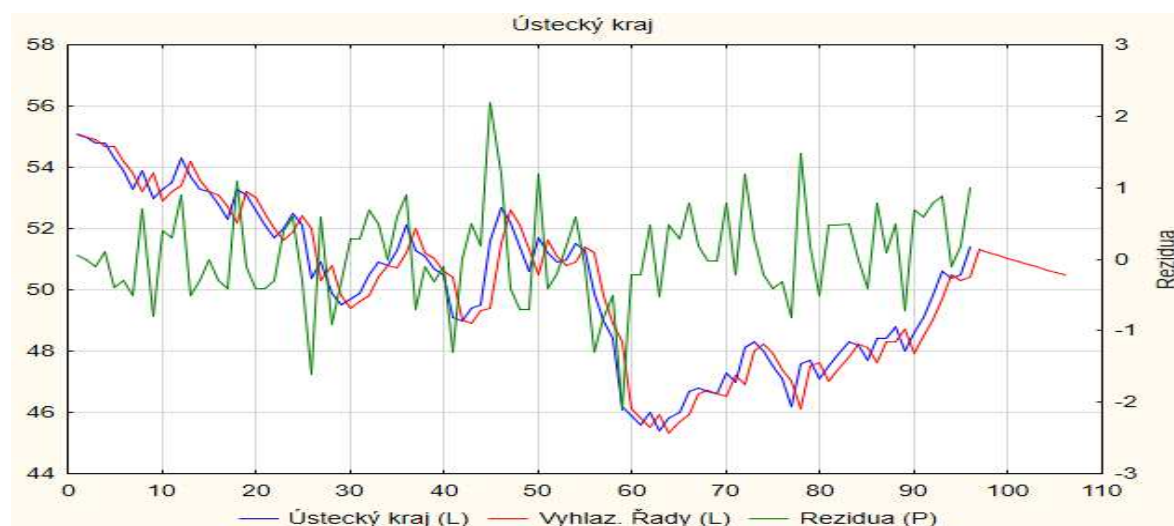
Graf č. 13 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Ústeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Pomocí ANOVA testu nebylo prokázáno sezónní kolísání časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v Ústeckém kraji (Graf č. 14), platí tedy vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 50,177 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla ve 3. čtvrtletí v roce 2008, a to 45,4 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 1993, a to 55,1 %. Při porovnání predikovaných hodnot a skutečně naměřených hodnot (Příloha č. 12), byl nejlepším modelem pro predikci vývoje ekonomické aktivity exponenciální model exponenciálního vyrovnávání, který byl zvolen na základě nejmenší relativní chyby prognózy.

Graf č. 14 - Exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Ústeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

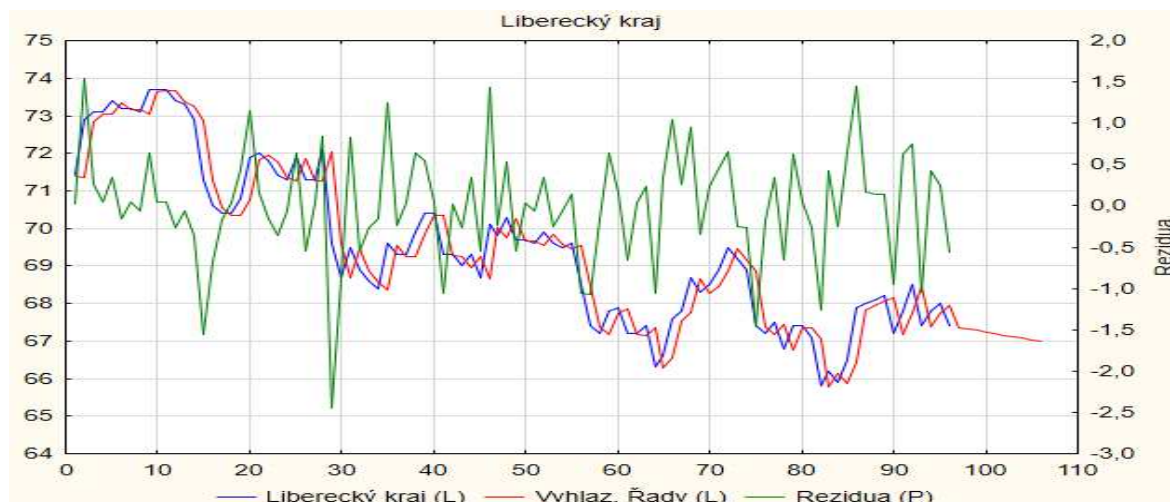


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.8 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Libereckém kraji

Časová řada ekonomické aktivity mužů trvale žijících v Libereckém kraji neprokázala pomocí testu Anova statisticky významné sezónní kolísání (Příloha č. 15). Platí tedy podmínka [2.8.] dle metodiky. Průměrná hodnota časové řady byla 69,49 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 2. čtvrtletí v roce 2013, a to 65,8 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo v 1., 2. i 3. čtvrtletí v roce 1995, a to 73,7 %. Dle hodnoty MAPE [2.10.], byl zvolen pro predikci vývoje ekonomické aktivity lineární model exponenciálního vyrovnávání (Graf č. 15).

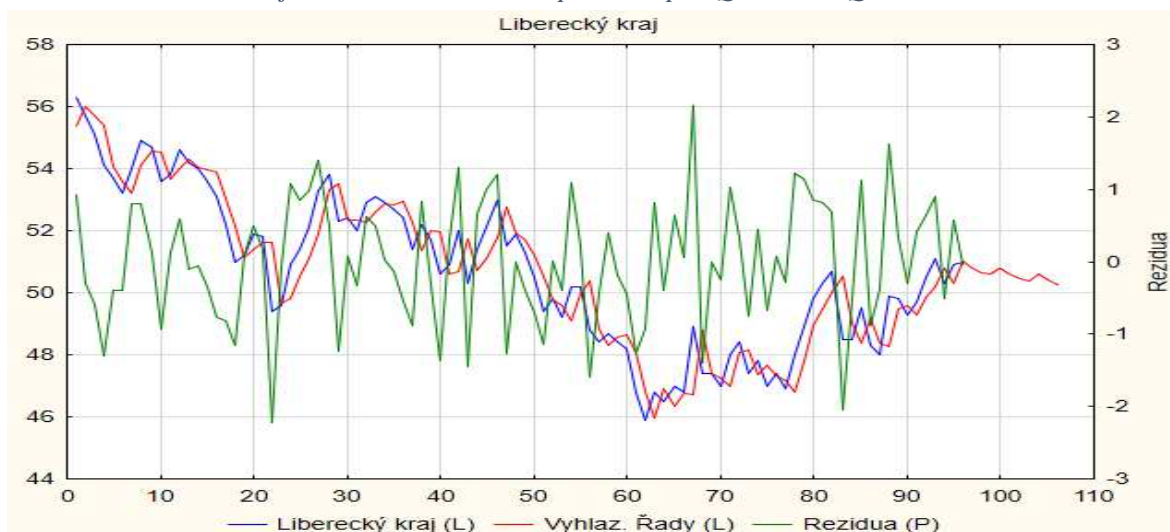
Graf č. 15 – Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Libereckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Graf č. 16 představuje vývoj časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v Libereckém kraji. U této časové řady nebylo rovněž prokázáno statisticky významné sezónní kolísání. Průměrná hodnota časové řady byla 50,692 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 2. čtvrtletí v roce 2008, a to 45,9 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 1993, a to 56,3 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl zvolen aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE. Predikované hodnoty určují, že se míra ekonomické aktivity bude v Libereckém kraji u žen snižovat.

Graf č. 16 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity u žen v Libereckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

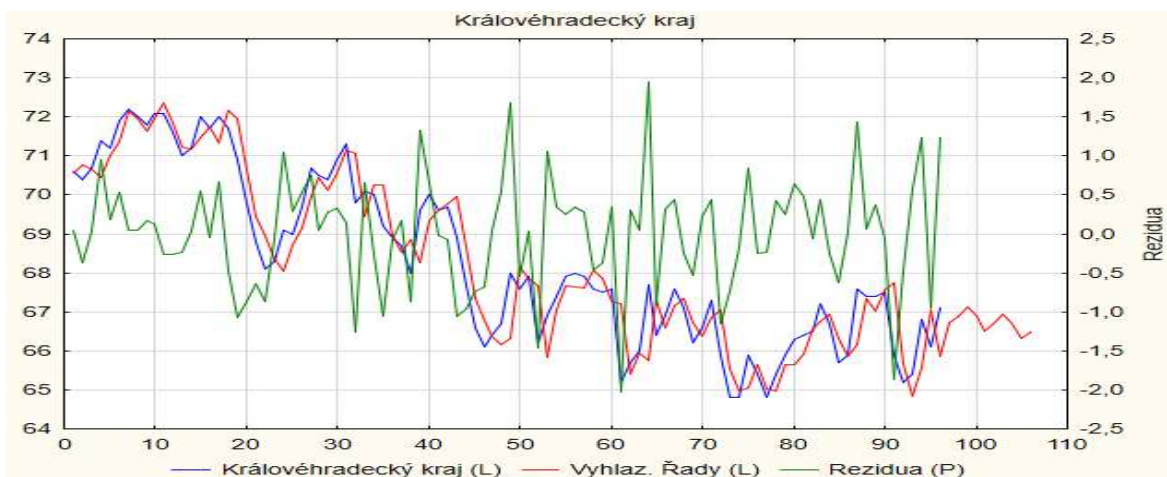


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.9 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Královéhradeckém kraji

Z (Příloha č. 16) je zřejmé neprokázání významného sezónního kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími u časové řady ekonomické aktivity mužů v Královéhradeckém kraji. Platí vztah ze vzorce [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 68,316 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. a 2. čtvrtletí v roce 2011 a v 1. čtvrtletí roku 2012, a to 64,8 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1994, a to 72,2 %. Dle nejnižší hodnoty MAPE [2.10.] byl za nejvhodnější model pro predikci vývoje ekonomické aktivity zvolen aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání. Vývoj časové řady ekonomické aktivity mužů v Královéhradeckém kraji (Graf č. 17) má klesající tendenci a ekonomická aktivita se od roku 1994 snižuje.

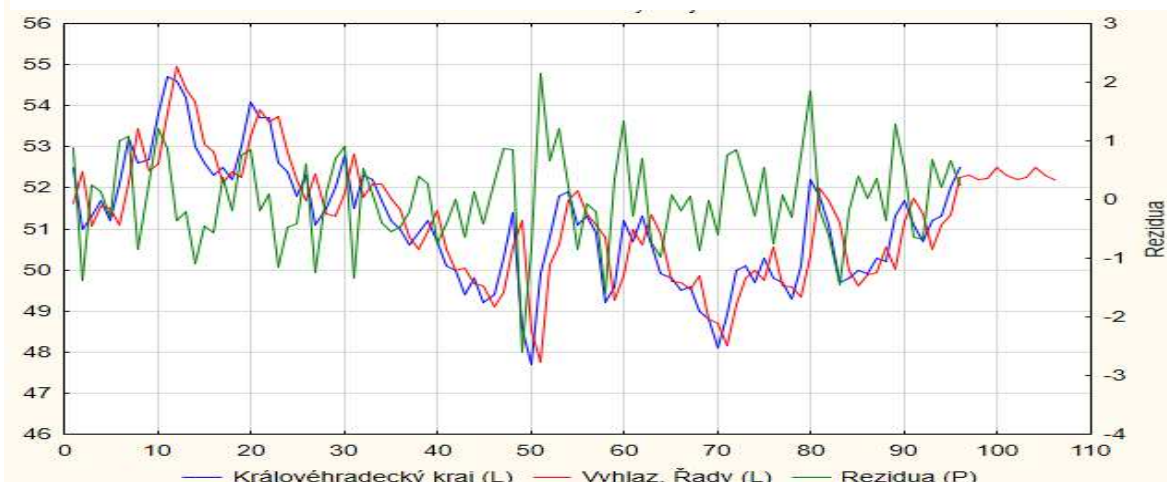
Graf č. 17 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Královéhradeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Test ANOVA hlavních efektů neprokázal statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími u časové řady ekonomické aktivity žen v Královéhradeckém kraji, platí vztah [2.8.], výsledek v (Příloha č. 16). V současné době hodnoty rostou a ekonomická aktivita se zvyšuje. Průměrná hodnota časové řady byla 51,126 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 2. čtvrtletí v roce 2005, a to 47,7 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1995, a to 54,7 %. Na základě nejnižší hodnoty MAPE [2.10.], byl za nejvhodnější model pro predikci vývoje časové řady ekonomické aktivity zvolen lineární model exponenciálního vyrovnávání (Graf č. 18).

Graf č. 18 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v Královéhradeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

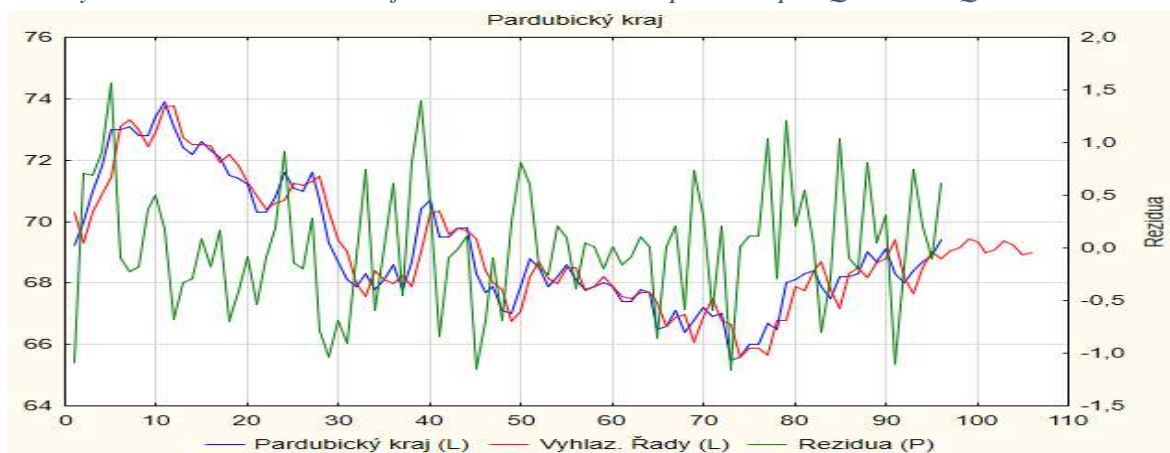


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.10 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Pardubickém kraji

Mezi lety 1994 až 2010 ekonomická aktivita klesala. Od roku 2010 ekonomická aktivita mužů v Pardubickém kraji začala opět růst (Graf č. 19). Pomocí testu ANOVA bylo prokázáno významné sezónní kolísání mezi čtvrtletími (Příloha č. 17). Průměrná hodnota časové řady byla 69,097 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2011, a to 65,5 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1995, a to 73,9 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl na základě relativní chyby prognózy zvolen multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání. Hodnoty sezónních indexů byly v 1. a 2. čtvrtletí pod úrovní časové řady a ve 3. a 4. čtvrtletí nad úrovní časové řady (Příloha č. 3).

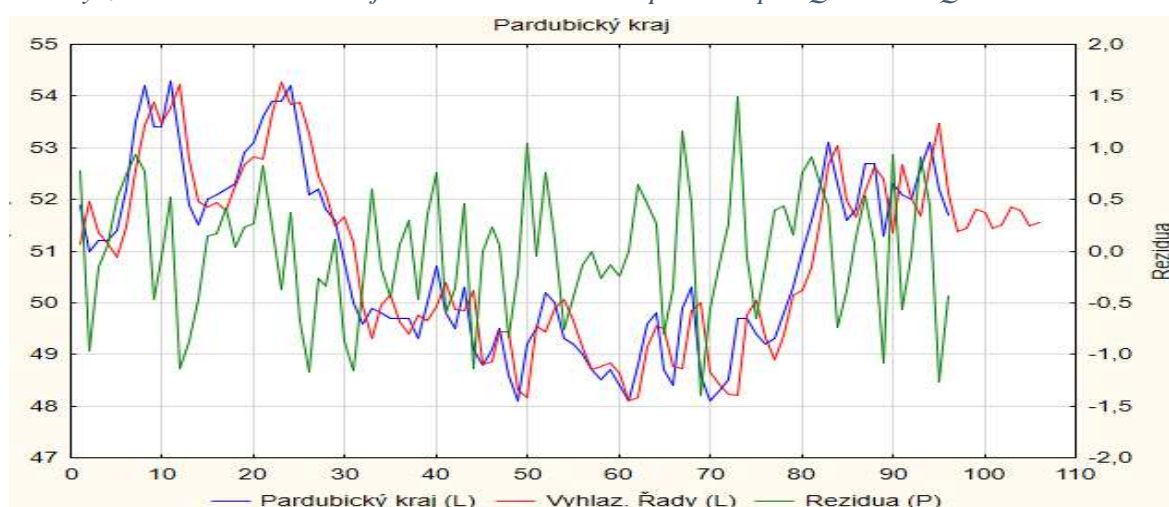
Graf č. 19 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Pardubickém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

U časové řady ekonomické aktivity žen v Pardubickém kraji (Graf č. 20) byl podobný vývoj jako u mužů (Graf č. 19), s rozdílem, že u ekonomické aktivity žen významné sezónní kolísání nebylo prokázáno. Průměrná hodnota časové řady byla 50,822 %. Nejnižší hodnoty ekonomické aktivity byly naměřeny ve třech období, a to v letech 2005, 2008 a 2010, kdy hodnota byla 48,1 %, nejvyšší hodnota byla v roce 1995, a to 54,3 %. I přes neprokázanou sezónnost byl použit pro predikci vývoje ekonomické aktivity multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE [2.10.].

Graf č. 20 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity žen v Pardubickém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

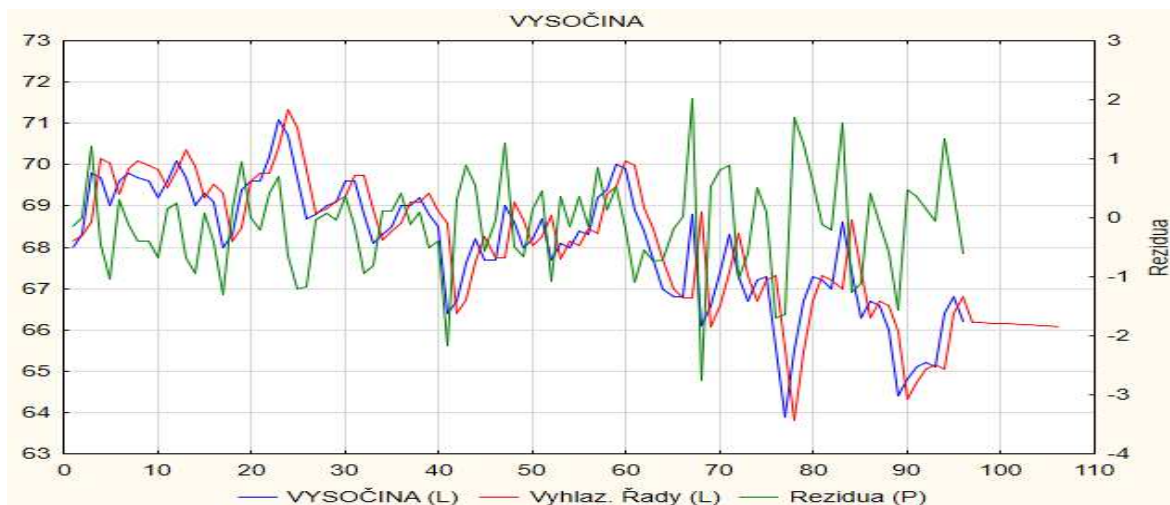


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.11 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v kraji Vysočina

Pomocí testu ANOVA bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání u časové řady ekonomické aktivity mužů trvale žijících v kraji Vysočina (Příloha č. 18). Platí vztah [2.7.]. Průměrná hodnota časové řady byla 68,073 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2012, a to 63,9 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1998, a to 71,1 %. Pro predikci budoucího vývoje časové řady ekonomické aktivity byl zvolen exponenciální model exponenciálního vyrovňování (Příloha č. 16), který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE [2.10.].

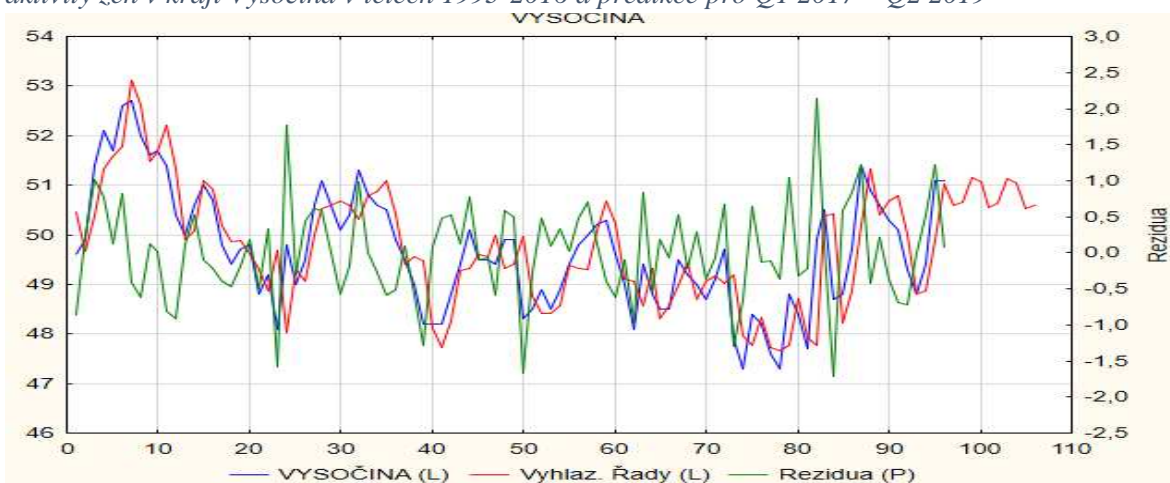
Graf č. 21 - Exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v kraji Vysočina v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

U časové řady ekonomické aktivity žen trvale žijících v kraji Vysočina bylo prokázáno statisticky významné kolísání (Příloha č. 18) a byl potvrzen vztah [2.7.]. Dle Graf č. 22 byla nejnižší hodnota ekonomické aktivity žen v kraji Vysočina v letech 2012–2013, kdy se ekonomická aktivita blížila hodnotě 47 %. Nejvyšší naměřená hodnota byla na přelomu roku 1993 a 1994, a to 52,7 %. Průměrná hodnota časové řady byla 49,689 %. Pro predikci budoucího vývoje časové řady ekonomické aktivity žen v kraji Vysočina byl použit multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE.

Graf č. 22 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity žen v kraji Vysočina v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

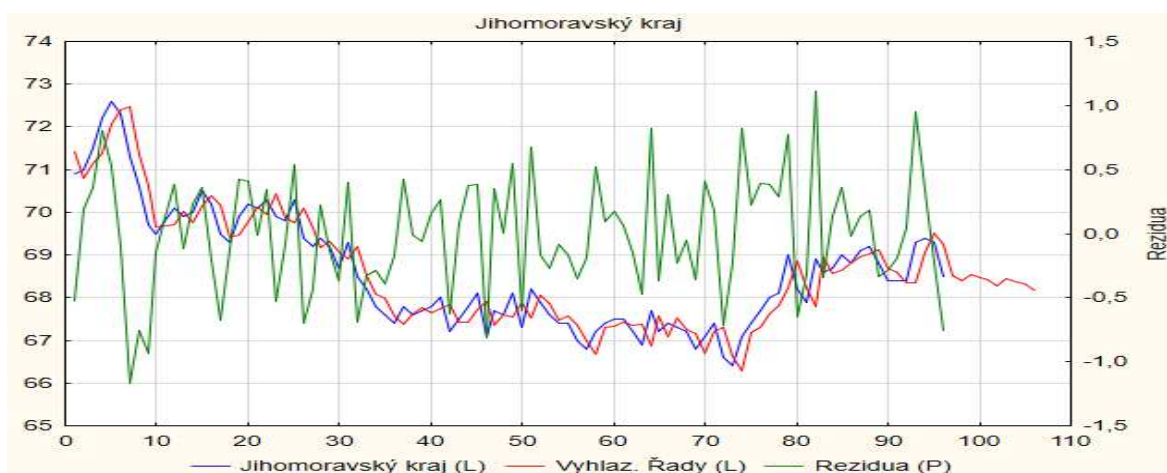


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.12 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Jihomoravském kraji

U časové řady ekonomické aktivity mužů v Jihomoravském kraji nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání mezi čtvrtletími (Příloha č. 19). Časová řada ekonomické aktivity u mužů v Jihomoravském kraji (Graf č. 23) se od roku 1999 stále snižovala. Její růst nastal až v roce 2011. Průměrná hodnota časové řady byla 68,611 %. Nejvyšší hodnota v časové řadě byla v 1. čtvrtletí v roce 1994, a to 72,6 %. Nejnižší hodnota v časové řadě byla zaznamenána v 1. čtvrtletí v roce 2011, a to 66,4 %. Na základě hodnoty MAPE, byl zvolen pro predikci vývoje časové řady aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání (Graf č. 23).

