Mendelova univerzita v Brně
Provozně ekonomická fakulta

Faktory ovlivňující nezaměstnanost ve Zlínském kraji

Bakalářská práce

Vedoucí práce:

Mgr. Tomáš Konderla, Ph.D.

Miroslava Škodáková

Brno 2017

Poděkování

Touto cestou bych ráda poděkovala Mgr. Tomáši Konderlovi, Ph.D. za odborné rady, cenné připomínky, trpělivost a zejména čas, který mi věnoval při vedení a zpracování této bakalářské práce.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Faktory ovlivňující nezaměstnanost ve Zlínském kraji** vypracoval/a samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací.*

Jsem si vědom/a, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 18. května 2017 _____

Abstract

Škodáková, M. Factors affecting unemployment in Zlín Region. Bachelor thesis. Brno: Mendel University in Brno, 2017.
This bachelor thesis is dealing with problems of unemployment and identification of main and side factors which affect the unemployment in Zlín Region. Negative economic and demographic factors of unemployment presented in this thesis are based on the literature. These factors are identified by studies, articles and situation analysis. The econometric methods are described in the Methods chapter. These methods were used in constructing of multidimensional regressive model and in analysis of time series for the unemployment prediction. Conclusions are summarized and compared with results of professional articles, studies and literature.

Keywords

Employment market, unemployment, unemployment rate, Zlín Region, economic and demographic factors, multidimensional regressive analysis, analysis of time series, prediction.

Abstrakt

Škodáková, M. Faktory ovlivňující nezaměstnanost ve Zlínském kraji. Bakalářská práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2017.
Bakalářská práce se zabývá problematikou nezaměstnanosti a identifikací hlavních a vedlejších faktorů, které nezaměstnanost ve Zlínském kraji ovlivňují. Na základě literárního přehledu je nastíněna problematika nezaměstnanosti a představeny jak její negativní ekonomické, tak sociální dopady. Za pomoci studií, článků a provedené situační analýzy identifikovány ekonomické a demografické faktory. V části zvané Metodika popsány ekonometrické metody, využité jak při konstrukci vícerozměrného regresního modelu, tak při analýze časové řady za účelem sestrojení predikce nezaměstnanosti. V neposlední řadě jsou shrnuty a porovnány získané závěry s výsledky odborných článků, studií a literaturou.

Klíčová slova

Trh práce, nezaměstnanost, míra nezaměstnanosti, Zlínský kraj, ekonomické a demografické faktory, vícerozměrná regresní analýza, analýza časové řady, předpověď.

Obsah

1 Úvod a cíl práce 11
1.1 Úvod 11
1.2 Cíl práce 11
2 Literární přehled 12
2.1 Trh práce 12
2.2 Vymezení nezaměstnanosti 13
2.3 Měření nezaměstnanosti 14
2.3.1 Podíl nezaměstnaných osob 15
2.4 Druhy nezaměstnanosti 16
2.4.1 Frikční nezaměstnanost 16
2.4.2 Strukturální nezaměstnanost 16
2.4.3 Cyklická a sezónní nezaměstnanost 17
2.4.4 Dobrovolná a nedobrovolná nezaměstnanost 18
2.5 Důsledky nezaměstnanosti 19
2.5.1 Ekonomické důsledky nezaměstnanosti 19
2.5.2 Sociální důsledky nezaměstnanosti 20
2.6 Přehled studií a článků souvisejících s problematikou 21
3 Situační analýza Zlínského kraje 23
3.1 Mzdy, náklady práce a podnikatelská aktivita 25
3.1.1 Poptávka zaměstnavatelů po pracovní síle 27
3.2 Věková a vzdělanostní struktura 28
3.2.1 Rizikové skupiny uchazečů 30
4 Metodika 31
4.1 Regresní analýza 31
4.2 Ekonomická verifikace 31
4.3 Statistická verifikace 32
4.4 Ekonometrická verifikace 32

4.5 Analýza časové řady ... 34
4.5.1 Stacionarita ... 34
4.5.2 Dekompoziční metoda ... 35
4.5.3 Popis trendové složky ... 35
4.5.4 Předpovědi časových řad ... 36

5 Vlastní práce 37
5.1 Jednotlivé proměnné v regresním modelu ... 37
5.1.1 Předpokládaná znaménka koeficientů ... 38
5.2 Analýza nezaměstnanosti ve Zlínském kraji ... 39
5.2.1 Kvantifikace modelu ... 40
5.2.2 Ekonomická verifikace ... 44
5.2.3 Statistická verifikace ... 45
5.2.4 Ekonometrická verifikace ... 45
5.3 Analýza časové řady ... 49
5.3.1 Kvantifikace modelu ... 51
5.3.2 Statistická verifikace ... 54
5.3.3 Ekonometrická verifikace ... 54
5.3.4 Predikce podílu nezaměstnaných osob ... 56

6 Diskuse 58

7 Závěr 61

8 Literatura 63

9 Seznam obrázků 66

10 Seznam tabulek 67

A Zdrojová data 69

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Soudobá společnost prochází neustálým procesem jak časově, tak finančně náročných ekonomických a sociálních změn, které samozřejmě vyžadují i řešení aktuálních otázek a jevů probíhajících v tržních hospodářstvích. Není proto divu, že právě nezaměstnanost patří k těmto nejčastěji diskutovaným socioekonomickým tématům posledních let.

Nezaměstnanost představuje závažný problém jak pro společnost, tak hospodářství daného státu. Nejenže ovlivňuje ekonomický vývoj země, ale citelně zasahuje i do společenského života. Narušuje rodinné vazby, přispívá ke ztrátě sebedůvěry, k sociálnímu vyloučení ze společnosti, ale taktéž může vést k chudobě.

Mnohé výzkumy ve snaze popsat nezaměstnanost poukazují na negativní fakt, že nezaměstnanost je ve větší či menší míře ovlivněna legislativou, odbory a jejich mzdovým vyjednáváním, politikou sociálního zabezpečení či daňovým systémem. Nelze se tedy divit, že společnost právě z tohoto důvodu připisuje ekonomické výsledky státu či regionu čistě hospodaření dané vlády. Dle společnosti je to právě vláda, která disponuje řadou nástrojů a opatření, kterými lze ovlivnit chod ekonomiky, a tím prakticky přispívat ke zvyšování životní úrovně obyvatelstva.

Tato přesvědčení společnosti o politickohospodářské síle vlády jsou však opodstatněná jen do určité části. Ano, nezaměstnanost na jedné straně lze považovat za věrný obraz toho, jak je organizován a řízen trh práce, avšak na straně druhé je nezbytné pohlížet na ni jako na výsledek rozdílných zkušeností, schopností, dispozic a dovedností jednotlivců.

1.2 Cíl práce

Cílem této práce je identifikovat hlavní a vedlejší faktory, jež ovlivňují nezaměstnanost ve Zlínském kraji v letech 2006–2016 a na základě minulých pozorování predikovat její budoucí vývoj. Bakalářská práce sestává z teoretické a praktické části a lze ji rozčlenit na několik dílčích cílů.

Prvním dílčím cílem je za pomoci dostupné literatury přiblížit čtenáři problematiku nezaměstnanosti na jednotlivých trzích práce a poukázat jak na její negativní ekonomické, tak sociální dopady.

Druhý dílčí cíl práce spočívá v determinaci demografických a ekonomických faktorů za účelem zkoumání uceleného vlivu na problematiku nezaměstnanosti, a to na základě studií, článků a provedené situační analýzy Zlínského kraje.

Dalším dílčím cílem je sestavení modelu nezaměstnanosti Zlínského kraje, interpretace a následná predikce jejího budoucího vývoje za pomocí aplikace vhodných ekonometrických metod.

Poslední dílčí cíl pak spočívá ve shrnutí a porovnání získaných závěrů s výsledky odborných článků, studií a literaturou zabývající se touto problematikou.

2 Literární přehled

Teoretická část práce je zaměřena na zevrubný popis zkoumané problematiky, a to za účelem podání uceleného přehledu o fenoménu, kterým právě nezaměstnanost v novodobé historii je.

2.1 Trh práce

„Trh práce je jako každý trh a působí na něm stejné ekonomické zákony. A přece je jiný – vyskytuje se na něm nezaměstnanost“ (Holman, 2011, s. 278). Autor dále dodává, že je místem, kde se střetává nabídka práce s poptávkou po práci a vytváří se tak výsledná cena práce.

Mareš (1994) ve své knize uvádí, že de facto jím rozumíme prostor, na němž se stejně jako v případě služeb a výrobků kupuje a prodává práce za stanovenou mzdu. Dle Krebse a kol. (2007) je trh práce trhem specifickým s mnoha odlišnými rysy, které jsou projevem výjimečnosti výrobního faktoru práce. Tato odlišnost spočívá v tom, že práce je funkcí pracovní síly – neexistuje sama o sobě. Vykonávají ji lidé jako nositelé pracovní síly a tudíž je i úzce vázána s osobností člověka.

Mezi základní rysy pracovního trhu uvádí Mareš (1998) jeho členění na **primární** a **sekundární trh práce**. Primární trh je charakteristický výhodnějšími a prestižnějšími pracovními příležitostmi s možnostmi kariérního růstu, ve většině případů doprovázené i lepšími pracovními podmínkami a nízkou fluktuací pracovníků. Pro pracující je zde snazší zvyšovat svou kvalifikaci, a tím posilovat stabilitu zaměstnání před případnou ztrátou v důsledku propouštění. Naproti tomu na sekundárním trhu práce se soustřeďují především pracovní místa s obecně nižší prestiží, menším platovým ohodnocením a omezenými či dokonce neexistujícími podmínkami pro kariérní růst. Jedná se o trh méně stabilních pracovních příležitostí, v jehož důsledku bývá profesionální růst osob opakovaně přerušován obdobími nezaměstnanosti.

Autor dále poukazuje na fakt, že pracovníci přicházejí o pracovní místa na sekundárním trhu práce častěji než na primárním, paradoxně je však pro ně mnohem snazší získat práci zde, než v sektoru primárním. Tento problém vysvětluje vysokou fluktuací pracovníků vyskytujících se právě v tomto sektoru. Z důvodu segmentace pracovního trhu na menší dílčí celky se specifickými požadavky na kvalifikaci, dochází i ke vzniku bariér bránících pracovníkům volně se pohybovat napříč trhem. Pro většinu z nich je přechod ze sekundárního trhu na primární prakticky nemožný (Mareš, 1998).

Samuelson (2007) dodává, že nejen rozdílné kvalifikační schopnosti pracovníků, ale také odlišná atraktivita jednotlivých profesí, či již zmiňovaná segmentace pracovního trhu, stojí za vznikem mzdových rozdílů. V prvním případě má dle něj vyšší mzda sloužit jako nástroj k překonání bariér různé úrovně přitažlivosti jednotlivých profesí. Jinými slovy uvádí tzv. kompenzující mzdové rozdíly, jejichž úkolem je přilákat pracovníky i do těch méně atraktivních povolání. Za původem mzdových rozdílů uvádí dále i fakt, že jednotlivé trhy práce se vyznačují rozdílným

stupněm nabídky a poptávky po schopnostech a dovednostech pracovníku a jako takové jsou dále segmentovány na jednotlivé skupiny neschopné vzájemné konkurence. Pod nekonkurujícími skupinami si lze např. představit lékaře a ekonomy, jejichž přestup z jedné profese do druhé je velmi obtížný a zároveň finančně a časově nákladný. Třetí příčinu platových diferenciálů lze dle autora pozorovat i ve velkých kvalitativních rozdílnostech mezi lidmi. *„Tyto rozdíly mají svůj původ ve vrozených duševních a tělesných schopnostech, ve výchově, vzdělání, průpravě a zkušenostech"* (Samuelson, 2007, s. 250).

K dalším aktérům, kteří dozajista ovlivňují chod, pružnost trhu práce a rovněž i nezaměstnanost řadíme odbory. Ty administrativním zásahem tlačí mzdy směrem vzhůru, což se negativně projevuje na ztrátě efektivnosti trhu. Trh práce je rovněž razantně ovlivněn legislativou. Jak uvádí Krebs a kol. (2007), jedná se především o úpravu pracovní doby či stanovení minimální mzdy. Veškeré tyto aspekty mají posléze za následek to, že se mzdy stávají nepružnými směrem dolů a trh práce tak svým fungováním spěje k nerovnováze a nezaměstnanosti spojené se všemi jejími negativními ekonomickými i sociálními důsledky. Z tohoto důvodu vlády jednotlivých zemí ve snaze snižovat nerovnováhu využívají opatření dvojího druhu. K prvním intervencím řadíme takové, které se trhu práce dotýkají nepřímo tzv. zprostředkovaně. Jedná se o opatření měnové, fiskální či příjmové politiky. Naproti tomu druhým typem intervencí jsou ty, které přímo ovlivňují nabídku a poptávku po práci, tzv. opatření, označována jako politika zaměstnanosti.

2.2 Vymezení nezaměstnanosti

Dle Buchtové (2002) řadíme nezaměstnanost v novodobé historii k jednomu z nejostřeji sledovaných a taktéž nejdiskutovanějších makroekonomických jevů tržních hospodářství.

„Nezaměstnanost není považována za vážný ekonomický, ale ani za sociální problém, pokud se nestává masovou" (Mareš, 1994, s. 10). Autor ve své knize poukazuje na fakt, že existence nezaměstnanosti je přítomna v každé svobodné společnosti založené na principu tržního mechanismu, a to primárně z důvodu pohybu ekonomiky, jenž si vyžaduje i odpovídající mobilitu pracovních sil, ale také plyne ze svobodné volby osob, zda přijmou zaměstnání či nikoli. Pokud se však nezaměstnanost stává masovou (prodlužuje se doba trvání jednotlivých případů), pak se tento pojem, autory často označován jako makroekonomické zlo, dostává do podvědomí nejen těch, kteří o práci z nějakého důvodu přišli, ale vstupuje do centra pozornosti společnosti a zejména politických institucí (Mareš, 1994).

O tom, že nezaměstnanost primárně souvisí s existencí trhu práce, pojednává ve své knize Holman (2011) a uvádí, že nezaměstnanost představuje jak důsledek, tak zároveň i příčinu nerovnováhy mezi poptávkovou a nabídkovou stranou na trhu práce. Kotýnková (2003) k tomu dodává, že pod pojmem nezaměstnanost se rozumí trvalý projev nerovnováhy na trhu práce zapříčiněný převisem nabídky nad její poptávkou.

Jurečka (2005) naopak ve zkratce shrnuje, že nezaměstnaností se rozumí neuspokojená část nabídky práce na trhu práce a v obecném slova smyslu za nezaměstnané označujeme tu část ekonomicky aktivního obyvatelstva, která není efektivně časově ani kvalifikačně využita.

2.3 Měření nezaměstnanosti

Nezaměstnanost představuje spletitý problém, k jehož analyzování je nezbytné mít škálu údajů a dat. Je třeba rozlišit, jak dlouho nezaměstnanost trvá, kterých osob se týká, jaká je její míra či jaké možnosti řešení se nabízí. K vhodné kvantifikaci nezaměstnanosti, je proto nezbytné nejprve vytyčit jednotlivé kategorie obyvatelstva, a to následovně:

- **zaměstnaní** – Pavelka (2007) pohlíží na zaměstnané jako na osoby starší 15 let mající placené zaměstnání nebo sebezaměstnání (pracují ve vlastním podniku), a to včetně osob, které jsou z práce dočasně uvolněny – mateřská dovolená, nemoc apod.,
- **nezaměstnaní** – Buchtová (2002) za nezaměstnané uvádí ty osoby v produktivním věku, které nemají placenou práci ani příjem ze sebezaměstnání, ale zaměstnání aktivně hledají a jsou ochotny do práce nastoupit nejpozději do 14 dnů. Pod pojmem aktivní hledání práce se rozumí registrace na příslušném úřadu práce nebo vyhledávání nového zaměstnání v podnicích či za pomoci inzerce. Holman (2011) dodává, že aktivní hledání práce je nezbytným znakem nezaměstnaného. Toho, kdo není zaměstnán a zároveň ani práci aktivně nehledá, nemá v žádném případě smysl nazývat nezaměstnaným. Řadíme jej do skupiny tzv. ekonomicky neaktivních obyvatel.

Zaměstnaní a nezaměstnaní souhrnně tvoří skupinu označovanou jako ekonomicky aktivní obyvatelstvo neboli tzv. pracovní sílu země.

Na základě výše uvedeného rozdělení obyvatelstva do jednotlivých kategorií lze již přistoupit ke kvantifikaci, tedy sestrojení ukazatele tzv. **míry nezaměstnanosti**. „*Míra nezaměstnanosti představuje procento nezaměstnaných z ekonomicky aktivního obyvatelstva*“ (Pavelka, 2007, s. 117). Jinými slovy míra nezaměstnanosti vyjadřuje podíl nezaměstnaných osob ke všem osobám schopných práce tj. zaměstnaným i nezaměstnaným.

Jak uvádí ve své knize Buchtová (2002), matematicky ji lze vyjádřit pomocí vzorce:

$$u = \frac{N}{N+P} = \frac{N}{L} \qquad (1)$$

kde

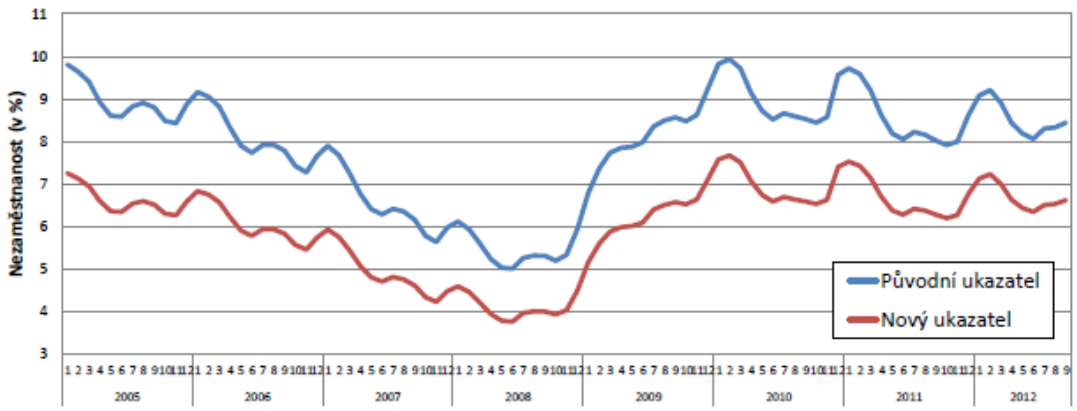
- u - míra nezaměstnanosti (velmi často vyjádřená v procentech),
- N - počet nezaměstnaných,

- P - počet zaměstnaných osob,
- L - celkový počet práceschopných tzn. těch, kteří pracují nebo se o místo ucházejí, tzv. ekonomicky aktivní obyvatelstvo.

2.3.1 Podíl nezaměstnaných osob

Za účelem snadnější interpretace výsledků a dosažení shody mezi Českým statistickým úřadem a Ministerstvem práce a sociálních věcí vchází k 1. 1. 2013 v platnost nový ukazatel registrované míry nezaměstnanosti tzv. **podíl nezaměstnaných osob.** Indikátor vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15–64 let evidovaných na úřadu práce ze všech osob stejného věku. Tzn. nejen z ekonomicky aktivních obyvatel, jako tomu bylo v případě ukazatele míry nezaměstnanosti.

Z výše zmíněných důvodů a odlišné definice je tudíž úroveň ukazatele podílu nezaměstnaných osob nesrovnatelná s původní registrovanou mírou nezaměstnanosti. O tomto faktu vypovídá i následující graf (Obr. 1). Z porovnání vyplývá, že nový ukazatel zaznamenává nižší hodnoty než ten původní, a to z důvodu nejen zahrnutí pracovní síly, ale též počtu ekonomicky neaktivních obyvatel do jmenovatele zlomku.



Obr. 1 Srovnání registrované míry nezaměstnanosti a podílu nezaměstnaných osob [v %]
Zdroj: MPSV 2017, dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/13857/podil_nezamestnanych.pdf

Za účelem sledování vývoje tohoto indikátoru je na stránkách Ministerstva práce a sociálních věcí zveřejněn přepočet a časová řada mapující vývoj podílu nezaměstnaných osob od roku 2005 na úrovni jednotlivých krajů (MPSV, 2013).

2.4 Druhy nezaměstnanosti

Charakteristika a důvody vzniku nezaměstnanosti byly již výše nastíněny. Aby bylo možné zaujmout patřičné stanovisko a přijat vhodná opatření k jejímu řešení, je nezbytné prvotně rozpoznat, o jaký typ nezaměstnanosti se jedná. Proto jsou v následující části uvedeny nejznámější druhy nezaměstnanosti roztříděné jak dle příčin vedoucí k vzniku, tak dobrovolnosti.

2.4.1 Frikční nezaměstnanost

Frikční nezaměstnanost bývá též často označována jako nezaměstnanost fluktuační. Samuelson (2007) uvádí, že tento druh nezaměstnanosti lze považovat za přirozený jev vyskytující se na trhu práce, a to v důsledku pohybu osob mezi regiony, pracovními pozicemi, ale také díky přechodům mezi fázemi cyklu lidského života. Jinými slovy řečeno, je spojena s plynulým pohybem lidí, kteří přecházejí z jednoho zaměstnání do jiného ať už se stejnou či podobnou kvalifikací. Mareš (1998) dodává, že mezi jednotlivými pracovními místy dochází k plynulé mobilitě osob bez ohledu na to, zda jsou tyto přesuny motivovány vlastními potřebami za účelem získání optimální pracovní pozice, nebo za nimi stojí potřeby ekonomické.

Soukup (2010) uvádí, že část frikční nezaměstnanosti lze jednoznačně považovat za dobrovolnou, neboť lidé svobodně opouštějí pracovní místa. Jurečka (2010) k tomu ve své knize dodává, že není klíčové, zda osoba hledá nové pracovní místo za účelem získání lepších podmínek jako např. vyšší mzda, kariérní růst, zlepšení bytové a životní úrovně, nebo zda se změnou zaměstnání snaží čistě zamezit jeho ztrátě v důsledku propuštění.

Pro fenomén frikční nezaměstnanosti je typické, že délka jejího trvání je ovlivněna časem, který je nutné vynaložit na vyhledání nové pracovní pozice. Důvody existence prodlužování případů frikční nezaměstnanosti můžeme dle Mareše (1998) hledat jak ve změně struktury samotného pracovního trhu a podmínkách nezaměstnanosti, tak především v systému sociálních podpor v nezaměstnanosti. Nárůst příspěvků v nezaměstnanosti zvyšuje i úroveň té mzdy, při které se zaměstnání pro pracovníka stává akceptovatelným.

Příčiny prodlužování nezaměstnanosti lze dle autora spatřovat i v rostoucích nárocích pracovníků na charakter práce, pracovní prostředí či dobu, kterou stráví dojížděním za prací. Zároveň to však může být dáno i nedostatečnou informovaností subjektů jak na nabídkové, tak na poptávkové straně, či rozdílným stupněm nesouladu mezi strukturou nabídky a strukturou poptávky po práci (Mareš, 1998).

2.4.2 Strukturální nezaměstnanost

Strukturální nezaměstnanost se objevuje v důsledku strukturálních změn v ekonomice, a to v podobě nesouladu mezi nabídkou a poptávkou po pracovní síle. Jurečka (2010) ve své knize uvádí, že se jedná o neschopnost v jiných profesích, odvětvích, regionech a na nových pracovních místech s odlišnými kvalifikačními požadavky najít novou práci.

Strukturální nerovnováhu, lze pozorovat mezi povoláními či regiony, a to díky růstu jednoho odvětví na úkor jiného. Mareš (1998) ve své knize dodává, že se změnou struktury ekonomiky se taktéž mění i požadavky zaměstnavatelů na nová pracovní místa. Požadovány jsou nové profese, rozdílná kvalifikace, dovednosti a mnohdy práce probíhá na zcela jiném území. V tomto případě pak mluvíme o strukturální nezaměstnanosti jako o nerovnováze mezi poptávkou osob po práci a požadavky zaměstnavatelů.

Holman (2011) uvádí, že indikátorem strukturální nezaměstnanosti je velký počet volných (neobsazených) pracovních míst současně při vysokém počtu nezaměstnaných osob. Dle Pavelky (2007) lze důvody hledat ve strukturálních změnách probíhajících v ekonomice, kdy některá odvětví zcela upadají, zatímco jiná naopak expandují. Jsou-li zrušena některá pracovní místa, přechází část pracovní síly do nově se rozvíjejících odvětví. Mareš (1998) dodává, že tento přechod není vůbec jednoduchý. Ve většině případů je totiž nezbytné, aby pracovníci získali novou kvalifikaci, potažmo aby se rekvalifikovali, což např. v případě osob starších věkových kategorií znamená značný zlom v dosavadním životě.

Mareš (1998) ve své knize dále poukazuje na fakt, že paradoxně se strukturální nezaměstnanost může týkat i vysoce kvalifikovaných pracovníků s dlouhodobou pracovní kariérou a bohatými zkušenostmi v oboru, jejichž kvalifikace v důsledku strukturálních změn již není nadále potřebná. Tyto případy nezaměstnanosti jsou charakteristické především pro vyspělé průmyslové země. Samuelson (2007) na druhé straně dodává, že kombinace vysokých reálných mezd, daní a sociální dávek přinesla v evropských zemích vysokou úroveň nezaměstnanosti, která prakticky přetrvává dodnes.

2.4.3 Cyklická a sezónní nezaměstnanost

Cyklická nezaměstnanost – někdy taktéž označována jako nezaměstnanost z nedostatečné poptávky. Dle Holmana (2011) je cyklická nezaměstnanost spojena se střídáním fází hospodářského cyklu. Přesněji nastává v okamžiku, kdy se ekonomika nachází ve fázi celkového hospodářského poklesu, v jehož důsledku se nezaměstnanost projevuje téměř ve všech odvětvích. Osoby propuštěné v jednom odvětví těžce hledají zaměstnání v jiném, neboť poptávka po pracovní síle klesá napříč celým trhem a negativně tak víceméně zasahuje do všech profesí.

Mareš (1998) uvádí, že cyklickou nezaměstnanost lze také chápat v tom slova smyslu, že se jedná o nezaměstnanost způsobenou nedostatečnou poptávkou po statcích zapříčiněnou recesí v hospodářském cyklu. Holman (2011) dodává, že příčinou může být právě pokles zahraniční poptávky. Česká republika jako významný exportér domácí produkce na zahraniční trhy je striktně závislá na výši zahraniční poptávky. V případě poklesu poptávky zahraničních subjektů po českém zboží, dojde nejen ke snížení produkce, ale i k postupnému propouštění v našich odvětvích. Nejprve se pokles poptávky promítne v odvětvích vývozních, avšak postupně se šíří do dalších a v důsledku zvýšené nezaměstnanosti doprovázené klesajícími příjmy domácností, dojde k jejímu rozšíření až do odvětví spotřebního. Stejný negativní dopad spatřuje Holman (2011) i v případě ochabnutí

domácích investic. O **sezónní nezaměstnanosti** pak hovoříme tehdy, je-li cyklická nezaměstnanost pravidelná a spojena s přírodním cyklem. Jurečka (2005) uvádí, že sezónní nezaměstnanost je zapříčiněna nepravidelností výroby v těch odvětvích, jejichž produkce je závislá na počasí (typicky zemědělství, lesnictví, těžba či rybolov), a takové výpadky výroby se posléze projevují i v navazujících, respektive zpracovatelských odvětvích. Jako názorný příklad může posloužit konzervárenský či cukrovarnický průmysl. Již v minulosti byl například tento typ nezaměstnanosti dosti rozšířen v oblasti stavebnictví, kdy se vlivem zimní sezóny spousta pracovníků stává pro zaměstnavatele nepotřebnými.

Příčinu nezaměstnanosti avšak Jurečka (2010) spatřuje nejen ve výrobě, ale i nepravidelné spotřebě vyvolané v důsledku státních svátků či vlivem střídání ročních období. Mareš (1998) dodává, že typicky bývají sezónní nezaměstnaností zasaženy především ty oblasti, jejichž orientace je směřována do sféry cestovního ruchu.

2.4.4 Dobrovolná a nedobrovolná nezaměstnanost

Holman (2011) za dobrovolnou nezaměstnanost považuje takovou formu nezaměstnanosti, kdy nezaměstnaný sice hledá pracovní uplatnění, ovšem za vyšší mzdovou sazbu než takovou, která na trhu práce převládá. Jinými slovy řečeno, týká se těch osob, které by mohly práci nalézt, ale za daných pracovních podmínek odmítají pracovat. Samuelson (2007) ve své knize dodává, že existuje celá řada důvodů, díky kterým pracovníci dobrovolně odmítají zaměstnání, čili volí si možnost nepracovat. Jedná se o ty osoby, které dávají přednost volnému času, cestování, studiu či jiným aktivitám před prací, ale taktéž lze dobrovolnou nezaměstnanost pozorovat u nízce kvalifikovaných jedinců, pro něž se vyplatí přiživovat na sociálních dávkách či u těch, kteří se chystají odejít do předčasného důchodu.

Nedobrovolná nezaměstnanost je naopak dle Holmana (2011) taková forma nezaměstnanosti, kdy nezaměstnané osoby jsou při dané mzdové sazbě ochotny pracovat, avšak práci nemohou najít. Příčiny nedobrovolné nezaměstnanosti lze nalézt v bariérách bránících poklesu mezd. Odbory zabraňují poklesu mezd velmi často. Ve většině případů si ani neuvědomují, že svými požadavky poškozují zaměstnance a způsobují tak nedobrovolnou nezaměstnanost. Stejný efekt lze pozorovat i v případě uzákonění minimální mzdy. Pavelka (2007) dodává, že právě uzákonění minimální mzdy stojí za vznikem nedobrovolné nezaměstnanosti. Vyšší minimální mzda než je úroveň rovnovážná, vede firmy ke snížení poptávky po pracovnících, ale naopak nabídka práce při vyšší mzdové sazbě roste. Samuelson (2007) dále uvádí, že výsledkem nedobrovolné nezaměstnanosti je přebytek pracovníků na trhu práce. S těmito pracovníky se firmy vypořádávají tak, že zavedou dodatečná kritéria, na jejichž základě jsou do zaměstnání přijímáni jen ti, kteří disponují tou nejvyšší možnou kvalifikací a dlouhodobými zkušenostmi.

Holman (2011) ve zkratce poukazuje na negativní důsledky nedobrovolné nezaměstnanosti a upozorňuje na fakt, že nedobrovolná nezaměstnanost v sobě skrývá daleko závažnější následky pro člověka než nezaměstnanost dobrovolná. Zatímco dobrovolně nezaměstnaný svobodně odmítá pracovní místa, která nevy-

hovují jeho požadavkům a představám, nedobrovolně nezaměstnaný si naopak nevybírá. Je ochoten pracovat za stávající, mnohdy i nižší mzdu, přesto však práci nenachází. Tento stav u nedobrovolně nezaměstnaných osob vyvolává nejen psychickou újmu, pocity zklamání, zoufalství a beznaděje, ale taktéž může vyústit i v závažné existenční potíže.

2.5 Důsledky nezaměstnanosti

Dlouhodobá nezaměstnanost se negativně podepisuje jak na chodu ekonomiky, tak citelně ovlivňuje i společenský život. O tom, jaké negativní ekonomické a sociální dopady nezaměstnanost způsobuje, pojednává následující část práce.

2.5.1 Ekonomické důsledky nezaměstnanosti

Pod ekonomickými důsledky nezaměstnanosti si můžeme dle Jurečky (2005) představit situaci (spojenou se střídáním fází v hospodářském cyklu), kdy ekonomika nevyrábí tolik produkce, kolik je schopna vyrobit. Autor dále uvádí, že klesá-li skutečný produkt pod úroveň potenciálního, pak je skutečná míra nezaměstnanosti vyšší než přirozená a ekonomika efektivně nevyužívá své zdroje. Tedy, že *„ekonomické důsledky nezaměstnanosti jsou dány ztrátou produkce, v podobě rozdílu mezi skutečným a potencionálním produktem“* (Jurečka, 2005, s. 91).

Samuelson (2007) dodává, že hospodářská recese představuje pro ekonomiku takovou situaci, kdy obrovské kvantum výrobků, jako automobilů, oblečení či jiného spotřebního zboží, jednoduše mizí v nenávratnu a dochází tak k mrhání společenské práce. Tento fakt autor podkládá i výrokem, ve kterém zmiňuje, že *„každé zvýšení nezaměstnanosti značí, že ekonomika vyhazuje oknem zboží a služby, které by nezaměstnaný člověk mohl vyrobit“* (Samuelson, 2007, s. 651).

Na ekonomické důsledky nezaměstnanosti lze pohlížet jako na závažný problém. Tyto negativní dopady jsou velmi často spojeny s existenčními těžkostmi jedinců tzv. osobní krizí, doprovázenou především snižováním spotřeby. Buchtová (2002) ve své knize uvádí, že důležitý pojem zde sehrává i tzv. pracovní vůle, kdy v důsledku přetrvávající nezaměstnanosti dochází k postupné ztrátě odborné kvalifikace spojené s celkovou nechutí dále pracovat. Jurečka (2010) dodává, že snížení či úplná ztráta kvalifikace představuje závažný ekonomický problém zejména u dlouhodobě nezaměstnaných jedinců.

Samuelson (2007) ve zkratce shrnuje, že vysoká míra nezaměstnanosti představuje problém jak pro hospodářství, tak společnost. V případě ekonomiky se jedná o ztrátu významných zdrojů a v případě společnosti pak znamená problém v podobě ztráty příjmu, a s tím spojených těžkostí. Propad hrubého domácího produktu tedy nejenže ovlivňuje vývojové možnosti ekonomiky, ale způsobuje taktéž i závažné sociální problémy.

2.5.2 Sociální důsledky nezaměstnanosti

Náhlá a především neočekávaná ztráta placené práce představuje obrovský zlom v životě lidí. Buchtová (2002) dodává, že tento stav může vyústit až v traumatizující zážitek. Zaměstnání v dnešní společnosti je totiž nadále spojováno s vysokou společenskou hodnotou a je taktéž zdrojem osobní identity. Ocitne-li se tedy člověk bez práce, nejen že se ho zmocňují pocity nejistoty a obav z budoucnosti, ale tento nepříjemný fakt se v očích společnosti nadále jeví jako životní selhání jedince.

Krebs a kol. (2007) uvádí, že nezaměstnanost má podstatný vliv na životní úroveň jedince, a že nutnost žít z podpory v nezaměstnanosti či jen sociálních dávek představuje pro nezaměstnaného a jeho rodinu značné snížení životního standartu. Dle Mareše (1994) však nemusí ztráta práce pro nezaměstnaného z pohledu rodiny představovat pouze problém. Nezaměstnaný velmi často nachází ve své rodině oporu a útočiště jak ve smyslu podpory finanční, tak i v případě řešení každodenních krizových situací.

Autor dále doplňuje, že nelze opomenout ani její negativní dopad na vnímání času. Dle něj totiž nezaměstnanost rozbíjí časovou strukturu dne a narušuje obvyklý denní režim. Čas pro nezaměstnaného přestává být důležitý a velmi často je vyplňován nudou či jinak společensky nežádoucími aktivitami (Mareš, 1994).

Podle Krebse a kol. (2007) nezaměstnanost v podstatné míře ovlivňuje jak fyzické, tak psychické zdraví jedinců. Je spojena se ztrátou sociálního statusu, vyvolává v nezaměstnaném pocity neschopnosti a nepotřebnosti a taktéž přispívá ke ztrátě sebedůvěry. Mareš (1998) dodává, že tyto pocity ústí až k tzv. sociální izolaci, na kterou lze nahlížet ze dvou úhlů pohledu. Totiž, jak na izolaci ve vztahu k zaměstnaným, tak i nezaměstnaným osobám. Jinými slovy řečeno, po ztrátě práce se nezaměstnané osoby vyhýbají nejen kontaktu s osobami na bývalém pracovišti, ale také i kontaktům s ostatními nezaměstnanými osobami, neboť pro ně představují připomínku onoho stresujícího zážitku ze ztráty zaměstnání.

Mareš (1998) dále ve své práci poukazuje na to, že negativní dopady na zdraví jedinců mají svůj původ ve stresu. Krebs a kol (2007) k tomu dodávají, že právě stres, který z nezaměstnanosti plyne, se neobejde bez následků na zdraví. Tuto teorii potvrzují i mnohé průzkumy a konstatují, že právě stres je v mnoha případech jakýmsi činitelem ovlivňujícím změnu cévního a kardiovaskulárního systému. Krebs a kol. (2007) dále ještě upozorňují na fakt, že pokud trvá nezaměstnanost příliš dlouhou dobu, způsobuje ztrátu kontaktů, přispívá k sociálnímu vyloučení ze společnosti, ale taktéž vede k chudobě. Jahodová (Mareš, 1994) ve svém výzkumu souhlasí, avšak dodává, že je nezbytné si uvědomit, že za vznikem chudoby je třeba hledat i jiné příčiny než jen nezaměstnanost. Totiž: *„ne všichni nezaměstnaní žijí v bídě a ne všichni chudí jsou nezaměstnaní“* (Mareš, 1994, s. 63).

2.6 Přehled studií a článků souvisejících s problematikou

Problematikou nezaměstnanosti se zabývá mnoho odborných studií a vědeckých článků. Často se zde však dočteme, že tento jev je považován ve většině případů za čistě národní ukazatel. Makroekonomická studia nám totiž nepodávají vysvětlení příčin existence regionálních nerovností. Výzkumy, které se pokusily vysvětlit rozdíly mezi jednotlivými zeměmi, poukazují na vliv pracovního zákonodárství, jako jsou mzdová vyjednávání, sociální zabezpečení, důchodové a daňové systémy.

Tuto myšlenku se ve své studii s názvem *The mystery of regional unemployment differentials* (Záhady nerovností v regionální nezaměstnanosti) snaží vyvrátit Paul Elhorst, a to na základě 41 empirických výzkumů kvantifikovaných za pomoci regionálních dat. Elhorst (2001) ve své práci upozorňuje na fakt, že velikost disparit v nezaměstnanosti mezi regiony je stejně tak velká jako míra nerovností mezi jednotlivými státy, a že výše zmíněnou legislativou se regionální trhy práce nikterak neliší. Z tohoto důvodu poukazuje na nutnost nalezení dalších faktorů a uvádí výčet 10 kategorií vysvětlujících proměnných, odpovědných za regionální problémy nezaměstnanosti. Jsou jimi:

- *populační růst*,
- *migrace*,
- *dojíždění za prací*,
- *mzdy*,
- *odbory*,
- *hrubý regionální produkt*,
- *tržní potenciál*,
- *průmyslový potenciál*,
- *velikost a hustota trhu*,
- *vzdělanostní struktura obyvatelstva*.

Na vliv faktoru migrace na nezaměstnanost poukazuje ve své práci s názvem *Opomíjené příčiny nezaměstnanosti* i Václav Kupka. Mobilita pracovní síly je dle něj jedním z možných řešení zmírnění nezaměstnanosti. Za důvody nedostatečné ochoty českého občana stěhovat se za prací spatřuje autor především problematiku bydlení. Bytová politika je právě tou, která významně mobilitu pracovní síly omezuje (Kupka, 2013).

Analýzou regionální nezaměstnanosti se ve svém článku *Nezaměstnanost na Příbramsku - analýza faktorů ovlivňujících délku doby nezaměstnanosti využitím metod analýzy přežití* zabývá ekonom Jan Popelka. Analýzu přežití řadíme k jednomu z nejstarších odvětví statistiky, jejíž počátky jsou datovány s lékařskými výzkumy zabývající se odhadem doby přežití pacienta s určitým diagnostikovaným onemocněním. Podobnost s problematikou modelování délky nezaměstnanosti vedla autora k myšlence využít analýzu přežití k detekování faktorů ovlivňujících délku nezaměstnanosti, a to především z důvodu existence cenzorovaných dat.

Do datového souboru byly zahrnuty informace o 4 275 nezaměstnaných osobách (2 172 uchazečů tvořili zástupci ženského pohlaví), které byly evidovány úřadem práce v Příbrami v průběhu celého roku 2002. Proměnné byly posléze do modelu transformovány v jednotlivých zkoumaných kategoriích, a to ve formě umělých tzv. dummy proměnných (Popelka, 2005).

Za faktory, které ovlivňují dobu znovunalezení nového zaměstnání, jsou dle výzkumu uváděny následující:

- *pohlaví*,
- *věk uchazečů*,
- *trvalé bydliště* (město nebo vesnice),
- *stupeň dosaženého vzdělání*,
- *období, kdy se uchazeč eviduje na úřadě práce*,
- *zdravotní stav* (stupeň postižení).

Zajímavé výsledky poskytují proměnné *období, kdy se uchazeč přihlásí na úřad práce* a *trvalé bydliště.* Na základě výstupu z odhadnutého modelu, je dle Popelky (2005) pro uchazeče nejhorší variantou přihlásit se do evidence v podzimních a jarních měsících. Šance na nalezení zaměstnání je totiž v porovnání se zimou 1,12 krát nižší. O dost překvapivější závěry poskytuje kategorie proměnné *trvalé bydliště,* podle níž osoby žijící na venkově snáze získávají pracovní uplatnění.

Na negativní efekt analýzy přežití ve své práci reaguje Václav Kupka. Autor uvádí, že proti zvyšující se naději dožití stojí nízký počet narozených dětí. Důsledek této nerovnováhy se promítá posléze ve stagnaci populačního růstu, jinými slovy v poklesu ekonomicky aktivního obyvatelstva ve věku 15–64 let (Kupka, 2013).

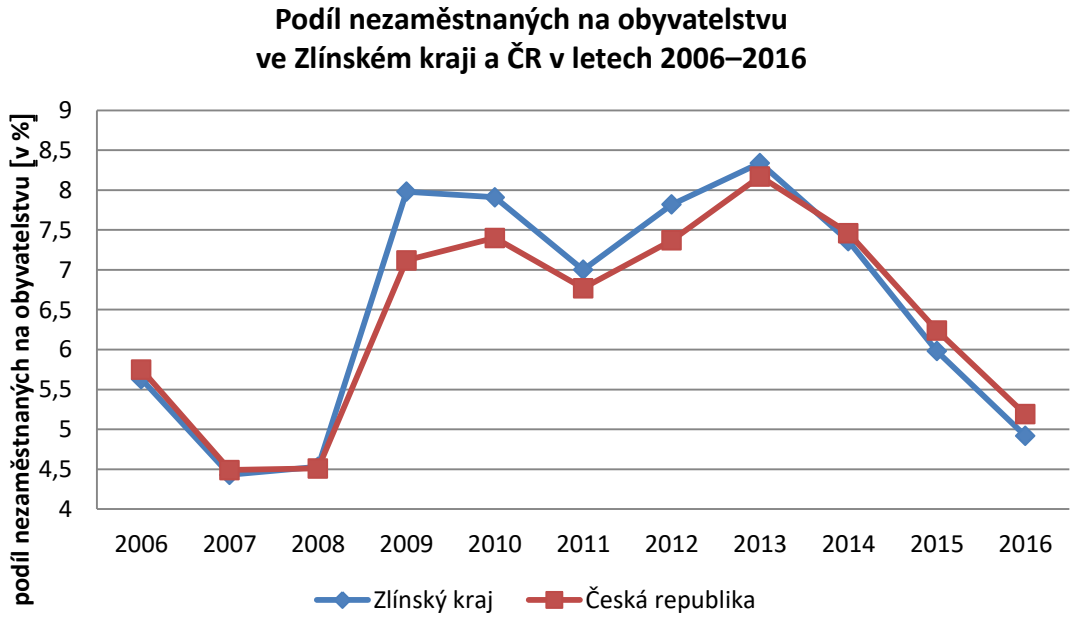
Popelka (2005) dále ve své práci dokládá, že výše uvedený výzkum kvantifikuje jen malé množství zkoumaných faktorů, které jsou s fenoménem nezaměstnanosti nejčastěji spojovány, a že je možné zkoumat vliv i jiných, třeba méně významných proměnných ovšem za předpokladu, budou-li k dispozici vhodná data. Z tohoto důvodu poukazuje na možnost zařazení proměnné vliv regionu, ve kterém se uchazeč o práci hlásí, neboť regionální rozdíly v nezaměstnanosti jsou napříč oblastmi České republiky dosti značné.

Z výše uvedených studií a vědeckých článků můžeme usuzovat na širokou škálu proměnných, neboli faktorů, které ovlivňují nezaměstnanost a způsobují regionální nerovnosti. Obsáhnout v jedné práci veškeré tyto zmíněné veličiny se jeví jako prakticky nemožné ať už z důvodu rozdílné dostupnosti dat, či výpočetní náročnosti. Z tohoto důvodu je v následující části bakalářské práce provedena situační analýza Zlínského kraje mapující vývoj nezaměstnanosti a s ní souvisejících ukazatelů, jenž nám dopomůže ještě více přiblížit výčet faktorů, a tím i volbu vhodných proměnných do regresního modelu. Výstupem z analýzy je dosaženo vhodné kombinace demografických a ekonomických proměnných, jejichž prostřednictvím je tak možné zkoumat ucelený vliv na problematiku nezaměstnanosti ve Zlínském kraji.