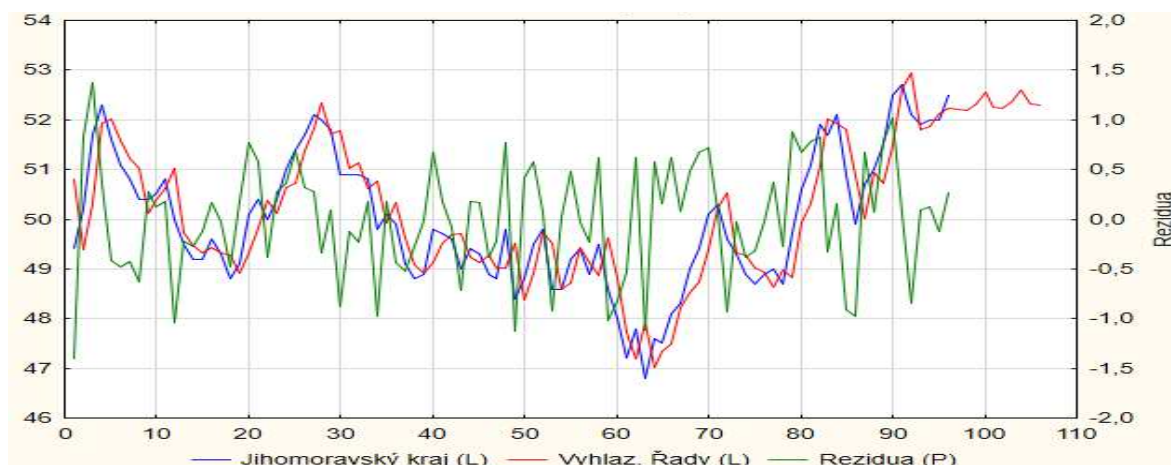
Graf č. 23 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Jihomoravském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

V časové řadě ekonomické aktivity žen v Jihomoravském kraji (Graf č. 24) bylo prokázáno sezónní kolísání, platí vztah [2.7.]. Průměrná hodnota časové řady byla 49,984 %. Nejvyšší hodnota v časové řadě byla naměřena ve 3. čtvrtletí roku 2015, a to 52,7 %. Nejnižší hodnota byla naměřena ve 3. čtvrtletí roku 2008, a to 46,8 %. Dle výsledku hodnoty MAPE [2.10.] viz (Příloha č. 19), byl zvolen za nejvhodnější model pro predikci vývoje multiplikační Wintersův model (Graf č. 24). V současné době má ekonomická aktivita u žen v Jihomoravském kraji rostoucí tendenci. U ekonomické aktivity žen v Jihomoravském kraji Graf č. 24 jsou zřejmé větší výkyvy hodnot v časové řadě, oproti ekonomické aktivitě mužů v Jihomoravském kraji Graf. č. 23. První tři čtvrtletí se statisticky významně lišila od 4. čtvrtletí, protože v prvních třech čtvrtletí jsou hodnoty sezónních indexů pod úroveň časové řady a naopak u 4. čtvrtletí jsou hodnoty nad úroveň časové řady.

Graf č. 24 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity žen v Jihomoravském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

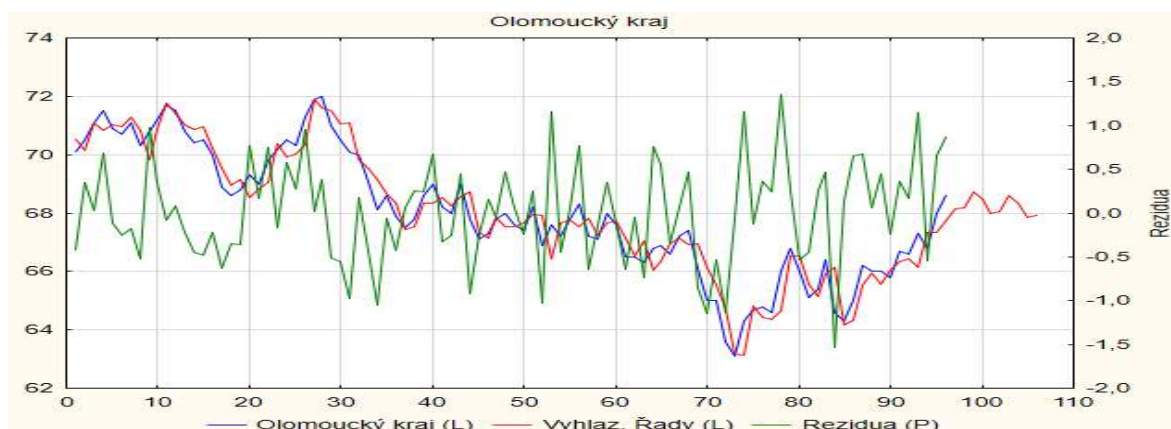


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.13 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Olomouckém kraji

Pro časovou řadu ekonomické aktivity mužů v Olomouckém kraji Graf č. 25, bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletními (Příloha č. 20). Nejvyšší hodnota v časové řadě byla naměřena ve 4. čtvrtletí v roce 1999, a to 72 %. Nejnižší hodnota byla zjištěna v 1. čtvrtletí v roce 2011, a to 63,1 %. Průměrná hodnota časové řady byla 68,010 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl zvolen multiplikativní Wintersův model. Tento model byl zvolen na základě nejnižší hodnoty MAPE a porovnání skutečných hodnot s hodnotami predikovanými. Hodnoty sezónních indexů byly v 1. a 2. čtvrtletí pod úrovní časové řady a ve 3. a 4. čtvrtletí nad úrovní časové řady

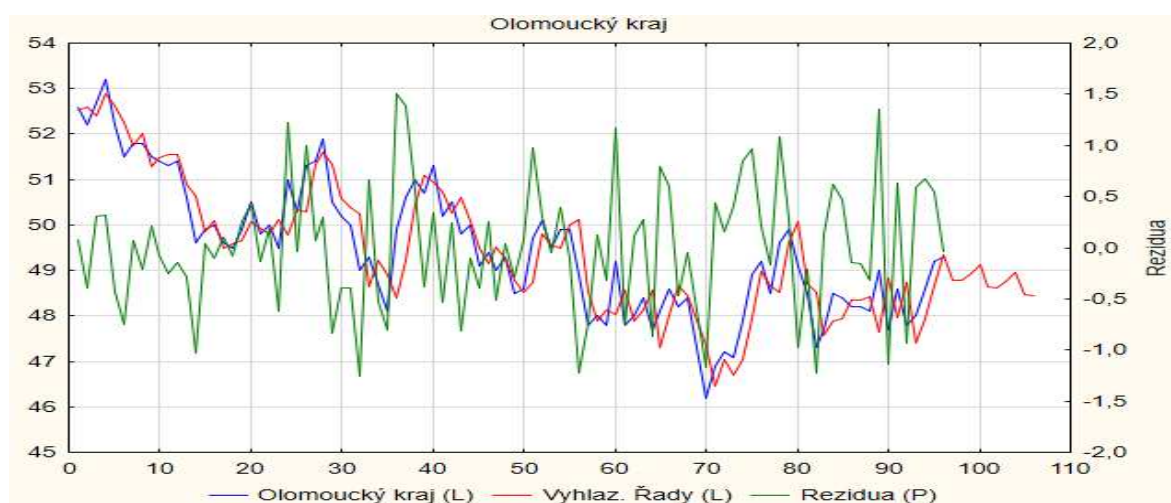
Graf č. 25 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity mužů v Olomouckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Dle testu ANOVA nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání u časové řady ekonomické aktivity žen v Olomouckém kraji. Nejvyšší hodnota v časové řadě se vyskytovala ve 4. čtvrtletí roku 1993, a to 53,2 %. Nejnižší hodnota ve sledovaném období byla z 2. čtvrtletí roku 2010, a to 46,2 %. Průměrná hodnota časové řady byla 49,469 %. I přes neprokázané sezónní kolísání, byl zvolen pro predikci vývoje multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování, protože výsledná p – hodnota v ANOVA testu byla na hranici mezi statisticky významným a statisticky nevýznamným sezónním kolísáním.

Graf č. 26 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity žen v Olomouckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

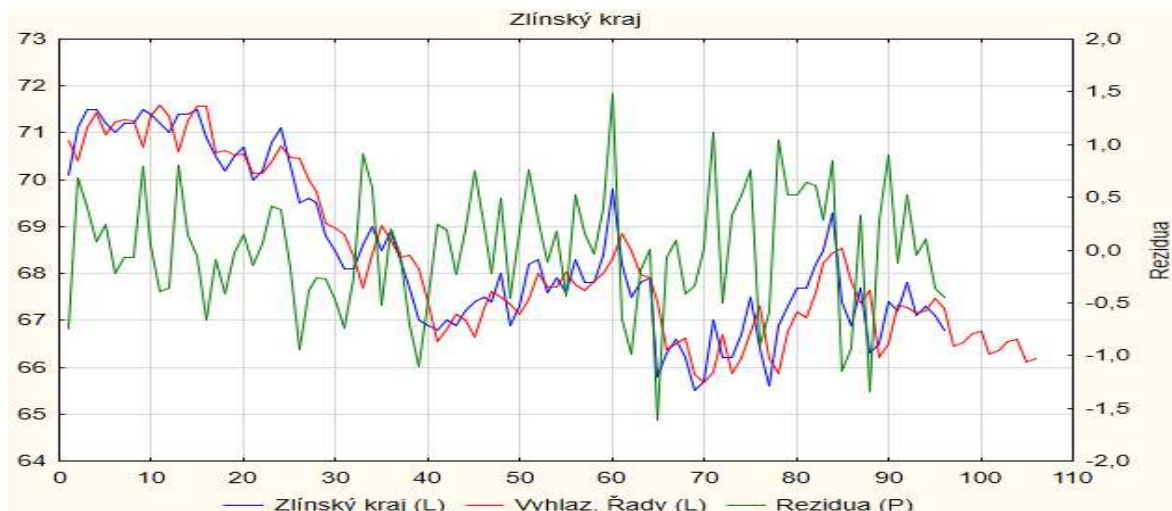


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.14 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen ve Zlínském kraji

Časová řada ekonomické aktivity mužů ve Zlínském kraji vykazuje statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími, platí vztah [2.7.]. Z Graf č. 27 jsou zřejmé dva extrémní výkyvy, a to ve 4. čtvrtletí roku 2007 a roku 2013, kdy se hodnoty pohybovaly v intervalu 69,3 a 69,8 %. Nejvyšší hodnoty byly ve 3. a 4. čtvrtletí roku 1993, v 1. čtvrtletí roku 1995 a ve 3. čtvrtletí roku 1996, a to 71,5 %. Nejnižší hodnota byla v 1. čtvrtletí roku 2010, a to 65,5 %. Průměrná hodnota časové řady byla 68,424 %. Pro predikci vývoje ekonomické řady byl zvolen multiplikativní Wintersův model, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE [2.10.] viz (Příloha č. 19). Statisticky významně se liší zejména 1. a 4. čtvrtletí, protože v 1. čtvrtletí jsou hodnoty časové řady pod úrovní a ve 4. čtvrtletí nad úrovní časové řady (Příloha č. 3).

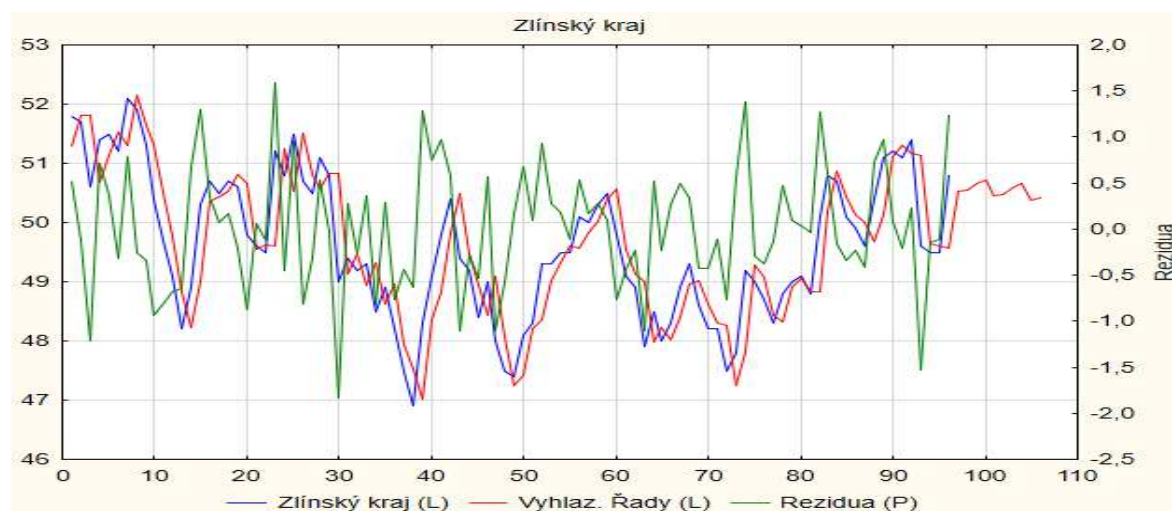
Graf č. 27 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity mužů ve Zlínském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Časová řada ekonomické aktivity žen ve Zlínském kraji nevykazuje statisticky významné sezónní kolísání viz (Příloha č. 21), platí tedy vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 49,605 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 2. čtvrtletí v roce 2002, a to 46,9 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1994, a to 52,1 %. Nejmenší hodnota chyby MAPE [2.10.] viz (Příloha č. 19), byla nalezena u aditivního lineárního modelu, který byl zvolen pro predikci vývoje časové řady ekonomické aktivity.

Graf č. 28 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity žen ve Zlínském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

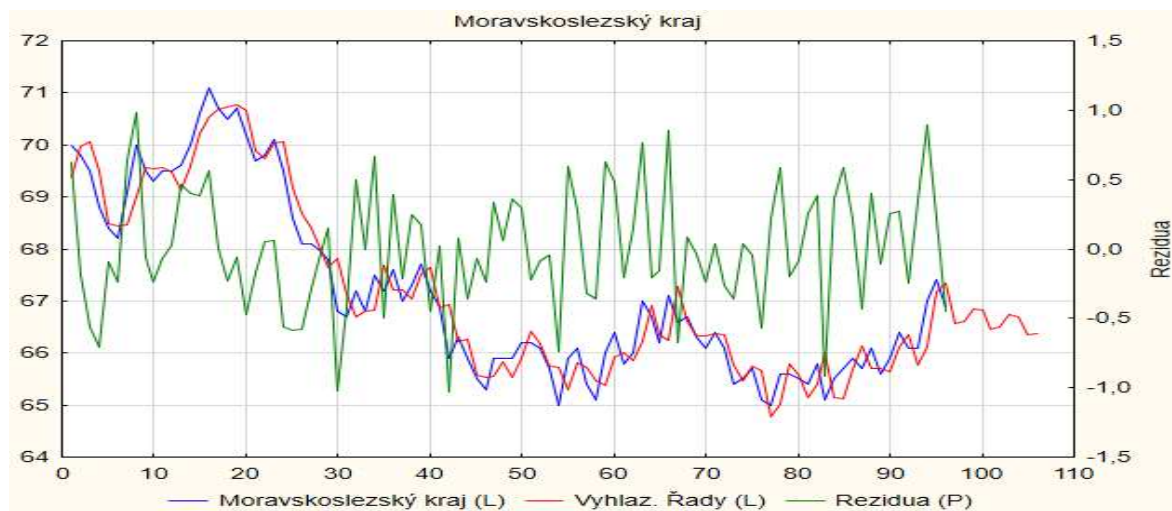


Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

4.1.15 Vývoj ekonomické aktivity mužů a žen v Moravskoslezském kraji

Hodnota sezónního kolísání u časové řady ekonomické aktivity mužů v Moravskoslezském kraji byl na hranici mezi statisticky významným a statisticky nevýznamným sezónním kolísáním. Sezónnost nebyla prokázána jen na velmi nízké úrovni (Příloha č. 22), platí tedy vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 67,17 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla v 1. čtvrtletí v roce 2012, a to 65 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí v roce 1996, a to 71,1 %. Nejvhodnějším modelem pro predikci budoucího vývoje byl aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání, a to dle nejnižší hodnoty MAPE [2.10.].

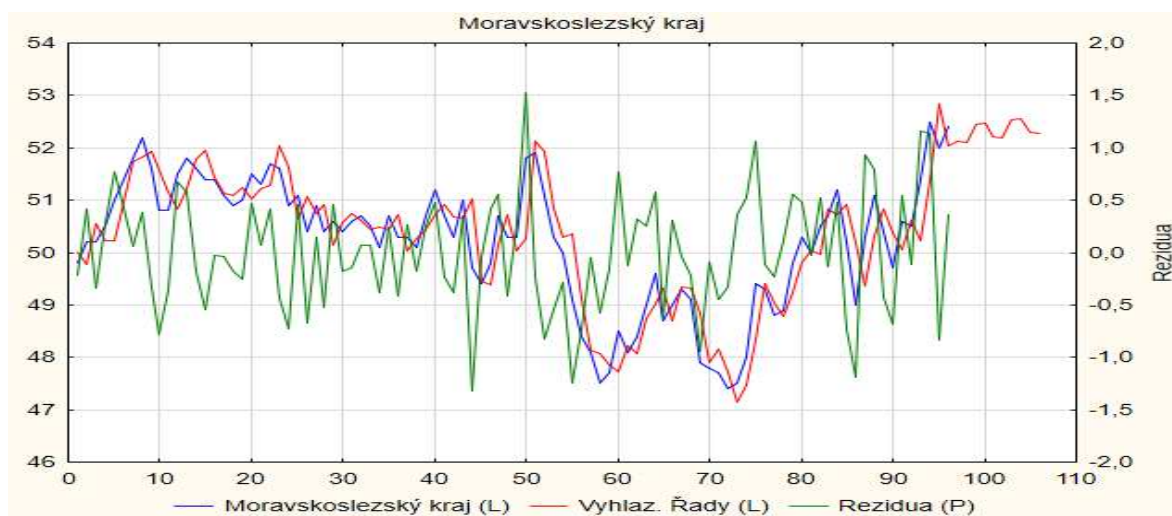
Graf č. 29 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady ekonomické aktivity mužů v Moravskoslezském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

Časová řada ekonomické aktivity u žen trvale žijících v Moravskoslezském kraji vykazuje statisticky významné sezónní kolísání (Příloha č. 22). Platí vztah [2.7.] dle metodiky. Průměrná hodnota časové řady byla 50,209 %. Nejnižší ekonomická aktivita byla ve 4. čtvrtletí v roce 2010, a to 65 %. Nejvyšší ekonomické aktivity bylo dosaženo ve 2. čtvrtletí v roce 2016, a to 52,5 %. Byly vytipovány 2 modely vhodné pro predikci. Rozhodovalo se mezi multiplikačním Wintersovým modelem a aditivním lineárním modelem. Byl zvolen aditivní lineární model, který vykazoval nižší hodnotu chyby MAPE [2.10.] (Příloha č. 22) a lépe predikoval budoucí vývoj ekonomické aktivity žen v Moravskoslezském kraji.

Graf č. 30 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovňování časové řady ekonomické aktivity žen v Moravskoslezském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: vlastní zpracování, ČSÚ

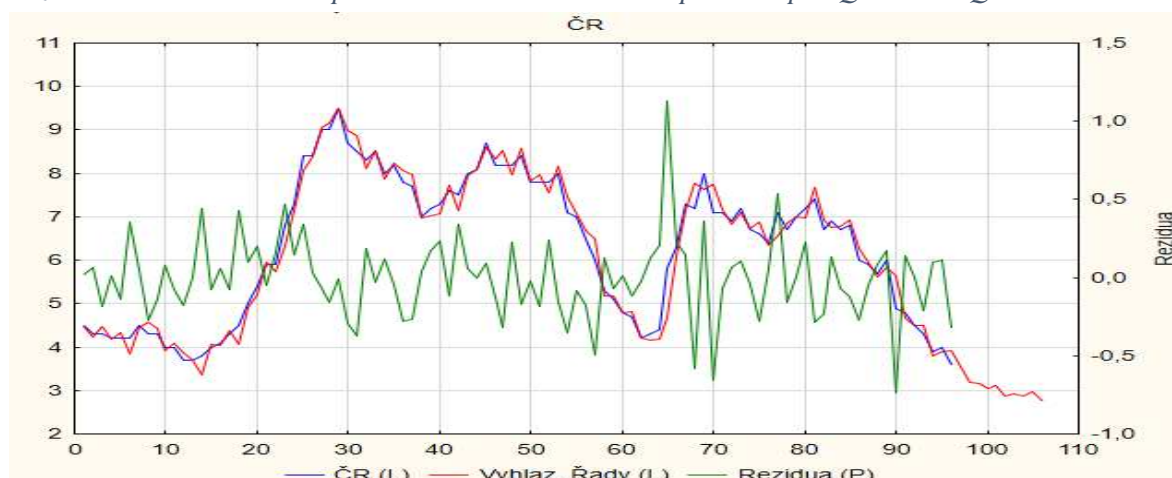
4.2 Analýza časových řad obecné míry nezaměstnanosti

V analýze časových řad obecné míry nezaměstnanosti bylo zkoumáno celkem 15 časových řad. Časové řady reprezentovaly 14 krajů České republiky a časovou řadu obecné míry nezaměstnanosti za celou Českou republiku. Časové řady byly analyzovány v období od roku 1993 do roku 2016, po jednotlivých čtvrtletích. V současné době je nezaměstnanost na velmi nízké úrovni. Obecně lze říci, že nyní v České republice panuje plná zaměstnanost. Nejnižší průměr ze všech časových řad, měla časová řada obecné míry nezaměstnanosti v hlavním městě Praze. Průměrná hodnota obecné míry nezaměstnanosti v Praze byla 3,13 %. Nejvyšší průměrná hodnota obecné míry nezaměstnanosti byla naměřena v Ústeckém kraji, a to 10,51 %. Maximální hodnoty časových řad se nejčastěji vyskytovaly v letech 1999 a 2000, kdy byla obecná míra nezaměstnanosti nejvyšší. Naopak nejvyšší nezaměstnanost byla naměřena nejčastěji v letech 1993-1997. Ve 4. čtvrtletí roku 2016 byla nejnižší hodnota v hlavním městě, a to 2,2 %. Na druhém místě byl Jihočeský kraj, kde obecná míra nezaměstnanosti byla pouze o 1 desetinu vyšší než v Praze, a to 2,3 %. Nejvyšší hodnota nezaměstnanosti v posledním období časové řady byla v Moravskoslezském kraji, a to 5,9 %. Na druhém místě byl Karlovarský kraj s hodnotou 5,7 %. Na konci pozorovaného období bylo v České republice celkem 191 800 nezaměstnaných osob a počet nezaměstnaných stále klesá. V následující části diplomové práce jsou analyzovány jednotlivé časové řady obecné míry nezaměstnanosti v jednotlivých krajích.

4.2.1 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v České republice

U časové řady obecné míry nezaměstnanosti v České republice bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání (Příloha č. 26). Platí vztah [2.7.] dle metodiky. Průměrná hodnota časové řady byla 6,3 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 4. čtvrtletí v roce 2016, a to 3,6 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2000, a to 9,5 %. Pro predikci vývoje obecné míry nezaměstnanosti byl zvolen multiplikační model s tlumeným trendem, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE. Na konci roku 2016 byla v České republice zjištěna nejnižší nezaměstnanost za celé sledované období od roku 1993–2016.

Graf č. 31 - Multiplikativní tlumený trend exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v České republice v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

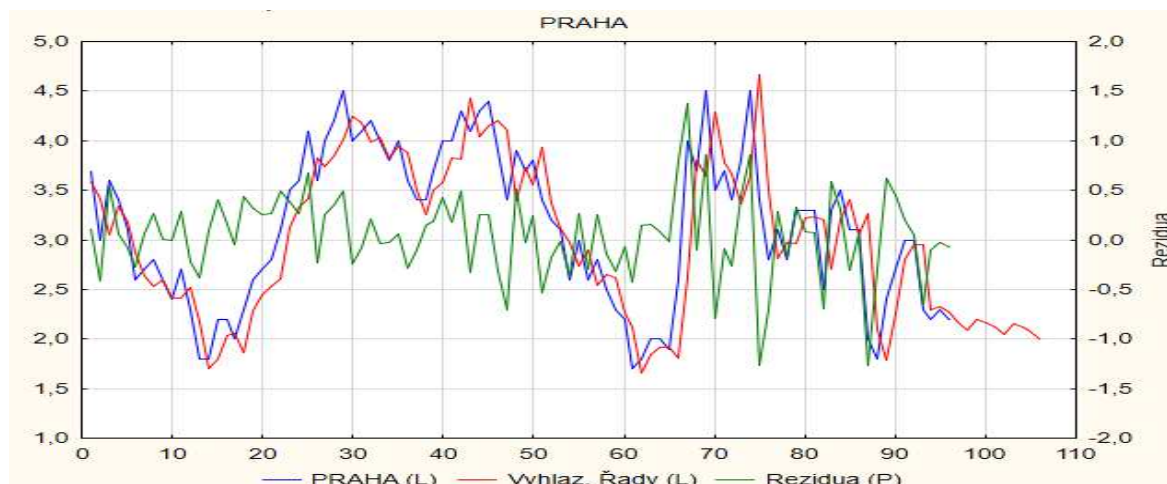


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.2 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Praze

V hlavním městě Praze nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání u obecné míry nezaměstnanosti (Příloha č. 27). Platí vztah [2.7.] dle metodiky. Průměrná hodnota časové řady byla 3,1 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla v 1. čtvrtletí roku 2008, a to 1,7 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v letech 2000 a 2001 a také v 2. čtvrtletí roku 2011, a to 4,5 %. Na základě chyby MAPE [2.10.], byl nejvhodnějším modelem aditivní model s tlumeným trendem. Z důvodu přesnější predikce vývoje nezaměstnanosti a nízké hodnoty MAPE byl zvolen multiplikativní exponenciální model.