3 Situační analýza Zlínského kraje

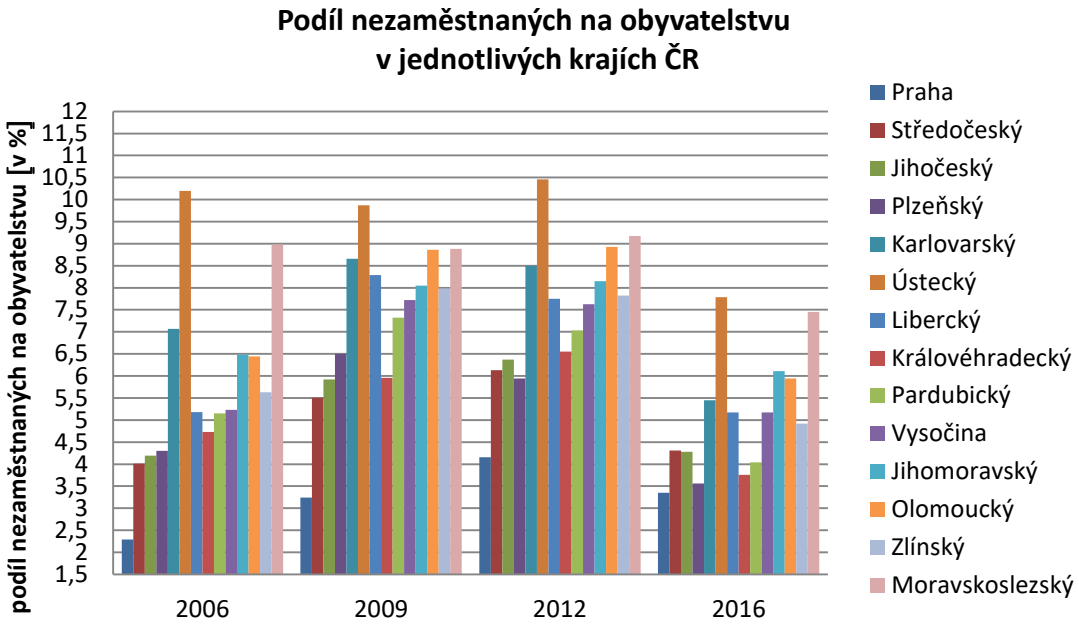
Zlínský kraj řadíme k oblastem se stále výrazněji upevňující pozicí mezi ekonomicky podrozvinutými regiony, jež zaostávají za průměrem ČR i EU. Tento nepříznivý jev nadále přetrvává, a to především v důsledku politických událostí spojených s privatizací podniků po roce 1989. Nezaměstnanost je částečně zapříčiněna nezaměstnaností sezónní a frikční, a to víceméně v důsledku sezónního útlumu ve stavebnictví a ve sféře cestovního ruchu (Úřad práce ČR, 2016).

Jak nám ukazuje následující graf (Obr. 2), podíl nezaměstnaných osob (PNO) ve Zlínském kraji téměř kopíruje trend vývoje nezaměstnanosti v České republice. Nejnižší podíl nezaměstnaných osob byl evidován v roce 2007 a následně dále se tak hovořit i v předkrizovém období roku 2008. V roce 2009 Zlínský kraj dosáhl hodnoty PNO 7,98 %, což bylo o 0,86 procentního bodu více než celorepublikový podíl nezaměstnaných osob, který ke stejnému datu činil hodnoty 7,12 %. Od tohoto období lze ve Zlínském kraji pozorovat nepatrné výkyvy nezaměstnanosti, které se však ve větší míře přizpůsobují tendencím celorepublikového vývoje.



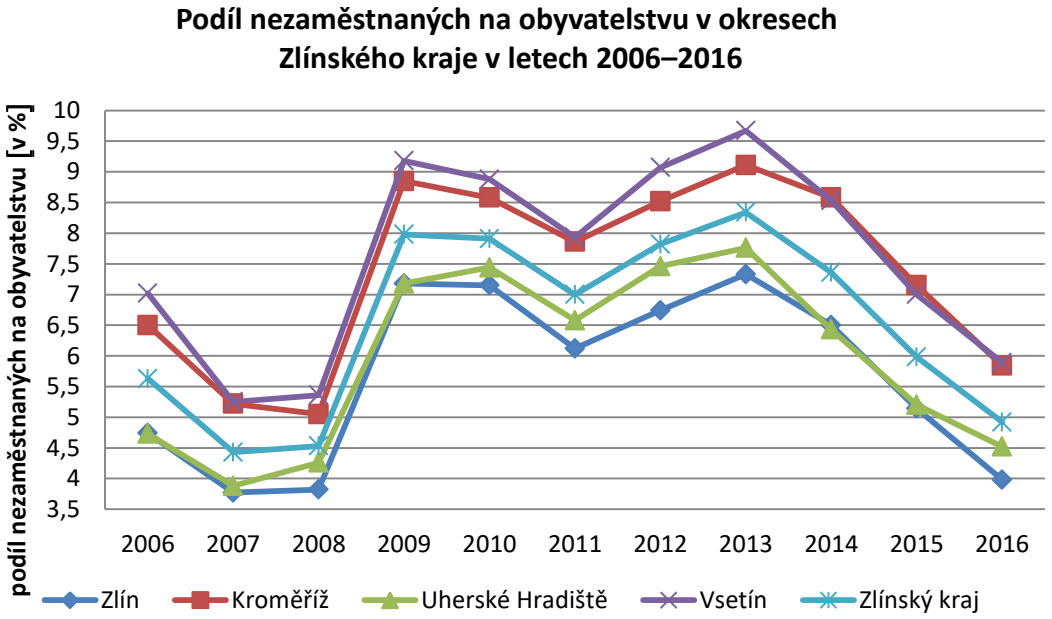
Obr. 2 Vývoj podílu nezaměstnaných osob [v %]
Zdroj: Vlastní zpracování z dat ČSÚ 2017a

Dále přiložený graf (Obr. 3) poukazuje na srovnání podílu nezaměstnaných osob ve 4 vybraných obdobích v rámci jednotlivých krajů České republiky. Zlínský kraj tak např. v roce 2016 dosáhl hodnoty 4,92 % PNO, což bylo o 1,06 % méně než v předchozím roce 2015 a usadil se tak na 7. pozici v rámci mezikrajského srovnání. Z dlouhodobého hlediska si kraj udržuje trvalý stav a pohybuje se na úrovni celorepublikových hodnot, což dokládá i výše uvedený graf (Obr. 2).



Obr. 3 Podíl nezaměstnaných na obyvatelstvu v krajích ČR [v %]
Zdroj: Vlastní zpracování z dat ČSÚ 2017a

Níže uvedený graf (Obr. 4), již ale poukazuje na patrné rozdíly ve srovnání jednotlivých okresů Zlínského kraje.



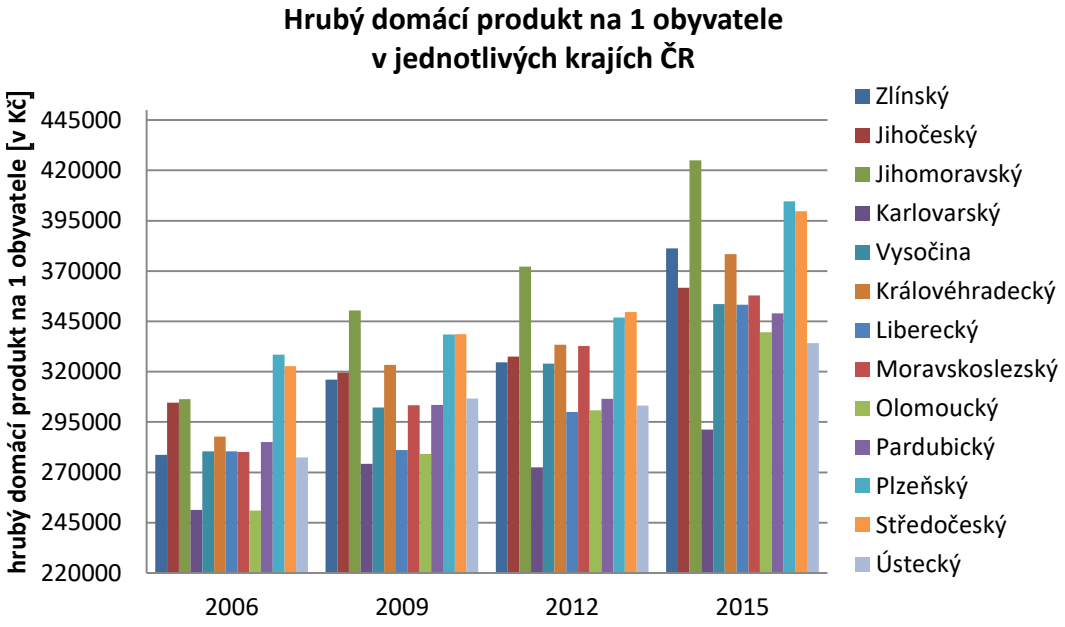
Obr. 4 Podíl nezaměstnaných na obyvatelstvu v okresech Zlínského kraje [v %]
Zdroj: Vlastní zpracování z dat ČSÚ 2017a

Napříč jednotlivými okresy Zlínského kraje se dlouhodobě nad úrovní krajských hodnot PNO pohybují Kroměříž a Vsetín. Naopak pod úrovní krajských hodnot okresy Uherské Hradiště a Zlín, přičemž Zlín z dlouhodobého hlediska registruje nejnižší hodnotu PNO a skýtá tak nejlepší pracovní příležitosti.

Důvody zvýšené nezaměstnanosti v letech 2012 a 2013 v okrese Vsetín lze spatřovat za nutnost uzavřít společnost SCHOTT Solar CR, s.r.o., která neustála tlak asijské konkurence a na přelomu tohoto období ohlásila největší tuzemské propuštění, téměř 500 svých zaměstnanců (Frolová, 2014).

3.1 Mzdy, náklady práce a podnikatelská aktivita

Ekonomika Zlínského kraje je orientována na zpracování surovin, polotovarů a nižší hodnota exportu je negativně zapříčiněna geografickou polohou kraje spojenou se špatnou dopravní dostupností. Průmyslový potenciál Zlínského kraje je tvořen především podniky zpracovatelského průmyslu, a to zejména strojírenskými, kovodělnými, dřevozpracujícími, elektrotechnickými a gumárenskými. Těchto podniků bylo v kraji k r. 2015 registrováno 17,1 % z celkového počtu evidovaných subjektů, přičemž jejich charakteristickým rysem je však na straně druhé nízká úroveň výroby a modernizace ve srovnání s ČR (Zlín a Zlínský kraj, 2012).

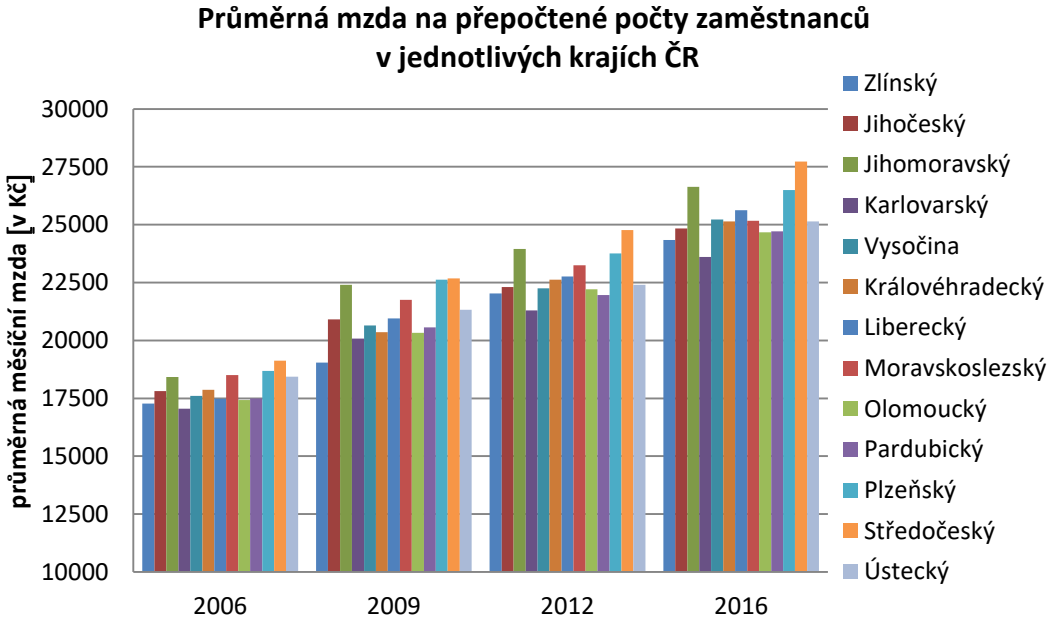


Obr. 5 Hrubý domácí produkt na 1 obyvatele [v Kč]
Zdroj: Vlastní zpracování z dat ČSÚ 2017b

Výše uvedený graf poukazuje na srovnání vývoje HDP na 1 obyvatele v jednotlivých krajích (bez Hlavního města Prahy). V rámci České republiky přispívá Zlínský kraj sice k tvorbě hrubého domácího produktu podprůměrnou hodnotou, přesto jej lze zařadit mezi kraje s vyšším podílem na HDP. Na jedné straně kraj

zaujímá dlouhodobě střední pozici, ale na straně druhé lze konstatovat, že v letech 2006–2015 se zvýšila hodnota HDP v tomto kraji více, než v případě jiných krajů ČR, což poukazuje na zlepšující se situaci a efektivnější využívání výrobních kapacit.

Na příčinu, ale i možný následek podprůměrného hrubého domácího produktu ve Zlínském kraji, poukazuje i následující graf (Obr. 6), který znázorňuje celorepublikové srovnání průměrné hrubé měsíční mzdy (bez Hlavního města Prahy). Mzda ve Zlínském kraji dlouhodobě patří k nejnižším mzdám na trhu práce, o čemž vypovídá i její níže vyobrazený vývoj v letech 2006–2016. V roce 2016 vzrostla ve Zlínském kraji průměrná hrubá měsíční mzda (v přepočtu na plně zaměstnané osoby) ke stejnému období proti předchozímu roku 2015 o 1 058 Kč (percentuálně o 4,5 procentního bodu).



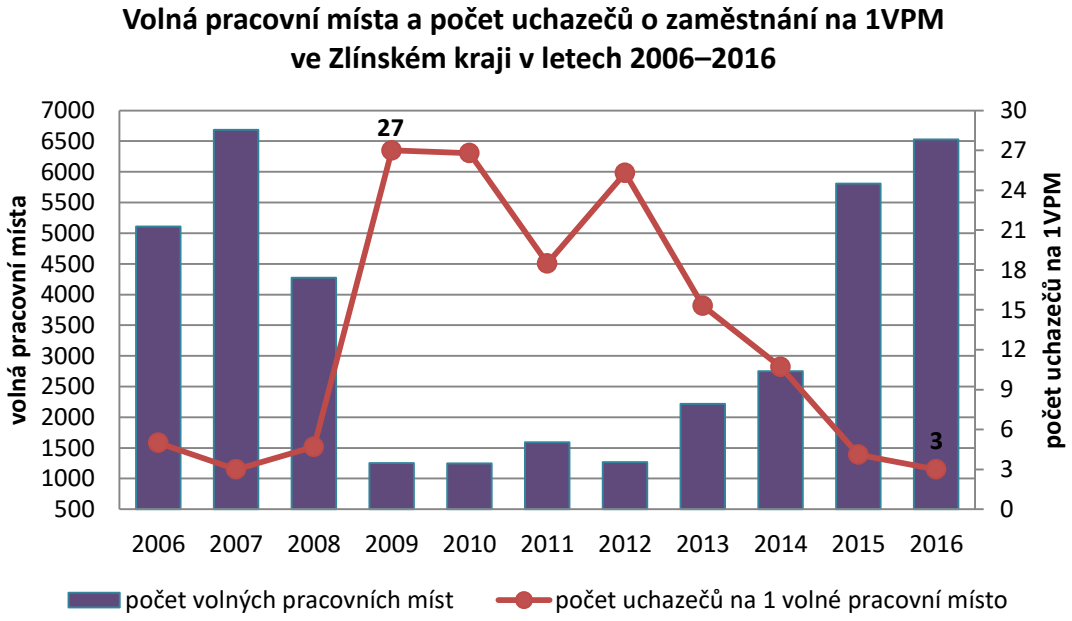
Obr. 6 Průměrná měsíční mzda na přepočtené počty zaměstnanců [v Kč]
Zdroj: Vlastní zpracování z dat ČSÚ 2017c

Přestože ve všech krajích k 4. čtvrtletí roku 2016 došlo k meziročnímu navýšení průměrné hrubé měsíční mzdy, byl mzdový přírůstek v korunovém vyjádření ve Zlínském kraji čtvrtý nejnižší. Zlínská mzda tak dlouhodobě zůstává druhou nejnižší mzdou v České republice a region zaujímá 13. pozici v pořadí celorepublikového srovnání. Nižší mzdou se tak před Zlínským krajem ke sledovanému období roku 2016 pyšní jen kraj Karlovarský s hodnotou 23 612 Kč (meziroční zvýšení o 1 044 Kč, tj. o 4,6 %).

Z výše uvedeného vyplývá, že nízkou mzdovou úroveň lze označit za jeden ze stěžejních faktorů majících vliv jak na poddimenzovanost kraje, tak na regionální nesoulad nabídky a poptávky na trhu práce. O tomto faktu pojednává i dále přiložený graf (Obr. 7).

3.1.1 Poptávka zaměstnavatelů po pracovní síle

Níže přiložený graf poukazuje na zřejmý inverzní vztah mezi vývojem počtu volných pracovních míst (VPM) a počtu uchazečů připadajících na jedno volné pracovní místo ([1]1VPM). K datu 31. 12. 2016 bylo evidováno celkem 6 582 VPM, což je o 5 276 volných míst více než hodnota, které dosáhl Zlínský kraj v krizovém roku 2009. Naproti tomu ukazatel počtu evidovaných uchazečů udává ke konci sledovaného období roku 2016 hodnotu 19 848, což je naopak o 13 988 uchazečů o zaměstnání méně než k 31. 12. 2009. Z výše uvedeného tedy plyne, že růst počtu volných pracovních míst doprovázený klesajícím počtem evidovaných uchazečů má pozitivní vliv na vývoj ukazatele počtu uchazečů na 1VPM, který z krizových hodnot roku 2009 poklesl až na devítinásobek tj. na 3 uchazeče připadající na 1VPM.



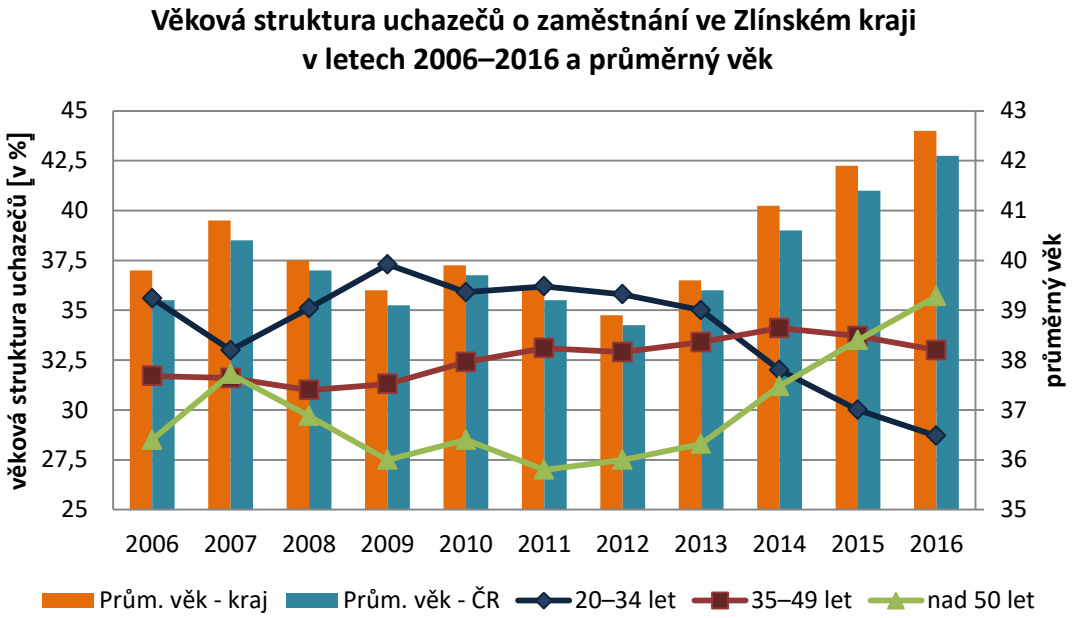
Obr. 7 Volná pracovní místa a počet uchazečů na 1VPM
Zdroj: Vlastní zpracování z dat MPSV 2017

Přestože zvyšování počtu volných pracovních míst se na základě výše zmíněného jeví jako vhodný nástroj ovlivňující nezaměstnanost pozitivním směrem, není tento závěr zcela opodstatněný. Nízká mzdová úroveň totiž přináší pro kraj stinné stránky, a to právě v podobě vzrůstajícího počtu volných pracovních míst, které se však dlouhodobě nedaří obsadit vhodnými zaměstnanci. V důsledku podprůměrného platového ohodnocení se pracovní pozice stávají i pro málo kvalifikované zaměstnance neatraktivními a v důsledku toho tak dochází ke vzniku regionálního nesouladu mezi nabídkou a poptávkou na trhu práce (Úřad práce ČR, 2016).

[1] Ukazatel počet uchazečů na 1VPM vyjadřuje celkový počet uchazečů o zaměstnání vydělený celkovým počtem volných pracovních míst.

3.2 Věková a vzdělanostní struktura

Zaměříme-li se na mapování nezaměstnanosti z pohledu věkové struktury obyvatelstva, lze jednoznačně na základě níže uvedeného grafu (Obr. 8) zhodnotit, že dochází k radikálnímu zhoršení situace u uchazečů nad 50 let věku. V roce 2016 byla tato kategorie uchazečů zastoupena 35,7% podílem, což je o 7,2 % více než hodnota, která byla naměřena v roce 2006. Na zcela opačnou situaci lze však poukázat v případě kategorie uchazečů o zaměstnání ve věku 20–34 let, která z prosincových hodnot roku 2006 poklesla o 6,9 %. Tedy na obdobnou hodnotu, které v tomto roce dosahoval podíl uchazečů nad 50 let. V případě skupiny uchazečů v rozmezí 35–49 let lze konstatovat ve své podstatě dlouhodobý skoro neměnný trend.



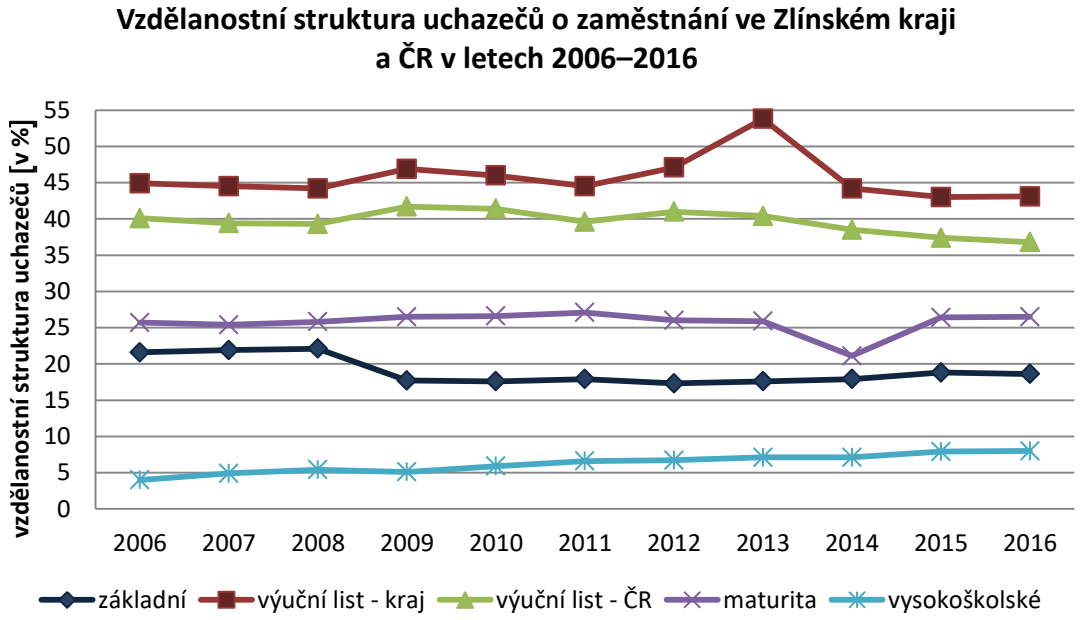
Obr. 8 Struktura uchazečů dle věku [v %] a jejich průměrný věk
Zdroj: Vlastní zpracování z dat MPSV 2017

Na zajímavý výsledek poukazuje srovnání ukazatele průměrného věku v rámci Zlínského kraje a České republiky. Komparací lze poukázat na negativní skutečnost přesunů obyvatel do vyšších věkových kategorií, která se promítá do zvyšování průměrného věku uchazečů o zaměstnání. V roce 2006 dosahoval tento ukazatel ve Zlínském kraji hodnoty 39,8 let, nicméně v roce 2016 se dostáváme již na 42,6 let, což je téměř o půl roku více než činí k 31. 12. 2016 celorepublikový průměr.

Na tento fakt poukazuje ve svých statistických ročenkách i Ministerstvo práce a sociálních věcí. Kriticky hodnotí, že tento negativní jev s sebou do budoucna přináší i celorepublikové problémy v důsledku čehož dochází k radikálnímu stárnutí populace a z tohoto důvodu poukazuje na nutnost zavedení vhodných opatření politiky zaměstnanosti (Úřad práce ČR, 2015).

V případě hodnocení situace z pohledu vzdělanostní struktury obyvatelstva lze na základě vyobrazeného grafu (Obr. 9) říci, že dlouhodobě nejpočetnější skupinu na zlínském trhu práce tvoří vyučení, jejichž podíl na celkovém počtu uchazečů činí k prosincovému měsíci roku 2016 43,1 %. V případě uchazečů s dosaženým základním vzděláním a výučním listem lze tvrdit, že od roku 2006 se situace v kraji bez výraznějších výkyvů nikterak nezměnila a za celé období byl zaznamenán jen mírný pokles o 1,8 % u vyučených a 3 % v případě uchazečů se základním vzděláním. Naopak u osob se středoškolským vzděláním došlo ve srovnání s výchozím obdobím roku 2006 k nárůstu o 1,2 %.

Z opačného spektra pohledu lze pohlížet na skupinu vysokoškoláků, která k prosinci roku 2016 tvoří pouze 8 % z celkových registrovaných subjektů. I napříč tomu, že od roku 2006 došlo k nárůstu v této kategorii o 4 %, lze tvrdit, že ve Zlínském kraji stále převažuje nízká vzdělanostní struktura, jež vypovídá o neochotě a nedostatečné motivaci osob k vysokoškolskému vzdělávání.



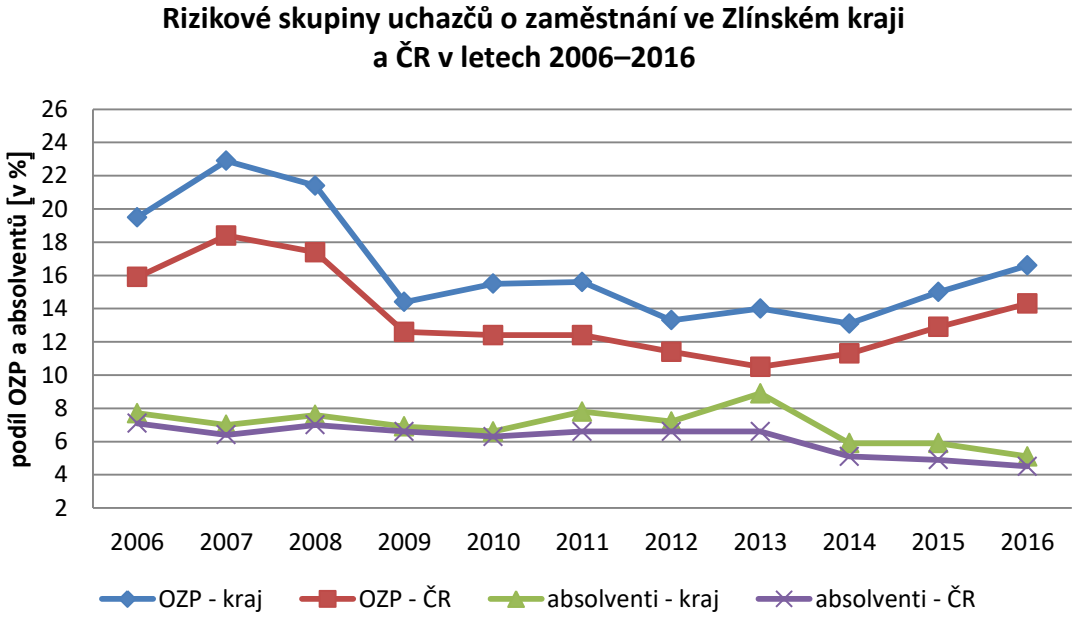
Obr. 9 Struktura uchazečů dle vzdělání [v %]
Zdroj: Vlastní zpracování z dat MPSV 2017

Kategorie vyučených na základě výše uvedeného grafu nevykazuje výrazné výkyvy (mimo roku 2013) ve vývoji a dlouhodobě si tak udržuje trvalý stav. Podíváme-li se ovšem na celorepublikové srovnání vyučených, o příznivé situaci již nadále hovořit nelze. K 31. 12. 2016 byla tato kategorie v celorepublikovém měřítku zastoupena 36,8% podílem, což je o 6,3% bodu méně než hodnota, které bylo ke stejnému datu naměřeno ve Zlínském kraji. Jak dokládá výše uvedený graf, podíl uchazečů s výučním listem v kraji dlouhodobě převyšuje celorepublikový průměr, a to v rozmezí 4,8%–13,4% bodu.

3.2.1 Rizikové skupiny uchazečů

V rámci Zlínského kraje řadíme k rizikovým skupinám na trhu práce *osoby se zdravotním postižením* (OZP) a *absolventy škol*. K poslednímu čtvrtletí roku 2016 bylo ve Zlínském kraji evidováno 3 301 osob s diagnostikovaným stupněm postižení, jež tvořily 16,6 % z celkového počtu evidovaných subjektů. To je o 1 995 uchazečů méně než hodnota, které bylo naměřeno v roce 2006 (procentuální snížení o 2,9 %). I přes zlepšující se situaci kraj v roce 2016 zaujímá 9. pozici a řadí se tak v mezikrajském srovnání mezi oblasti s největším počtem takto registrovaných subjektů.

Jak bylo výše zmíněno, kategorii absolventů řadíme taktéž k problémovým skupinám na trhu práce, ve Zlínském kraji k r. 2016 zastoupenou 5,1% podílem těchto osob. I v tomto případě lze poukázat na dlouhodobě neměnnou situaci, neboť od výchozího roku 2006 byl zaznamenán jen 2,6% pokles.



Obr. 10 Rizikové skupiny uchazečů [v %]
Zdroj: Vlastní zpracování z dat MPSV 2017

Stejně jako v případě osob starších 50 let či vyučených i zde dlouhodobě převyšuje podíl uchazečů se zdravotním postižením celorepublikový průměr, a to konkrétně v rozmezí 1,8%–4,5% bodu.

K řešení problémové kategorie absolventů je v České republice užíváno několik nástrojů a programů, a to např. program „Záruky pro mladé“, jež umožňuje absolventům najít vhodné zaměstnání, zabezpečit stáž či další vzdělávání, nebo program „Odborné praxe pro mladé do 30 let ve Zlínském kraji“ (Úřad práce ČR, 2016). Výše uvedené programy a záruky stojí pravděpodobně za příčinou dlouhodobého přizpůsobování situace absolventů celorepublikovému průměru.

4 Metodika

Následující část práce se zaměřuje na popis jednotlivých metod, které jsou posléze využity k praktickému zpracování této bakalářské práce. Ke kvantifikaci ekonometrického modelu je využita regresní analýza, jejímž prostřednictvím jsou determinovány hlavní faktory ovlivňující nezaměstnanost ve Zlínském kraji. Dále je využito i metod analýzy časových řad, a to za účelem sestrojení predikce nezaměstnanosti na období následujících čtyř čtvrtletí roku 2017.

4.1 Regresní analýza

Regresní analýza patří k jedné z nejčastěji využívaných metod v ekonometrii. Podle Adamce a kol. (2013) je regresní úloha prováděna především za účelem kvantitativního vyjádření závislosti mezi proměnnými, ale také za účelem předpovědi budoucích vypozorovaných hodnot závislé proměnné.

Podle počtu vysvětlujících proměnných rozlišujeme dle Hindlse (2007) jednorozměrnou nebo vícerozměrnou regresní analýzu, která se využívá při popisu vztahu mezi jednou závislou veličinou a dvěma či více vysvětlujícími proměnnými. Pro účely této bakalářské práce je využito práce s vícerozměrným regresním modelem, neboť jak bylo poukázáno v kapitole 2.6 lze definovat širokou škálu proměnných, které ovlivňují závislou veličinu.

Vícerozměrný regresní model, lze vyjádřit následujícím vztahem:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \qquad (2)$$

Jak uvádí Hindls (2007), jednotlivé regresní koeficienty $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k$ zde vystupují jako neznámé parametry regresní funkce *a stochastický chybový člen* ε zastupuje náhodnou veličinu, kterou lze interpretovat jako důsledek působení náhodných vlivů včetně nedokonalostí zvolené regresní funkce nebo prosté náhody.

K odhadům parametrů lineárně regresního modelu se užívá metody nejmenších čtverců neboli metody OLS. Metoda nejmenších čtverců patří dle Hindlse (2007) k nejrozšířenější, relativně jednoduché a výpočetně nenáročné technice založené na minimalizaci sumy čtverců reziduí. Minimalizace sumy čtverců reziduí vede dle Adamce a kol. (2013) k jedinečnému výsledku a při splnění všech předpokladů lineárně regresního modelu uvedených v Gaussově-Markově větě tato metoda produkuje odhady regresních parametrů s těmi nejlepší možnými vlastnostmi. Odhady parametrů jsou nevychýlené, konzistentní, maximálně vydatné (minimální variabilita) a mají normální rozdělení.

4.2 Ekonomická verifikace

Ekonomickou verifikací ověřujeme dle Adamce a kol. (2013) správnost znamének a velikost numerických hodnot odhadnutých parametrů.

4.3 Statistická verifikace

V rámci statistické verifikace ověřujeme průkaznost jednotlivých parametrů lineárně regresního modelu a taktéž modelu jako celku. Pro testování průkaznosti jednotlivých parametrů je užíváno *t-testu*. Dle Hindlse (2007) platí, že je-li vypočtená průkaznost tzv. p-hodnota menší než hladina významnosti α, pak zamítáme hypotézu $\mathbf{H_0}$ o statistické neprůkaznosti parametru.

Dále se dle autora k testování průkaznosti jednoho nebo několika regresních parametrů současně využívá *F-testu*. Z tohoto důvodu bývá proto užíván k testování významnosti celého regresního modelu jako celku, a to následovně:

$\mathbf{H_0}$: model jako celek není statisticky významný
$\mathbf{H_1}$**:** model jako celek je statisticky významný

V případě, že je vypočtená **p-hodnota <** $\boldsymbol{\alpha}$ opět zamítáme hypotézu H_0 ve prospěch alternativní hypotézy H_1 (Hušek, 2007).

Koeficient determinace $\mathbf{R^2}$ patří dle Adamce a kol. (2013) k nejjednodušším kritériím hodnocení kvality modelu, neboť vyjadřuje procento variability závislé proměnné vysvětlené modelem a nabývá hodnot z intervalu $R^2 \in \langle 0, 1 \rangle$. Koeficient determinace R^2 je však konstruován tak, že přidání nadbytečné proměnné (statisticky nevýznamné) do modelu jeho hodnotu nikdy nesníží. Z tohoto důvodu bývá pro výstavbu regresního modelu nejčastěji užíván korigovaný koeficient determinace $\boldsymbol{R^2_{adj}}$ upravený o stupně volnosti, jehož hodnota naopak přidáním nadbytečné proměnné do modelu klesne.

Pro zkoumání vhodnosti modelu, lze využít dle Adamce a kol. (2013) i tzv. informačních kritérií, a to konkrétně AIC (Akaikeho informačního kritéria), SIC (Schwartzova informačního kritéria) a HQC (Hannah-Quinnova kritéria). Nejvhodnější model je posléze ten, který nabývá nejnižších hodnot těchto kritérií.

4.4 Ekonometrická verifikace

Ekonometrickou verifikací u odhadnutého modelu ověřujeme splnění sedmi předpokladů lineárního regresního modelu. Dle Studenmunda (2011) jimi jsou:

I. Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojen chybový člen.
II. Chybový člen má nulovou střední hodnotu.
III. Všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem.
IV. Pozorování chybového členu jsou nekorelována se sebou samými. Jinými slovy nevyskytuje se zde sériová korelace.
V. Chybový člen má konstantní rozptyl – nevyskytuje se zde heteroskedasticita.
VI. Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné, tzn. není zde multikolinearita.
VII. Chybový člen má normální rozdělení.

K ověření správné *specifikace* regresního modelu a případnému odhalení nekorektní funkční formy slouží dle Adamce a kol. (2013) test nelinearity tzv. **LM test**. Hypotézu $\mathbf{H_0}$ o správné specifikaci na hladině významnosti α zamítáme v případě, je-li **p-hodnota < α**.

RESET test je dle Huška (2007) dalším nástrojem užívaným pro odhalení chybné funkční formy modelu či k detekci opomenuté proměnné. Hypotézu $\mathbf{H_0}$ o správné specifikaci modelu zamítáme jako v případě uvedeného LM testu za předpokladu, je-li **p-hodnota < α**.

Předpoklad chybového členu o *nulové střední hodnotě* lze ověřit t-testem střední hodnoty či za pomoci grafu reziduí. Hypotézy o nulové střední hodnotě dle Adamce a kol. (2013) zní:

$\mathbf{H_0}$: chybový člen má nulovou střední hodnotu
$\mathbf{H_1}$: chybový člen nemá nulovou střední hodnotu

Hypotézu H_0 posléze zamítáme za předpokladu, jestliže je **p-hodnota < hladina významnosti $\boldsymbol{\alpha}$**.

K ověření předpokladu o *nekorelovanosti* nezávislých proměnných s chybovým členem lze dále dle Adamce a kol. (2013) využít korelační matice sestavené z chybového členu a jednotlivých vysvětlujících proměnných. Splněním tohoto předpokladu nesmí dojít v korelační matici ke korelaci chybového členu s vysvětlujícími proměnnými.

K detekci *sériové korelace* v chybovém členu lze využít dle Huška (2007) statistických testů, a to konkrétně Durbinův-Watsonův, Ljungův-Boxův, Breuschův-Godfreyův , Boxův-Piercův test či autokorelačního grafu funkce (ACF) a parciální autokorelační funkce (PACF). K ověření výskytu sériové korelace I. řádu slouží dle Hindlse (2007) Durbinův-Watsonův test, jehož testovací statistika $d \in \langle 0; 4 \rangle$. Jestliže se hodnota DW statistiky nachází v blízkosti hodnoty 2, pak se zde sériová korelace I. řádu nevyskytuje. Hypotézy pro detekci sériové korelace prvního a vyšších řádů zní:

$\mathbf{H_0}$: sériová korelace se v chybovém členu nevyskytuje
$\mathbf{H_1}$: sériová korelace se v chybovém členu vyskytuje

V případě, že vypočtená **p-hodnota < $\boldsymbol{\alpha}$** zamítáme hypotézu H_0 ve prospěch alternativní hypotézy H_1.

Pátý předpoklad dle Huška (2007) spočívá v ověření přítomnosti *homoskedasticity* neboli konstantního rozptylu chybového členu. K detekci heteroskedasticity užíváme grafu reziduí, Breuschův-Paganův test či Whiteův test. Hypotéza $\mathbf{H_0}$ o homoskedasticitě chybového členu na hladině významnosti testu α je opět zamítnuta ve prospěch alternativní $\mathbf{H_1}$, a to v případě, je-li **p-hodnota < $\boldsymbol{\alpha}$**.

Šestý předpoklad testuje přítomnost *multikolinearity*, tedy ověřuje, zda mezi vysvětlujícími proměnnými existuje lineární závislost. K detekci multikolinearity se užívá kritéria VIF (Variance Inflation Factors). Hodnota **VIF = 10** představuje

hraniční hodnotu pro (ne)zamítnutí hypotézy o přítomnosti multikolinearity v modelu. V případě tedy, že VIF nabývá hodnoty > 10, lze výskyt multikolinearity považovat za více než pravděpodobný (Gujarati, 2003)

K testování *normality* lze dle Huška (2007) využít grafických metod jako histogramu reziduí. Taktéž lze využít i statistických testů, a to konkrétně Chí-kvadrát test, Shapiro-Wilkův test, Doornik-Hansenův test či Jarque-Bery test. Nulová hypotéza o normalitě chybového členu je opět na hladině významnosti zamítnuta za předpokladu, že je **p-hodnota < α**.

4.5 Analýza časové řady

Artl (2002) uvádí, že časovou řadou se rozumí chronologicky uspořádaná posloupnost obsahově (věcně a prostorově) srovnatelných pozorování, jednoznačně uspořádaných v časovém sledu od minulosti k přítomnosti. Analýzou časových řad je poté souhrn metod, které slouží k popisu těchto řad a předvídání jejich budoucího chování. Adamec a kol. (2013) dodává, že základním cílem analýzy časových řad je porozumět mechanismům, na jejichž principu vznikají hodnoty časové řady, tzn. konstruovat vhodný model časové řady a následně těchto poznatků využít pro předpověď budoucího vývoje hodnot časové řady.

4.5.1 Stacionarita

Ekonomické časové řady zejména ukazatelů jako jsou HDP, mzdy (vyjádřeny v nominálních hodnotách), mají tendenci býti nestacionárními, neboť vykazují zřetelný, zpravidla rostoucí trend. Stacionarita časových řad je dle Hindlse (2007) jedním z předpokladů pro sestavení kvalitní predikce na základě minulých vypozorovaných hodnot.

K posouzení, zda je řada stacionární či nikoli lze dle Huška (2007) využít testů jednotkového kořene, a to konkrétně rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF), či KPSS test. Hypotézy ADF testu a KPSS testu jednotkového kořene zní:

ADF test	**H_0**: nestacionarita	*KPSS test*	**H_0**: stacionarita
	H_1: stacionarita		**H_1**: nestacionarita

V případě, že vypočtená **p-hodnota < α** zamítáme hypotézu H_0 ve prospěch alternativní hypotézy H_1.

Autor dále poukazuje na fakt, že jsou-li časové řady nestacionární, v modelu hrozí výskyt falešné regrese a je tedy nezbytné otestovat kointegraci časových řad. Pod pojmem kointegrace se rozumí vytvoření takové lineární kombinace nestacionárních časových řad tak, aby testovaná rezidua byla stacionární. Pokud jsou rezidua kointegrační regrese stacionární, časové řady jsou kointegrované, falešná regrese v modelu nehrozí a je tedy možno provést odhad v původních jednotkách. Pokud však rezidua stacionární nejsou je třeba časové řady transformovat např. do podoby prvních diferencí a opět ověřit stacionaritu reziduí (Hindls, 2007).

4.5.2 Dekompoziční metoda

Klasický jednorozměrný model je nejčastěji využívaným principem modelace časových řad a cílem tohoto modelu je pouze popis průběhu časové řady. Jinými slovy jak uvádí Adamec a kol. (2013) vycházíme z předpokladu, že model časové řady nezávisí na žádných vysvětlujících proměnných, ale je závislý pouze na čase.

Dle Hindlse (2007) k dalším předpokladům klasického jednorozměrného modelu řadíme možnost rozložit časovou řadu na čtyři systematické složky a dekomponovat ji tak na:

- **Trendovou složku –** trend odpovídá hlavním tendencím dlouhodobého vývoje hodnot ekonomického ukazatele v čase a může nabývat rostoucího, klesajícího či konstantního průběhu.
- **Sezónní složku –** sezónní složkou se rozumí pravidelně se opakující odchylky od trendu, ke kterým dochází pravidelně s jednoroční, či periodicitou kratší než jeden rok.
- **Cyklickou složku –** cyklická složka představuje taktéž kolísání okolo trendu ovšem v důsledku dlouhodobého cyklického vývoje s periodou delší než jeden rok.
- **Náhodnou složku –** jedná se o veličinu, kterou nelze popsat žádnou jinou funkcí a zbyde nám po vyloučení trendu, sezónní a cyklické složky.

4.5.3 Popis trendové složky

Popis trendu sledované časové řady patří k nejdůležitějším úkolům analýzy časové řady. Cipra (2008) ve své knize uvádí, že při analýze časové řady je důležité odstranit trendovou složku. K této eliminaci je užíváno metody vyhlazování nebo vyrovnávání, neboť přitom dochází k odstranění sezónních, náhodných a cyklických fluktuací.

Jako nejjednodušší postup vyrovnávání časové řady přibližuje Artl (2002) metodu popisu trendu pomocí jednoduchých matematických křivek a uvádí výčet základních, nejčastěji užívaných matematických křivek následovně:

- **Konstantní trend** $T_t = \beta_0$ (3)

- **Lineární trend** $T_t = \beta_0 + \beta_1 t$ (4)

- **Parabolický trend** $T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2$ (5)

kde koeficienty β_0, β_1 a β_2 jsou neznámými parametry a $t = 1, 2, \dots, n$ je časová proměnná. Dle Hindlse (2007) odhady neznámých parametrů získáme metodou nejmenších čtverců, která dává nejlepší nevychýlené odhady.

- **Exponenciální trend** $$T_t = \beta_0 + \beta_1^t \quad (6)$$

kde parametry β_0 a β_1 jsou neznámými parametry exponenciálního trendu a $t = 1, 2, \ldots, n$ je časovou proměnnou. Z důvodu, že výše uvedená funkce není lineární v parametrech, nelze k odhadu neznámých parametrů přímo využít metody nejmenších čtverců. Jak uvádí Cipra (2008) za pomoci metody lineární transformace je nezbytné provést logaritmickou transformaci funkce. Jinými slovy řečeno logaritmováním převedeme tento trend na trend lineární, a to do následující podoby:

$$logT_t = log\beta_0 + tlog\beta_1 \quad (7)$$

Na výše uvedený tvar již lze aplikovat metoda nejmenších čtverců a vypočítat tak neznámé parametry β_0 a β_1.