Graf č. 32 - Multiplikativní exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Praze v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

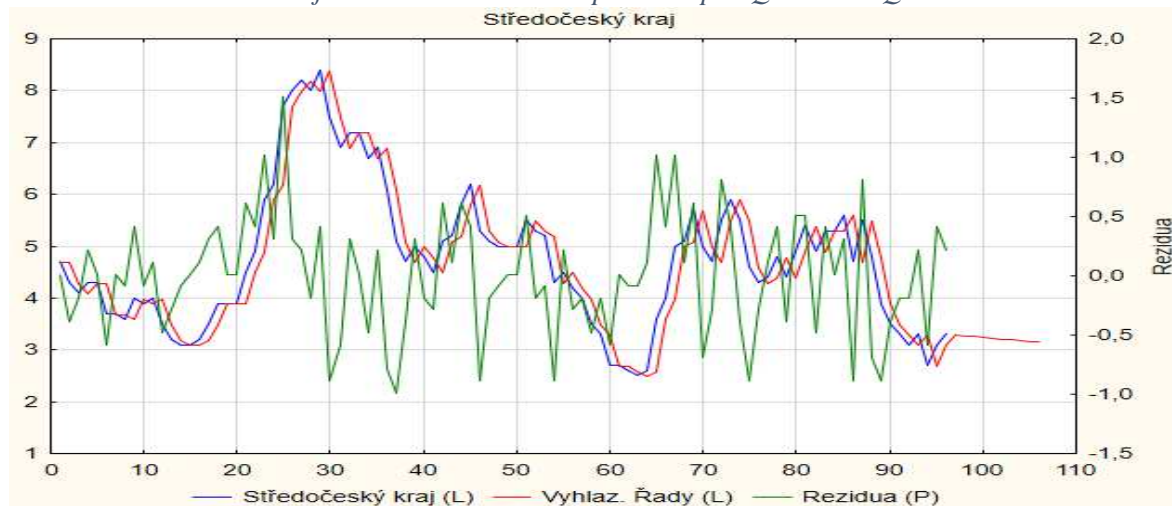


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.3 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji

U časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání u jednotlivých čtvrtletí. Průměrná hodnota časové řady byla 4,8 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 3. čtvrtletí v roce 2008, a to 2,5 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2000, a to 8,4 %. Pro predikci vývoje nezaměstnanosti ve Středočeském kraji byl zvolen lineární model exponenciálního vyrovňování, který nejlépe predikoval budoucí hodnoty, které se nejvíce blížily ke skutečně naměřeným hodnotám. Vývoj nezaměstnanosti ve Středočeském kraji zobrazuje Graf č. 33.

Graf č. 33 - Lineární model exponenciálního vyrovňování časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

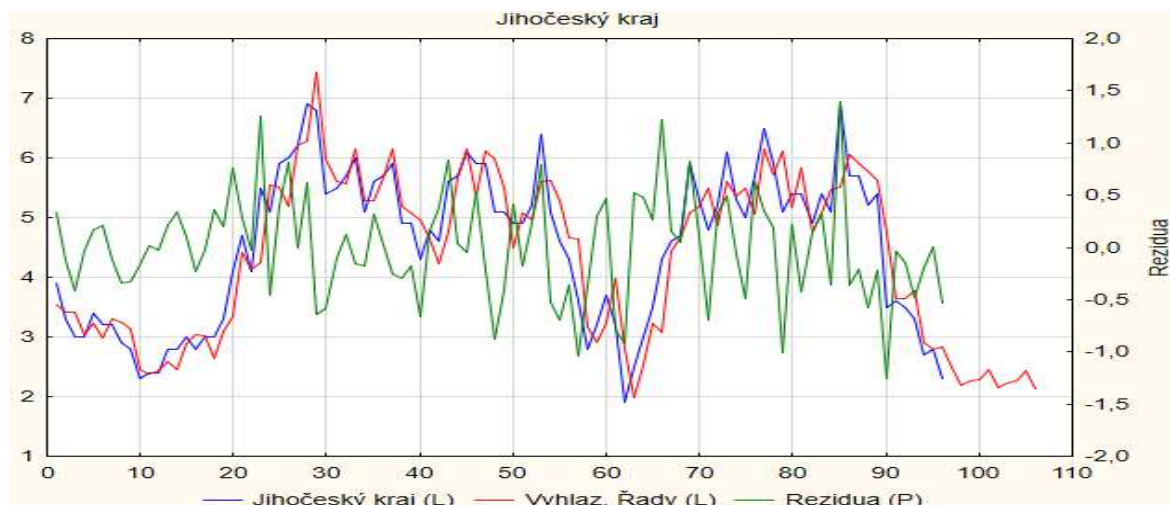


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.4 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Jihočeském kraji

V Jihočeském kraji bylo pomocí testu ANOVA prokázáno statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími u obecné míry nezaměstnanosti (Příloha č. 29). Průměrná hodnota časové řady byla 4,5 %. Jihočeský kraj má druhý nejnižší průměr z analyzovaných časových řad. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 2. čtvrtletí roku 2008, a to 1,9 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí roku 1999 viz Graf č. 34. Při statisticky významném sezónním kolísání jednotlivých čtvrtletí byl za nejvhodnější model zvolen multiplikativní Wintersův model, který nejlépe predikoval budoucí hodnoty časové řady. Vypočtená hodnota MAPE [2.10.], byla nejnižší u aditivního lineárního modelu, ale lépe predikoval multiplikativní Wintersův model, který byl zvolen.

Graf č. 34 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihočeském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

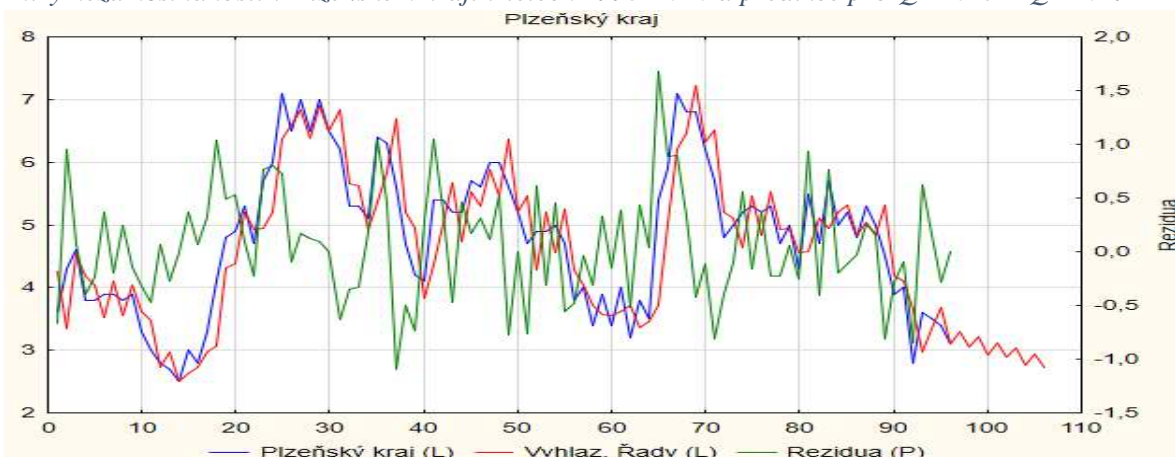


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.5 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji

U časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání u jednotlivých čtvrtletí. Platí vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 4,8 %. Plzeňský kraj má čtvrtý nejnižší průměr ze 14 časových řad. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla v 2. čtvrtletí v roce 1996, a to 2,5 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 1999, a to 7,1 %. Plzeňský kraj měl v červenci po čtvrté po sobě nejnižší podíl nezaměstnaných mezi 14 kraji. Pro predikci vývoje nezaměstnanosti byl zvolen multiplikativní exponenciální model, který vykazoval nejnižší hodnotu MAPE [2.10.] viz (Příloha č. 30).

Graf č. 35 - Multiplikativní exponenciální model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

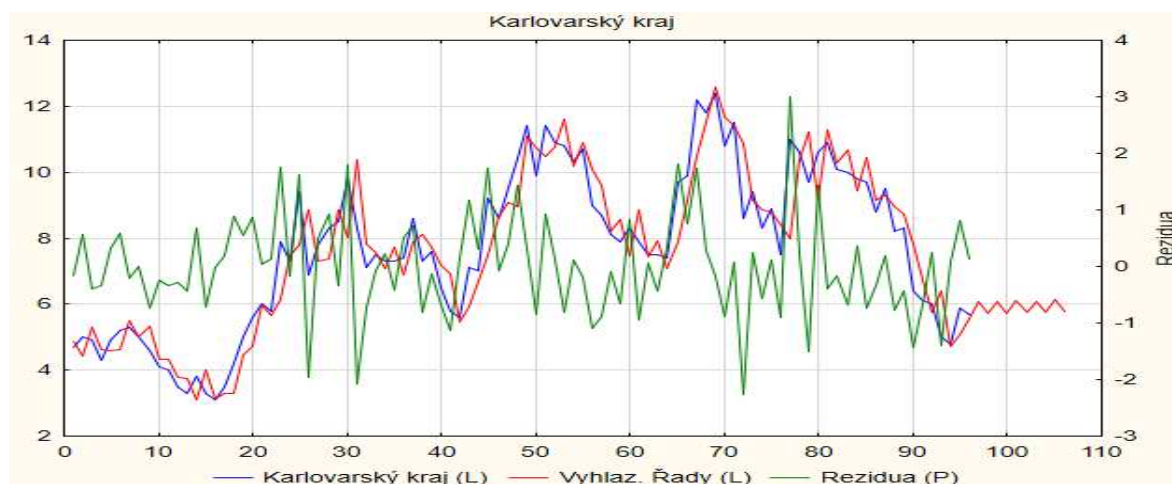


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.6 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji

U časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji bylo pomocí testu ANOVA prokázáno statisticky významné sezónní kolísání (Příloha č. 31). Platí vztah [2.8.] dle metodiky. Průměrná hodnota časové řady byla 7,7 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 4. čtvrtletí v roce 1996, a to 3,1 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2010, a to 12,4 %. Na základě hodnoty chyby MAPE [2.10.], byl za nejvhodnější model zvolen multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování, který nejlépe predikoval vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji pro následující období.

Graf č. 36 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovňování časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

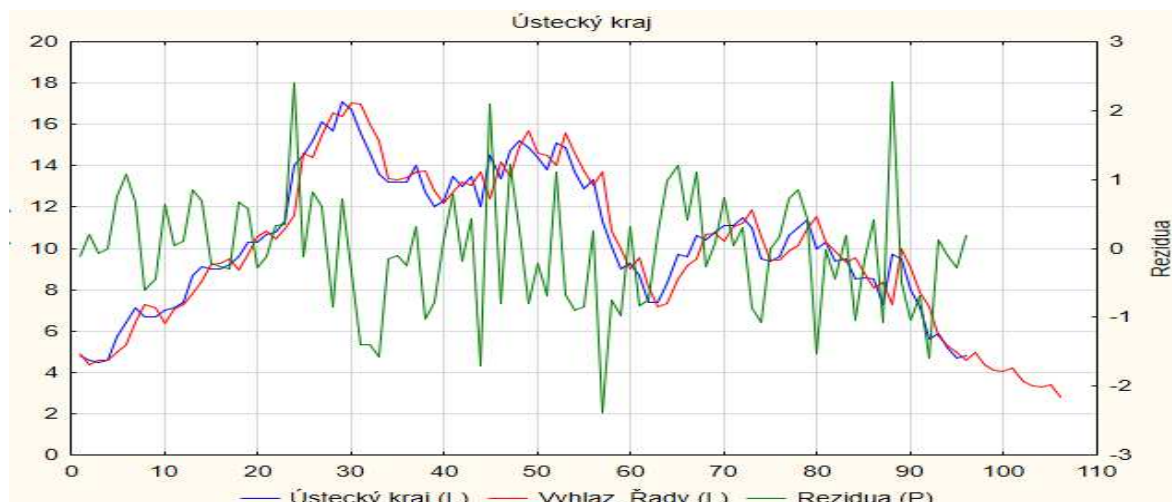


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.7 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji

U časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji Graf. č. 37 nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání. Průměrná hodnota časové řady byla 10,5 %. Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji během sledovaného období podstatně převyšovala hodnoty u jiných krajů České republiky. Na konci sledovaného období ve 4. čtvrtletí roku 2016 byla vyšší míra nezaměstnanosti pouze v Karlovarském a v Moravskoslezském kraji. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 3. čtvrtletí v roce 1993, a to 4,5 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2000, a to 17,1 %. Na základě hodnoty MAPE, byl zvolen pro predikci vývoje časové řady aditivní lineární model exponenciálního vyrovňování (Příloha č. 25).

Graf č. 37 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

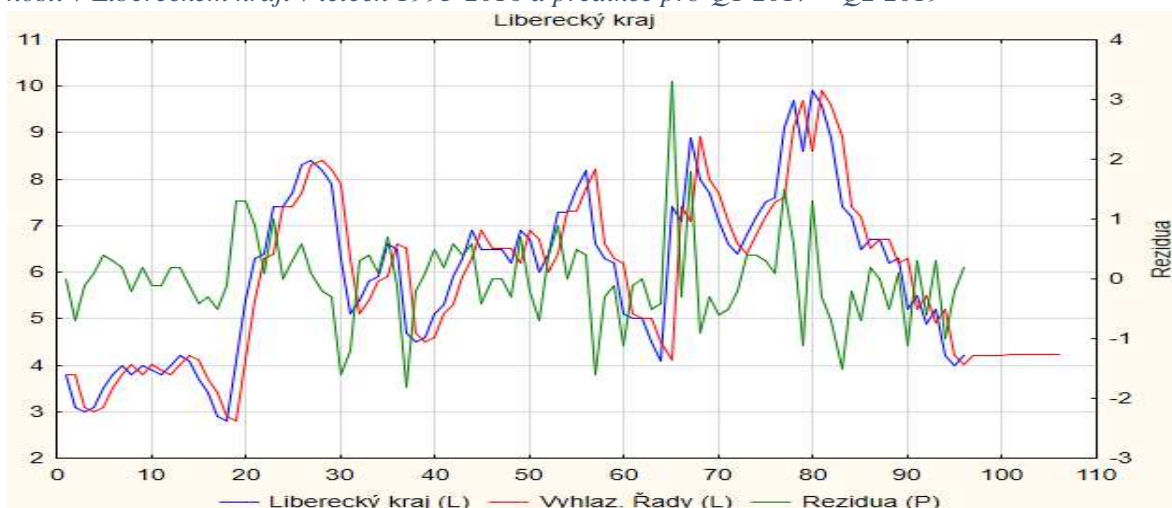


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.8 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji

Časová řada obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji nevykazuje statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími v období roku 1993 až 2016. Platí vztah [2.7.] Průměrná hodnota časové řady byla 6 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 2. čtvrtletí v roce 1997, a to 2,8 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí v roce 2012, a to 9,9 %. Model, který nejlépe predikuje vývoj obecné míry nezaměstnanosti byl zvolen na základě nejnižší chyby MAPE, a tím byl lineární model.

Graf č. 38 - Lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

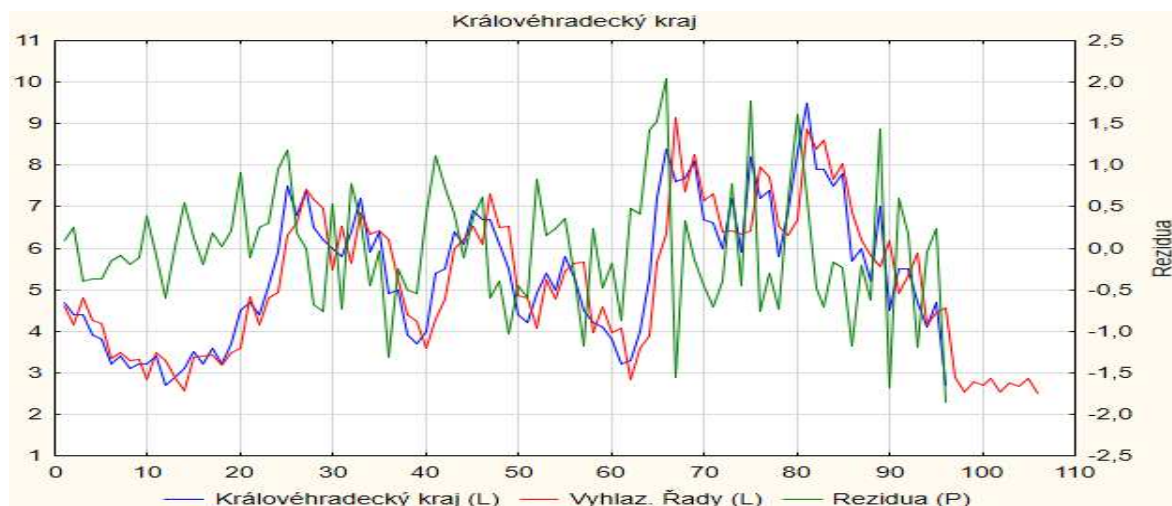


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.9 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji

Na základě testu ANOVA bylo prokázáno u časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji statisticky významné sezónní kolísání (Příloha č. 34). Platí vztah [2.8.] dle metodiky. Sezónní kolísání je způsobeno především podílem sezónních pracích v cestovním ruchu. Průměrná hodnota časové řady byla 5,4 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 4. čtvrtletí v roce 1995 a 2016, a to 2,7 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2013, a to 9,5 %. Z důvodu prokázání statisticky významné sezónnosti v časové řadě a na základě nejnižší hodnoty MAPE, byl zvolen multiplikativní Wintersův model pro predikci vývoje (Příloha č. 25).

Graf č. 39 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

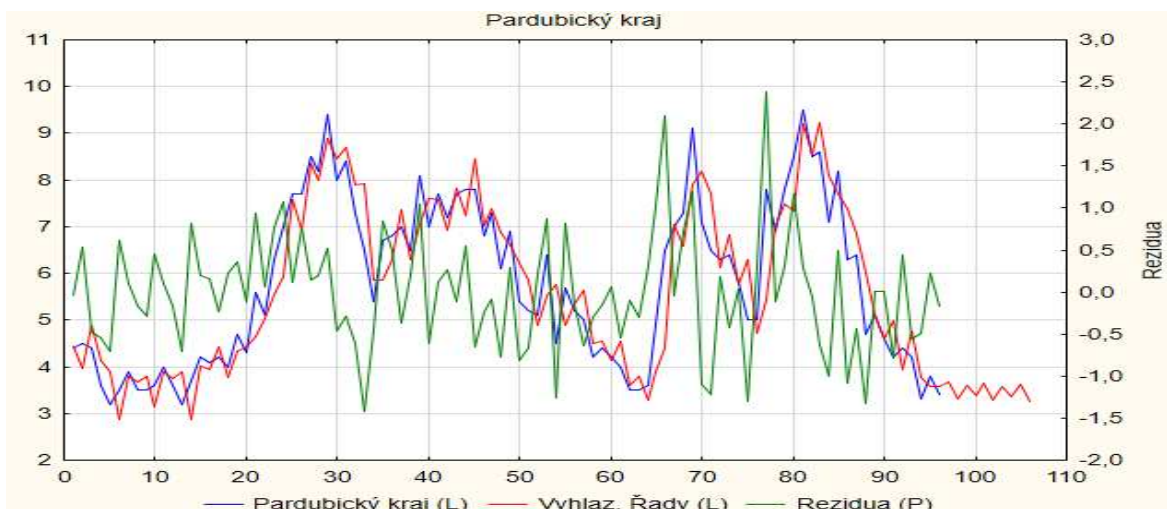


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.10 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Pardubickém kraji

V Pardubickém kraji u obecné míry nezaměstnanosti bylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími viz (Příloha č. 35). Platí vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 5,8 %. Průměrná hodnota v Pardubickém kraji zaujímá 7. místo z celkových 14 krajů. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla v 1. čtvrtletí v roce 1994, a to 3,2 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2013, a to 9,5 %. Pro predikci vývoje ekonomické aktivity byl zvolen multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání, který nevykazoval nejnižší hodnotu MAPE, ale nejlépe predikoval budoucí hodnoty, které byly porovnány se skutečně naměřenými hodnotami Českého statistického úřadu.

Graf č. 40 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Pardubickém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

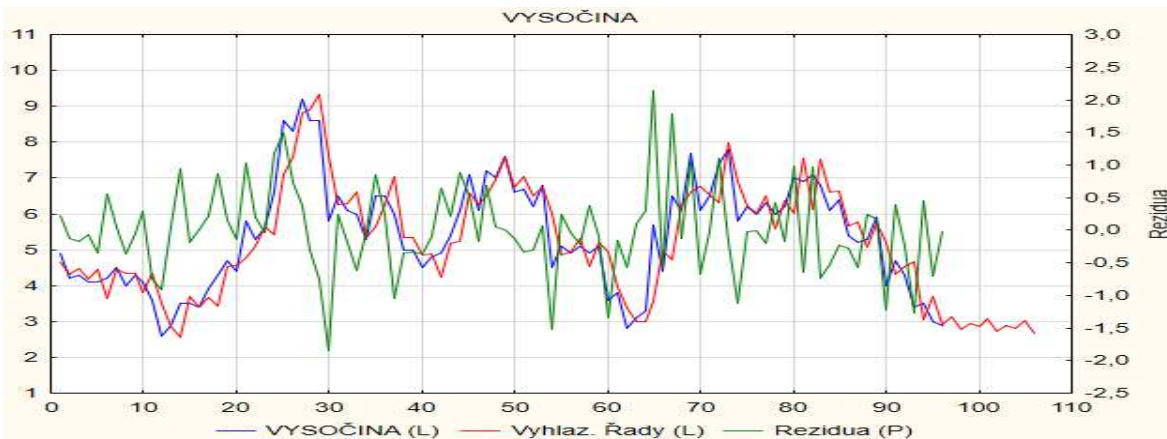


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.11 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v kraji Vysočina

V kraji Vysočina Graf. č. 41 bylo u časové řady obecné míry nezaměstnanosti stejně jako u předchozích krajů, a to Královéhradeckého a Pardubického prokázáno statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími (Příloha č. 36). Důvodem sezónního kolísání je především vyšší podíl prací v zemědělském odvětví, kde jsou především sezónní práce. Průměrná hodnota časové řady byla 5,4 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 4. čtvrtletí v roce 1995, a to 2,6 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 1999, a to 9,2 %. Na základě relativní chyby prognózy MAPE [2.10.] a dle prokázané sezónnosti byl pro predikci vývoje časové řady zvolen multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání.

Graf č. 41 - Multiplikativní Wintersův model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v kraji Vysočina v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

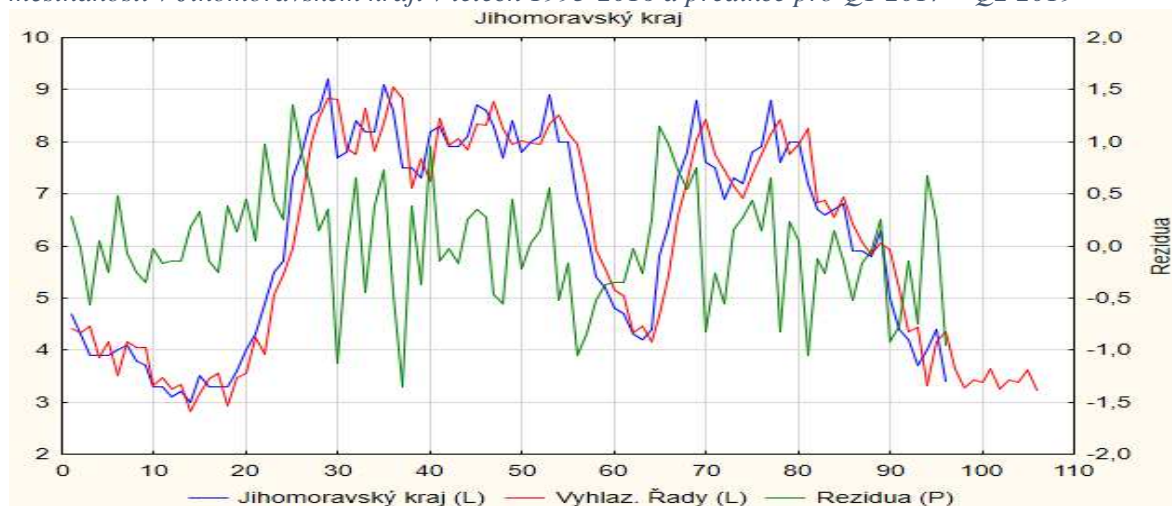


Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.12 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji

U časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání. Platí vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 6,3 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 2. čtvrtletí v roce 1996, a to 3 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2000, a to 9,2 %. Při hledání vhodné funkce byly porovnávány skutečně naměřené hodnoty a hodnoty predikované jednotlivými modely. Byly vytipovány dva modely vhodné pro predikci vývoje časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji. Oba modely vykazovaly shodnou hodnotu MAPE [2.10.]. Byl zvolen aditivní lineární model, který lépe předpovídal vývoj budoucích hodnot (Graf č. 42).

Graf č. 42 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovňování časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

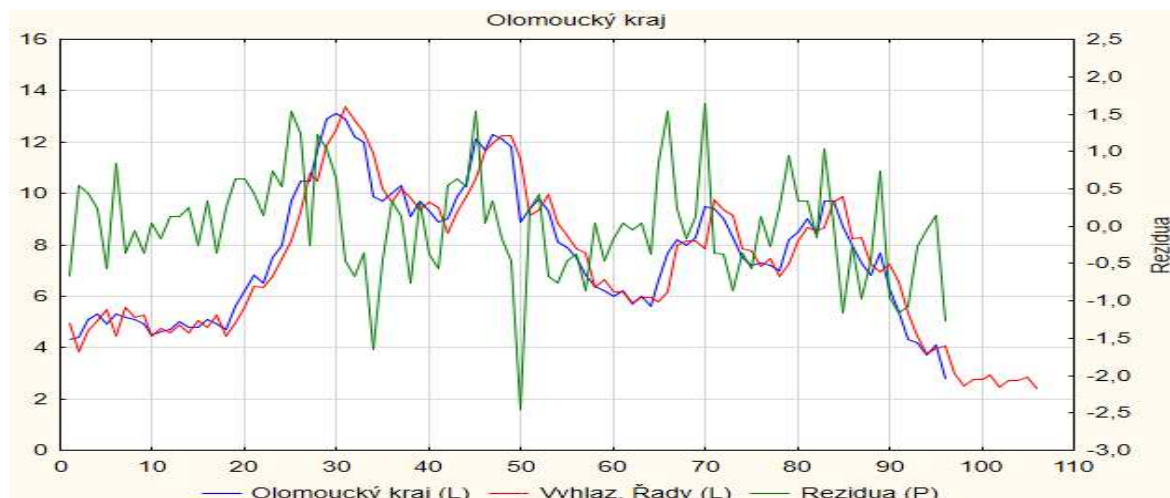


Zdroj: Vlastní zdroj, ČSÚ

4.2.13 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji

U obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání mezi jednotlivými čtvrtletími (Příloha č. 38). Platí vztah [2.8.]. Průměrná hodnota časové řady byla 7,7 %. Moravskoslezský kraj má třetí nejvyšší průměrnou hodnotu nezaměstnanosti, vyšší hodnotu mají kraje Ústecký a Moravskoslezský. I při velmi vysoké průměrné hodnotě se Olomoucký kraj na konci roku 2016 umístil na 4. místě s nejnižší hodnotou nezaměstnanosti, a to 2,8 %, která byla nejnižší za celé pozorované období. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo ve 2. čtvrtletí v roce 2000, a to 13,1 %. Pro predikci vývoje nezaměstnanosti byl zvolen aditivní lineární model, a to na základě nejmenší chyby MAPE [2.10.]. (Příloha č. 25).