Vyrovnání časové řady jen pomoci matematických křivek však ne vždy bývá dostačující. Mnohé časové řady především ekonomických ukazatelů jsou charakteristické svou nelinearitou, a proto se zde velmi často vyskytují *strukturální zlomy* či *sezónnost* a periodicita. K detekci období, ve kterém ke změně v úrovni trendu dochází, užíváme dle Adamce a kol. (2013) QLR test a Chowův test. Výhodou QLR testu je jeho schopnost detekce strukturálního zlomu v neznámém časovém okamžiku, a to za pomocí testovací statistiky, kterou je maximální hodnota F statistiky.

Hindls (2007) uvádí, že u časových řad s periodicitou kratší než jeden rok (nejčastěji čtvrtletní a měsíční) se setkáme velmi často s existencí sezónních vlivů. Pod pojmem sezónnost je myšleno každoročně se opakující periodické kolísání systematického charakteru.

K odhalení sezónní složky v modelu se dle autora užívá jednoduché metody, a to konkrétně model konstantní a proporcionální sezónnosti. Model konstantní sezónnosti na rozdíl od modelu se sezónností proporcionální předpokládá, že sezónní výkyvy jsou v čase konstantní, tedy že amplituda cyklu se nemění v závislosti na trendové složce (Hindls, 2007).

4.5.4 Předpovědi časových řad

Ke konstrukci předpovědí časových řad bývá v praxi nejčastěji užíváno extrapolačních metod. Dle Hindlse (2007) extrapolační metody spočívají ve sledování vývoje analyzovaného jevu, jehož předpověď má být predikována. Jinými slovy extrapolace je metodou, jež umožňuje predikovat vývoj sledovaného ukazatele na základě jeho dosavadního průběhu (historického i současného vývoje). Hindls (2007) dále uvádí, že tento druh prognóz má největší význam při konstrukci krátkodobých predikcí tzn. na 1–3 období dopředu.

5 Vlastní práce

Tato část práce je rozdělena do tří podkapitol. V první části práce jsou specifikovány jednotlivé proměnné a uveden jejich předpokládaný vliv na podíl nezaměstnaných osob. V druhé části je na základě vícerozměrné regresní analýzy sestaven ekonometrický model popisující vliv jednotlivých proměnných na podíl nezaměstnaných osob ve Zlínském kraji. U takto odhadnutého modelu jsou provedeny jednotlivé specifikační a verifikační testy včetně následné interpretace výsledného modelu. V neposlední řadě je vytvořena predikce nezaměstnanosti na následující čtyři čtvrtletí roku 2017.

Zdrojová data za období let 2006–2016 mají charakter čtvrtletních časových řad a byla získána z Ministerstva práce a sociálních věcí a výběrového šetření sil Českého statistického úřadu.

Veškeré výpočty byly provedeny s využitím programu MS Excel a ekonometrického programu Gretl.

5.1 Jednotlivé proměnné v regresním modelu

Výčet proměnných zahrnutých do regresního modelu byl zvolen na základě situační analýzy Zlínského kraje, literárního přehledu, odborných článků a studií. Český statistický úřad spolu s Ministerstvem práce a sociálních věcí definuje proměnné za účelem statistického zkoumání následujícím způsobem:

- **Mzda na přepočtené počty zaměstnanců**
  Veličina čtvrtletního charakteru vyjadřující podíl mzdových prostředků v nominálním vyjádření včetně příplatků za přesčas, odměn či náhrad mezd na jednoho zaměstnance před snížením o pojistné na veřejné zdravotní pojištění, sociální zabezpečení a ostatní zákonem dohodnuté srážky. Zastupuje jediný indikátor, jehož hodnoty byly převzaty z Českého statistického úřadu a nikoli z Ministerstva práce a sociálních věcí. Proměnná je v modelu označena jako **Mzda.**

- **Počet volných pracovních míst**
  Indikátor zastupující poptávku na trhu práce. Lze ji zařadit k jedné ze stěžejních veličin charakterizujících trh práce. Pod pojmem volné pracovní místo se rozumí takové pracovní místo, k jehož obsazení nedošlo do 30 dnů ode dne, kdy o něm bylo oznámeno úřadu práce. Proměnná je v modelu označena jako **VPM**.

- **Počet uchazečů o zaměstnání na jedno volné pracovní místo**
  Proměnná, vyjadřující podíl, získaný vydělením celkového počtu uchazečů o zaměstnání počtem volných pracovních míst, která jsou vedena v evidenci úřadu práce. V modelu je označena jako **Uchaz/1VPM**.

- **Vyučení**
  Veličina vyjadřující počet registrovaných subjektů, které úspěšně ukončily vzdělávací program a dosáhly tak vzdělání s výučním listem. V modelu označena jako **Vyuceni**.

- **Absolventi**
  Proměnná vyjadřující počet uchazečů o zaměstnání evidovaných na příslušném úřadu práce (podle místa jejich trvalého bydliště), u kterých doba od zdárného absolvování studia nepřesáhla období dvou let. Proměnná je v modelu označena jako **Absolventi**.

- **Osoby nad 50 let věku**
  Proměnná, jenž vytváří specifickou kategorii. Zastupuje počet evidovaných uchazečů vyšších věkových kategorií a byla zvolena na základě provedené situační analýzy, která poukazuje nejen na dlouhodobě se zvyšující průměrný věk obyvatel v kraji, ale také na celorepublikové stárnutí populace. V modelu označena jako **Nad50let**.

- **Osoby se zdravotním postižením**
  Indikátor zastupující počet uchazečů o zaměstnání se zdravotním handicapem. Jedná se o ty osoby, které byly uznány zdravotně postiženými v prvním, druhém, třetím stupni nebo zdravotně znevýhodněnými a jimž je na trhu práce poskytována zvýšená ochrana. V modelu označena jako **OZP**.

Všech výše zmíněných 7 veličin vstupuje do modelu v pozici vysvětlujících proměnných. Jako vysvětlovaná proměnná je do modelu zahrnuta čtvrtletní veličina v procentuálním vyjádření tzv. **podíl nezaměstnaných osob**. Bližší specifikace této proměnné včetně jejího zdůvodněného zahrnutí do modelu je uvedena v kapitole 2.3.1.

5.1.1 Předpokládaná znaménka koeficientů

Při stanovení očekávaného vlivu výše uvedených proměnných na podíl nezaměstnaných osob bylo vycházeno z ekonomické teorie, a to následovně:

Mzda bývá zákonodárci velmi často využívána jako jeden z možných nástrojů vedoucích ke snižování nezaměstnanosti, naproti tomu lze poukázat na její zcela opačný efekt. S růstem mzdy rostou i náklady zaměstnavatelů na pracovní sílu, které jim nedovolují zaměstnat větší počet pracovníků. Naopak jsou vybíráni pouze ti, kteří disponují vysokou kvalifikací. S růstem mzdy lze předpokládat nárůst nezaměstnanosti a očekávat tedy **pozitivní vliv** na podíl nezaměstnaných osob.

V případě veličiny vyjadřující *počet volných pracovních míst* lze naopak předpokládat **negativní vliv** na podíl nezaměstnaných osob, a to na základě teorie Beveridgeovy křivky, která dokládá, že mezi mírou nezaměstnanosti a počtem volných pracovních míst při dané mzdové sazbě existuje inverzní vztah.

S počtem volných pracovních míst úzce souvisí i ukazatel *počtu uchazečů o zaměstnání na jedno volné pracovní místo*. V tomto případě lze očekávat **pozitivní vliv** na podíl nezaměstnaných osob, neboť růst počtu osob připadajících na jedno pracovní místo zvyšuje nezaměstnanost, a to z důvodu existence zásadního nesouladu mezi počtem jedinců, kteří chtějí pracovat a počtem volných pracovních míst.

V kategorii *vyučených* je předvídán opět **pozitivní vliv** na podíl nezaměstnaných osob. Pracovníci s nižším vzděláním pro zaměstnavatele ve většině případů představují levnější pracovní sílu, náchylnější k propuštění, a proto zde existuje velmi malá ochota zaměstnavatelů investovat do vzdělávání těchto pracovníků.

K rizikovým skupinám na trhu práce řadíme *absolventy* i *osoby nad 50 let věku*. Obě skupiny se totiž na trhu práce setkávají s nízkou ochotou zaměstnavatelů poptávat tuto pracovní sílu. Absolventi, protože nedisponují dostatečnými zkušenostmi, dovednostmi a především praxí, která tvoří bariéru vstupu na pracovní trh. Uchazeči starších věkových kategorií naopak ve většině případů disponují dlouholetými zkušenostmi a dovednostmi, avšak naráží na předsudky zaměstnavatelů o tom, že efektivně reagovat na požadavky trhu je schopna jen mladší generace. Z výše zmíněných důvodů proto lze předpokládat u obou proměnných **pozitivní vliv** na podíl nezaměstnaných osob.

Poslední proměnnou reprezentují *uchazeči o zaměstnání se zdravotním postižením*. Délka evidence těchto uchazečů na úřadu práce je výrazně vyšší, než v případě osob s dobrým zdravotním stavem. S tímto faktem úzce souvisí stupeň diagnostikovaného postižení. Je tedy logické, že osoby se závažnějším zdravotním handicapem mají podstatně ztížené podmínky při hledání nového zaměstnání, a to z důvodu odsouvání této skupiny pracovníků jak zaměstnavateli, tak společností mimo pracovní trh. Proto i v případě této proměnné je očekáván **pozitivní vliv** na podíl nezaměstnaných osob.

5.2 Analýza nezaměstnanosti ve Zlínském kraji

Následující kapitola se zaměřuje na sestavení vícerozměrného regresního modelu popisujícího vliv zmíněných vysvětlujících proměnných na podíl nezaměstnaných osob ve Zlínském kraji a provedením specifikačních a verifikačních testů.

Před samotnou kvantifikací modelu je nezbytné z důvodu práce s časovými řadami nejprve ověřit, zda nedošlo k porušení stacionarity. U všech časových řad byla na základě ADF a KPSS testu jednotkového kořene diagnostikována nestacionarita. S nestacionárními časovými řadami lze nadále ovšem za předpokladu pokud jsou kointegrované. K ověření kointegrace bylo opět užito rozšířeného ADF testu a KPSS testu jednotkového kořene, které poukázaly na stacionaritu reziduí kointegrační regrese, tedy na kointegraci. Přestože časové řady vykazují nestacionární charakter, jsou kointegrované a ve zkoumaném modelu nehrozí falešná regrese. Z tohoto důvodu bylo možné provést odhad modelu v původních jednotkách a netřeba časové řady diferencovat.

5.2.1 Kvantifikace modelu

Pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) byl ze všech vysvětlujících proměnných kvantifikován základní ekonometrický model.

Tab. 1 Základní model

Proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	
Konstanta	2,36178	0,82016	2,880	0,00670	***
OZP	−0,00043	$9{,}01876 \cdot 10^{-5}$	−4,744	< 0,00001	***
Mzda	$-8{,}67366 \cdot 10^{-6}$	$2{,}58910 \cdot 10^{-5}$	−0,335	0,73960	
Uchaz/1VPM	0,00505	0,00709	0,713	0,48070	
Nad50let	0,00047	$6{,}36926 \cdot 10^{-5}$	7,409	< 0,00001	***
Absolventi	0,00023	$4{,}44162 \cdot 10^{-5}$	5,259	< 0,00001	***
Vyuceni	0,00019	$3{,}55027 \cdot 10^{-5}$	5,367	< 0,00001	***
VPM	−0,00012	$1{,}95741 \cdot 10^{-5}$	−6,168	< 0,00001	***
$R^2 = 0{,}994275$; $R^2_{adj} = 0{,}993161$; p-hodnota (F) = < 0,00001					

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Za pomoci p-hodnoty byla posuzována statistická významnost jednotlivých parametrů. Z výsledků vyplynulo, že na 5% hladině významnosti jsou statisticky nevýznamnými proměnnými *Mzda* a *Uchaz/1VPM*. I přes dvě nevýznamné proměnné lze však poukázat na velmi vysokou kvalitu modelu, kterou dokládá i koeficient determinace, jež značí, že modelem bylo vysvětleno 99,4 % variability podílu nezaměstnaných osob.

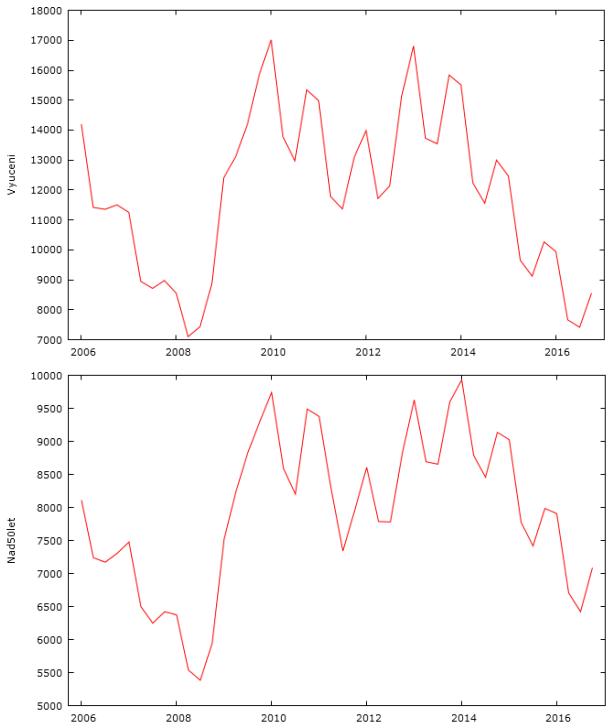
U výše kvantifikovaného modelu by bylo možné přistoupit k podrobnějšímu zkoumání, ovšem za předpokladu, kdyby se mezi proměnnými nevyskytovala multikolinearita. Jak dokládá níže přiložená tabulka (Tab. 2), celkem u 4 proměnných došlo k překročení hodnoty $VIF = 10$, která značí hraniční hodnotu pro (ne)zamítnutí hypotézy o přítomnosti multikolinearity v modelu. Nejvýrazněji pak bylo zaznamenáno překročení u proměnných *Vyuceni* a *Nad50let*.

Tab. 2 VIF faktory

Faktory	Hodnoty VIF	Faktory	Hodnoty VIF
OZP	8,869	Absolventi	1,953
Mzda	10,467	Vyuceni	32,521
Uchaz/1VPM	11,376	VPM	7,236
Nad50let	19,661		

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Zahrnutím proměnné *Vyuceni* spolu s veličinou *Nad50let* do modelu, došlo ke vzniku problému s multikolinearitou. Na vzájemnou závislost mezi zmíněnými proměnnými poukazovala nejen korelační matice, ale tento nežádoucí jev bylo možné odvodit i z grafů časových řad znázorňujících průběh jednotlivých veličin, neboť obě řady vykazovaly jak obdobné přírůstky, tak trend.



Obr. 11 Časové řady vysvětlujících proměnných Vyuceni a Nad50let
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Jednou z možností vedoucích k odstranění vzájemné závislosti mezi veličinami, jak uvádí Hindls (2007), je transformace veličin např. ve formě zařazení prvních diferencí proměnných do modelu, či relativního vyjádření proměnné způsobující multikolinearitu. Aplikovaná varianta prvních diferencí sice v modelu Zlínského kraje snížila hodnotu VIF faktorů u takto zasažených proměnných, přesto však nadále veličiny výrazně překračovaly hodnotu 10, která značí hraniční hodnotu pro zamítnutí či nezamítnutí multikolinearity.

Modifikace I:

K nápravě modelu byla posléze užita transformace nejvíce korelované veličiny *Vyuceni* na její podíl, tzv. *P_Vyuceni*[2]. Model po zavedení přepočtené proměnné má následující podobu:

[2] **Podíl vyučených (P_Vyuceni)** – přepočet vyjadřuje procentuální podíl uchazečů s dosaženým stupněm vzdělání vyučení ze všech osob evidovaných na úřadu práce.

Tab. 3 Upravený model po zavedení přepočtené proměnné P_Vyuceni

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	
Konstanta	2,49985	1,09370	2,286	0,02830	**
Mzda	$-6{,}68651\cdot10^{-5}$	$2{,}82645\cdot10^{-5}$	−2,366	0,02350	**
Uchaz/1VPM	0,02260	0,00780	2,897	0,00640	***
OZP	−0,00049	0,00011	−4,468	< 0,00001	***
Nad50let	0,00074	$3{,}65495\cdot10^{-5}$	20,330	< 0,00001	***
Absolventi	0,00031	$5{,}16362\cdot10^{-5}$	5,997	< 0,00001	***
P_Vyuceni	0,02635	0,01129	2,334	0,02530	**
VPM	−0,00013	$2{,}44807\cdot10^{-5}$	−5,360	< 0,00001	***
$R^2 = 0{,}991048$; $R^2_{adj} = 0{,}989308$; p-hodnota (F) = < 0,00001					
AIC = -41,80608	SIC = -27,53256		HQC = -36,51277		

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Všechny parametry lze na základě výše uvedené tabulky považovat na 5% hladině významnosti testu za statisticky průkazné.

Ačkoli se v modelu proměnná *OZP* projevila jako statisticky významná, směr jejího působení neodpovídá ekonomické teorii. Záporné znaménko proměnné je neinterpretovatelné jak z pohledu nabídkové, tak poptávkové strany na trhu práce. Z výše uvedeného důvodu byla tedy tato proměnná z modelu vynechána.

Nový model po odstranění veličiny *OZP* a sekvenční eliminaci nevýznamných proměnných má následující tvar:

Tab. 4 Model po odstranění veličiny OZP a sekvenční eliminaci proměnných

proměnná	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	
Konstanta	−1,66591	0,67391	−2,472	0,01800	**
Mzda	$4{,}66208\cdot10^{-5}$	$1{,}53551\cdot10^{-5}$	3,036	0,00430	***
Nad50let	0,00074	$4{,}40667\cdot10^{-5}$	16,710	< 0,00001	***
Absolventi	0,00032	$6{,}23130\cdot10^{-5}$	5,200	< 0,00001	***
P_Vyuceni	0,02795	0,01373	2,036	0,04880	**
VPM	−0,00016	$1{,}98057\cdot10^{-5}$	−7,882	< 0,00001	***
$R^2 = 0{,}986012$; $R^2_{adj} = 0{,}984171$; p-hodnota (F) = < 0,00001					
AIC = -26,16490	SIC = -15,45976		HQC = -22,19492		

Zdroj: Výstup z programu Gretl

U odhadnutého modelu bylo přistoupeno k ověření jednotlivých předpokladů.

Tab. 5 Testy předpokladů lineárně regresního modelu

proměnná	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
RESET test	0,50386	0,60800	nezamítá se
LM test (logaritmy)	4,13454	0,53021	nezamítá se
LM test (druhé mocniny)	3,56419	0,61370	nezamítá se
Whiteův test	21,51477	0,36741	nezamítá se
Breuschův-Paganův test	3,82255	0,57524	nezamítá se
Chí-kvadrát test	0,26600	0,87553	nezamítá se
Shapiro-Wilkův W test	0,98524	0,83735	nezamítá se
Doornik-Hansenův test	0,26586	0,87553	nezamítá se
Jarque-Bery test	0,04376	0,97836	nezamítá se

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Z výše uvedené tabulky lze vyvodit závěry, že model je správně specifikován, nevyskytuje se zde heteroskedasticita a chybový člen má normální rozdělení.

Tab. 6 Autokorelační testy

test	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
Durbinův-Watsonův test	1,40243	0,00589	**zamítá se**
Breuschův-Godfreyův test	3,26381	0,02280	**zamítá se**
Boxův-Piercův test	12,20758	0,01590	**zamítá se**
Ljungův-Boxův test	5,32528	0,25600	nezamítá se

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Zatímco Ljungův-Boxův test s p-hodnotou 0,256 značí, že v modelu se autokorelace vyšších řádů nevyskytuje, na neuspokojivé výsledky poukazují zbylé testy a detekují v modelu autokorelaci prvního a vyšších řádů. Taktéž rezidua v jednotlivých zpožděních upozorňují na přítomnost autokorelace prvního a druhého řádu.

Modifikace II:

K odstranění autokorelace byly do modelu přidány zpožděné proměnné, a to konkrétně třetího řádu. Jak uvádí Hindls (2007) zahrnutím zpožděných proměnných do modelu lze vyřešit otázku autokorelace. Vliv jednotlivých proměnných se tedy na podílu nezaměstnaných osob odrazí až s časovým odstupem tří čtvrtletí.

Upravený model má následující podobu:

Tab. 7 Výsledný model po zahrnutí zpožděných proměnných

proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Konstanta	−2,74142	0,88491	−3,098	0,00400	***
Mzda_2	$7{,}07427 \cdot 10^{-5}$	$1{,}62527 \cdot 10^{-5}$	4,353	0,00010	***
Nad50let	0,00064	$5{,}24165 \cdot 10^{-5}$	12,230	< 0,00001	***
Absolventi	0,00029	$6{,}85403 \cdot 10^{-5}$	4,253	0,00020	***
Absolventi_3	−0,00020	$9{,}25463 \cdot 10^{-5}$	−2,185	0,03630	**
P_Vyuceni	0,03929	0,01344	2,924	0,00630	***
P_Vyuceni_2	0,03234	0,01448	2,234	0,03260	**
VPM	−0,00013	$2{,}10682 \cdot 10^{-5}$	−6,375	< 0,00001	***
VPM_2	$-6{,}73620 \cdot 10^{-5}$	$3{,}06754 \cdot 10^{-5}$	−2,196	0,03550	**
$R^2 = 0{,}990017$; $R^2_{adj} = 0{,}987522$; p-hodnota (F) = < 0,00001					
AIC = -28,94961	SIC = -13,527946		HQC = -23,33371		

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Přidání zpožděných proměnných do modelu se ukázalo jako vhodná volba. Došlo k nárůstu obou koeficientů determinace a taktéž ve srovnání s předchozím modelem (viz Tab. 4) i k poklesu informačních kritérií.

5.2.2 Ekonomická verifikace

V rámci ekonomické verifikace lze zhodnotit, že veškeré parametry jsou v souladu s ekonomickou teorií a model je tedy možné interpretovat následovně:

V případě, že bude zaznamenána jednotková změna v přírůstku mzdy, vzroste podíl nezaměstnaných osob se zpožděním dvou čtvrtletí o $7{,}07427 \cdot 10^{-5}$ jednotek. Jinými slovy, nárůst mzdy o 1 000 Kč, vyvolá se zpožděním dvou čtvrtletí nárůst nezaměstnanosti o 0,071 %.

Nárůst počtu osob starších padesáti let o jednotku vyvolá navýšení nezaměstnanosti o 0,00064 jednotek. Vzhledem k modelu lze taktéž říci, že pozitivní nárůst těchto subjektů o 1 000, vyvolá zvýšení nezaměstnanosti o 0,64 %.

Zvýšení počtu absolventů o jednotku, povede k navýšení nezaměstnanosti o 0,00029 jednotek. Se zpožděním tří čtvrtletí má však nárůst takto evidovaných uchazečů negativní vliv na ukazatel a způsobí snížení nezaměstnanosti o 0,00020 jednotek. Jinak řečeno se zpožděním tří čtvrtletí zvýšení počtu absolventů o 1 000 osob vyvolá snížení nezaměstnanosti o 0,20 %, zároveň však v konečném důsledku vzroste nezaměstnanost o 0,29 %.