Graf č. 43 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019

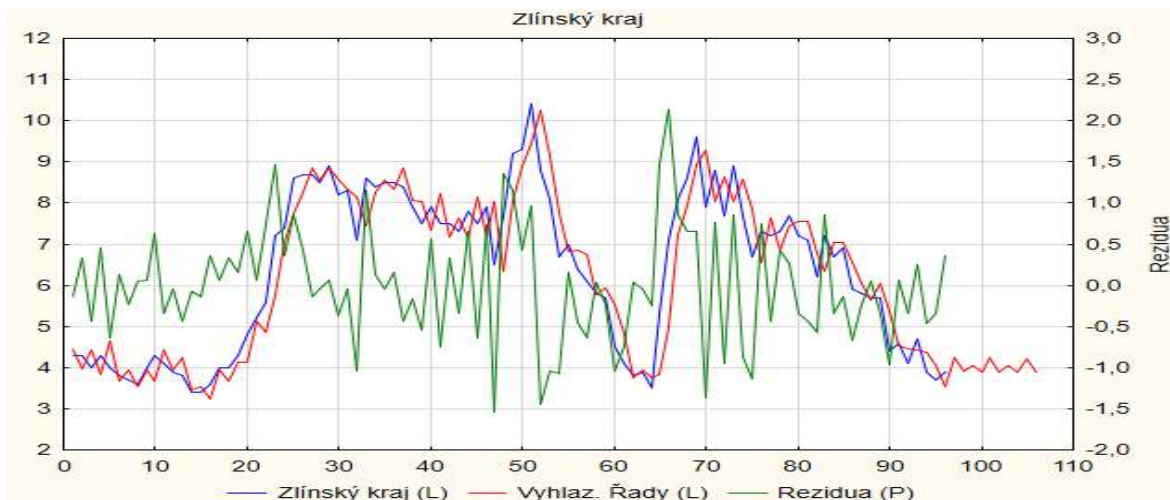


Zdroj: Vlastní zdroj, ČSÚ

4.2.14 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji

V časové řadě obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji nebylo prokázáno statisticky významné sezónní kolísání u jednotlivých čtvrtletí od roku 1993-2016 (Příloha č. 39). Platí vztah [2.8.]. V důsledku rozvoje elektroprůmyslu, vzniklo v tomto kraji mnoho pracovních míst, na které nemá vliv sezónnost. Velmi rozvinuté je zde i zemědělství a klimatické podmínky jsou vhodné pro rozvoj pastevectví. Průměrná hodnota časové řady byla 6,4 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla ve 2. a 3. čtvrtletí v roce 1996, a to 3,4 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo ve 3. čtvrtletí v roce 2005, a to 10,4 %. Nezaměstnanost pravidelně klesá ve všech 4 okresech Zlínského kraje. Oproti jiným krajům České republiky se ve Zlínském kraji na konci roku 2016 nepatrně zvýšilo procento nezaměstnaných. Na základě nejnižší relativní chyby prognózy a ověření predikovaných hodnot se skutečnými hodnotami, byl zvolen aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání pro predikci vývoje (Graf č. 44).

Graf č. 44 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.2.15 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji

Dle výsledku testu ANOVA, časová řada obecné míry nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji nevykazuje statisticky významné sezónní kolísání viz (Příloha č. 40). Průměrná hodnota časové řady byla 10 %. Nejnižší míra nezaměstnanosti byla v 1. čtvrtletí v roce 1996, a to 4,5 %. Nejvyšší míry nezaměstnanosti bylo dosaženo v 1. čtvrtletí v roce 2004, a to 15,5 % viz Graf č. 45. Bylo voleno z dvou modelů, a to z aditivního nebo z multiplikativního exponenciálního. Oba modely predikovaly téměř stejný vývoj budoucích hodnot viz (Příloha č. 25). Rozhodováno bylo na základě hodnoty MAPE, která lépe vycházela u multiplikativního exponenciálního modelu.

Graf č. 45 - Aditivní lineární model exponenciálního vyrovnávání časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji v letech 1993-2016 a predikce pro Q1 2017 – Q2 2019



Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

4.3 Testování významnosti faktorů ovlivňujících názory občanů ČR na nezaměstnanost

V této části praktické diplomové práce je provedena analýza závislosti kvalitativních znaků. Pro analýzu závislosti kvalitativních znaků jsou použita data z výzkumu „Naše společnost červen 2017“, který provedlo Centrum pro výzkum veřejného mínění. Financující institucí tohoto výzkumu bylo Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy, které nyní zaujímá také funkci archiváře získaných dat. Centrum pro výzkum veřejného mínění je zastřešován Sociologickým ústavem Akademie věd České republiky. Výzkum Naše společnost se uskutečňuje pravidelně každý šestý měsíc v roce a v tomto roce 2017 se ho zúčastnilo 239 tazatelů. Tento výzkum lze rozdělit do 13 témat, každé téma obsahuje určitý počet otázek, na které respondenti odpovídají. Hlavním tématem, kterým se zabývá tato diplomová práce nese název Česká veřejnost o nezaměstnanosti – červen 2017. Výzkum se zabývá především aktuálními tématy, které se ve společnosti velmi často řeší a diskutují. Příkladem může být například téma, zjišťující názory občanů na politickou situaci v České republice, nebo také témata zabývající se využitím, plýtváním, spotřebou či genetickou úpravou potravin.

Dotázáno bylo celkem 983 osob, které reprezentují obyvatelstvo České republiky starší 15 let. Osobám byly pokládány jednotlivé otázky dotazníku. Převážná část otázek byla na kvalitativní údaje. Na počátku výzkumu byly respondentům pokládány otázky týkající se jednotlivých témat, na která měli tázání odpovědět dle svého názoru. Poslední část dotazníku zjišťuje analytické otázky, které člení respondenty do různých kategorií. Respondenti odpovídají na otázky věku, na dosažené vzdělání, na místo bydliště a na pohlaví respondenta. Odpovědi na otázku věku respondenta jsou rozděleny do věkových skupin, kde si osoba zvolí odpověď podle toho, do jaké věkové kategorie patří. Počáteční a koncové hodnoty této otázky jsou v rozmezí 15-60 + let věku. Ve výzkumu Naše společnost má největší zastoupení věková kategorie v rozmezí 30-44 let, a to 271 z celkového počtu 983 osob, což činí necelých 28 %. Na druhém místě je věková skupina 60 +, v které je o pouhých 9 osob méně. V současné době průměrný věk populace v České republice roste. Průměrný věk obyvatel České republiky je nyní 42 let, proto právě tato věková kategorie má ve výzkumu největší zastoupení. Na otázku věku neodpověděl jeden respondent, a jak z výzkumu vyplývá, tak to byla žena z Moravskoslezského kraje. Na otázku pohlaví, byla otázka typu uzavřeného, s dvěma variantami výběru, a to muž nebo žena. Výzkum absolvovalo celkem

505 žen a 477 mužů. I zde nastala situace, že jeden dotazovaný na tuto otázku neodpověděl, proto se při analýze závislosti kvalitativních znaků snížil počet respondentů na 982.

Dalším kvótním údajem zjišťovaným u respondentů bylo jejich nejvyšší dosažené vzdělání. U této otázky měli dotazovaní na výběr ze čtyř kategorií. Vzdělání bylo rozděleno na kategorie základní, střední bez maturity a vyučení, střední s maturitou a VOŠ, bakalářské a VŠ. Nejvíce osob se zařadilo do kategorie střední bez maturity a vyučení, oproti osobám se vzděláním VOŠ, bakalářské a VŠ je jich téměř o 50 % více. Při přepočtu na procenta je osob se středním vzděláním bez maturity a vyučení celkem 33,6 % a osob s vyšším vzděláním pouhých 16,2 % z celkového výběrového souboru. U otázky vzdělání se zdrželi odpovědi celkem 4 respondenti. Při analýze závislosti bude snížena hodnota výběrového souboru na 979 osob. Posledním kvótním faktorem byl pro tuto diplomovou práci zvolen výběr určitého kraje, kde jednotliví respondenti žijí. Do výzkumu byly zařazeny všechny kraje včetně hlavního města Prahy. Celkem si tedy respondenti mohli volit ze 14 možností. U této otázky odpověděli všichni dotazovaní, při analýze bylo tedy pracováno s výběrovým souborem 983 osob. Struktura respondentů v jednotlivých krajích byla volena dle relativního rozložení obyvatelstva České republiky. Z výsledků šetření vyplývá, že nejvíce respondentů odpovídalo z Moravskoslezského kraje a z hlavního města Prahy, kde procentuální součet respondentů z obou územních celků je 25,4 %. Naopak mezi kraje s nejnižším relativním rozložením obyvatelstva patří Karlovarský a Pardubický kraj, kde se výše dotazovaných drží pod úroveň 7,4 % celkem. Parametry souboru odpovídají struktuře obyvatel České republiky v členění podle sociodemografických charakteristik (pohlaví, vzdělání, věk) i podle území.

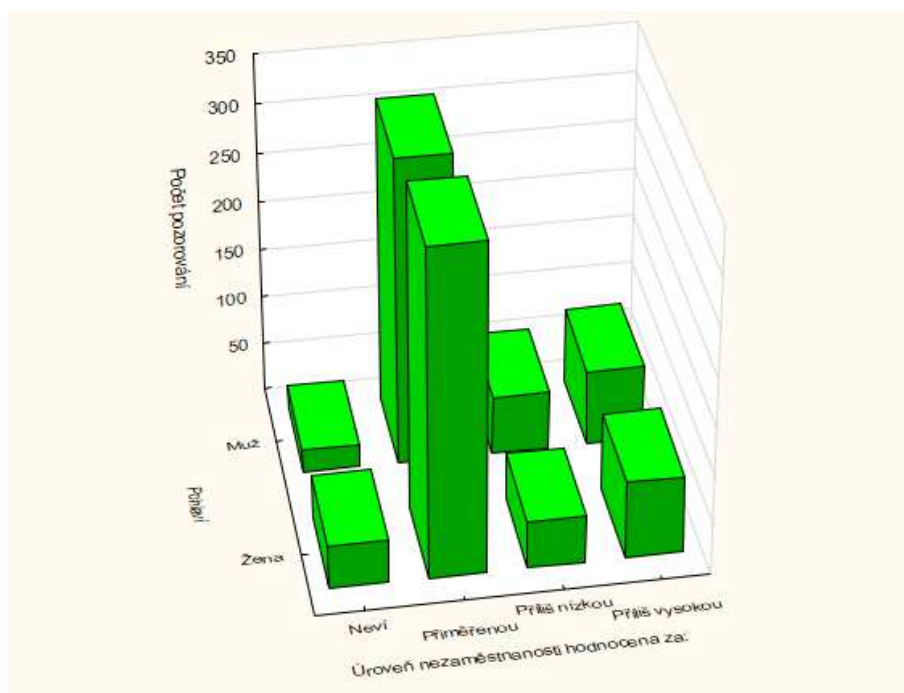
S použitím kontingenčních tabulek je zkoumána závislost a nezávislost mezi dvěma vybranými kvalitativními statistickými znaky. V celé diplomové práci jsou analyzovány tři kontingenční tabulky.

Pro řešení diplomového úkolu byla použita pouze část dotazníku (Příloha č. 41) a byly testovány odpovědi respondentů na současnou úroveň nezaměstnanosti v ČR v závislosti na pohlaví a vzdělání. Dále byly testovány odpovědi respondentů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v závislosti na kraji, ve kterém žijí.

4.3.1 Názory občanů ČR na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na pohlaví

V první kontingenční tabulce (Příloha č. 41) bylo analyzováno, zda hodnocení úrovně nezaměstnanosti v České republice je závislé na pohlaví dotazovaných. Respondentům byla položena otázka: „Považujete současnou úroveň nezaměstnanosti v České republice za:“. Respondenti měli na výběr ze 4 možností, a to, že je nezaměstnanost: příliš nízká, příliš vysoká, přiměřená, nebo mohli zvolit odpověď nevím. Z celkového počtu 983 respondentů se jeden respondent zdržel odpovědi, proto byl při analýze vyřazen a analýza závislosti kvalitativních znaků probíhala s výběrovým souborem 982 osob. Rozdělení četností odpovědí na otázku, jak respondenti hodnotí současnou úroveň nezaměstnanosti dle pohlaví ukazuje Graf č. 46.

Graf č. 46 - Histogram kontingenční tabulky č. 1 – Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v ČR v závislosti na pohlaví respondentů



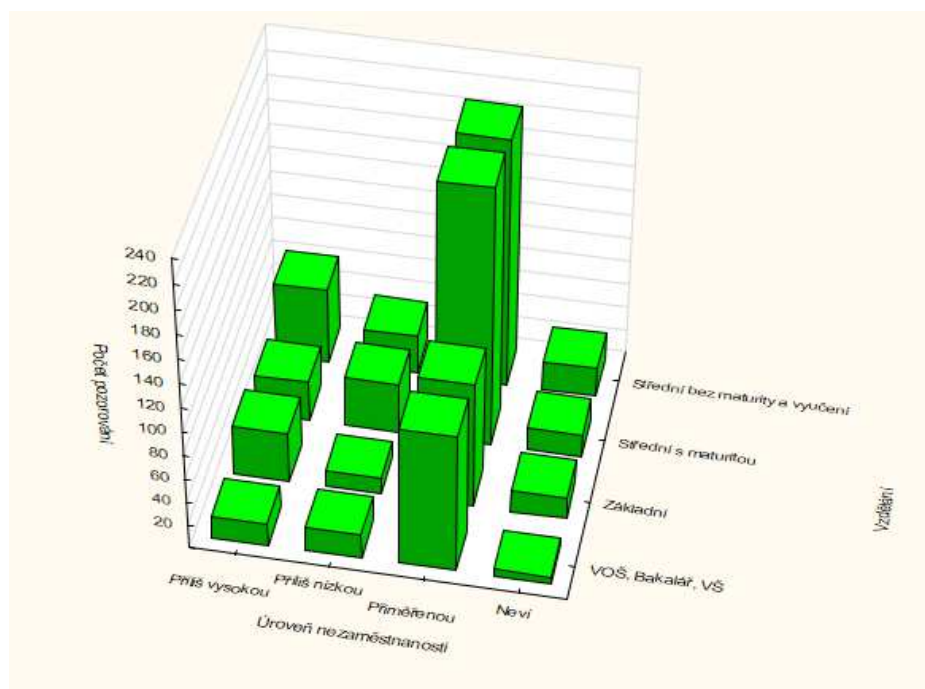
Zdroj: Vlastní zpracování, CVVM

Výsledek Pearsonova χ^2 testu [2.16.] určil, že názory občanů na současnou míru nezaměstnanosti v České republice nejsou závislé na pohlaví. Závislost nebyla prokázána. Byla přijata nulová hypotéza. S pravděpodobností 95 % se tedy prokázalo, že odpovědi respondentů na danou otázku nejsou závislé na pohlaví dotazovaných.

4.3.2 Názory občanů ČR na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na vzdělání

V druhé kontingenční tabulce (Příloha č. 42) byla zkoumána závislost mezi vzděláním respondentů a jejich názory na současnou úroveň nezaměstnanosti v České republice. Počet řádků v této kontingenční tabulce byl čtyři. Dotazovaní volili, zda jejich vzdělání je základní, střední bez maturity s vyučením, střední s maturitou, nebo vysokoškolské. Z celkového výběrového souboru 983 respondentů, čtyři osoby neuvedly své dosažené vzdělání, proto byl počet případů snižen na 979 respondentů a čtyři respondenti byly vyřazeny z analýzy. Rozdělení respondentů do kategorií vzdělání je uvedeno v Příloha č. 42). Rozdělení četností odpovědí na otázku, jak respondenti hodnotí současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na vzdělání Graf č. 47.

Graf č. 47 - Histogram kontingenční tabulky č. 2 – Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v České republice v závislosti na vzdělání respondentů



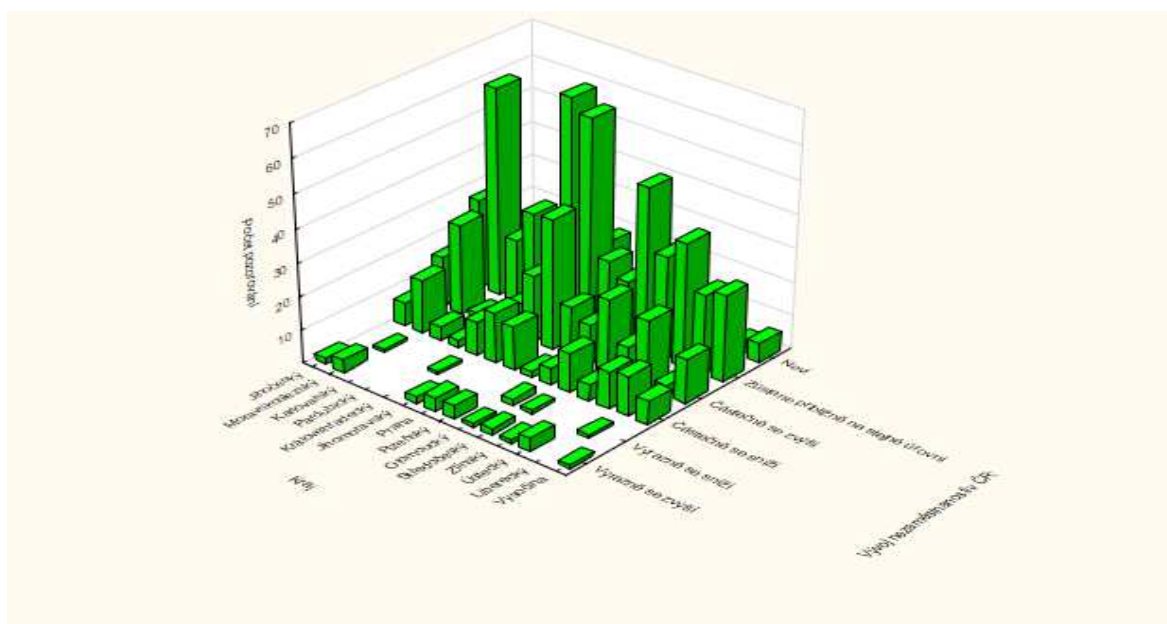
Zdroj: Vlastní zpracování, CVVM

Výsledek Pearsonova χ^2 testu [2.16.] určil, že názory občanů na současnou míru nezaměstnanosti v České republice jsou závislé na vzdělání respondentů. Závislost byla prokázána. Nulová hypotéza byla zamítnuta. S pravděpodobností 95 % se tedy prokázalo, že odpovědi respondentů na danou otázku jsou závislé na vzdělání dotazovaných. Pearsonův koeficient kontingence viz vzorec [2.21.], prokázal velmi nízkou sílu závislosti.

4.3.3 Názory občanů ČR na budoucí vývoj nezaměstnanosti v závislosti na kraji

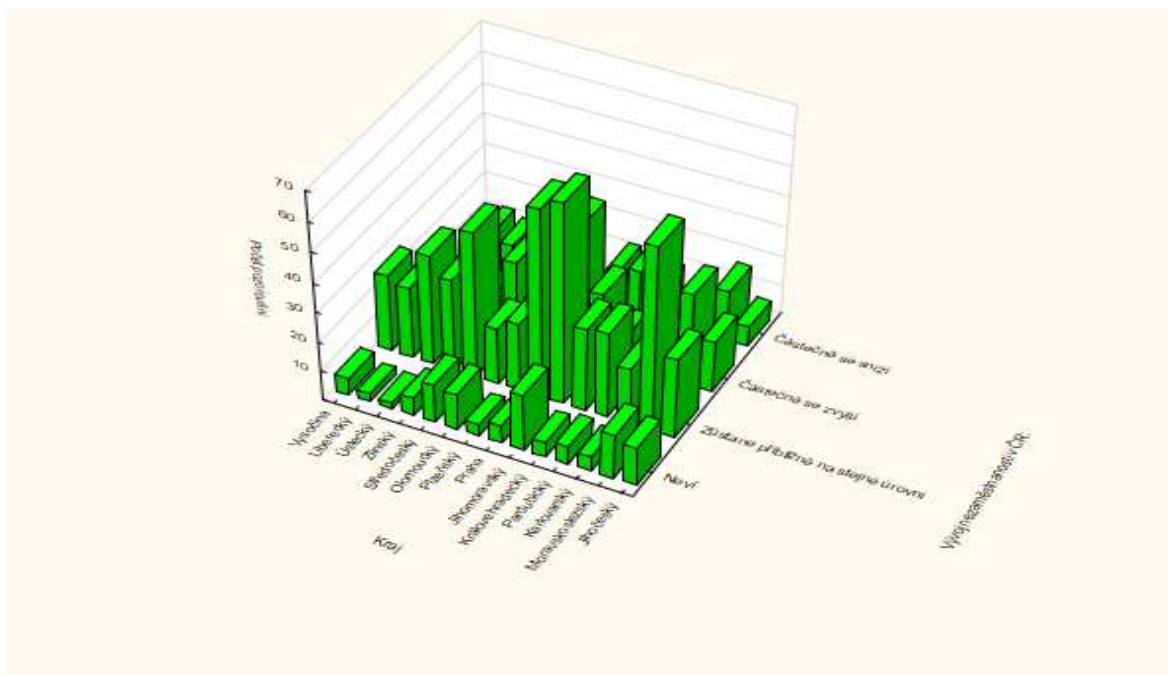
Ve třetí kontingenční tabulce (Příloha č. 43) byly využity pro hledání závislosti statistické znaky „kraj“ a názory občanů na vývoj nezaměstnanosti v České republice v následujících dvou letech. Bylo zde zkoumáno, zda existuje určitý vztah mezi tím, jak odpovídali respondenti na otázku vývoje nezaměstnanosti, v závislosti na tom, v jakém žijí kraji. Dotazovaní rozhodovali, zda se nezaměstnanost v budoucích dvou letech výrazně zvýší, částečně zvýší, zůstane na přibližně stejné úrovni, částečně se sníží, výrazně se sníží, nebo mohli zvolit odpověď nevím. Pro tuto kontingenční tabulku byl použit rozsah výběru 982 respondentů. Z celkových 983 dotazovaných, se jeden účastník zdržel odpovědi, a proto byl výběrový soubor snížen o jedna. Dotazovaní byli občané ze všech 14 krajů České republiky. Počet respondentů v jednotlivých krajích byl tazateli zvolen především na základě relativního rozložení obyvatelstva, právě proto nejvíce dotazovaných pocházelo z hlavního města Prahy a z Moravskoslezského kraje. Nejnižší počet dotazovaných byl v Karlovarském a Pardubickém kraji, kde žije nejméně obyvatel České republiky. Rozdělení četností odpovědí na otázku, jak respondenti hodnotí současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na vzdělání před sloučením slabých sloupců v Graf č. 47.

Graf č. 48 - Histogram kontingenční tabulky č. 3 před sloučením slabých sloupců – Názory občanů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v České republice v závislosti na kraji, v kterém respondent žije



Zdroj: Vlastní zpracování, CVVM

Graf č. 49 - Histogram kontingenční tabulky č. 3 po sloučení slabých sloupců – Názory občanů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v České republice v závislosti na kraji, ve kterém respondent žije



Zdroj: Vlastní zpracování, CVVM

Výsledek Pearsonova χ^2 testu [2.16.] určil, že názory občanů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v České republice jsou závislé na kraji, ve kterém respondenti žijí. Závislost byla prokázána. Nulová hypotéza byla zamítnuta a byla přijata hypotéza alternativní. S pravděpodobností 95 % se tedy prokázalo, že odpovědi respondentů na danou otázku jsou závislé na kraji, ve kterém dotazovaní žijí. Pearsonův koeficient kontingence viz vzorec [2.21.], prokázal velmi nízkou sílu závislosti.

5 Závěr

Trhu práce byla vždy věnována velká pozornost, a to především z důvodů přetrvávajících problémů, například zvyšující se nezaměstnanost, snižující se ekonomická aktivita, nebo nedostatek pracovních míst. V současné době je trh práce sledován spíše z opačných důvodů. Na konci pozorovaného období dosahovala nezaměstnanost svého historického minima a její hodnoty stále klesají, a to jak dle skutečně naměřených hodnot, tak hodnot predikovaných. Důvodem je neustále rostoucí ekonomický vývoj, který je ovlivňován mnoha faktory. Hlavním z faktorů je rovnoměrný růst všech složek hrubého domácího produktu, a to domácí spotřeby, investic a exportu, který se pozitivně vyvíjí v důsledku ekonomického vývoje v celé Evropě. Spotřeba domácností roste z důvodu vyšších mezd. Může se to zdát jako velmi pozitivní vývoj, ale důsledkem nízké míry nezaměstnanosti je nedostatek pracovních sil, kterým je ohroženo mnoho firem z důvodu jejich budoucího vývoje.

Mezi kraje s trvale nejvyšší mírou nezaměstnanosti patřily kraje Ústecký, Moravskoslezský, Olomoucký a Karlovarský, které vstupovaly při transformaci ekonomiky se strukturou zaměřenou na těžbu a těžký průmysl. V odvětví těžkého průmyslu docházelo v posledních letech k propouštění zaměstnanců a v důsledku toho rostla nezaměstnanost. V diplomové práci za pomoci analýzy vývoje časových řad obecné míry nezaměstnanosti je u těchto krajů predikováno, že nezaměstnanost se u jednotlivých čtvrtletí bude snižovat ve srovnání se čtvrtletími předchozími. V 1. čtvrtletích se nezaměstnanost bude zvyšovat, ale vždy budou hodnoty nižší než u 1. čtvrtletích minulých let. Výkyvy u predikovaných hodnot jednotlivých čtvrtletí se dále promítají u krajů Vysočina, Pardubického, Jihočeského, Plzeňského a Královéhradeckého. Tyto výkyvy jsou způsobeny vysokým podílem sezónních prací. V ostatních krajích České republiky a v Praze bude nezaměstnanost dále klesat a nebudou se zde v průběhu vývoje projevovat výrazné rozdíly mezi jednotlivými čtvrtletími. Toto je způsobeno menším podílem sezónních prací. Jak již bylo zmíněno, tento pokles nezaměstnanosti je způsoben zvýšeným ekonomickým růstem. V České republice se v současné době daří především zpracovatelskému a automobilovému průmyslu, který podporuje nízkou míru nezaměstnanosti a zároveň napomáhá ke zvyšování exportu. Nejnižších hodnot nezaměstnanosti bylo ve většině krajů dosahováno v období let 1993 až 1997. Důvodem tohoto stavu byl doposud fungující průmysl z doby před rokem 1989. Výjimkou byly kraje Středočeský, Jihočeský a Olomoucký, ve kterých nebyl průmysl tolik rozvinutý a lidé zde pracovali v jiných odvětvích, která nezaznamenala úpadek. V roce

2000 byla u více krajů zaznamenána nejvyšší obecná míra nezaměstnanosti, například v Praze, Středočeském kraji, Jihočeském kraji a Olomouckém kraji. Důvodem byla trvající ekonomická recese, která vyvrcholila v roce 2000. Dlouhodobá predikce u jednotlivých krajů odhaduje, že vývoj obecné míry nezaměstnanosti bude mít klesající charakter a následně stagnovat.

Populace v České republice dlouhodobě roste. Počet obyvatel přibývá především v důsledku rostoucí porodnosti a migrace zahraničních obyvatel. Opačný vývoj nastává u obyvatel ve věku 15–64 let, kterých od roku 2009 ubývá. Příčinou úbytku je především stárnoucí populace, i když v současné době je trend odcházet do důchodu v pozdějším věku. V současné době výši ekonomicky aktivního obyvatelstva ovlivňují především osoby v placeném zaměstnání, sebezaměstnaní, pracující studenti, pracující důchodci a nezaměstnaní, kteří mají zájem pracovat a v dané chvíli zaměstnání hledají. Ekonomická aktivita byla vždy ve sledovaném období vyšší u mužů, než u žen. Hlavním důvodem nižší ekonomické aktivity u žen je péče o rodinu a mateřská dovolená, z toho pramení i vyšší evidovaná nezaměstnanost u žen. Od roku 1993 do roku 1997 ekonomická aktivita u mužů rostla a dosahovala průměrné hodnoty 71,3 %, a to ze stejných důvodů jako u nezaměstnanosti. Velký vliv na ekonomickou aktivitu i na nezaměstnanost měla privatizace, která probíhala po roce 1989. U žen nastal pokles ekonomické aktivity až v 2. čtvrtletí roku 2000, do té doby byla průměrná hodnota ekonomické aktivity 52,1 %. Snížená ekonomická aktivita u žen byla vyvolána zvyšující se porodností od roku 2001. V dalších obdobích ekonomická aktivita u mužů i žen klesala a opět začala narůstat až od roku 2012, a dosud její růst pokračuje. Důvodem poklesu bylo především to, že do důchodu odcházely silné ročníky a produktivního věku dosahovaly slabší ročníky. V současné době se u žen projevuje ekonomická samostatnost, v důsledku toho stoupá počet ekonomicky aktivních žen. V Moravskoslezském kraji bylo dosaženo nejvyšší hodnoty ekonomické aktivity v roce 2016, kdy zároveň měl tento kraj nejvyšší míru nezaměstnanosti ze všech krajů. V porovnání skutečných a predikovaných hodnot v období 1. čtvrtletí roku 2017, vykazovaly kraje Jihočeský, Vysočina a Moravskoslezský růst ekonomické aktivity, a to v rozmezí 0,1 – 0,3 %. V těchto krajích se neprojevuje výrazně stárnutí populace. U ostatních krajů je predikován mírný pokles ekonomické aktivity, nebo stejná hodnota jako v předchozím období. Predikce vývoje časových řad ekonomické aktivity předpokládá snížení ekonomické aktivity u všech krajů kromě Prahy. Důvodem snižující se ekonomické

aktivity v období predikce této diplomové práce je stárnoucí populace. Změna může nastat v delším časovém horizontu, a to například imigrací pracovníků z jiných států, nebo nástupem silnějších ročníků české populace.

Z výsledků testování závislosti kvalitativních znaků bylo prokázáno, že názory občanů ČR na nezaměstnanost jsou ovlivněny vzděláním a krajem, ve kterém respondenti žijí. Nebyla prokázána závislost odpovědí na pohlaví respondentů. Rozdíl mezi kraji je zřejmý s ohledem na prokázané rozdíly v časových řadách. V otázce na budoucí vývoj nezaměstnanosti byly více skeptičtí občané z krajů, kde byla zaznamenána vyšší obecná míra nezaměstnanosti. K odpovědi, že nezaměstnanost zůstane na přibližně stejné úrovni se přikláněli především občané z Prahy, Středočeského, Jihomoravského a Moravskoslezského kraje. V prvních třech krajích je stabilní míra zaměstnanosti. V Moravskoslezském kraji občané předpokládají, že největší nezaměstnanost již pominula a situace se bude zlepšovat. Respondenti s vyšším vzděláním hodnotí současnou úroveň nezaměstnanosti s vyšší znalostí problému. To znamená, že se více přiklánějí k odpovědím, které odpovídají skutečnému stavu. Lidé s nižším vzděláním naopak projevili menší znalost řešené problematiky.

6 Seznam použitých zdrojů

1. ANDĚL, Jiří. *Základy matematické statistiky*. Vyd. 3. Praha: Matfyzpress, 2011. ISBN 9788073781620.
2. ARLT, Josef, Markéta ARLTOVÁ a Eva RUBLÍKOVÁ. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Vyd. 2. Praha: Oeconomica, 2004. ISBN 80-245-0777-3.
3. BRČÁK, Josef, SEKERKA, Bohuslav a STARÁ, Dana. *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2014. ISBN 978-80-7380-492-4.
4. BROŽOVÁ, Dagmar. *Společenské souvislosti trhu práce*. Praha: Sociologické nakl., 2003. Studijní texty (Sociologické nakladatelství), sv. 26. ISBN 9788086429168.
5. BUCHTOVÁ, Božena, Josef ŠMAJS a Zdeněk BOLELOUCKÝ. *Nezaměstnanost*. 2., přepracované a aktualizované vyd. Praha: Grada, 2013. Psyché (Grada). ISBN 978-80-247-4282-3.
6. CAHLÍK, Tomáš. *Makroekonomie*. Praha: Karolinum, 1998. ISBN 80-7184-686-4.
7. CYHELSKÝ, Lubomír a Eduard SOUČEK. *Základy statistiky*. Praha: Vysoká škola finanční a správní, 2009. ISBN 978-80-7408-013-5.
8. GRUDZIŇSKÁ, Alice. *Nezaměstnanost a její psychologické dopady na osoby se zdravotním postižením*. České Budějovice: Nová Forma, 2012. ISBN 978-80-7453-214.
9. HAVLÍK, Radomír. *Úvod do sociologie*. Vyd. 6., přepracované, Praha: Karolinum, 2015. ISBN 978-80-246-2843-1.
10. HINDLS, Richard. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
11. HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 5. vyd. V Praze: C.H. Beck, 2011. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-006-5.
12. JÍROVÁ, Hana. *Trh práce a politika zaměstnanosti*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1999. ISBN 8070796359.
13. JUREČKA, Václav. *Makroekonomie*. 2., aktualizované vyd. Praha: Grada, 2013. Expert (Grada). ISBN 9788024743868.
14. KADEŘÁBKOVÁ, Božena. *Úvod do makroekonomie: neoklasický přístup*. Praha: C.H. Beck, 2003. Beckova skripta. ISBN 807179788x.

15. KAŠE, Jiří, ŠAROCHOVÁ, Gabriela V., BĚLINA, Pavel, Jan Pavel KUČERA a Jaroslav CUHRA. *České země v evropských dějinách*. Praha: Paseka, 2006. ISBN 80-7185-791-2.
16. KRAUSE, Danica. [ET AL.]. *Stav a struktura zaměstnanosti a vývojové tendence (v poptávce po práci): komparativní srovnání stavu, struktury a trendů zaměstnanosti ČR a EU*. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, 2004. ISBN 9788023949247.
17. KUCHARŤ, Pavel. *Trh práce: sociologická analýza*. V Praze: Nakl. Karolinum, 2007. ISBN 8024613832.
18. KVAČEK, Robert. *České dějiny II*. Praha: SPL – Práce, 2002. Učebnice pro střední školy. ISBN 80-86287-48-3.
19. MACÁKOVÁ, Libuše. *Mikroekonomie: základní kurs*. 11. vyd. Slaný: Melandrium, 2010. ISBN 978-80-86175-70-6.
20. MAREŠ, Petr. *Nezaměstnanost jako sociální problém*. Vyd. 3., upr. Praha: Sociologické nakladatelství, 2002. Studijní texty (Sociologické nakladatelství). ISBN 80-86429-08-3.
21. MEZIHORÁK, František. *Úvod do světa práce: soubor učebních testů*. Olomouc: Votobia Olomouc, 2006. ISBN 80-7220-277-4.
22. NOVÁK, Václav, Marek VOKOUN, František STELLNER, Marek VOCHOZKA a Robert ZEMAN. *Trhy práce v České republice po roce 1989: regionální komparace politik zaměstnanosti*. Praha: Setoutbooks.cz, 2016. ISBN 9788086277813.
23. PALÁN, Zdeněk. *Lidské zdroje: výkladový slovník*. Praha: Academia, 2002. ISBN 9788020009500.
24. PALÍŠKOVÁ, Marcela. *Trh práce v Evropské unii: historický vývoj, aktuální trendy a perspektivy*. V Praze: C.H. Beck, 2014. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-80-7400-270-0.
25. RIEVAJOVÁ, Eva. *Teória a politika zamestnanosti*, 1. vyd. Bratislava: Ekonóm, 2003. 276 s. ISBN 80-225-1757-7.
26. SAMUELSON, Paul A. *Ekonomie*. Praha: Svoboda, 1991. ISBN 9788020501929.
27. SVATOŠOVÁ, Libuše a Bohumil KÁBA. *Statistické metody II*. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2008. ISBN 978-80-213-1736-9.

28. ŠIMEK, Milan. *Ekonomie trhu práce A*. Ostrava: VŠB – Technická univerzita Ostrava, Ekonomická fakulta, 2007. Studijní opora pro distanční vzdělávání. ISBN 978-80-248-1416-2.
29. TULEJA, Pavel. *Základy mikroekonomie*. Brno: CP Books, 2005. ISBN 9788025106037.
30. TVRDÝ, Lubor. *Trh práce a vzdělanost v regionálním kontextu*. Ostrava: Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava, 2007. ISBN 9788024816654.
31. WAWROSZ, Petr. *Makroekonomie: základní kurz*. Praha: Vysoká škola finanční a správní, 2012. ISBN 978-80-7408-059-3.

7 Přílohy

Příloha č. 1 – Výpočet řetězových indexů u ekonomické aktivity mužů a žen, u obecné míry nezaměstnanosti – mezi reálnými hodnotami 4. čtvrtletí 2016 a 1. čtvrtletí 2016.....	99
Příloha č. 2 - Výpočet bazických indexů u ekonomické aktivity mužů a žen, u obecné míry nezaměstnanosti – mezi reálnými hodnotami 4. čtvrtletí 2016 a 1. čtvrtletí 2016	100
Příloha č. 3 - Sezónní faktory časových řad ekonomické aktivity.....	101
Příloha č. 4 – Porovnání predikovaných hodnot s reálnými hodnotami u časových řad ekonomické aktivity u mužů pro 1.čtvrtletí roku 2017.....	102
Příloha č. 5 – Porovnání predikovaných hodnot s reálnými hodnotami u časových řad ekonomické aktivity u žen pro 1.čtvrtletí roku 2017	103
Příloha č. 6 – Predikované hodnoty ekonomické aktivity u mužů pro jednotlivé kraje ČR pro období 1. čtvrtletí roku 2017–2. čtvrtletí rok 2019	104
Příloha č. 7 - Predikované hodnoty ekonomické aktivity u žen pro jednotlivé kraje ČR pro období 1. čtvrtletí roku 2017–2. čtvrtletí rok 2019.....	105
Příloha č. 8 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v ČR	106
Příloha č. 9 – Analýza časových řad ekonomické aktivity v Praze	107
Příloha č. 10 – Analýza časových řad ekonomické aktivity ve Středočeském kraji	108
Příloha č. 11 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Jihočeském kraji.....	109
Příloha č. 12 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Plzeňském kraji	110
Příloha č. 13 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Karlovarském kraji.....	111
Příloha č. 14 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Ústeckém kraji	112
Příloha č. 15 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Libereckém kraji	113
Příloha č. 16 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Královéhradeckém kraji....	114
Příloha č. 17 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Pardubickém kraji	115
Příloha č. 18 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v kraji Vysočina	116
Příloha č. 19 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Jihomoravském kraji	117
Příloha č. 20 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Olomouckém kraji.....	118
Příloha č. 21 - Analýza časových řad ekonomické aktivity ve Zlínském kraji	119
Příloha č. 22 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Moravskoslezském kraji....	120
Příloha č. 23 - Sezónní faktory časových řad obecné míry nezaměstnanosti	121
Příloha č. 24 - Porovnání predikovaných hodnot s reálnými hodnotami u časových řad obecné míry nezaměstnanosti pro 1.čtvrtletí roku 2017	122

Příloha č. 25 - Predikované hodnoty obecné míry nezaměstnanosti pro jednotlivé kraje ČR pro období 1. čtvrtletí roku 2017–2. čtvrtletí rok 2019	123
Příloha č. 26 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v ČR.....	124
Příloha č. 27 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Praze	125
Příloha č. 28 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji	126
Příloha č. 29 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Jihočeském kraji .	127
Příloha č. 30 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji.....	128
Příloha č. 31 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji	129
Příloha č. 32 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji.....	130
Příloha č. 33 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji...	131
Příloha č. 34 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji	132
Příloha č. 35 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Pardubickém kraji.	133
Příloha č. 36 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v kraji Vysočina.....	134
Příloha č. 37 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji	135
Příloha č. 38 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji	136
Příloha č. 39 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji.....	137
Příloha č. 40 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji	138
Příloha č. 41 – Vybraná část dotazníku výzkumu „Naše společnost 2017“ a struktura výběrového souboru.....	139
Příloha č. 42 – Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na pohlaví	140
Příloha č. 43 - Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na vzdělání.....	141
Příloha č. 44 - Názory občanů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v závislosti na krajích	142

Příloha č. 1 – Výpočet řetězových indexů u ekonomické aktivity mužů a žen, u obecné míry nezaměstnanosti – mezi reálnými hodnotami 4. čtvrtletí 2016 a 1. čtvrtletí 2017

Kraje a ČR	Muži - ekonomická aktivita		Řetězový index (předchozí rok = 100)	Ženy - ekonomická aktivita		Řetězový index (předchozí rok = 100)	OMN		Řetězový index (předchozí rok = 100)
	Reálná hodnota Q4 2016	Reálná hodnota Q1 2017		Reálná hodnota Q4 2016	Reálná hodnota Q1 2017		Reálná hodnota Q4 2016	Reálná hodnota Q1 2017	
ČR	68,5	68,2	99,562	52,4	52,1	99,427	3,6	3,4	94,444
Praha	72,2	73,1	101,247	55,6	56,5	101,619	2,2	2,0	90,909
Středočeský kraj	70,0	69,4	99,143	52,8	52,6	99,621	3,3	2,7	81,818
Jihočeský kraj	67,8	68,1	100,442	51,1	50,9	99,609	2,3	2,5	108,696
Plzeňský kraj	69,0	68,5	99,275	53,4	53,4	100,000	3,1	2,7	87,097
Karlovarský kraj	69,6	69,2	99,425	53,4	53,4	100,000	5,7	3,6	63,158
Ústecký kraj	66,3	65,5	98,793	51,4	49,9	97,082	4,8	4,1	85,417
Liberecký kraj	67,4	67,3	99,852	51,0	48,8	95,686	4,2	3,8	90,476
Královéhradecký kraj	67,1	66,4	98,957	52,5	51,8	98,667	2,7	2,4	88,889
Pardubický kraj	69,4	68,5	98,703	51,7	51,2	99,033	3,4	3,5	102,941
kraj Vysočina	66,2	66,5	100,453	51,1	51,0	99,804	2,9	3,2	110,345
Jihomoravský kraj	68,5	67,9	99,124	52,5	52,9	100,762	3,4	3,6	105,882
Olomoucký kraj	68,6	66,6	97,085	49,3	49,4	100,203	2,8	3,0	107,143
Zlínský kraj	66,8	66,5	99,551	50,8	50,4	99,213	3,9	5,6	143,590
Moravskoslezský kraj	66,9	67,0	100,149	52,4	51,5	98,282	5,9	6,0	101,695

Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

Příloha č. 2 - Výpočet bazických indexů u ekonomické aktivity mužů a žen, u obecné míry nezaměstnanosti – mezi reálnými hodnotami 4. čtvrtletí 2016 a 1. čtvrtletí 2016

Kraje a ČR	Muži - ekonomická aktivita		Bazický index (rok 2000 = 100)	Ženy - ekonomická aktivita		Bazický index (rok 2000 = 100)	OMN		Bazický index (rok 2000 = 100)
	Reálná hodnota Q1 2000	Reálná hodnota Q4 2016		Reálná hodnota Q1 2000	Reálná hodnota Q4 2016		Reálná hodnota Q1 2000	Reálná hodnota Q4 2016	
ČR	70,1	68,5	97,718	51,9	52,4	100,963	9,5	3,6	37,895
Praha	70,7	72,2	102,122	56,1	55,6	99,109	4,5	2,2	48,889
Středočeský kraj	71,0	70,0	98,592	50,9	52,8	103,733	8,4	3,3	39,286
Jihočeský kraj	71,1	67,8	95,359	51,2	51,1	99,805	6,8	2,3	33,824
Plzeňský kraj	70,8	69,0	97,458	52,1	53,4	102,495	7,0	3,1	44,286
Karlovarský kraj	73,8	69,6	94,309	57,2	53,4	93,357	8,5	5,7	67,059
Ústecký kraj	71,7	66,3	92,469	49,5	51,4	103,838	17,1	4,8	28,070
Liberecký kraj	69,6	67,4	96,839	52,3	51,0	97,514	7,9	4,2	53,165
Královéhradecký kraj	70,4	67,1	95,313	52,0	52,5	100,962	6,2	2,7	43,548
Pardubický kraj	69,3	69,4	100,144	51,6	51,7	100,194	9,4	3,4	36,170
kraj Vysočina	69,1	66,2	95,803	50,6	51,1	100,988	8,6	2,9	33,721
Jihomoravský kraj	69,2	68,5	98,988	51,8	52,5	101,351	9,2	3,4	36,957
Olomoucký kraj	71,0	68,6	96,620	50,5	49,3	97,624	12,9	2,8	21,705
Zlínský kraj	68,8	66,8	97,093	50,8	50,8	100,000	8,9	3,9	43,820
Moravskoslezský kraj	67,8	66,9	98,673	50,6	52,4	103,557	14,7	5,9	40,136

Zdroj: Vlastní zpracování, ČSÚ

Příloha č. 3 - Sezónní faktory časových řad ekonomické aktivity

	Čtvrtletí	Muži	Ženy		Čtvrtletí	Muži	Ženy
Česká republika	1 Q	0,000	-0,200	Královehradecký kraj	1 Q	-0,266	-0,005
	2 Q	-0,203	-0,202		2 Q	-0,051	-0,113
	3 Q	0,252	0,099		3 Q	0,257	-0,072
	4 Q	0,194	0,304		4 Q	0,600	0,189
Středočeský kraj	1 Q	-0,094	-0,100	Pardubický kraj	1 Q	-0,315	-0,377
	2 Q	-0,026	-0,174		2 Q	-0,159	-0,273
	3 Q	0,086	0,015		3 Q	0,307	0,399
	4 Q	0,034	0,259		4 Q	0,167	0,251
Jihočeský kraj	1 Q	-0,675	-0,411	Kraj Vysočina	1 Q	-	-0,571
	2 Q	-0,267	-0,331		2 Q	-	-0,417
	3 Q	0,596	0,476		3 Q	-	0,567
	4 Q	0,346	0,265		4 Q	-	0,421
Plzeňský kraj	1 Q	-0,238	-0,102	Jihomoravský kraj	1 Q	0,008	-0,163
	2 Q	-0,369	0,047		2 Q	0,111	-0,233
	3 Q	0,291	-0,018		3 Q	-0,074	-0,020
	4 Q	0,316	0,074		4 Q	0,030	0,416
Karlovarský kraj	1 Q	-0,293	0,053	Olomoucký kraj	1 Q	-0,433	-0,368
	2 Q	-0,533	-0,101		2 Q	-0,314	-0,290
	3 Q	0,234	-0,139		3 Q	0,549	0,079
	4 Q	0,592	0,187		4 Q	0,198	0,580
Ústecký kraj	1 Q	-0,167	-	Zlínský kraj	1 Q	-0,530	-0,115
	2 Q	-0,095	-		2 Q	-0,157	-0,072
	3 Q	0,124	-		3 Q	0,193	0,051
	4 Q	0,138	-		4 Q	0,315	0,135
Liberecký kraj	1 Q	-	0,020	Moravskoslezský kraj	1 Q	-0,182	-0,132
	2 Q	-	-0,091		2 Q	-0,120	-0,174
	3 Q	-	-0,099		3 Q	0,154	0,152
	4 Q	-	0,170		4 Q	0,148	0,154

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 4 – Porovnání predikovaných hodnot s reálnými hodnotami u časových řad ekonomické aktivity u mužů pro 1.čtvrtletí roku 2017

Kraje a ČR	Reálná hodnota 2017 Q1	Predikované hodnoty na období 2017 Q1	Rozdíl mezi reálnou hodnotou 2017 Q1 a predikovanou hodnotou 2017 Q1
ČR	68,2	68,2	0
Praha	73,1	72,2	0,9
Středočeský	69,4	69,8	-0,4
Jihočeský	68,1	67,1	1
Plzeňský	68,5	68,6	-0,1
Karlovarský	69,2	69	0,2
Ústecký	65,5	65,9	-0,4
Liberecký	67,3	67,4	-0,1
Královéhradecký	66,4	66,7	-0,3
Pardubický	68,5	69	-0,5
Vysočina	66,5	66,2	0,3
Jihomoravský	67,9	68,5	-0,6
Olomoucký	66,6	68,1	-1,5
Zlínský	66,5	66,4	0,1
Moravskoslezský	67	66,6	0,4

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 5 – Porovnání predikovaných hodnot s reálnými hodnotami u časových řad ekonomické aktivity u žen pro 1.čtvrtletí roku 2017

Kraje a ČR	Reálná hodnota 2017 Q1	Predikované hodnoty na období 2017 Q1	Rozdíl mezi reálnou hodnotou 2017 Q1 a predikovanou hodnotou 2017 Q1
ČR	52,1	52,232	-0,1
Praha	56,5	55,613	0,9
Středočeský	52,6	52,610	0,0
Jihočeský	50,9	50,791	0,1
Plzeňský	53,4	53,178	0,2
Karlovarský	53,4	53,148	0,3
Ústecký	49,9	51,307	-1,4
Liberecký	48,8	50,806	-2,0
Královéhradecký	51,8	52,304	-0,5
Pardubický	51,2	51,388	-0,2
Vysočina	51	50,588	0,4
Jihomoravský	52,9	52,210	0,7
Olomoucký	49,4	48,798	0,6
Zlínský	50,4	50,521	-0,1
Moravskoslezský	51,5	52,130	-0,6

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 6 – Predikované hodnoty ekonomické aktivity u mužů pro jednotlivé kraje ČR pro období 1. čtvrtletí roku 2017–2. čtvrtletí rok 2019

Období predikce	Kraje														
	ČR	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
2017 Q1	68,170	72,185	69,847	67,115	68,603	69,025	65,855	67,367	66,712	69,048	66,188	68,531	68,134	66,449	66,575
2017 Q2	68,166	72,188	69,895	67,340	68,486	68,817	65,849	67,325	66,879	69,138	66,177	68,387	68,181	66,535	66,608
2017 Q3	68,445	72,192	69,986	67,873	68,912	69,304	65,990	67,283	67,139	69,443	66,165	68,547	68,738	66,724	66,854
2017 Q4	68,374	72,195	69,914	67,654	68,902	69,510	65,925	67,240	66,894	69,328	66,154	68,479	68,464	66,762	66,819
2018 Q1	68,044	72,198	69,765	66,915	68,494	68,856	65,543	67,198	66,520	68,976	66,142	68,432	67,998	66,276	66,459
2018 Q2	68,040	72,201	69,813	67,140	68,378	68,648	65,537	67,156	66,687	69,067	66,131	68,288	68,046	66,362	66,492
2018 Q3	68,319	72,204	69,904	67,670	68,803	69,135	65,678	67,114	66,946	69,371	66,119	68,448	68,601	66,551	66,737
2018 Q4	68,248	72,207	69,831	67,452	68,793	69,339	65,613	67,072	66,702	69,256	66,107	68,380	68,328	66,589	66,702
2019 Q1	67,918	72,211	69,682	66,716	68,386	68,687	65,231	67,030	66,327	68,905	66,096	68,333	67,863	66,104	66,343
2019 Q2	67,915	72,214	69,730	66,939	68,269	68,479	65,225	66,988	66,495	68,995	66,084	68,189	67,910	66,189	66,376

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 7 - Predikované hodnoty ekonomické aktivity u žen pro jednotlivé kraje ČR pro období 1. čtvrtletí roku 2017–2. čtvrtletí rok 2019