Nárůst podílu uchazečů s výučním listem o jednotku, povede ke zvýšení nezaměstnanosti o 0,03929 a zároveň k jejímu nárůstu o 0,03234 jednotek se zpožděním dvou čtvrtletí. Vzhledem k modelu lze tento fakt interpretovat i tak, že ná-

růst uchazečů s výučním listem v evidenci o 1% bod vyvolá zvýšení nezaměstnanosti o 0,039 % a se zpožděním dvou čtvrtletí pak navýšení o 0,032 %.

Pokud na zlínském úřadu práce dojde k navýšení počtu volných pracovních míst o jednotku, tak podíl nezaměstnaných osob poklesne o 0,00013 jednotek a se zpožděním dvou čtvrtletí pak nárůst počtu volných pracovních míst vyvolá snížení nezaměstnanosti o $6{,}73620 \cdot 10^{-5}$ jednotek. Navýšení počtu volných pracovních míst o 1 000, tak zapříčiní pokles nezaměstnanosti 0,13 % a se zpožděním dvou čtvrtletí pokles o 0,067 %.

Lze si všimnout, že u proměnné **Absolventi**, se projevil se zpožděním tří čtvrtletí záporný parametr. Ekonometrická teorie připouští, že zahrnutí zpožděných proměnných do modelu může způsobit opačnou korelaci, v jejímž případě mohou parametry nabývat pozitivního vlivu, který později přechází v záporný či naopak. Vzhledem k situaci ve Zlínském kraji, lze tento fakt odůvodnit i tak, že pokles nezaměstnanosti se zpožděním tří čtvrtletí způsobují sezónní práce pro tento kraj typické. Absolventi představují pro zaměstnavatele levnou pracovní sílu, tedy vhodnou k uzavření krátkodobého pracovního poměru. Ovšem v konečném důsledku nezaměstnanost zvyšují, a to již ze zmíněného důvodu nedostatečné kvalifikace, dovedností a praxe.

5.2.3 Statistická verifikace

V rámci statistické verifikace lze všechny parametry výsledného modelu považovat za statisticky průkazné, neboť jejich p-hodnoty jsou menší hodnoty než 5 %. Na významnost výsledného modelu jako celku poukazoval i F-test. P-hodnota tohoto testu ($< 0{,}00001$) $< 0{,}05$ a značí zamítnutí nulové hypotézy o nevýznamnosti modelu.

5.2.4 Ekonometrická verifikace

Ekonometrickou verifikací je nutné dále otestovat u takto odhadnutého výsledného modelu splnění sedmi předpokladů lineárně regresního modelu. Jsou jimi:

I. Regresní model je správně specifikován, lineární v parametrech a má aditivně připojený chybový člen.

Tab. 8 Specifikační testy

test	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
RESET test	0,2478	0,78200	nezamítá se
LM test (logaritmy)	10,3290	0,24269	nezamítá se
LM test (druhé mocniny)	10,5234	0,23019	nezamítá se

Zdroj: Výstup z programu Gretl

P-hodnoty u jednotlivých testů ve všech případech přesahují 5% hladinu významnosti testu. Z tohoto důvodu se nulová hypotéza o správné specifikaci modelu nezamítá a lze tedy tvrdit, že zvolená funkční forma je správná.

II. Chybový člen má nulovou střední hodnotu.

K ověření druhého předpokladu lze využít grafu reziduí v závislosti na čase.

Obr. 12 Graf reziduí v závislosti na čase
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Náhodně rozmístěná rezidua kolem střední hodnoty značí splnění předpokladu.

III. Vysvětlující proměnné jsou nekorelovány s chybovým členem.

Tab. 9 Korelační matice

Proměnná	Reziduum	Proměnná	Reziduum
Mzda_2	0,0000	P_Vyuceni	0,0000
Nad50let	0,0000	P_Vyuceni_2	0,0000
Absolventi	0,0000	VPM	0,0000
Absolventi_3	0,0000	VPM_2	0,0000

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Z výše uvedené korelační matice vyplývá, že model splňuje i tento předpoklad, neboť korelační koeficienty mezi vysvětlujícími proměnnými a chybovým členem (reziduem) ve všech případech dosahují hodnoty nula, což vypovídá o nekorelovanosti vysvětlujících veličin s chybovým členem.

IV. Pozorování chybového členu nejsou korelována se sebou samými.

Tab. 10 Autokorelační testy

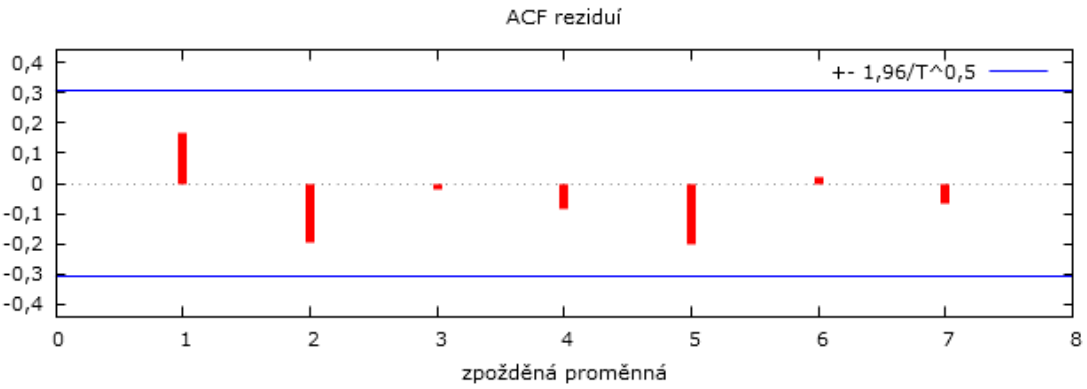
test	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
Breuschův-Godfreyův test	1,31537	0,289	nezamítá se
Boxův-Piercův test	6,48559	0,166	nezamítá se
Ljungův-Boxův test	3,38658	0,495	nezamítá se

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Tab. 11 Ljungův-Boxův test v jednotlivých řádech zpoždění

p-hodnota			
1. řád	2. řád	3. řád	4. řád
0,259	0,223	0,388	0,495

Zdroj: Výstup z programu Gretl



Obr. 13 Korelogram reziduí
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Na základě výše uvedených autokorelačních testů a vizuální kontrole korelogramu reziduí nedochází k zamítnutí nulové hypotézy o nepřítomnosti autokorelace v modelu na 5% hladině významnosti testu. V konstruovaném modelu se tedy nevyskytuje autokorelace prvního a vyšších řádů.

V. Chybový člen má konstantní rozptyl.

Na základě dále přiložené tabulky (Tab. 12) se nulová hypotéza o homoskedasticitě chybového členu nezamítá, neboť u obou testů dosahuje p-hodnota vyšší hodnoty než zvolená 5% hladina významnosti testu. Chybový člen má tedy konstantní rozptyl a není zasažen heteroskedasticitou.

Tab. 12 Testy heteroskedasticity

Test	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
Whiteův test	16,11993	0,44462	nezamítá se
Breuschův-Paganův test	7,45630	0,48829	nezamítá se

Zdroj: Výstup z programu Gretl

VI. Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné.

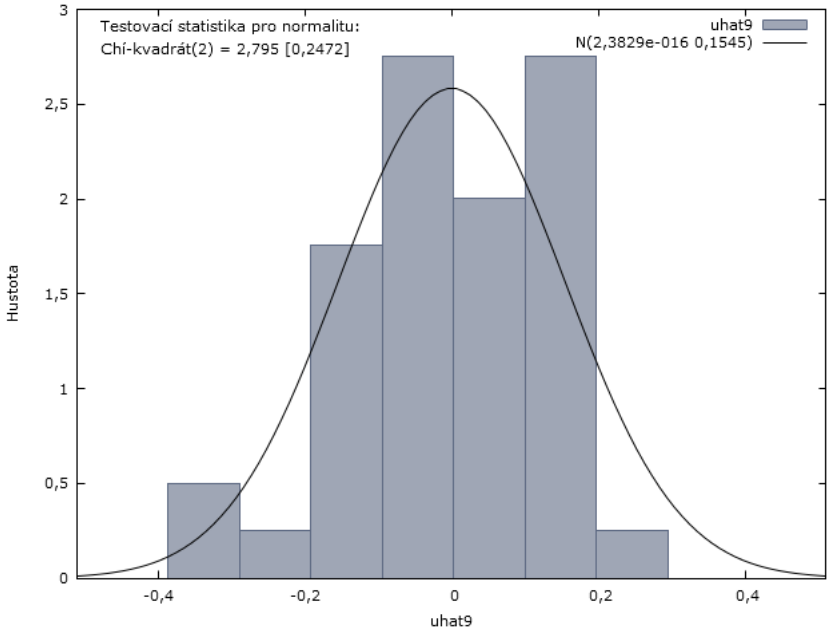
Tab. 13 VIF faktory

Proměnná	VIF	Proměnná	VIF
Mzda_2	1,611	P_Vyuceni	2,344
Nad50let	6,735	P_Vyuceni_2	2,470
Absolventi	2,194	VPM	4,287
Absolventi_3	3,752	VPM_2	8,182

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Z výše uvedené tabulky plyne, že ani v jednom případě nedošlo k překročení hranice VIF = 10 a výsledný model tedy není zasažen multikolinearitou.

VII. Chybový člen má normální rozdělení.



Obr. 14 Histogram
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Tab. 14 Testy normality

test	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
Chí-kvadrát test	2,79500	0,247	nezamítá se
Shapiro-Wilkův W test	0,95647	0,118	nezamítá se
Doornik-Hansenův test	2,79548	0,247	nezamítá se
Jarque-Bery test	2,00088	0,368	nezamítá se

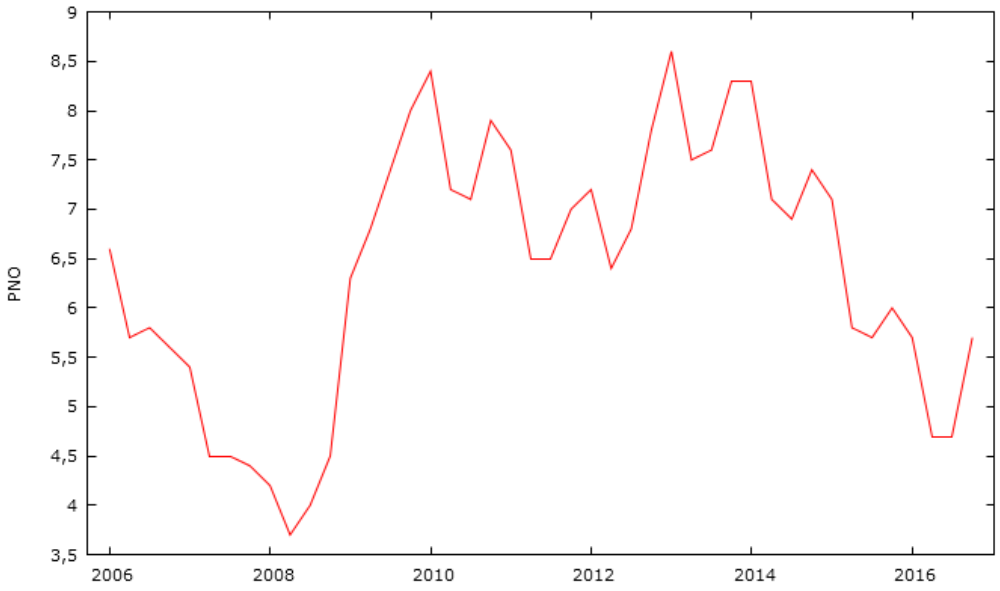
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Poslední předpoklad, který zbývá ověřit je normalita chybového členu. P-hodnoty u jednotlivých testů ve všech případech přesahují 5% hladinu významnosti testu. Z tohoto důvodu není nulová hypotéza o normalitě chybového členu zamítnuta.

Splnění i posledního předpokladu dokládá, že odhady parametrů pomocí metody OLS jsou maximálně vydatné, konzistentní, nestranné a mají normální rozdělení.

5.3 Analýza časové řady

V následující části práce je provedena predikce vývoje podílu nezaměstnaných osob ve Zlínském kraji na období roku 2017, tj. na následující čtyři čtvrtletí.



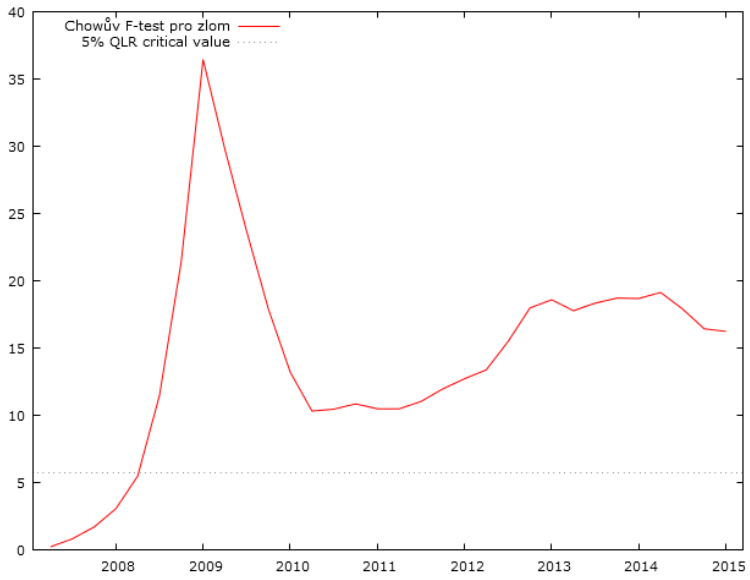
Obr. 15 Podíl nezaměstnaných osob v letech 2006–2016
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Před přistoupením k samotné kvantifikaci modelu, bylo nezbytné nejprve zvolit k modelaci vhodný trend časové řady. Uvažovány byly dva trendy, a to konkrétně přímka a parabola. V případě modelu paraboly se v průběhu modelace kvadratický

trend projevil jako statisticky nevýznamný. Z tohoto důvodu byl z modelu odebrán a použit byl pouze trend lineární.

Z důvodu práce s ekonomickými daty, konkrétně nezaměstnaností, pro kterou lze na základě provedené situační analýzy konstatovat, že Zlínský kraj je zasažen především nezaměstnaností frikční a sezónní, lze očekávat tedy i výskyt sezónnosti ve zkoumaném modelu. Uvažovanými typy byly jak sezónnost konstantní, tak proporcionální. Do modelu byly aplikovány obě tyto varianty, ovšem v případě modelu s proporcionální sezónností došlo k poklesu adjustovaného koeficientu determinace a sezónní indikátorové proměnné se staly statisticky nevýznamnými. Z tohoto důvodu již nebyl nadále důvod uvažovat nad proporcionálním typem a k modelaci byla použita sezónnost konstantní. Ovšem samotné přidání sezónních indikátorových proměnných do modelu nebylo zcela dostačující, o čemž vypovídala především nízká hodnota koeficientu determinace, jež značila, že modelem bylo vysvětleno pouze 15,89 % variability. Z tohoto důvodu bylo nezbytné nadále model upravovat a modifikovat.

Jak si lze všimnout, ve zkoumaném modelu bylo možné na základě dříve přiloženého grafu (Obr. 15) znázorňujícího vývoj podílu nezaměstnaných osob kromě sezónnosti usuzovat i na změnu ve vývoji časové řady, a tedy předpokládat taktéž výskyt statisticky významného zlomu či zlomů. K detekci období, ve kterém ke strukturálnímu zlomu dochází, byl využit v programu Gretl QLR test a Chowův test.



Obr. 16 QLR test strukturálního zlomu v roce 2009
Zdroj: Výstup z programu Gretl

QLR test odhalil přítomnost strukturálního zlomu konkrétně v 1. čtvrtletí roku 2009, ve kterém hodnota F-statistiky dosahovala svého maxima, tedy 36,4457. Kritická hodnota pak na zvolené hladině významnosti testu činila 72,8914. Významnost zlomového období posléze potvrdil Chowův test.

5.3.1 Kvantifikace modelu

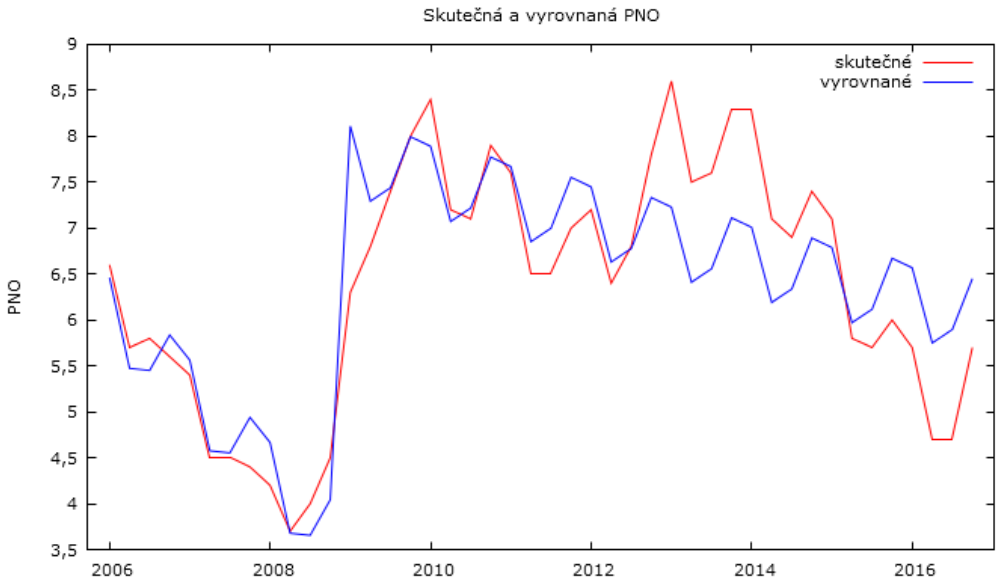
Po zavedení proměnné *Zlom* spolu se sezónními indikátorovými proměnnými byla získána následující podoba modelu:

Tab. 15 Základní model

proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Konstanta	6,73397	0,50742	13,270	< 0,00001	***
Time	−0,22429	0,06113	−3,669	0,00080	***
Zlom	2,14146	0,60661	3,530	0,00110	***
Zlomtime	0,16919	0,06244	2,710	0,01010	**
dq1	−0,04917	0,31277	−0,157	0,87590	
dq2	−0,81157	0,30967	−2,621	0,01270	**
dq3	−0,61033	0,30780	−1,983	0,05480	*
$R^2 = 0{,}746154$; $R^2_{adj} = 0{,}704990$; p-hodnota (F) = < 0,00001					
$AIC = 102{,}3796$	$BIC = 114{,}8690$		$HQC = 107{,}0113$		

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Hodnota koeficientu determinace po přidání proměnné *Zlom* výrazně narostla a značí, že modelem bylo vysvětleno 75 % variability podílu nezaměstnaných osob.



Obr. 17 Graf skutečných a vyrovnaných hodnot
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Avšak po vizuální kontrole grafu skutečných a vyrovnaných hodnot bylo možné konstatovat, že vyrovnání grafu od roku 2009 už není zdaleka tak přesné.

Z tohoto důvodu byly do modelu postupně přidány dva další strukturální zlomy, a to konkrétně období 1.Q/2010 a 1.Q/2013, jejichž detekci opět určil QLR test a významnost potvrdil Chowův test.

Model po zavedení strukturálních zlomů má následující podobu:

Tab. 16 Výsledný model po zahrnutí zlomových období

proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Konstanta	6,78404	0,23906	28,380	< 0,00001	***
Time	−0,22670	0,02846	−7,964	< 0,00001	***
Zlom	−6,68342	2,29090	−2,917	0,00630	***
Zlomtime	0,73887	0,15858	4,659	< 0,00001	***
Zlom1	9,24294	2,34623	3,939	0,00040	***
Zlomtime1	−0,58957	0,15858	−3,718	0,00070	***
Zlom2	6,56675	0,92293	7,115	< 0,00001	***
Zlomtime2	−0,16410	0,03343	−4,908	< 0,00001	***
dq1	−0,11801	0,15526	−0,760	0,45260	
dq2	−0,85746	0,14841	−5,778	< 0,00001	***
dq3	−0,63328	0,14415	−4,393	0,00010	***
$R^2 = 0{,}951136$; $R^2_{adj} = 0{,}936329$; p-hodnota (F) = < 0,00001					
$AIC = 37{,}88119$		$BIC = 57{,}50728$		$HQC = 45{,}15949$	

Zdroj: Výstup z programu Gretl

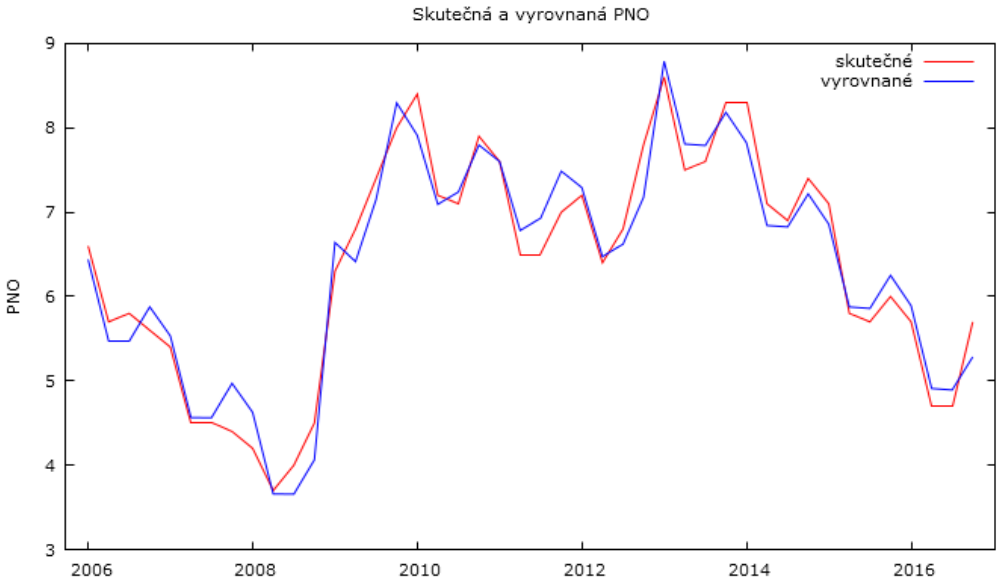
Z výše uvedené tabulky vyplývá, že volba strukturálních zlomů byla správná. Došlo k výraznému navýšení obou koeficientů determinace, které značí, že modelem bylo vysvětleno 95 % variability a k poklesu informačních kritérií.

- Zlom v 1. čtvrtletí roku 2009 (Zlom) – ke změně ve vývoji časové řady dochází především v důsledku hospodářské krize, která zasáhla českou ekonomiku na přelomu roku 2008/2009 a výrazně se tak promítla především do vývoje nezaměstnanosti jak celorepublikově, tak v rámci jednotlivých krajů. Ve srovnání s 1. čtvrtletím roku 2008, charakteristickým příznivou ekonomickou situací bez známek recese došlo ke sledovanému období roku 2009 k nárůstu nezaměstnanosti o 2,1 %. Hospodářská krize se nejvýznamněji promítla do odvětví strojírenského, textilního, obuvnického či sklářského, tedy průmyslu typického i pro Zlínský kraj. Propad hrubého domácího produktu, snížení zahraniční poptávky, ochabnutí investic a postupné rozšíření úpadku do jednotlivých odvětví mělo za následek omezení výroby, propouštění a výše zmíněný nárůst podílu nezaměstnaných osob.