Období predikce	Kraje														
	ČR	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
2017 Q1	52,232	55,613	52,610	50,791	53,178	53,148	51,307	50,806	52,304	51,388	50,588	52,210	48,798	50,52111	52,13001
2017 Q2	52,326	55,625	52,556	50,799	53,316	52,938	51,214	50,647	52,198	51,453	50,659	52,187	48,794	50,54692	52,10936
2017 Q3	52,579	55,638	52,765	51,178	53,240	52,845	51,121	50,590	52,240	51,811	51,153	52,311	48,932	50,65394	52,45560
2017 Q4	52,783	55,651	53,029	51,039	53,321	53,116	51,028	50,811	52,502	51,747	51,072	52,552	49,134	50,72138	52,47784
2018 Q1	52,613	55,663	52,691	50,663	53,134	52,927	50,935	50,612	52,309	51,435	50,560	52,262	48,629	50,45480	52,21262
2018 Q2	52,707	55,676	52,638	50,671	53,272	52,718	50,843	50,452	52,203	51,500	50,631	52,239	48,625	50,48062	52,19197
2018 Q3	52,961	55,688	52,847	51,049	53,197	52,624	50,751	50,395	52,246	51,858	51,125	52,363	48,762	50,58764	52,53821
2018 Q4	53,165	55,701	53,111	50,910	53,278	52,895	50,658	50,616	52,508	51,794	51,043	52,605	48,964	50,65508	52,56045
2019 Q1	52,993	55,714	52,773	50,535	53,091	52,707	50,567	50,417	52,315	51,481	50,532	52,314	48,460	50,38850	52,29523
2019 Q2	53,088	55,726	52,719	50,544	53,229	52,497	50,475	50,258	52,208	51,546	50,603	52,291	48,456	50,41432	52,27458

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 8 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v ČR

1) Jednorozměrné testy významnosti pro ČR – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	460221,7	1	460221,7	18692184	0,000000
Q	1,7	3	0,6	23	0,000000
Rok	169,7	23	7,4	300	0,000000
Chyba	1,7	69	0,0		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,00059767754844
Prům. absolut. chyba	0,13381178764275
Součet čtverců	2,68778454789795
Průměrný čtverec	0,02799775570727
Průměrná procentuální	0,00094723898017
Prům. abs. perc. chyba	0,19352649726812

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro ČR – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	249604,2	1	249604,2	5340887	0,000000
Q	1,1	3	0,4	8	0,000118
Rok	95,7	23	4,2	89	0,000000
Chyba	3,2	69	0,0		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,01632264986411
Prům. absolut. chyba	0,15609475564379
Součet čtverců	3,51682342015503
Průměrný čtverec	0,03663357729328
Průměrná procentuální	0,03213968942365
Prům. abs. perc. chyba	0,30639414989322

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 9 – Analýza časových řad ekonomické aktivity v Praze

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Prahu – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	485712,6	1	485712,6	2677096	0,000000
Q	1,4	3	0,5	3	0,055430
Rok	32,6	23	1,4	8	0,000000
Chyba	12,5	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – lineární model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0002202168336
Prům. absolut. chyba	0,3777025183778
Součet čtverců	22,4981262056121
Průměrný čtverec	0,2343554813085
Průměrná procentuální	-0,0028711874959
Prům. abs. perc. chyba	0,5314972382921

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Prahu – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	281450,0	1	281450,0	976781,9	0,000000
Q	0,1	3	0,0	0,1	0,971155
Rok	111,4	23	4,8	16,8	0,000000
Chyba	19,9	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0000657894737
Prům. absolut. chyba	0,4254605263158
Součet čtverců	28,1248819944598
Průměrný čtverec	0,2929675207756
Průměrná procentuální	-0,0055124066245
Prům. abs. perc. chyba	0,7875946107830

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 10 – Analýza časových řad ekonomické aktivity ve Středočeském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Středočeský kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	477383,7	1	477383,7	2420296	0,000000
Q	0,3	3	0,1	0	0,692845
Rok	94,5	23	4,1	21	0,000000
Chyba	13,6	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – muži

Souhrn chyb	Středočeský
	Chyba
Průměrná chyba	0,0000076710133
Prům. absolut. chyba	0,3647874385565
Součet čtverců	20,3755016820996
Průměrný čtverec	0,2122448091885
Průměrná procentuální	-0,0021832265686
Prům. abs. perc. chyba	0,5176820484230

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Středočeský – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	249328,9	1	249328,9	1716222	0,000000
Q	3,2	3	1,1	7	0,000230
Rok	69,8	23	3,0	21	0,000000
Chyba	10,0	69	0,1		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0037808416737
Prům. absolut. chyba	0,3205473930804
Součet čtverců	15,8677726786470
Průměrný čtverec	0,1652892987359
Průměrná procentuální	0,0018618170111
Prům. abs. perc. chyba	0,6295547792127

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 11 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Jihočeském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Jihočeský kraj – muži

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	464274,1	1	464274,1	2643213	0,000000
Q	9,0	3	3,0	17	0,000000
Rok	379,6	23	16,5	94	0,000000
Chyba	12,1	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0015143256650
Prům. absolut. chyba	0,3915580606193
Součet čtverců	24,1418692840247
Průměrný čtverec	0,2514778050419
Průměrná procentuální	-0,0003484135216
Prům. abs. perc. chyba	0,5651062645503

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Jihočeský kraj – ženy

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	250308,4	1	250308,4	1043950	0,000000
Q	2,7	3	0,9	4	0,014463
Rok	179,4	23	7,8	33	0,000000
Chyba	16,5	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0000586747895
Prům. absolut. chyba	0,4359989549883
Součet čtverců	28,0399474472003
Průměrný čtverec	0,2920827859083
Průměrná procentuální	-0,0047837132009
Prům. abs. perc. chyba	0,8581949615154

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 12 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Plzeňském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Plzeňský kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	470624,0	1	470624,0	2023559	0,000000
Q	3,6	3	1,2	5	0,002693
Rok	305,8	23	13,3	57	0,000000
Chyba	16,0	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0040223974361
Prům. absolut. chyba	0,4305525717524
Součet čtverců	25,0610588678715
Průměrný čtverec	0,2610526965403
Průměrná procentuální	-0,0083605774933
Prům. abs. perc. chyba	0,6168872988670

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Plzeňský kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	257000,9	1	257000,9	695127,3	0,000000
Q	0,5	3	0,2	0,5	0,688206
Rok	87,6	23	3,8	10,3	0,000000
Chyba	25,5	69	0,4		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0101518595698
Prům. absolut. chyba	0,5359927949847
Součet čtverců	41,3179136364460
Průměrný čtverec	0,4303949337130
Průměrná procentuální	0,0112134095729
Prům. abs. perc. chyba	1,0387607299111

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 13 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Karlovarském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Karlovarský kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	493884,0	1	493884,0	840331,9	0,000000
Q	8,4	3	2,8	4,8	0,004525
Rok	491,3	23	21,4	36,3	0,000000
Chyba	40,6	69	0,6		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0073176122254
Prům. absolut. chyba	0,6482481880980
Součet čtverců	64,1715545282727
Průměrný čtverec	0,6684536930028
Průměrná procentuální	-0,0174986052187
Prům. abs. perc. chyba	0,9024303815812

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Karlovarský kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	278846,3	1	278846,3	513435,1	0,000000
Q	1,7	3	0,6	1,1	0,367519
Rok	323,5	23	14,1	25,9	0,000000
Chyba	37,5	69	0,5		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0088349504372
Prům. absolut. chyba	0,6876780127538
Součet čtverců	68,5078986381784
Průměrný čtverec	0,7136239441477
Průměrná procentuální	0,0057912085694
Prům. abs. perc. chyba	1,2810527023115

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 14 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Ústeckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Ústecký kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	466976,3	1	466976,3	1628464	0,000000
Q	0,4	3	0,1	0	0,714836
Rok	470,7	23	20,5	71	0,000000
Chyba	19,8	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0032321169763
Prům. absolut. chyba	0,5088265689606
Součet čtverců	43,3418377117534
Průměrný čtverec	0,4514774761641
Průměrná procentuální	-0,0006177420668
Prům. abs. perc. chyba	0,7314999745207

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Ústecký kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	241703,0	1	241703,0	661619,9	0,000000
Q	0,5	3	0,2	0,4	0,740764
Rok	600,4	23	26,1	71,5	0,000000
Chyba	25,2	69	0,4		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní exponenciální model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0520731720991
Prům. absolut. chyba	0,5208420771203
Součet čtverců	43,2084075547585
Průměrný čtverec	0,4500875786954
Průměrná procentuální	0,0991911609203
Prům. abs. perc. chyba	1,0432008904086

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 15 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Libereckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Liberecký kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	463565,0	1	463565,0	1250368	0,000000
Q	0,3	3	0,1	0	0,870175
Rok	397,0	23	17,3	47	0,000000
Chyba	25,6	69	0,4		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – lineární model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0003166838806
Prům. absolut. chyba	0,4897873452795
Součet čtverců	42,4992141737992
Průměrný čtverec	0,4427001476437
Průměrná procentuální	-0,0042826125317
Prům. abs. perc. chyba	0,7087598958553

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Liberecký kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	246685,9	1	246685,9	437594,4	0,000000
Q	1,0	3	0,3	0,6	0,633350
Rok	529,9	23	23,0	40,9	0,000000
Chyba	38,9	69	0,6		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0013133856532
Prům. absolut. chyba	0,6872035542559
Součet čtverců	68,6657991851234
Průměrný čtverec	0,7152687415117
Průměrná procentuální	-0,0085160471469
Prům. abs. perc. chyba	1,3631551491797

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 16 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Královéhradeckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Královéhradecký kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	448034,4	1	448034,4	969567,9	0,000000
Q	2,2	3	0,7	1,6	0,194826
Rok	416,0	23	18,1	39,1	0,000000
Chyba	31,9	69	0,5		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0081364636056
Prům. absolut. chyba	0,5399070876169
Součet čtverců	48,7277405641022
Průměrný čtverec	0,5075806308761
Průměrná procentuální	0,0068336947522
Prům. abs. perc. chyba	0,7957846657009

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Královéhradecký kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	250931,7	1	250931,7	451376,6	0,000000
Q	1,6	3	0,5	0,9	0,425914
Rok	162,6	23	7,1	12,7	0,000000
Chyba	38,4	69	0,6		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0787559248771
Prům. absolut. chyba	0,6244522891303
Součet čtverců	60,1373862735216
Průměrný čtverec	0,6264311070159
Průměrná procentuální	-0,1642569792254
Prům. abs. perc. chyba	1,2233539407737

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 17 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Pardubickém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Pardubický kraj – muži

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	458340,3	1	458340,3	1645687	0,000000
Q	2,8	3	0,9	3	0,025248
Rok	375,4	23	16,3	59	0,000000
Chyba	19,2	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0049471481144
Prům. absolut. chyba	0,4396565097952
Součet čtverců	31,7624663785044
Průměrný čtverec	0,3308590247761
Průměrná procentuální	0,0038549039884
Prům. abs. perc. chyba	0,6364635255996

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Pardubický kraj – ženy

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	247954,8	1	247954,8	734638,3	0,000000
Q	2,5	3	0,8	2,4	0,072282
Rok	261,9	23	11,4	33,7	0,000000
Chyba	23,3	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0089054200631
Prům. absolut. chyba	0,4948187646678
Součet čtverců	35,7702202305948
Průměrný čtverec	0,3726064607354
Průměrná procentuální	-0,0247629533451
Prům. abs. perc. chyba	0,9719142293023

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 18 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v kraji Vysočina

1) Jednorozměrné testy významnosti pro kraj Vysočina – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	444856,5	1	444856,5	1237893	0,000000
Q	8,2	3	2,7	8	0,000176
Rok	177,5	23	7,7	21	0,000000
Chyba	24,8	69	0,4		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – exponenciální model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,1080194598686
Prům. absolut. chyba	0,6166305867367
Součet čtverců	64,5182473380234
Průměrný čtverec	0,6720650764377
Průměrná procentuální	-0,1635039174862
Prům. abs. perc. chyba	0,9112808747539

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro kraj Vysočina – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	237019,3	1	237019,3	538789,3	0,000000
Q	6,3	3	2,1	4,8	0,004479
Rok	94,3	23	4,1	9,3	0,000000
Chyba	30,4	69	0,4		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0083730299498
Prům. absolut. chyba	0,5168266196110
Součet čtverců	43,6143296900294
Průměrný čtverec	0,4543159342711
Průměrná procentuální	0,0074543803451
Prům. abs. perc. chyba	1,0413405709209

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 19 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Jihomoravském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Jihomoravský kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	451923,1	1	451923,1	2762663	0,000000
Q	0,4	3	0,1	1	0,535149
Rok	166,5	23	7,2	44	0,000000
Chyba	11,3	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0061271972566
Prům. absolut. chyba	0,3671015077300
Součet čtverců	19,2619591973214
Průměrný čtverec	0,2006454083054
Průměrná procentuální	-0,0102802762300
Prům. abs. perc. chyba	0,5340821490397

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Jihomoravský kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	239850,0	1	239850,0	898516,9	0,000000
Q	2,5	3	0,8	3,1	0,031971
Rok	146,9	23	6,4	23,9	0,000000
Chyba	18,4	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0016509409206
Prům. absolut. chyba	0,4605641505461
Součet čtverců	31,2148264066544
Průměrný čtverec	0,3251544417360
Průměrná procentuální	-0,0041983631432
Prům. abs. perc. chyba	0,9231945240399

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 20 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Olomouckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Olomoucký kraj – muži

Efekt	SC	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	444040,0	1	444040,0	1491572	0,000000
Q	5,9	3	2,0	7	0,000520
Rok	412,1	23	17,9	60	0,000000
Chyba	20,5	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0089599028506
Prům. absolut. chyba	0,4627752926459
Součet čtverců	31,6264965487064
Průměrný čtverec	0,3294426723824
Průměrná procentuální	0,0104009756462
Prům. abs. perc. chyba	0,6840772089284

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Olomoucký kraj – ženy

Efekt	SC	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	234927,1	1	234927,1	868410,6	0,000000
Q	2,0	3	0,7	2,5	0,069209
Rok	181,4	23	7,9	29,2	0,000000
Chyba	18,7	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0039145712408
Prům. absolut. chyba	0,4912895840794
Součet čtverců	37,1667217924678
Průměrný čtverec	0,3871533520049
Průměrná procentuální	0,0013881705275
Prům. abs. perc. chyba	0,9988251169190

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 21 - Analýza časových řad ekonomické aktivity ve Zlínském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Zlínský kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	449456,5	1	449456,5	1895183	0,000000
Q	2,1	3	0,7	3	0,036763
Rok	267,1	23	11,6	49	0,000000
Chyba	16,4	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0038878956556
Prům. absolut. chyba	0,4498229058107
Součet čtverců	31,0119525553493
Průměrný čtverec	0,3230411724516
Průměrná procentuální	-0,0095974991154
Prům. abs. perc. chyba	0,6602880182771

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Zlínský kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	236225,0	1	236225,0	564247,5	0,000000
Q	0,7	3	0,2	0,6	0,626568
Rok	107,0	23	4,7	11,1	0,000000
Chyba	28,9	69	0,4		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0087903202733
Prům. absolut. chyba	0,5304438844593
Součet čtverců	42,2145767449515
Průměrný čtverec	0,4397351744266
Průměrná procentuální	0,0091452363628
Prům. abs. perc. chyba	1,0701257857617

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 22 - Analýza časových řad ekonomické aktivity v Moravskoslezském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Moravskoslezský kraj – muži

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	433131,0	1	433131,0	2709600	0,000000
Q	1,3	3	0,4	3	0,054611
Rok	262,4	23	11,4	71	0,000000
Chyba	11,0	69	0,2		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – muži

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0000586206295
Prům. absolut. chyba	0,3422688504525
Součet čtverců	17,3987065445635
Průměrný čtverec	0,1812365265059
Průměrná procentuální	-0,0014946323391
Prům. abs. perc. chyba	0,5098578946145

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Jednorozměrné testy významnosti pro Moravskoslezský kraj – ženy

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	242014,2	1	242014,2	965276,4	0,000000
Q	2,9	3	1,0	3,9	0,012778
Rok	124,1	23	5,4	21,5	0,000000
Chyba	17,3	69	0,3		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model – ženy

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0013220628687
Prům. absolut. chyba	0,4441790770240
Součet čtverců	28,6336479712578
Průměrný čtverec	0,2982671663673
Průměrná procentuální	-0,0042093704837
Prům. abs. perc. chyba	0,8841200242406

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 23 - Sezónní faktory časových řad obecné míry nezaměstnanosti

	Čtvrtletí	Sezónní faktory		Čtvrtletí	Sezónní faktory
Česká republika	1 Q	3,456	Královehradecký kraj	1 Q	5,867
	2 Q	-2,848		2 Q	-6,567
	3 Q	0,277		3 Q	1,847
	4 Q	-0,885		4 Q	-1,148
Praha	1 Q	-0,398	Pardubický kraj	1 Q	5,188
	2 Q	-3,167		2 Q	-5,178
	3 Q	2,283		3 Q	2,994
	4 Q	1,282		4 Q	-3,004
Jihočeský kraj	1 Q	7,561	Kraj Vysočina	1 Q	6,052
	2 Q	-5,312		2 Q	-5,488
	3 Q	-1,794		3 Q	0,927
	4 Q	-0,455		4 Q	-1,960
Plzeňský kraj	1 Q	3,266	Jihomoravský kraj	1 Q	0,208
	2 Q	-2,746		2 Q	-0,167
	3 Q	3,653		3 Q	0,003
	4 Q	-4,173		4 Q	-0,043
Karlovarský kraj	1 Q	3,182	Olomoucký kraj	1 Q	0,192
	2 Q	-2,816		2 Q	-0,241
	3 Q	2,716		3 Q	0,034
	4 Q	-3,081		4 Q	0,015
Ústecký kraj	1 Q	0,301	Zlínský kraj	1 Q	0,216
	2 Q	-0,110		2 Q	-0,115
	3 Q	-0,146		3 Q	0,026
	4 Q	-0,045		4 Q	-0,127
Liberecký kraj	1 Q	-	Moravskoslezský kraj	1 Q	0,362
	2 Q	-		2 Q	-0,199
	3 Q	-		3 Q	-0,082
	4 Q	-		4 Q	-0,081

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 24 - Porovnání predikovaných hodnot s reálnými hodnotami u časových řad obecné míry nezaměstnanosti pro 1.čtvrtletí roku 2017

Kraje a ČR	Reálná hodnota 2017 Q1	Predikované hodnoty na období 2017 Q1	Rozdíl mezi reálnou hodnotou 2017 Q1 a predikovanou hodnotou 2017 Q1
ČR	3,4	3,557	-0,2
Praha	2,0	2,161	-0,2
Středočeský	2,7	3,285	-0,6
Jihočeský	2,5	2,485	0,0
Plzeňský	2,7	3,294	-0,6
Karlovarský	3,6	5,075	-1,5
Ústecký	4,1	4,952	-0,9
Liberecký	3,8	4,204	-0,4
Královéhradecký	2,4	2,888	-0,5
Pardubický	3,5	3,682	-0,2
Vysočina	3,2	3,139	0,1
Jihomoravský	3,6	3,648	0,0
Olomoucký	3,0	2,965	0,0
Zlínský	5,6	4,242	1,4
Moravskoslezský	6,0	5,905	0,1

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 25 - Predikované hodnoty obecné míry nezaměstnanosti pro jednotlivé kraje ČR pro období 1. čtvrtletí roku 2017–2. čtvrtletí rok 2019

Období predikce	Kraje														
	ČR	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
2017 Q1	3,557	2,161	3,285	2,485	3,294	5,075	4,952	4,204	2,888	3,682	3,139	3,648	2,965	4,242	5,905
2017 Q2	3,188	2,090	3,271	2,182	3,058	4,729	4,350	4,208	2,546	3,313	2,773	3,269	2,521	3,908	5,344
2017 Q3	3,173	2,197	3,256	2,257	3,213	5,062	4,122	4,213	2,772	3,593	2,948	3,436	2,784	4,048	5,196
2017 Q4	3,049	2,165	3,241	2,283	2,929	4,726	4,032	4,217	2,687	3,378	2,851	3,386	2,753	3,892	4,998
2018 Q1	3,116	2,118	3,226	2,460	3,112	5,103	4,187	4,221	2,874	3,657	3,084	3,633	2,919	4,234	5,003
2018 Q2	2,879	2,049	3,212	2,160	2,889	4,755	3,585	4,225	2,534	3,291	2,724	3,255	2,474	3,901	4,528
2018 Q3	2,935	2,154	3,197	2,235	3,036	5,090	3,357	4,229	2,759	3,568	2,896	3,422	2,737	4,040	4,402
2018 Q4	2,875	2,122	3,182	2,260	2,767	4,753	3,267	4,234	2,674	3,354	2,801	3,372	2,707	3,885	4,235
2019 Q1	2,980	2,076	3,167	2,436	2,940	5,131	3,421	4,238	2,861	3,631	3,030	3,619	2,872	4,226	4,238
2019 Q2	2,784	2,009	3,153	2,139	2,730	4,782	2,819	4,242	2,522	3,268	2,676	3,241	2,428	3,893	3,836

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 26 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v ČR

1) Jednorozměrné testy významnosti pro ČR

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	3814,021	1	3814,021	25684,01	0,000000
Q	2,206	3	0,735	4,95	0,003586
Rok	243,957	23	10,607	71,43	0,000000
Chyba	10,246	69	0,148		

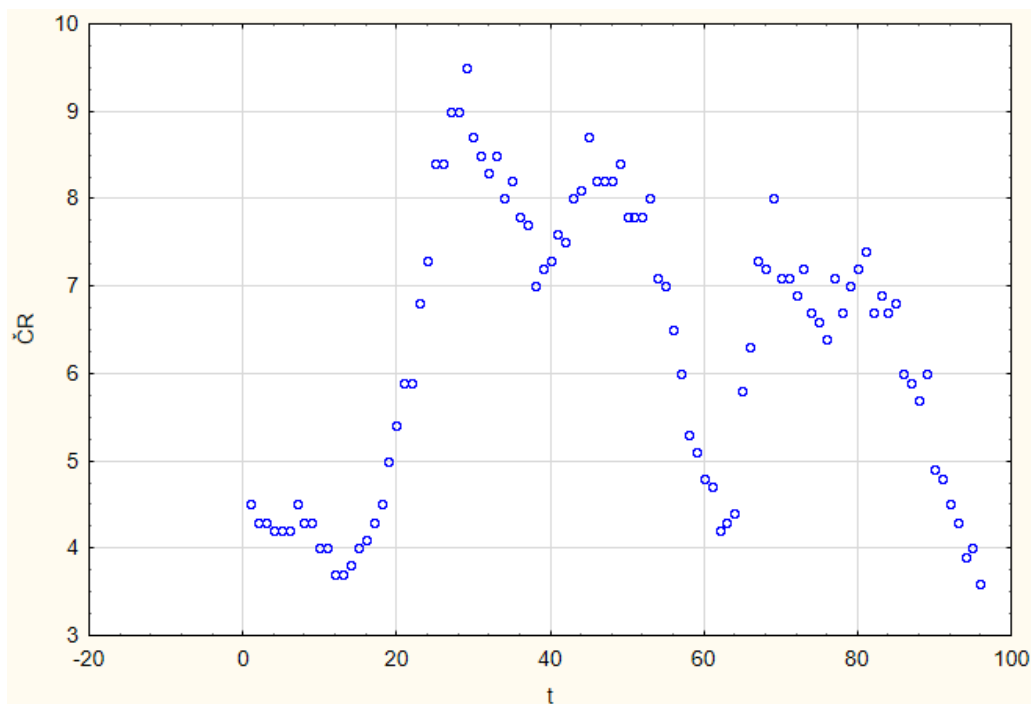
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní tlumený model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,00455006739922
Prům. absolut. chyba	0,18658025019111
Součet čtverců	6,38905911821753
Průměrný čtverec	0,06655269914810
Průměrná procentuální	-0,02620521104948
Prům. abs. perc. chyba	3,12246493640796

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v ČR



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 27 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Praze

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Prahu

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	938,1251	1	938,1251	6072,470	0,000000
Q	0,3228	3	0,1076	0,697	0,557326
Rok	43,9024	23	1,9088	12,356	0,000000
Chyba	10,6597	69	0,1545		

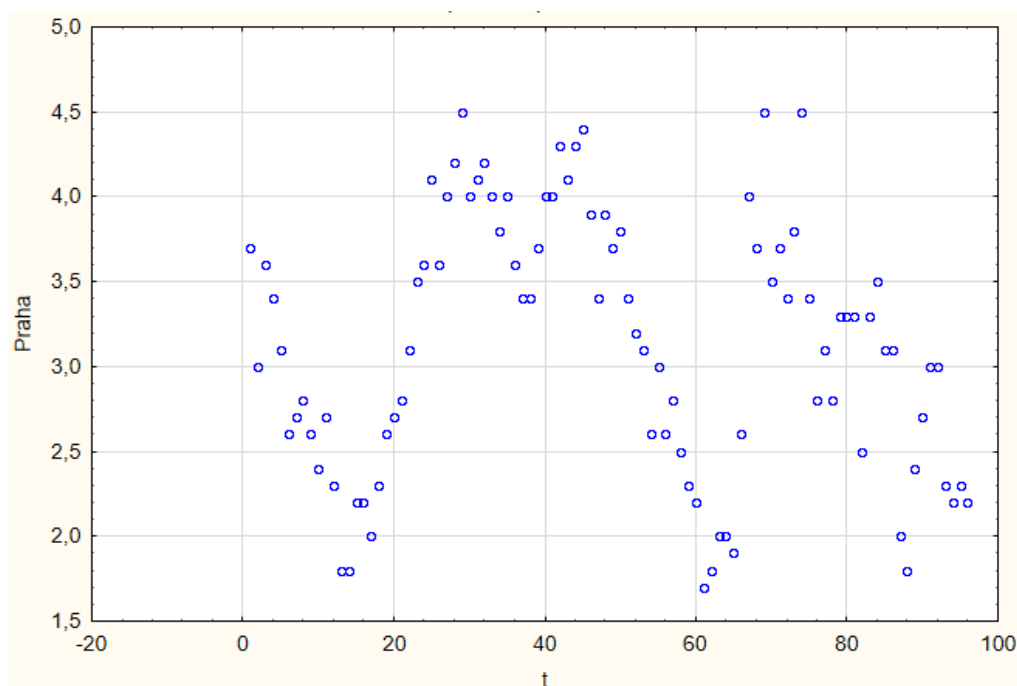
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní exponenciální model

Souhm chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0458246144174
Prům. absolut. chyba	0,3161499357729
Součet čtverců	16,8452456764614
Průměrný čtverec	0,1754713091298
Průměrná procentuální	0,4941242665646
Prům. abs. perc. chyba	10,4983630956422

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Praze



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 28 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Středočeský kraj

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	2166,000	1	2166,000	11599,82	0,000000
Q	0,981	3	0,327	1,75	0,164713
Rok	160,615	23	6,983	37,40	0,000000
Chyba	12,884	69	0,187		

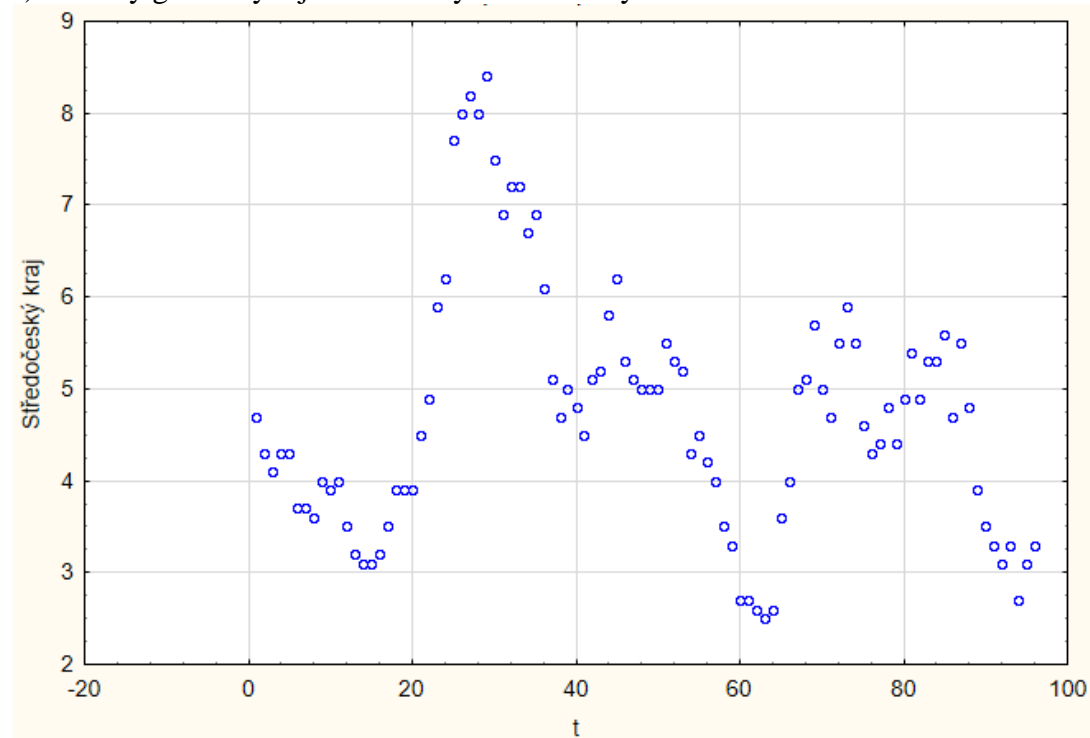
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – lineární model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0000767543860
Prům. absolut. chyba	0,3824013157895
Součet čtverců	22,7394227146814
Průměrný čtverec	0,2368689866113
Průměrná procentuální	-0,5620840782581
Prům. abs. perc. chyba	8,1514009641254

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Středočeském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 29 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Jihočeském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Jihočeský kraj

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	1958,427	1	1958,427	8829,716	0,000000
Q	4,901	3	1,634	7,365	0,000237
Rok	136,428	23	5,932	26,743	0,000000
Chyba	15,304	69	0,222		

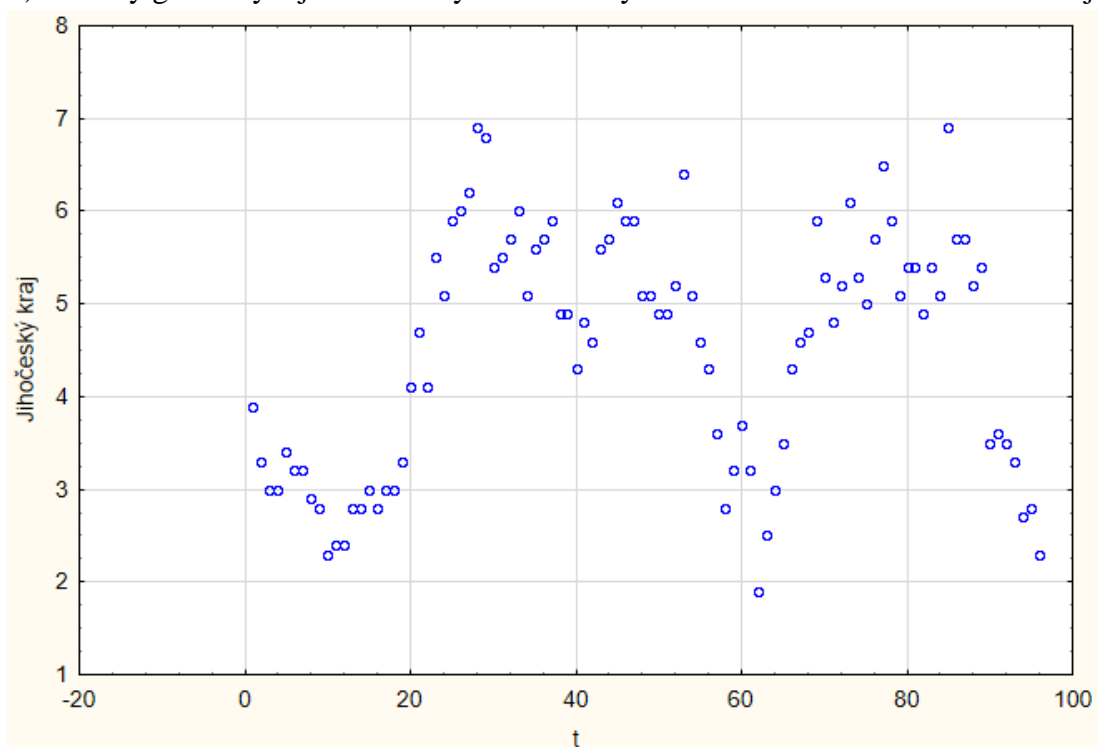
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0038185773424
Prům. absolut. chyba	0,3882532927467
Součet čtverců	23,7353624951862
Průměrný čtverec	0,2472433593249
Průměrná procentuální	-0,9531173977411
Prům. abs. perc. chyba	9,1303976206465

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihočeském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 30 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Plzeňský kraj

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	2199,378	1	2199,378	9755,832	0,000000
Q	2,352	3	0,784	3,478	0,020488
Rok	106,045	23	4,611	20,452	0,000000
Chyba	15,556	69	0,225		

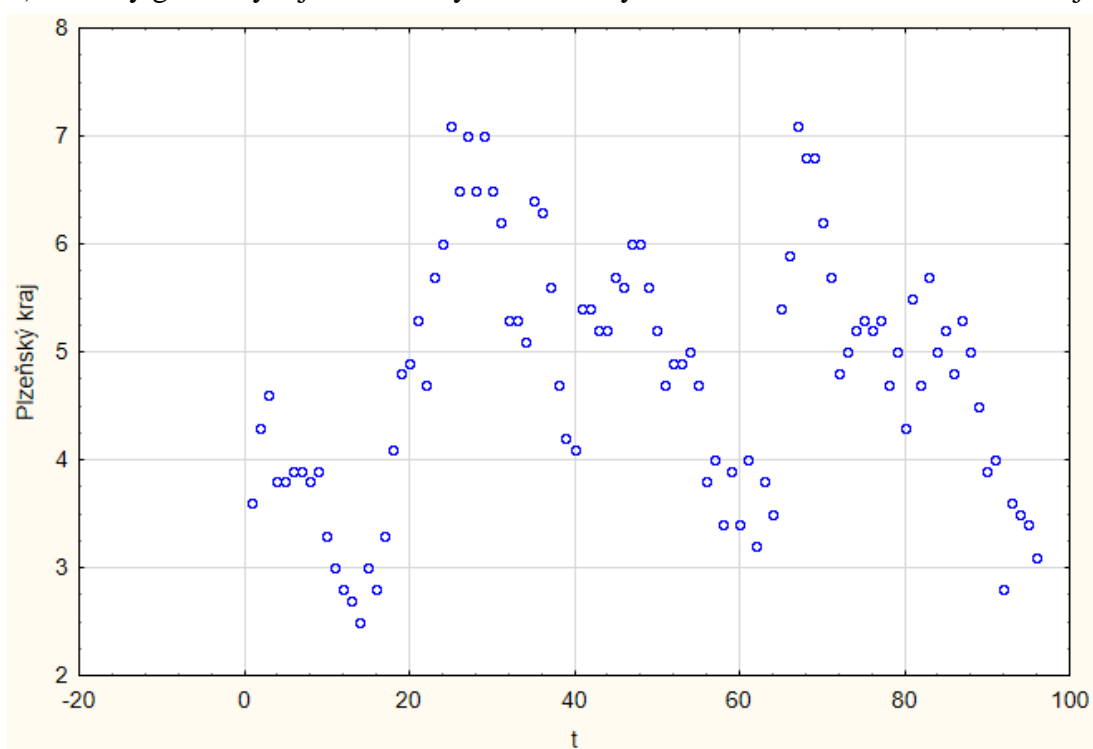
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní exponenciální model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0564837117108
Prům. absolut. chyba	0,4066353950898
Součet čtverců	25,2250441432995
Průměrný čtverec	0,2627608764927
Průměrná procentuální	0,5456267758771
Prům. abs. perc. chyba	8,6518154230849

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 31 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Karlovarském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Karlovarský kraj

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	5687,221	1	5687,221	9634,895	0,000000
Q	5,164	3	1,721	2,916	0,040294
Rok	494,637	23	21,506	36,434	0,000000
Chyba	40,729	69	0,590		

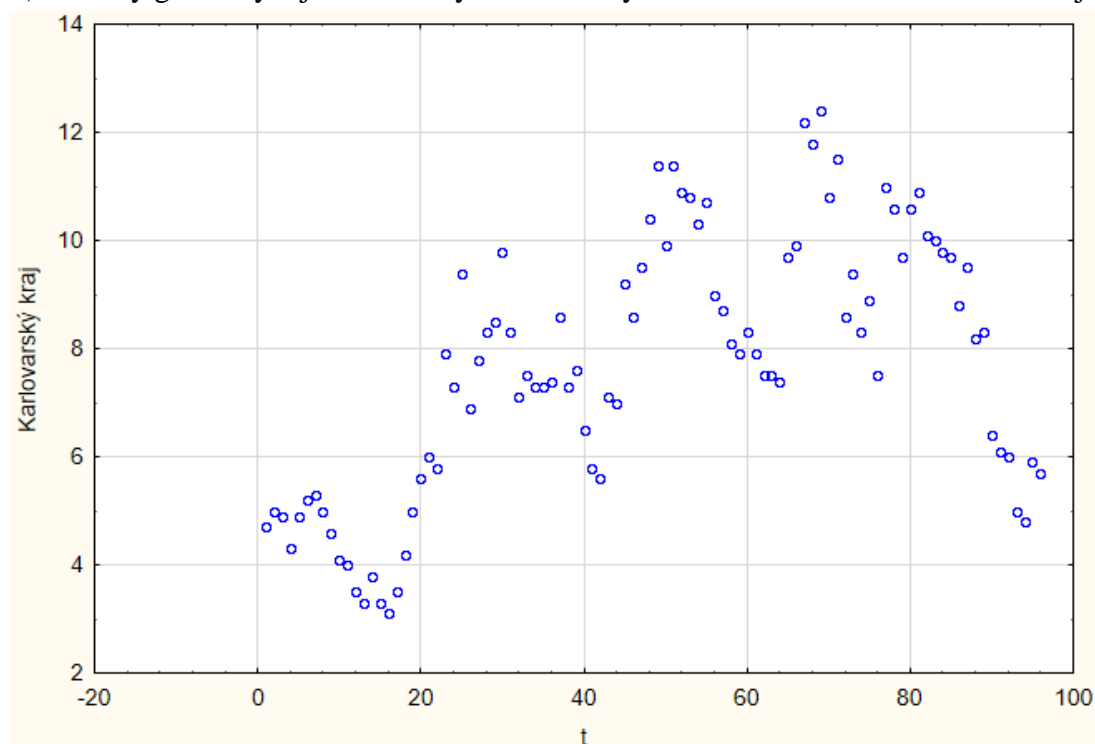
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	0,0059524544018
Prům. absolut. chyba	0,6669995943395
Součet čtverců	75,6692684774143
Průměrný čtverec	0,7882215466397
Průměrná procentuální	-0,5282141180063
Prům. abs. perc. chyba	8,9407997519453

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 32 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Ústeckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Ústecký kraj

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	10596,60	1	10596,60	17227,71	0,000000
Q	2,88	3	0,96	1,56	0,206269
Rok	929,55	23	40,42	65,71	0,000000
Chyba	42,44	69	0,62		

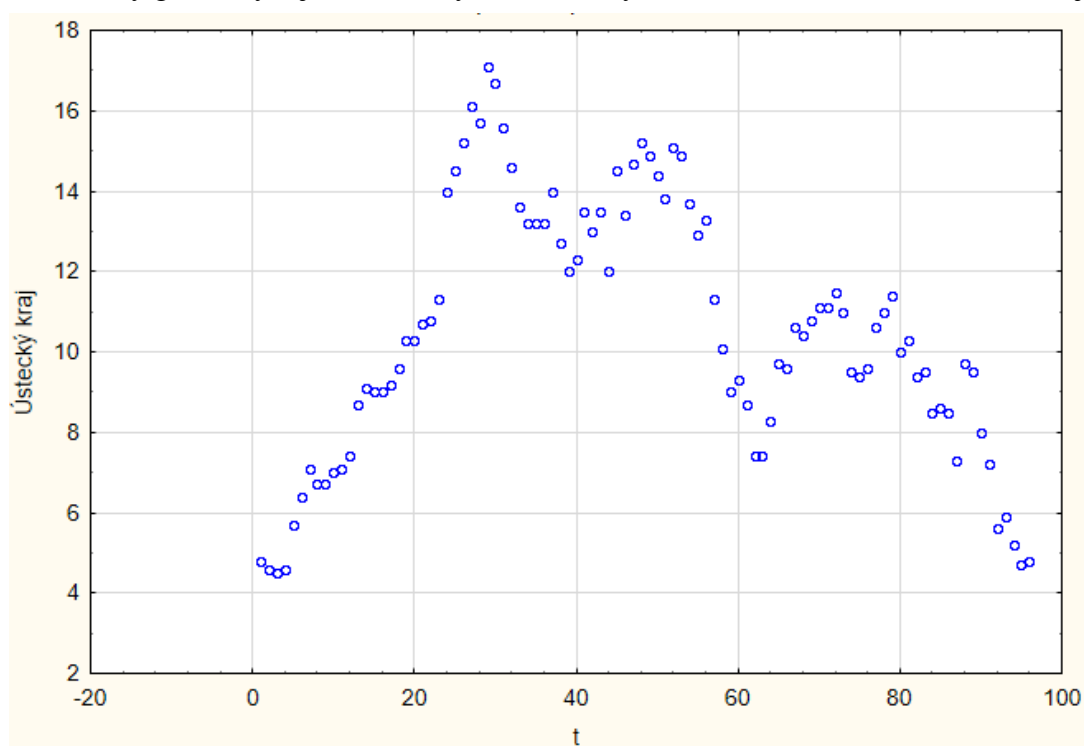
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0482671866308
Prům. absolut. chyba	0,6527516207515
Součet čtverců	68,7904324735898
Průměrný čtverec	0,7165670049332
Průměrná procentuální	-0,5547918730869
Prům. abs. perc. chyba	6,4165752370086

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Plzeňském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 33 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Liberecký kraj

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	3464,405	1	3464,405	8956,696	0,000000
Q	0,454	3	0,151	0,391	0,759886
Rok	254,582	23	11,069	28,617	0,000000
Chyba	26,689	69	0,387		

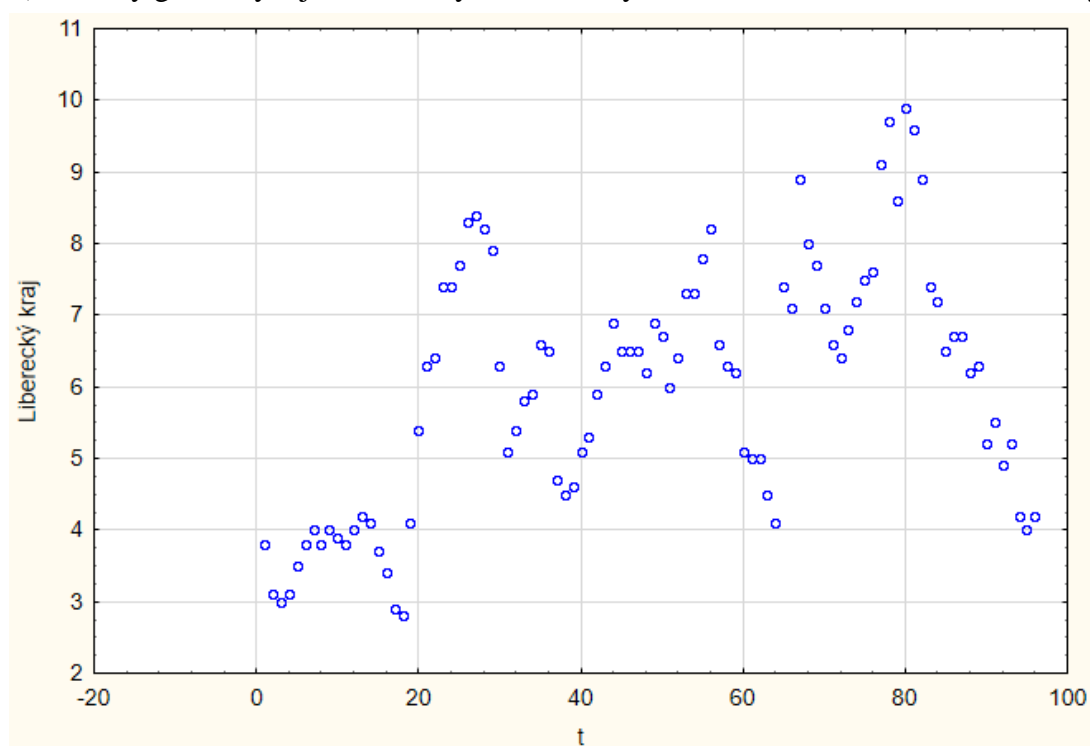
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – lineární model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0000219298246
Prům. absolut. chyba	0,5128289473684
Součet čtverců	51,6383202216067
Průměrný čtverec	0,5378991689751
Průměrná procentuální	-0,7259184188193
Prům. abs. perc. chyba	8,6475671834214

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Libereckém kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 34 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Královéhradecký kraj

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	2804,763	1	2804,763	6831,703	0,000000
Q	6,139	3	2,046	4,985	0,003452
Rok	211,500	23	9,196	22,398	0,000000
Chyba	28,328	69	0,411		

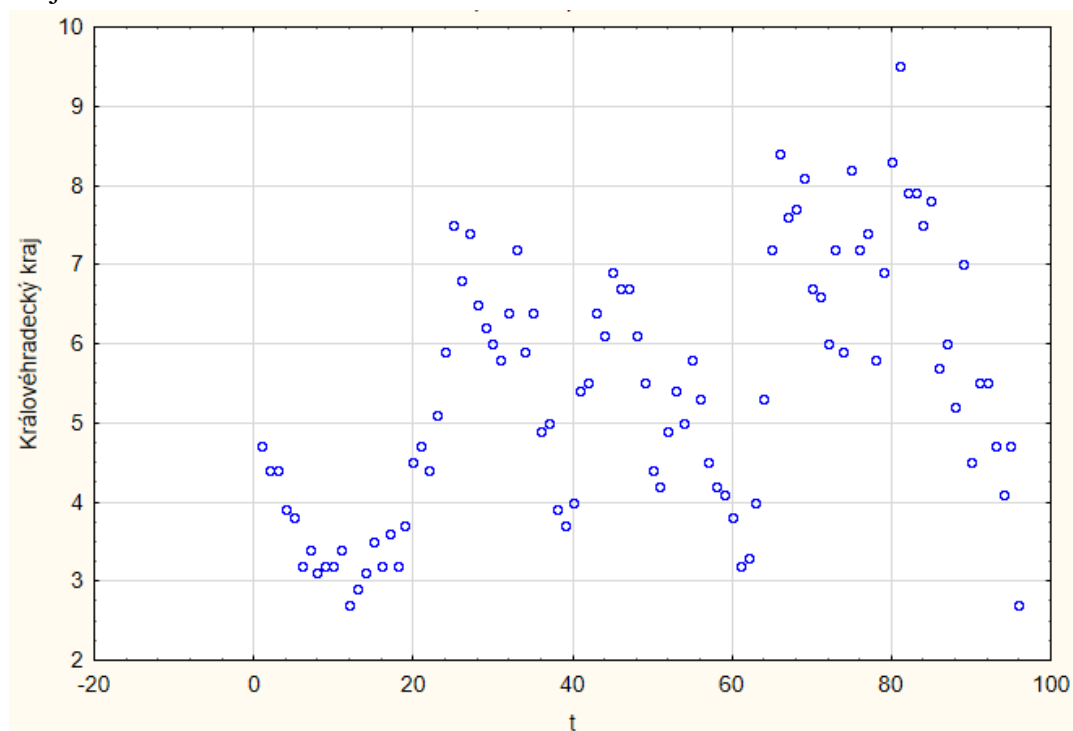
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0131329518948
Prům. absolut. chyba	0,5699934298613
Součet čtverců	51,7852307219285
Průměrný čtverec	0,5394294866868
Průměrná procentuální	-1,3883110991705
Prům. abs. perc. chyba	10,8443551185927

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Královéhradeckém kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 35 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Pardubickém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Pardubický kraj

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	3228,280	1	3228,280	7310,988	0,000000
Q	6,309	3	2,103	4,763	0,004470
Rok	250,232	23	10,880	24,639	0,000000
Chyba	30,468	69	0,442		

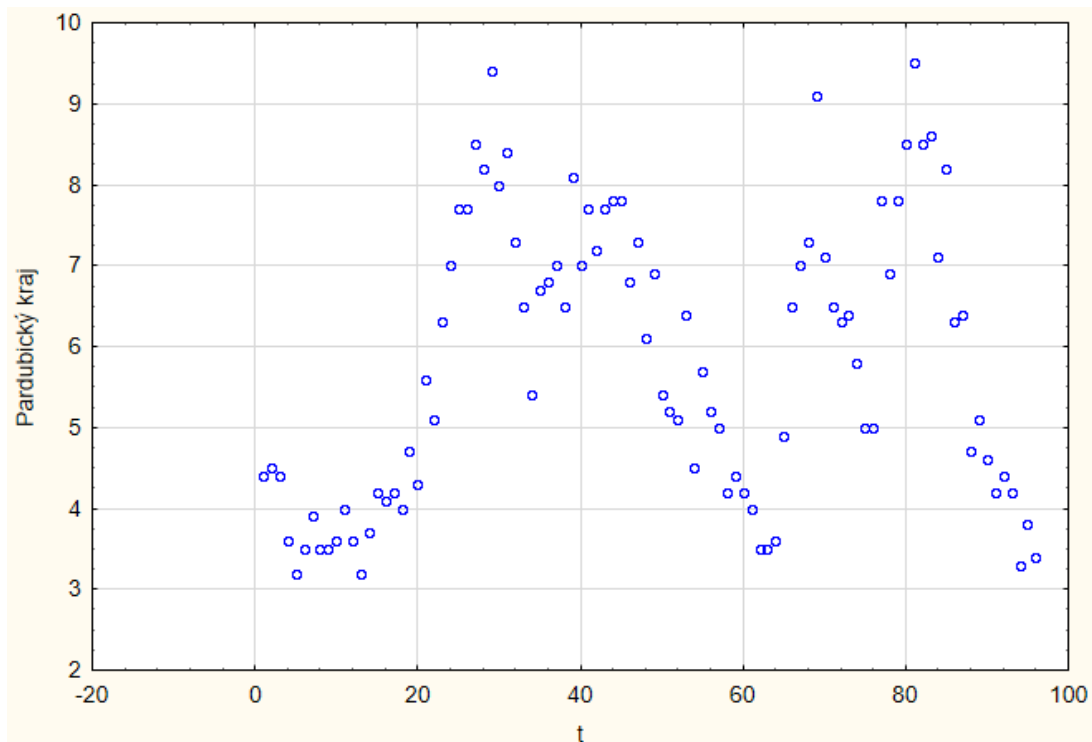
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0011115370184
Prům. absolut. chyba	0,5229548763389
Součet čtverců	44,7219886174389
Průměrný čtverec	0,4658540480983
Průměrná procentuální	-0,8094308839114
Prům. abs. perc. chyba	9,3550551743730

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Pardubickém kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 36 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v kraji Vysočina

1) Jednorozměrné testy významnosti pro kraj Vysočina

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	2823,170	1	2823,170	8550,837	0,000000
Q	7,529	3	2,510	7,601	0,000183
Rok	179,820	23	7,818	23,680	0,000000
Chyba	22,781	69	0,330		