- Zlom v 1. čtvrtletí roku 2010 (Zlom1) – rok 2010 představuje další zlomové období pro českou ekonomiku, neboť se ekonomika postupně začíná zotavovat z hospodářské krize. Dochází k nárůstu hrubého domácího produktu a opětovnému navazování mezinárodní spolupráce. Od tohoto období byl tedy zaznamenán pokles nezaměstnanosti a může se začít hovořit o období krátkodobě přicházející konjunktury spojené s oživováním ekonomiky.

- Zlom v 1. čtvrtletí roku 2013 (Zlom2) – rok 2013 lze ve světle posledních událostí začlenit mezi ty více obtížné. Období charakteristické pokračujícím hospodářským poklesem z předchozího roku 2012, doprovázeným nepříznivými hospodářskými podmínkami. Pod vlivem nestabilních podmínek, došlo k propadu hrubého domácího produktu, a to především v důsledku opětovného utlumení investiční aktivity a oslabení zahraniční poptávky po zboží a službách, a tím prakticky k nárůstu nezaměstnanosti. Důvody zvýšené nezaměstnanosti ve Zlínském kraji oproti celorepublikovým hodnotám lze spatřovat již za zmíněný fakt uzavření společnosti SCHOTT Solar CR, s.r.o. v okrese Vsetín (blíže viz kapitola 3 Obr. 4).

Při uvažování o modelaci dalších strukturálních zlomů byly QLR testem vyhodnoceny zlomy v obdobích 2.Q/2008, 4.Q/2008, 4.Q/2009 jako statisticky významné. Postupným přidáním zlomových období 2.Q/2008 či 4.Q/2008 do modelu došlo k poklesu obou koeficientů determinace a taktéž se projevily specifikační chyby. V případě období 4.Q/2009 hovoříme o blízkém čtvrtletí již dříve zahrnutého zlomu, a z tohoto důvodu ani s tímto zlomovým obdobím nebylo dále pracováno.



Obr. 18 Graf skutečných a vyrovnaných hodnot po zahrnutí zlomů
Zdroj: Výstup z programu Gretl

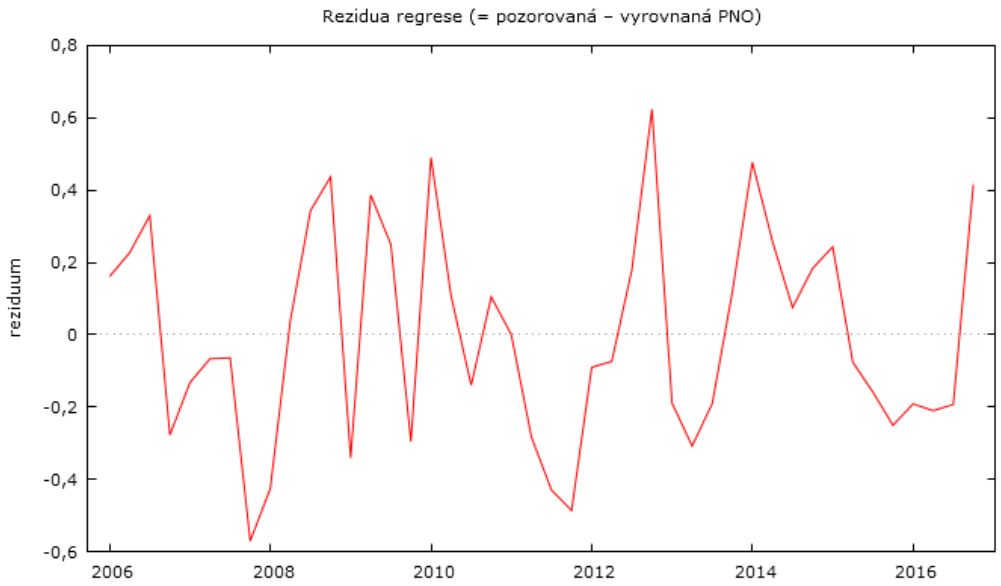
Navíc z vizuálního pohledu na dříve přiložený graf skutečných a vyrovnaných hodnot (Obr. 18), je možno původní zahrnutí tří zlomových období pokládat za zcela uspokojivé a přejít tak k testování jednotlivých předpokladů.

5.3.2 Statistická verifikace

Na základě t-testů lze všechny parametry kromě proměnné dq1 považovat za statisticky průkazné, neboť jejich p-hodnoty jsou menší než 5% hladina významnosti testu. I přes statistickou neprůkaznost byla sezónní indikátorová proměnná dq1 v modelu ponechána. P-hodnota F testu dosahuje v tomto případě hodnoty < 0,001 a poukazuje i na statistickou významnost modelu jako celku.

5.3.3 Ekonometrická verifikace

U takto odhadnutého výsledného modelu je třeba otestovat splnění jednotlivých předpokladů.



Obr. 19 Graf reziduí v závislosti na čase
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Náhodně rozmístěná rezidua kolem střední hodnoty značí splnění předpokladu o nulové střední hodnotě chybového členu.

Z důvodu vysoké hodnoty koeficientu determinace bylo nezbytné otestovat rezidua výsledného modelu a ověřit, zda jsou stacionární či nikoli. V případě výskytu nestacionarity by totiž mohlo dojít ke vzniku falešné regrese a k nadhodnocení koeficientu determinace. K ověření byl využit rozšířený ADF test a KPSS test jednotkového kořene. ADF test na 5% hladině významnosti zamítá nulovou hypotézu o nestacionaritě, zatímco KPSS test nezamítá nulovou hypotézu o stacionaritě. Z výše uvedeného lze tvrdit, že rezidua výsledného modelu jsou stacionární.

Tab. 17 Testy předpokladů lineárně regresního modelu

test	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
RESET test	2,54120	0,09510	nezamítá se
Whiteův test	16,74918	0,26979	nezamítá se
Breuschův-Paganův test	7,39360	0,68784	nezamítá se
Chí-kvadrát test	1,37600	0,50259	nezamítá se
Shapiro-Wilkův W test	0,97883	0,58745	nezamítá se
Doornik-Hansenův test	1,37597	0,50259	nezamítá se
Jarque-Bery test	1,43618	0,48768	nezamítá se

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Z výše uvedené tabulky lze dále vyvodit závěry, že model je správně specifikován, nevyskytuje se zde heteroskedasticita a chybový člen má normální rozdělení.

Tab. 18 Autokorelační testy

test	t-statistika	p-hodnota	hypotéza H_0
Durbinův-Watsonův test	1,45316	0,004	**zamítá se**
Breuschův-Godfreyův test	1,41811	0,253	nezamítá se
Boxův-Piercův test	7,19845	0,126	nezamítá se
Ljungův-Boxův test	5,12846	0,274	nezamítá se

Zdroj: Výstup z programu Gretl

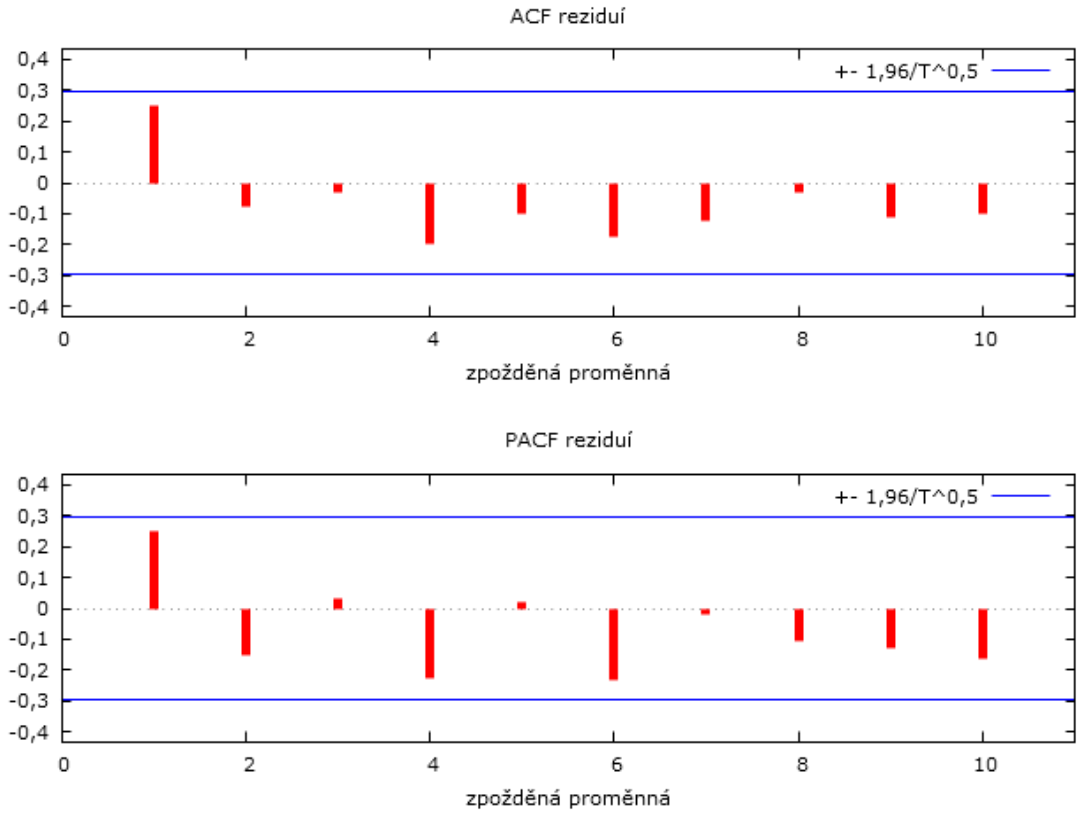
Tab. 19 Ljungův-Boxův test v jednotlivých řádech zpoždění

p-hodnota			
1. řád	**2. řád**	**3. řád**	**4. řád**
0,0907	0,206	0,360	0,274

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Přestože hodnota DW statistiky dosahuje jen hodnoty 1,45316 a značí na základě p-hodnoty < 5 % výskyt autokorelace prvního řádu, Breuschův-Godfreyův test s p-hodnotou 0,253, Boxův-Piercův test s p-hodnotou 0,126 či Ljungův-Boxův test v jednotlivých řádech zpoždění nepotvrzují výskyt autokorelace prvního a vyšších řádů v modelu.

Na základě tedy výše uvedených autokorelačních testů, a taktéž vizuální kontrole korelogramu reziduí (viz dále přiložený Obr. 20), se nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace v modelu nezamítá a předpoklad lze považovat za splněný.



Obr. 20 Korelogram reziduí
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Konstruovaný výsledný model tedy splňuje všechny předpoklady a jako takový nemusí být již dále upravován. Z důvodu jeho vysoké výpovědní hodnoty je taktéž vhodný k provedení předpovědi.

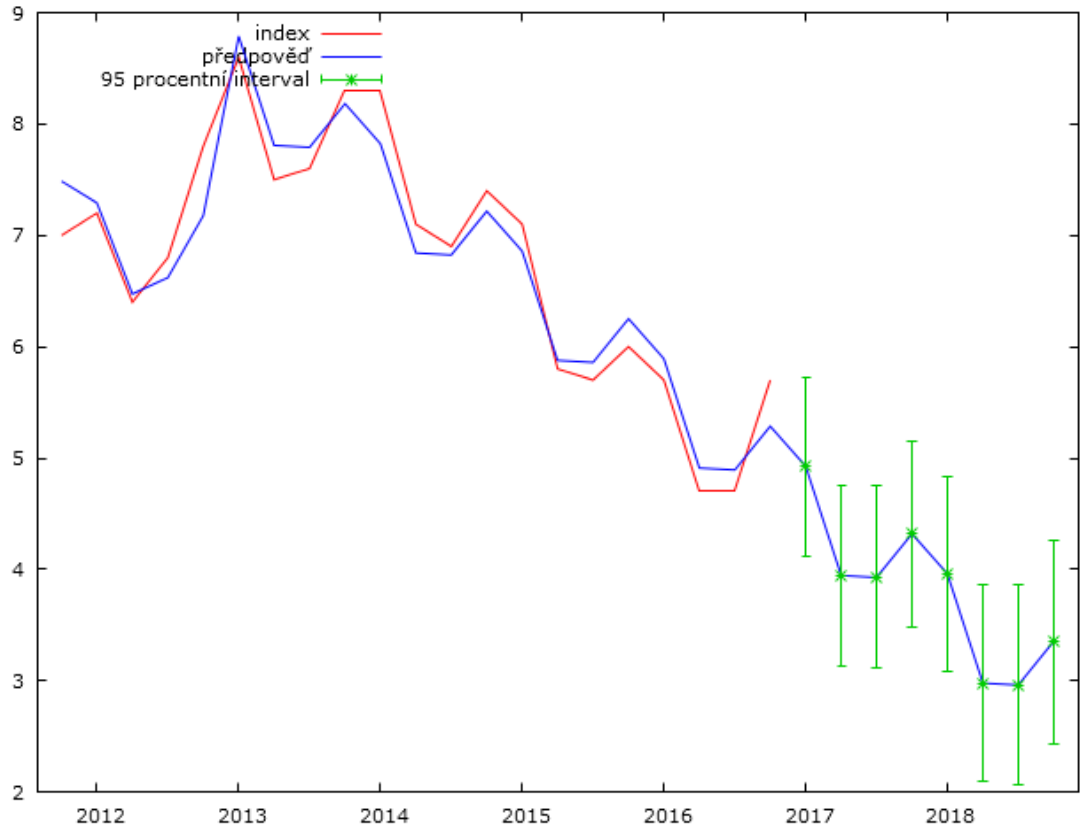
5.3.4 Predikce podílu nezaměstnaných osob

Tab. 20 Predikce

období	predikce	směr. chyba	95% konfidenční interval	
			dolní mez	horní mez
1.Q/2017	4,9	0,39	4,1	5,7
2.Q/2017	3,9	0,40	3,1	4,8
3.Q/2017	3,9	0,40	3,1	4,7
4.Q/2017	4,3	0,41	3,5	5,2

Zdroj: Výstup z programu Gretl

Předpověď podílu nezaměstnaných osob byla na základě zkonstruovaného modelu sestrojena na následující čtyři čtvrtletí. Z důvodu nadále pokračujícího období konjunktury, trvale prosperujícího hospodářství a rozvoje lze, jak dokládá i níže přiložený graf vývoje podílu nezaměstnaných osob, očekávat nadále klesající trend.



Obr. 21 Predikce vývoje podílu nezaměstnaných osob
Zdroj: Výstup z programu Gretl

Dříve vyobrazená tabulka (Tab. 20) poskytuje hodnoty bodové předpovědi pro každé samostatné čtvrtletí zvlášť a interval spolehlivosti, ve kterém by se s 95% pravděpodobností měly nacházet predikované hodnoty podílu nezaměstnaných osob. Lze taktéž pozorovat nadále pokračující trend. Jako tradičně by mělo být nejnižších hodnot daného roku naměřeno v měsících červnu a září, a to především v důsledku nastupujících sezónních prací, tak velmi typických pro tento kraj. Nejvyšších hodnot pak naopak v zimních měsících, a to naopak v důsledku útlumu sezónních prací ve stavebnictví, kdy se krátkodobě stává spousta pracovníků pro zaměstnavatele nepotřebnými a dochází tak k nárůstu takto evidovaných uchazečů na zlínském úřadu práce a v konečném důsledku také ke vzniku frikční nezaměstnanosti.

6 Diskuse

Z výsledků vícerozměrné regresní analýzy vyplývá, že za hlavní faktory nezaměstnanosti ve Zlínském kraji lze označit mzdu, osoby nad 50let, absolventy, vyučené a počet volných pracovních míst. Lze si tedy všimnout i mírné převahy demografických faktorů nad faktory ekonomickými.

V případě mzdy se projevil pozitivní vliv na podíl nezaměstnaných osob, tedy že s růstem mzdy poroste i nezaměstnanost ve Zlínském kraji. Toto zjištění koresponduje s výsledky uváděnými ve studii s názvem The mystery of regional unemployment differentials (Záhady nerovností v regionální nezaměstnanosti) Paulem Elhorstem. Autor poukazuje, že tradičně vyšší mzdy pozitivně ovlivňují nabídku práce, ale na druhé straně mají negativní vliv na poptávku po pracovní síle. Tedy, že s růstem platového ohodnocení roste i nezaměstnanost. Dále dle autora mzdy jednotlivců, kteří pracují na trzích práce s vyšší nezaměstnaností, jsou nižší než u obdobných pracovníků pracujících na trzích s nižší nezaměstnaností (Elhorst, 2001). O tomto faktu vypovídá i provedená situační analýza, konkrétně kapitola 3; Obr. 3 a 6. Pokud se podíváme na mezikrajské srovnání ve většině případů platí, že trhy práce vykazující vyšší mzdovou úroveň, se pyšní i nižší nezaměstnaností.

Na negativní efekt podprůměrné mzdy ve Zlínském kraji poukazuje i Ministerstvo práce a sociálních věcí. Kriticky hodnotí, že výše finanční odměny za vykonanou práci v komparaci se sociálním příjmem nedokáže pokrýt zvýšené náklady (na dopravu, stravu či k zajištění péče o dítě), jež osobám vznikají v důsledku nástupu do zaměstnání. Tato problematika dle MPSV souvisí s dávkovým systémem vyplácení podpor v nezaměstnanosti, neboť nízká úroveň mezd neodpovídá představám ani požadavkům na straně poptávané pracovní síly a nemotivuje tak tyto osoby odprostit se od pobírání příspěvků v této formě (Úřad práce ČR, 2015).

Jako jeden z nástrojů analýzy regionálních trhů práce bývá uváděna Beveridgeova křivka, která vyjadřuje inverzní vztah míry volných pracovních míst k míře nezaměstnanosti. Platí všeobecně uznávané pravidlo, že s růstem míry volných pracovních míst nezaměstnanost klesá a naopak (Jurečka, 2010). Tato souvislost byla do jisté míry potvrzena i ve zkoumaném modelu. *Výsledek poukázal, že navýšení počtu volných pracovních míst o 1 000 na zlínském úřadu práce, zapříčiní pokles nezaměstnanosti 0,13 % a se zpožděním dvou čtvrtletí pokles o 0,067 %.*

Model tedy odhalil, že nárůst počtu volných pracovních míst v kraji sice pozitivním směrem ovlivňuje nezaměstnanost, na druhé straně lze však se zpožděním poukázat na existenci nesouladu kvalifikační struktury uchazečů a počtu nabízených pracovních míst. Rok od roku se více rozevírají nůžky nesouladu – na jedné straně vznikají nová pracovní místa, za účelem zaměstnání většího počtu osob a snížení nezaměstnanosti, avšak na straně druhé se je nedaří z dlouhodobého hlediska obsadit vhodnými zaměstnanci.

V rámci vzdělanostní struktury obyvatelstva se většina studií shoduje v názoru, že lidé s vyšším vzděláním jsou na tom o poznání lépe než osoby s dosaženým vzděláním nižším. Popelka (2005) toto tvrzení potvrzuje a dodává, že s rostoucím vzděláním se vyhlídky nezaměstnaných na nalezení nového za-

městnání zlepšují. Je tomu tak proto, že lidé s vyšším stupněm vzdělání jsou držiteli znalostí a dovedností častěji požadovaných v prosperujících ekonomikách a na regionálních trzích práce, a tím prakticky snižují již zmíněný kvalifikační nesoulad. *Negativní vliv na nezaměstnanost byl potvrzen i ve zkoumaném modelu Zlínského kraje.*

O tom, že vzdělání vytváří bránu vstupu na trh, pravděpodobně nemá smysl polemizovat. Na druhé straně však tato problematika opět úzce souvisí s již zmíněným kvalifikačním nesouladem. Toto zdůvodnění je logické vezmeme-li do úvahy, že každoročně narůstá nesoulad mezi požadavky zaměstnavatelů a tím, jaký si absolvent vybral studijní obor. *Že na nezaměstnanost ve Zlínském kraji mají vliv absolventi, nás přesvědčil i konstruovaný model.* Převažuje přesvědčení, že nezaměstnanost v mladém věku ovlivňuje schopnost udržovat dlouhodobě stabilní zaměstnání. Václav Kupka ve své studii s názvem Opomíjené příčiny nezaměstnanosti uvádí, že za příčinou nezaměstnanosti každého pátého absolventa stojí školská politika. Dle autora to byla ona, která svými pokusy zapříčinila na jedné straně nedostatek kvalifikovaných řemeslníků a na straně druhé přebytek absolventů administrativních studií (Kupka, 2013).

Zajímavý poznatek k této problematice přináší ve své studii Elhorst (2001), který uvádí, že vysoká nezaměstnanost v regionu spojená s převažující nízkou úrovní vzdělání nepředstavuje problém pro imigranty s vyšším stupněm vzdělání, neboť vyhlídky na nalezení zaměstnání jsou pro ně stejně dobré, jako kdekoli jinde. Méně vzdělané osoby tedy nevykazují tendence k emigraci a spokojí se ve většině případů s pobíráním sociálních dávek v regionu, zatímco lépe kvalifikovaní uchazeči migrovat budou. Tento fakt dokládají i statistiky z Českého statistického úřadu. Zlínský kraj vykazuje záporné migrační saldo již od roku 2009 a za posledních 7 let se počet obyvatel v kraji snížil o 6 021 osob (ČSÚ, 2015).

Vlivu věkové struktury na nezaměstnanost obyvatelstva se ve své práci věnuje Popelka (2005) a poukazuje na skutečnost, že příslušníci vyšších věkových kategorií mají velmi malé šance na znovunalezení zaměstnání a dlouhodobě tedy setrvávají v evidenci*. Obdobných výsledků bylo dosaženo i v modelu Zlínského kraje. Bylo prokázáno, že právě osoby nad 50 let věku patří k rizikové skupině pracovníků, kterou se dlouhodobě nedaří začlenit do pracovního trhu*. Tuto skutečnost dokládají i statistiky z Českého statistického úřadu, které jasně hovoří o tom, že se ve většině případů jedná především o osoby s nižším stupněm vzdělání. *Tento poznatek pravděpodobně stojí za jednou z příčin nutnosti řešení výskytu multikolinearity právě mezi těmito proměnnými v konstruovaném modelu.* Na skutečnost, že některé z vysvětlujících veličin vzájemně silně korelují, poukazuje i Paul Elhorst. Autor ve své studii dodává, že multikolinearita je jedním z problémů v případě analýzy regionálních rozdílů v nezaměstnanosti (Elhorst, 2001).

Konstruovaným modelem zabývající se vlivem zmíněných faktorů bylo vysvětleno 99 % variability. Z tohoto spektra pohledu model poukazuje na velmi vysokou kvalitu, ale také bezpochyby na další *vedlejší faktory*, které nezaměstnanost ve Zlínském kraji ovlivňují.

Vzhledem k průmyslovému potenciálu Zlínského kraje lze za vedlejší faktor ovlivňující nezaměstnanost označit proměnnou charakterizující *počet ekonomických subjektů*. Zlínský kraj totiž patří k oblastem, ve kterých je evidovaný největší počet malých podniků (firem do 50 zaměstnanců), a to konkrétně 17,1 % ze všech registrovaných subjektů. Na druhé straně však postrádá zaměstnavatele s více jak 5 000 zaměstnanci.