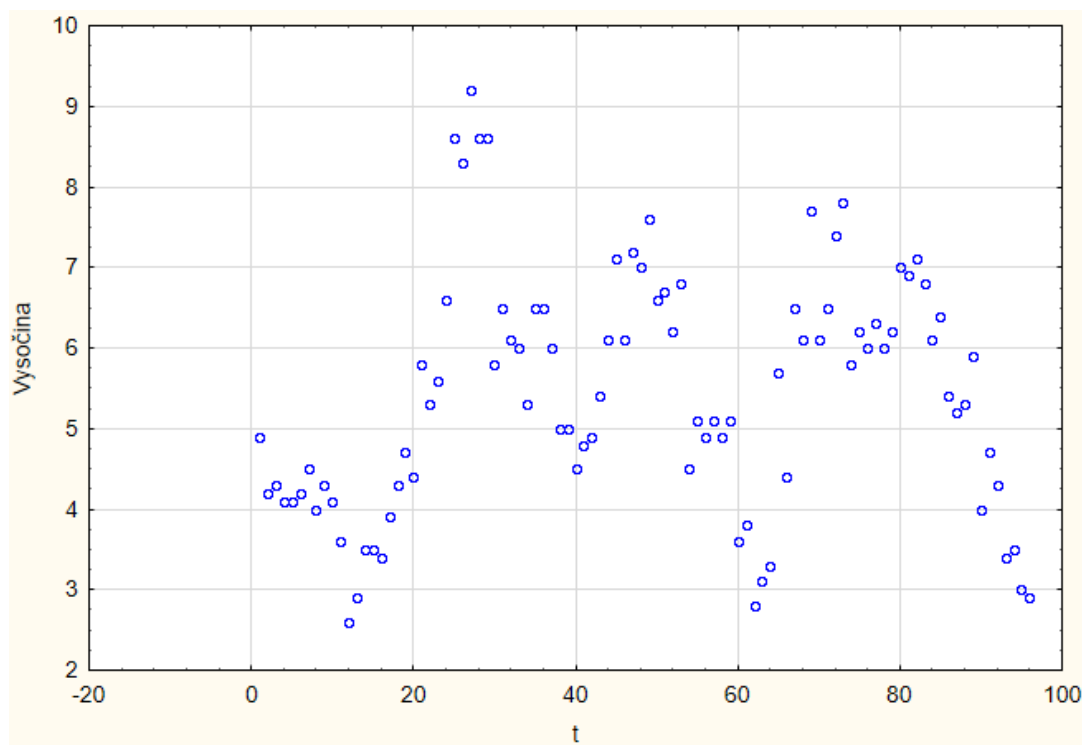
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – multiplikativní Wintersův model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0001819202099
Prům. absolut. chyba	0,4900256366944
Součet čtverců	43,2865997237432
Průměrný čtverec	0,4509020804557
Průměrná procentuální	-1,0823247251237
Prům. abs. perc. chyba	9,5438584496347

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v kraji Vysočina



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 37 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Jihomoravský kraj

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	3751,250	1	3751,250	14463,07	0,000000
Q	1,831	3	0,610	2,35	0,079610
Rok	331,712	23	14,422	55,61	0,000000
Chyba	17,896	69	0,259		

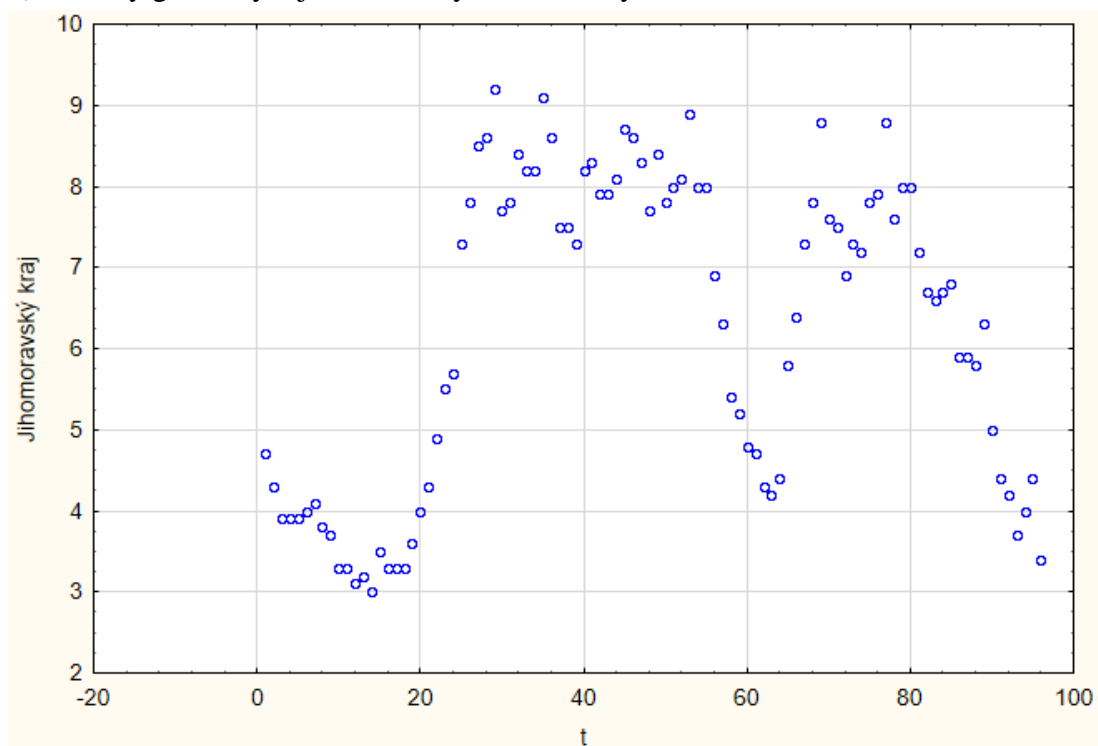
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0044217759284
Prům. absolut. chyba	0,4234116706295
Součet čtverců	27,1151821143686
Průměrný čtverec	0,2824498136913
Průměrná procentuální	-0,5146358902382
Prům. abs. perc. chyba	7,1189835825560

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Jihomoravském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 38 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Olomoucký kraj

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	5761,351	1	5761,351	12097,29	0,000000
Q	2,171	3	0,724	1,52	0,217142
Rok	555,967	23	24,172	50,76	0,000000
Chyba	32,861	69	0,476		

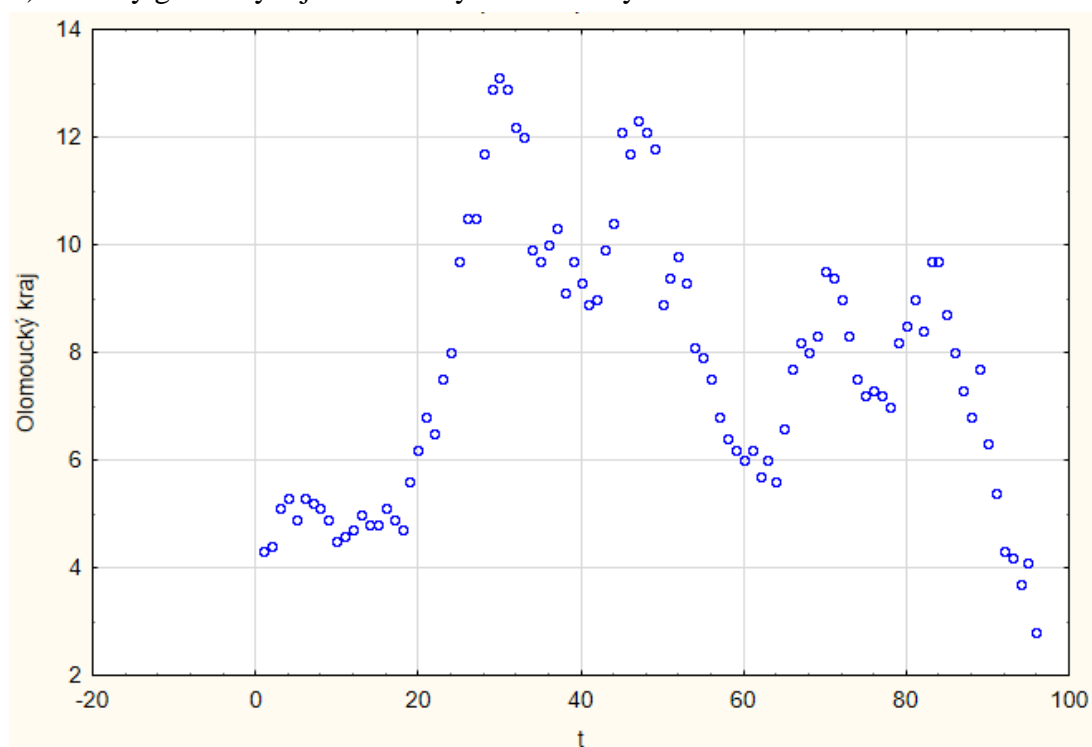
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model

Souhm chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0092857176555
Prům. absolut. chyba	0,5408470854091
Součet čtverců	47,0204160606738
Průměrný čtverec	0,4897960006320
Průměrná procentuální	-0,8326437582406
Prům. abs. perc. chyba	7,3994603504947

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Olomouckém kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 39 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Zlínský kraj

Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	3879,855	1	3879,855	10335,75	0,000000
Q	1,776	3	0,592	1,58	0,202756
Rok	319,357	23	13,885	36,99	0,000000
Chyba	25,901	69	0,375		

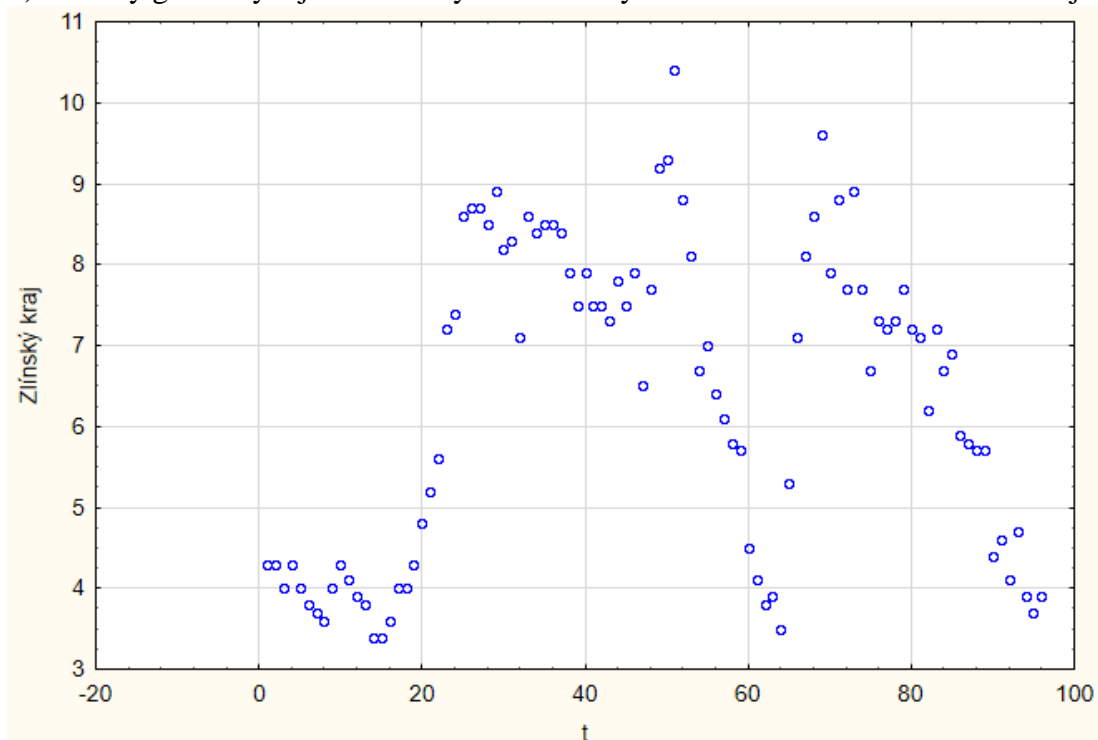
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní lineární model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0001977892889
Prům. absolut. chyba	0,5308986497962
Součet čtverců	44,3116452228279
Průměrný čtverec	0,4615796377378
Průměrná procentuální	-0,5525433827205
Prům. abs. perc. chyba	8,3630151199287

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti ve Zlínském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 40 - Analýza časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji

1) Jednorozměrné testy významnosti pro Moravskoslezský kraj

Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	9556,050	1	9556,050	17528,41	0,000000
Q	4,158	3	1,386	2,54	0,063331
Rok	877,255	23	38,142	69,96	0,000000
Chyba	37,617	69	0,545		

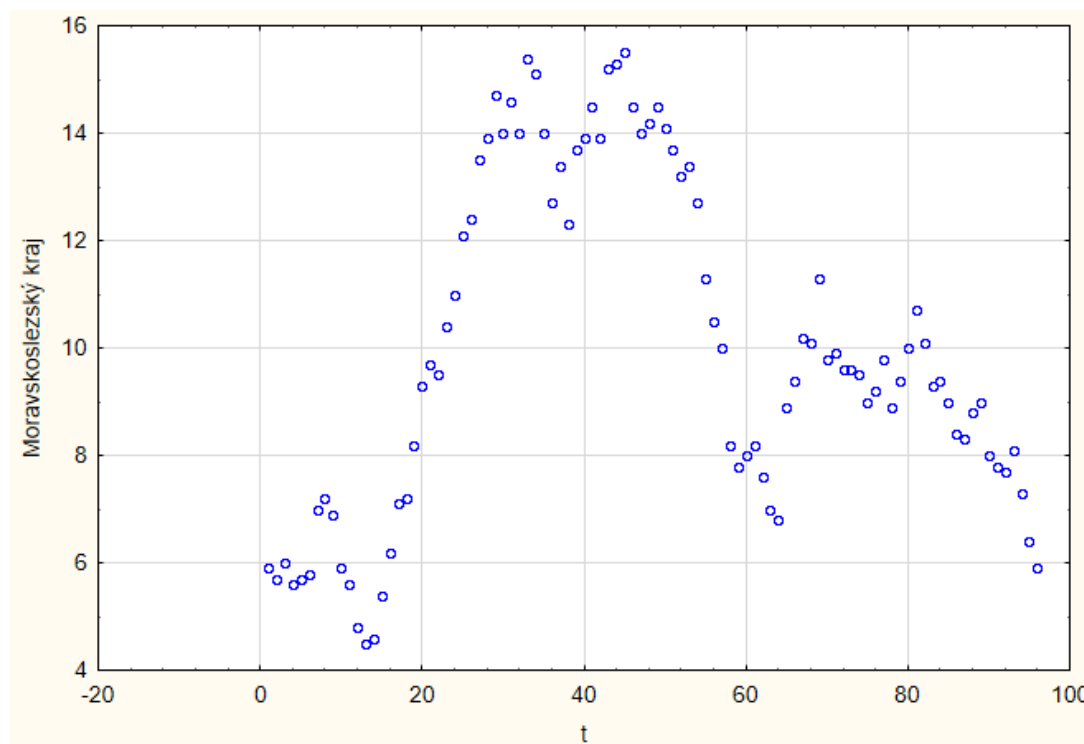
Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Exponenciální vyrovnávání – aditivní exponenciální model

Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,1020452023865
Prům. absolut. chyba	0,4862540842811
Součet čtverců	37,7900539119285
Průměrný čtverec	0,3936463949159
Průměrná procentuální	-0,9245189970398
Prům. abs. perc. chyba	5,4243092478061

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Bodový graf – vývoj časové řady obecné míry nezaměstnanosti v Moravskoslezském kraji



Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 41 – Vybraná část dotazníku výzkumu „Naše společnost 2017“ a struktura výběrového souboru

1) Vybrané otázky z výzkumu „Naše společnost 2017“ – téma České veřejnosti o nezaměstnanosti

EV.4 „Považujete současnou úroveň nezaměstnanosti v České republice	
za příliš nízkou,	1
přiměřenou,	2
příliš vysokou?“	3
NEVÍ	9
EV.7 „Jak se bude podle Vás vyvíjet nezaměstnanost v ČR v nejbližších dvou letech?	
Výrazně se zvýší,	1
částečně se zvýší,	2
zůstane přibližně na stejné úrovni,	3
částečně se sníží,	4
nebo se výrazně sníží?“	5
NEVÍ	9

Zdroj: vlastní zpracování, CVVM

2) Struktura výběrového souboru – pohlaví respondentů

POHLAVÍ				
Muži	48,5	477	48,6	0,1
Ženy	51,5	505	51,4	-0,1

Zdroj: vlastní zpracování, CVVM

3) Struktura výběrového souboru – vzdělání respondentů

VZDĚLÁNÍ				
Základní	18,6	180	18,4	-0,2
Střední bez maturity	34,9	329	33,6	-1,3
Střední s maturitou	31,8	311	31,8	0,0
Vysokoškolské	14,7	159	16,2	1,5

Zdroj: vlastní zpracování, CVVM

4) Struktura výběrového souboru – rozdělení respondentů do krajů

KRAJE				
Praha	12,5	125	12,7	0,2
Středočeský	12,2	99	10,1	-2,1
Jihočeský	6,0	65	6,6	0,6
Plzeňský	5,5	48	4,9	-0,6
Karlovarský	2,8	30	3,1	0,3
Ústecký	7,7	74	7,5	-0,2
Liberecký	4,1	43	4,4	0,3
Královehradecký	5,2	53	5,4	0,2
Pardubický	4,9	41	4,2	-0,7
Vysočina	4,8	53	5,4	0,6
Jihomoravský	11,2	123	12,5	1,3
Olomoucký	6,0	51	5,2	-0,8
Zlínský	5,6	53	5,4	-0,2
Moravskoslezský	11,5	125	12,6	1,1

Zdroj: vlastní zpracování, CVVM

Příloha č. 42 – Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na pohlaví

1) Výchozí kontingenční tabulka

Pohlaví	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Neví	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Přiměřenou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš nízkou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš vysokou	Řádk. součty
Žena	45	333	48	79	505
Sloupcov	65,22%	51,39%	44,44%	50,32%	
Řádko	8,91%	65,94%	9,50%	15,64%	
Celková	4,58%	33,91%	4,89%	8,04%	51,43%
Muž	24	315	60	78	477
Sloupcov	34,78%	48,61%	55,56%	49,68%	
Řádko	5,03%	66,04%	12,58%	16,35%	
Celková	2,44%	32,08%	6,11%	7,94%	48,57%
Celk.	69	648	108	157	982
Celková	7,03%	65,99%	11,00%	15,99%	100,00%

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Výpočet očekávaných četností

Pohlaví	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Neví	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Přiměřenou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš nízkou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš vysokou	Řádk. součty
Žena	35,48371	333,2383	55,5397	80,7383	505,0000
Muž	33,51629	314,7617	52,4603	76,2617	477,0000
Celk.	69,00000	648,0000	108,0000	157,0000	982,0000

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Výsledné hodnoty Pearsonova χ^2 testu nezávislosti

Statist.	Chí-kvadr.	sv	p
Pearsonův chí-kv.	7,438684	df=3	p=,05916
M-V chí-kvadr.	7,537867	df=3	p=,05659

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 43 - Názory občanů na současnou úroveň nezaměstnanosti v závislosti na vzdělání

1) Výchozí kontingenční tabulka

Vzdělání	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Neví	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Přiměřenou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš nízkou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš vysokou	Řádk. součty
Střední bez maturity a vyučení	25	208	33	63	329
Sloupcov	36,23%	32,30%	30,28%	40,13%	
Řádko	7,60%	63,22%	10,03%	19,15%	
Celková	2,55%	21,25%	3,37%	6,44%	33,61%
Střední s maturitou	19	216	42	34	311
Sloupcov	27,54%	33,54%	38,53%	21,66%	
Řádko	6,11%	69,45%	13,50%	10,93%	
Celková	1,94%	22,06%	4,29%	3,47%	31,77%
Základní	19	105	14	42	180
Sloupcov	27,54%	16,30%	12,84%	26,75%	
Řádko	10,56%	58,33%	7,78%	23,33%	
Celková	1,94%	10,73%	1,43%	4,29%	18,39%
VOŠ, Bakalář, VŠ	6	115	20	18	159
Sloupcov	8,70%	17,86%	18,35%	11,46%	
Řádko	3,77%	72,33%	12,58%	11,32%	
Celková	0,61%	11,75%	2,04%	1,84%	16,24%
Celk.	69	644	109	157	979
Celková	7,05%	65,78%	11,13%	16,04%	100,00%

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Výpočet očekávaných četností

Vzdělání	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Neví	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Přiměřenou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš nízkou	Úroveň nezaměstnanosti hodnocena za: Příliš vysokou	Řádk. součty
Střední bez maturity a vyučení	23,18795	216,4208	36,6302	52,7610	329,0000
Střední s maturitou	21,91931	204,5802	34,6261	49,8744	311,0000
Základní	12,68641	118,4065	20,0409	28,8662	180,0000
VOŠ, Bakalář, VŠ	11,20633	104,5924	17,7028	25,4985	159,0000
Vš. skup.	69,00000	644,0000	109,0000	157,0000	979,0000

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Výsledné hodnoty Pearsonova χ^2 testu nezávislosti a koeficient kontingence

Statist.	Chi-kvadr.	sv	p
Pearsonův chi-kv.	28,87950	df=9	p=,00068
M-V chi-kvadr.	29,14429	df=9	p=,00061
Fí	,1717526		
Kontingenční koeficient	,1692741		
Cramér. V	,0991614		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

Příloha č. 44 - Názory občanů na budoucí vývoj nezaměstnanosti v závislosti na krajích

1) Výchozí kontingenční tabulka – před sloučením sloupců

Kraj	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Neví	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Zůstane přibližně na stejné úrovni	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se zvýší	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se sníží	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Výrazně se sníží	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Výrazně se zvýší	Řádk. součty
Jihočeský	13	27	15	7	0	2	64
Moravskoslezský	15	62	27	16	1	4	125
Karlovarský	5	19	2	4	0	0	30
Pardubický	6	29	4	2	0	0	41
Královehradecký	5	28	9	10	1	0	53
Jihomoravský	19	67	20	15	0	2	123
Praha	6	63	39	13	0	4	125
Plzeňský	4	23	15	2	0	4	48
Olomoucký	12	19	12	5	2	1	51
Středočeský	13	49	22	12	1	2	99
Zlínský	6	31	10	5	0	1	53
Ústecký	2	37	20	11	0	4	74
Liberecký	3	24	3	12	1	0	43
Vysočina	6	26	13	7	0	1	53
Celk.	115	504	211	121	6	25	982

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

2) Výpočet očekávaných četností– před sloučením sloupců

Kraj	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Neví	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Zůstane přibližně na stejné úrovni	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se zvýší	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se sníží	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Výrazně se sníží	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Výrazně se zvýší	Řádk. součty
Jihočeský	7,4949	32,8473	13,7515	7,8859	0,391039	1,62933	64,0000
Moravskoslezský	14,6385	64,1548	26,8585	15,4022	0,763747	3,18228	125,0000
Karlovarský	3,5132	15,3971	6,4460	3,6965	0,183299	0,76375	30,0000
Pardubický	4,8014	21,0428	8,8096	5,0519	0,250509	1,04379	41,0000
Královehradecký	6,2067	27,2016	11,3880	6,5305	0,323829	1,34929	53,0000
Jihomoravský	14,4043	63,1283	26,4287	15,1558	0,751527	3,13136	123,0000
Praha	14,6385	64,1548	26,8585	15,4022	0,763747	3,18228	125,0000
Plzeňský	5,6212	24,6354	10,3136	5,9145	0,293279	1,22200	48,0000
Olomoucký	5,9725	26,1752	10,9582	6,2841	0,311609	1,29837	51,0000
Středočeský	11,5937	50,8106	21,2719	12,1986	0,604888	2,52037	99,0000
Zlínský	6,2067	27,2016	11,3880	6,5305	0,323829	1,34929	53,0000
Ústecký	8,6660	37,9796	15,9002	9,1181	0,452138	1,88391	74,0000
Liberecký	5,0356	22,0692	9,2393	5,2984	0,262729	1,09470	43,0000
Vysočina	6,2067	27,2016	11,3880	6,5305	0,323829	1,34929	53,0000
Celk.	115,0000	504,0000	211,0000	121,0000	6,000000	25,00000	982,0000

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

3) Upravená kontingenční tabulka – po sloučení sloupců

Kraj	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Neví	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Zůstane přibližně na stejné úrovni	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se zvýší	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se sníží	Řádk. součty
Jihočeský	14	27	17	7	65
Moravskoslezský	15	62	31	17	125
Karlovarský	5	19	2	4	30
Pardubický	6	29	4	2	41
Královehradecký	5	28	9	11	53
Jihomoravský	19	67	22	15	123
Praha	6	63	43	13	125
Plzeňský	4	23	19	2	48
Olomoucký	12	19	13	7	51
Středočeský	13	49	24	13	99
Zlínský	6	31	11	5	53
Ústecký	2	37	24	11	74
Liberecký	3	24	3	13	43
Vysočina	6	26	14	7	53
Vš. skup.	116	504	236	127	983

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

4) Výpočet očekávaných četností – po sloučení sloupců

Kraj	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Noví	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Zůstane přibližně na stejné úrovni	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se zvýší	Budoucí vývoj nezaměstnanosti: Částečně se sníží	Řádk. součty
Jihočeský	7,6704	33,3266	15,6053	8,3978	65,0000
Moravskoslezský	14,7508	64,0895	30,0102	16,1495	125,0000
Karlovarský	3,5402	15,3815	7,2024	3,8759	30,0000
Pardubický	4,8383	21,0214	9,8433	5,2970	41,0000
Královéhradecký	6,2543	27,1740	12,7243	6,8474	53,0000
Jihomoravský	14,5148	63,0641	29,5300	15,8911	123,0000
Praha	14,7508	64,0895	30,0102	16,1495	125,0000
Plzeňský	5,6643	24,6104	11,5239	6,2014	48,0000
Olomoucký	6,0183	26,1485	12,2442	6,5890	51,0000
Středočeský	11,6826	50,7589	23,7681	12,7904	99,0000
Zlínský	6,2543	27,1740	12,7243	6,8474	53,0000
Ústecký	8,7325	37,9410	17,7660	9,5605	74,0000
Liberecký	5,0743	22,0468	10,3235	5,5554	43,0000
Vysočina	6,2543	27,1740	12,7243	6,8474	53,0000
Celk.	116,0000	504,0000	236,0000	127,0000	983,0000

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA

5) Výsledné hodnoty Pearsonova χ^2 testu nezávislosti a koeficient kontingence

Statist.	Chi-kvadr.	sv	p
Pearsonův chí-kv.	81,66982	df=39	p=,00007
M-V chí-kvadr.	84,88327	df=39	p=,00003
Fí	,2882398		
Kontingenční koeficient	,2769640		
Cramér. V	,1664153		

Zdroj: vlastní zpracování, výstup program STATISTICA