Jako další vedlejší faktor ovlivňující nezaměstnanost by za zmínku stál *hrubý regionální produkt*, jehož dlouhodobá podprůměrná úroveň v kraji může stát na základě provedené situační analýzy (viz blíže kapitola 3.1) za jednou z možných příčin nízké mzdové úrovně.

Vzhledem k vzrůstajícímu trendu zadlužeností jak domácností, tak subjektů se jako další faktor jeví *počet subjektů zatížených exekucí*. Zaměstnat osoby s exekucí se všeobecně jeví jako rozsáhlý problém. Na jedné straně takto zasažené osoby postrádají motivaci hledat legální zaměstnání, neboť o větší část svého příjmu díky exekučním splátkám přijdou, na druhé straně se setkávají s předsudky i neochotou zaměstnavatelů tyto osoby zaměstnávat, a to primárně z důvodu rozsáhlé administrativní zátěže spojené s prováděním pravidelných srážek (Úřad práce ČR, 2016). Nevládní organizace Otevřená společnost a Ekumenická akademie zpřístupňující údaje o počtu exekucí v rámci jednotlivých územních celků poukazují na zajímavý fakt, že Zlínský kraj má i přes relativně nízké mzdové sazby v celorepublikovém srovnání téměř nejnižší počet osob zatížených exekucí (Hyánek, 2017). V případě snahy o bližší zkoumání této proměnné se však dostáváme do sporu s kauzalitou. Na jedné straně může nezaměstnanost vznikat jako výše zmíněný důsledek exekucí, na druhé straně však může být i příčinou, v jejímž důsledku osoby upadají do finanční pasti.

S fenoménem nezaměstnanosti bývá velmi často spojován i pojem *kriminalita*. Zlínský kraj od roku 2007 zaznamenává trvale klesající trend. V roce 2016 bylo v kraji spácháno celkem 7 398 trestných činů, což je v porovnání s rokem 2015 o 7,1 % méně. V mezikrajském srovnání se Zlínský kraj řadí na 4. místo v nejnižším počtu zaznamenaných trestných činů na 1 000 obyvatel za rok 2016. Ovšem i v tomto případě narážíme na problém odlišení příčin a následků (ČSÚ, 2017).

Výčet výše uvedených vedlejších indikátorů zcela jistě není konečný. Bližším prozkoumáním by bylo možné detektovat širokou škálu dalších faktorů, jež mají na nezaměstnanost v kraji ve větší či menší míře vliv. K podrobnému analyzování a kvantifikaci vlivu proměnných by však bylo nezbytné navýšit datový soubor pozorování a s největší pravděpodobností z důvodu především roční dostupnosti dat tyto proměnné zkoumat v separátním modelu či v rámci jednorozměrné regresní analýzy.

7 Závěr

Nezaměstnanost jako jedno z nejdiskutovanějších témat posledních let představuje pro ekonomiku rozsáhlý problém, k jehož hodnocení je nezbytné přistupovat nikoli z globálního hlediska, ale je třeba klást důraz na rozdíly mezi jednotlivými kraji. Jednotlivé trhy práce se totiž vyznačují rozdílným vývojem nezaměstnanosti, a to z důvodu existence ekonomických, sociálních a politických disparit. Cílem této bakalářské práce bylo identifikovat hlavní a vedlejší faktory, které ovlivňují nezaměstnanost ve Zlínském kraji a posléze na základě minulých pozorování sestrojit predikci vývoje nezaměstnanosti na jednotlivá čtvrtletí roku 2017.

Úkolem literárního přehledu bylo přiblížit problematiku nezaměstnanosti na jednotlivých trzích práce a poukázat jak na její negativní ekonomické, tak sociální dopady. Dále byly na základě studií, článků a provedené situační analýzy Zlínského kraje determinovány ekonomické a demografické proměnné, jejichž prostřednictvím bylo možno zkoumat ucelený vliv na problematiku nezaměstnanosti v kraji a popsány jednotlivé ekonometrické metody modelování aplikované jak v rámci vícerozměrné regresní analýzy, tak v případě modelace časové řady.

Splnění veškerých těchto dílčích cílů napomohlo k sestrojení modelu nezaměstnanosti pro Zlínský kraj. Model byl ve svém průběhu několikrát modifikován z důvodu výskytu závislosti mezi proměnnými a autokorelace. Transformace nejvíce korelované veličiny vyučení na její podíl a zařazením zpožděných proměnných do modelu se ukázalo jako vhodná volba, jejichž pomocí se podařilo nejen model ještě více zkvalitnit, ale primárně vyřešit otázku multikolinearity a autokorelace.

Vícerozměrná regresní analýza vyhodnotila jako hlavní faktory nezaměstnanosti v kraji mzdu, osoby nad 50let, absolventy, vyučené a počet volných pracovních míst. Podle výsledků jediná proměnná, která snižuje nezaměstnanost v kraji je počet volných pracovních míst. U zbylých čtyř byl naopak prokázán vliv opačný. Výše uvedenými proměnnými se podařilo vysvětlit celkovou variabilitu podílu nezaměstnaných osob 99 %. K této skutečnosti lze hovořit o velmi vysoké kvalitě modelu, pokud budeme brát do úvahy složitost zkoumaného jevu a fakt, že nezaměstnanost je bezpochyby ve větší či menší míře ovlivňována řadou dalších vedlejších faktorů. Mezi tyto veličiny lze na základě situační analýzy a uváděných statistik zařadit hrubý regionální produkt, počet ekonomických subjektů na obyvatele, kriminalitu, počet subjektů zatížených exekucí, migrační saldo či populační růst.

Je třeba si uvědomit, že nezaměstnanost je jevem velmi složitým, a proto zmíněný souhrn vedlejších faktorů zcela jistě není konečný. Kvantitativní zkoumání a rozšíření modelů o další proměnné je více než vítané, ovšem je nezbytné, aby se tyto indikátory na sledovanou problematiku dívaly z jiného úhlu pohledu a nedocházelo tak k problému s multikolinearitou. Výčet uvedených proměnných, zejména pak zajímavý vztah nízkého počtu exekucí a podprůměrné mzdy v kraji na vliv nezaměstnanosti, by mohl být předmětem dalšího zkoumání, které by mohlo přispět k hlubšímu poznání fenoménu, jakým je právě nezaměstnanost ve Zlínském kraji.

Analýza časových řad byla zpracována za účelem provedení predikce nezaměstnanosti. Na základě výsledků lze předpovídat nadále pokračující klesající trend, charakteristický obdobími zvýšené nezaměstnanosti v důsledku útlumu sezónních prací ve stavebnictví a ve sféře cestovního ruchu, kdy se spousta pracovníků stává v zimních měsících pro zaměstnavatele nepotřebnými a dochází tak k přechodné evidenci těchto uchazečů na zlínském úřadu práce a v konečném důsledku také ke vzniku frikční nezaměstnanosti v kraji.

Velkým otazníkem však nadále zůstává, zda klesající trend bude stejným tempem pokračovat i v roce 2018 a nezaměstnanost dosáhne obdobných hodnot jako ve druhém čtvrtletí předkrizového roku 2008. Ať už však bude dosaženo jakékoli hodnoty, již v tomto okamžiku lze poukázat na příznivý vývoj nezaměstnanosti a vysokou těsnost zlínského trhu práce.

8 Literatura

ADAMEC, VÁCLAV, STŘELEC, LUBOŠ, HAMPE, DAVID. *Ekonometrie I: učební text.* 1. vyd. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2013. 162 s. ISBN 978-80-7375-703-8.

ARLT, JOSEF A MARKÉTA ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace].* 1. vyd. Praha: Grada, 2009. 290 s. ISBN 978-86-946-85-6.

BUCHTOVÁ, BOŽENA. *Nezaměstnanost: psychologický, ekonomický a sociální problém.* 1.vyd. Praha: Grada Publishing, 2002. 236 s. ISBN 80-247-9006-8.

CIPRA, TOMÁŠ. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii: celostátní vysokoškolská učebnice pro stud. matem.-fyz. fakult studijních oborů 11 Fyzikálně matematické vědy.* 1. vyd. Praha: Státní nakladatelství technické literatury, 1986. 246 s.

ČSÚ – ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Obyvatelstvo Zlínského kraje v roce 2014*. [online]. 23. 3. 2015 [cit. 2017-05-09]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/xz/obyvatelstvo-zlinskeho-kraje-v-roce-2014

ČSÚ – ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Kriminalita ve Zlínském kraji v roce 2016.* [online]. 24. 7. 2017 [cit. 2017-05-09]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/xz/kriminalita-ve-zlinskem-kraji-v-roce-2016

ELHORST, J. PAUL. *The mystery of regional unemployment differentials.* UNIVERSITY MEDICAL CENTER GRONINGEN. [online]. 2001, 55 s. [cit. 2017-04-07]. Dostupné z: http://www.rug.nl/research/portal/files/3100137/00C06.pdf

FROLOVÁ, IVANA. *Krachující Schott Solar propustí pět set zaměstnanců, dotkne se to i obyvatel Rožnova.* KURZY.CZ. [online]. 11. 7. 2014 [cit. 2016-09-22]. Dostupné z: http://www.kurzy.cz/tema/detail/krachujici-schott-solar-propusti-pet-set-zamestnancu-dotkne-1013808.html

GUJARATI, DAMODAR N. *Basic econometrics.* 4 th ed. 1. Boston: Mcgrraw-Hill, 2003. 1002 s. ISBN 978-0-07-233542-2.

HINDLS, RICHARD. *Statistika pro ekonomy: celostátní vysokoškolská učebnice pro stud. matem.-fyz. fakult studijních oborů 11 Fyzikálně matematické vědy.* 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.

HOLMAN, ROBERT. *Ekonomie.* 5. vyd. V Praze: C.H. Beck, 2011. 696 s. ISBN 978-80-7400-006-5.

HUŠEK, ROMAN. *Ekonometrická analýza: základní kurz.* 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.

HYÁNEK, TOMÁŠ. *V kraji žije druhý nejnižší počet lidí s exekucí.* DENÍK.CZ [online]. 25. 4. 2017 [cit. 2017-05-07]. Dostupné z: http://zlinsky.denik.cz/zpravy_region/v-kraji-zije-druhy-nejnizsi-pocet-lidi-s-exekuci-20170425.html

JUREČKA, VÁCLAV. *Úvod do ekonomie: učební text pro studenty neekonomických oborů*. 2., upr. vyd. Ostrava: VŠB - Technická univerzita Ostrava, 2005 291s. ISBN 80-248-0891-9.

JUREČKA, VÁCLAV. *Makroekonomie. 1*. vyd. Praha: Grada, 2010. 332 s. ISBN 978-80-247-3258-9.

KOTÝNKOVÁ, MAGDALENA, NĚMEC, OTAKAR. *Lidské zdroje na trhu práce: vývoj a tendence v souvislosti se vstupem České republiky do EU.* 1. vyd. Praha: Professional publishing, 2003. 199 s. ISBN 80-86419-48-7.

KREBS, VOJTĚCH A KOL. Sociální politika. 4., přeprac. a aktualiz. vyd. Praha: ASPI, a. s., 2007. 504 s. ISBN 978-80-7357-276-1.

KUPKA, VÁCLAV. *Opomíjené příčiny nezaměstnanosti.* VYSOKÁ ŠKOLA REGIONÁLNÍ ROZVOJE PRAHA. [online]. 2013, 8 s. [cit. 2017-04-08]. Dostupné z: http://www.regionalnirozvoj.eu/sites/regionalnirozvoj.eu/files/c04_kupka_opomijene_priciny_f.pdf

MAREŠ, PETR. *Nezaměstnanost jako sociální problém.* 1.vyd. Praha: Sociologické nakladatelství, 1994. Studijní texty. 151 s. ISBN 80-901424-9-4.

MAREŠ, PETR. *Nezaměstnanost jako sociální problém.* 2. vyd. Praha: Sociologické nakladatelství, 1998. 172 s. Studijní texty. ISBN 80-85850-60-5.

MPSV – MINISTERSTVO PRÁCE A SOCIÁLNÍCH VĚCÍ. *Změna metodiky ukazatele registrované nezaměstnanosti.* [online]. 2013 [cit. 2016-10-26]. Dostupné z: http://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/zmena_metodiky

PAVELKA, TOMÁŠ. *Makroekonomie: základní kurz.* 3. vyd. Praha: Melandrium, 2007. 278 s. ISBN 978-80-86175-58-4.

POPELKA, JAN. *Nezaměstnanost na Příbramsku - analýza faktorů ovlivňujících délku doby nezaměstnanosti využitím metod analýzy přežití.* VĚDECKÝ SEMINÁŘ DOKTORANDŮ FIS – ÚNOR 2005. [online]. 2005, 14 s. [cit. 2017-04-07]. Dostupné z: http://most.ujep.cz/~popelka/Popelka2005_1.pdf

SAMUELSON, PAUL ANTHONY A WILLIAM D. NORDHAUS. *Ekonomie.* 18. vyd. Praha: NS Svoboda, 2007, 775 s. ISBN 978-80-205-0590-3.

SOUKUP, JINDŘICH. *Makroekonomie.* 2. aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. 520 s. ISBN 978-80-7261-219-2.

STUDENMUND, A. H. *Using econometrics: a practical guide*. 6th ed. Boston: Addison-Wesley, 2011, 616 s. ISBN 978-0-13-136773-9.

ÚŘAD PRÁCE ČR: KRAJSKÁ POBOČKA VE ZLÍNĚ. *Zpráva o situaci na trhu práce v roce 2014*. [online]. Únor 2015 [cit. 2016-10-26]. Dostupné z: https://portal.mpsv.cz/upcr/kp/zlk/statistika/rok_2014/kraj_2014.pdf

ÚŘAD PRÁCE ČR: KRAJSKÁ POBOČKA VE ZLÍNĚ. *Zpráva o situaci na trhu práce v roce 2015*. [online]. Březen 2016 [cit. 2016-10-26]. Dostupné z: https://portal.mpsv.cz/upcr/kp/zlk/statistika/rok_2015/kraj_2015.pdf

ZLÍN A ZLÍNSKÝ KRAJ. *Zlínský kraj.* [online]. 2012 [cit. 2016-11-02]. Dostupné z: http://www.zlin-info.cz/Zlinsky_kraj.html

Zdroje dat použité v bakalářské práci

ČSÚ – ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Podíl nezaměstnaných osob, pracovní místa v evidenci úřadu práce (stav k 31. 12.).* [online]. 2017a [cit. 2017-03-12]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=statistiky&katalog=30851&filtr=G~F_M~F_Z~F_R~F_P~_S~_U~301-_null#katalog=30853

ČSÚ – ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Hrubý domácí produkt v krajích ČR.* [online]. 2017b [cit. 2017-03-12]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=statistiky&katalog=30851&filtr=G~F_M~F_Z~F_R~F_P~_S~_U~301-_null#katalog=30832

ČSÚ – ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Počet zaměstnanců a průměrné hrubé měsíční mzdy.* [online]. 2017c [cit. 2017-03-12]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=statistiky&katalog=30851&filtr=G~F_M~F_Z~F_R~F_P~_S~_U~301-_null#katalog=30852

MPSV – MINISTERSTVO PRÁCE A SOCIÁLNÍCH VĚCÍ. *Struktura uchazečů*. [online]. 6. 1. 2017 [cit. 2017-03-15]. Dostupné z: https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/qrt

9 Seznam obrázků

Obr. 1	**Srovnání registrované míry nezaměstnanosti a podílu nezaměstnaných osob [v %]**	**15**
Obr. 2	**Vývoj podílu nezaměstnaných osob [v %]**	**23**
Obr. 3	**Podíl nezaměstnaných na obyvatelstvu v krajích ČR [v %]**	**24**
Obr. 4	**Podíl nezaměstnaných na obyvatelstvu v okresech Zlínského kraje [v %]**	**24**
Obr. 5	**Hrubý domácí produkt na 1 obyvatele [v Kč]**	**25**
Obr. 6	**Průměrná měsíční mzda na přepočtené počty zaměstnanců [v Kč]**	**26**
Obr. 7	**Volná pracovní místa a počet uchazečů na 1VPM**	**27**
Obr. 8	**Struktura uchazečů dle věku [v %] a jejich průměrný věk**	**28**
Obr. 9	**Struktura uchazečů dle vzdělání [v %]**	**29**
Obr. 10	**Rizikové skupiny uchazečů [v %]**	**30**
Obr. 11	**Časové řady vysvětlujících proměnných Vyuceni a Nad50let**	**41**
Obr. 12	**Graf reziduí v závislosti na čase**	**46**
Obr. 13	**Korelogram reziduí**	**47**
Obr. 14	**Histogram**	**48**
Obr. 15	**Podíl nezaměstnaných osob v letech 2006–2016**	**49**
Obr. 16	**QLR test strukturálního zlomu v roce 2009**	**50**
Obr. 17	**Graf skutečných a vyrovnaných hodnot**	**51**
Obr. 18	**Graf skutečných a vyrovnaných hodnot po zahrnutí zlomů**	**53**
Obr. 19	**Graf reziduí v závislosti na čase**	**54**
Obr. 20	**Korelogram reziduí**	**56**
Obr. 21	**Predikce vývoje podílu nezaměstnaných osob**	**57**

10 Seznam tabulek

Tab. 1	**Základní model**	**40**
Tab. 2	**VIF faktory**	**40**
Tab. 3	**Upravený model po zavedení přepočtené proměnné P_Vyuceni**	**42**
Tab. 4	**Model po odstranění veličiny OZP a sekvenční eliminaci proměnných**	**42**
Tab. 5	**Testy předpokladů lineárně regresního modelu**	**43**
Tab. 6	**Autokorelační testy**	**43**
Tab. 7	**Výsledný model po zahrnutí zpožděných proměnných**	**44**
Tab. 8	**Specifikační testy**	**45**
Tab. 9	**Korelační matice**	**46**
Tab. 10	**Autokorelační testy**	**47**
Tab. 11	**Ljungův-Boxův test v jednotlivých řádech zpoždění**	**47**
Tab. 12	**Testy heteroskedasticity**	**48**
Tab. 13	**VIF faktory**	**48**
Tab. 14	**Testy normality**	**49**
Tab. 15	**Základní model**	**51**
Tab. 16	**Výsledný model po zahrnutí zlomových období**	**52**
Tab. 17	**Testy předpokladů lineárně regresního modelu**	**55**
Tab. 18	**Autokorelační testy**	**55**
Tab. 19	**Ljungův-Boxův test v jednotlivých řádech zpoždění**	**55**
Tab. 20	**Predikce**	**56**

Přílohy

A Zdrojová data

Období	PNO (v %)	Mzda	Uchaz / 1VPM	Vyu-ceni	P_Vyuceni (v %)	OZP	Nad50 let	VPM	Absol-venti
1.Q/2006	6,6	15 983	10,1	14 198	47,1	5 296	8 111	2 975	2 220
2.Q/2006	5,7	16 584	6,9	11 419	44,2	5 029	7 239	3 721	1 466
3.Q/2006	5,8	16 770	5,4	11 357	43,6	4 892	7 172	4 827	2 640
4.Q/2006	5,6	17 279	5	11 505	44,9	4 982	7 305	5 111	1 979
1.Q/2007	5,4	17 324	4,2	11 252	45,2	5 056	7 478	5 871	1 740
2.Q/2007	4,5	17 894	3,2	8 954	43,6	4 722	6 500	6 485	1 051
3.Q/2007	4,5	18 037	3,1	8 714	42,3	4 639	6 249	6 657	1 991
4.Q/2007	4,4	18 532	3	8 978	44,5	4 623	6 422	6 683	1 405
1.Q/2008	4,2	18 823	2,7	8 551	44,4	4 588	6 375	7 138	1 225
2.Q/2008	3,7	19 257	2,3	7 103	42,3	4 287	5 539	7 426	864
3.Q/2008	4	19 346	2,4	7 436	41,5	4 183	5 384	7 399	1 783
4.Q/2008	4,5	19 812	4,7	8 866	44,2	4 285	5 946	4 272	1 533
1.Q/2009	6,3	17 704	11,9	12 408	46,3	4 548	7 518	2 253	1 794
2.Q/2009	6,8	18 198	15,3	13 108	45,6	4 633	8 242	1 880	1 212
3.Q/2009	7,4	18 454	20,7	14 193	44,9	4 723	8 829	1 524	2 506
4.Q/2009	8	19 044	27	15 853	46,9	4 863	9 296	1 252	2 337
1.Q/2010	8,4	19 629	25	17 017	47,7	4 984	9 741	1 426	2 218
2.Q/2010	7,2	20 146	23,3	13 773	44,8	4 797	8 589	1 318	1 454
3.Q/2010	7,1	20 340	21,6	12 971	43	4 780	8 203	1 400	2 615
4.Q/2010	7,9	20 907	26,8	15 342	46	5 166	9 490	1 245	2 193
1.Q/2011	7,6	20 169	21,3	14 981	46,1	5 172	9 377	1 524	2 125
2.Q/2011	6,5	20 677	15,8	11 786	42,8	4 854	8 292	1 748	1 462
3.Q/2011	6,5	20 815	15,6	11 367	41,5	4 483	7 341	1 755	2 421
4.Q/2011	7	21 409	18,5	13 093	44,5	4 579	7 960	1 590	2 280
1.Q/2012	7,2	20 936	20,3	13 985	46,1	4 550	8 607	1 490	1 867
2.Q/2012	6,4	21 352	16	11 715	43,7	4 302	7 788	1 672	1 182
3.Q/2012	6,8	21 428	19,3	12 139	43,2	4 190	7 781	1 457	2 405
4.Q/2012	7,8	22 031	25,3	15 134	47,1	4 270	8 819	1 269	2 309
1.Q/2013	8,6	20 657	19,9	16 809	49,6	4 350	9 628	1 755	2 172
2.Q/2013	7,5	21 113	13,4	13 729	47,5	4 109	8 692	2 288	1 589
3.Q/2013	7,6	21 283	11,8	13 542	48,3	4 085	8 655	2 649	2 831

4.Q/2013	8,3	21 784	15,3	15 839	53,8	4 133	9 599	2 217	2 608
1.Q/2014	8,3	21 670	16,5	15 508	45,7	4 101	9 930	2 051	1 963
2.Q/2014	7,1	22 067	11,9	12 237	42,3	3 817	8 790	2 423	1 340
3.Q/2014	6,9	22 092	11,4	11 556	41,3	3 768	8 458	2 459	2 182
4.Q/2014	7,4	22 642	10,7	12 999	44,2	3 861	9 137	2 749	1 741
1.Q/2015	7,1	22 012	7,2	12 461	44	3 877	9 026	3 930	1 468
2.Q/2015	5,8	22 548	4,1	9 651	41,2	3 623	7 773	5 642	1 079
3.Q/2015	5,7	22 696	3,8	9 125	40	3 524	7 418	6 053	1 685
4.Q/2015	6	23 284	4,1	10 268	43	3 590	7 986	5 810	1 405
1.Q/2016	5,7	23 034	3,3	9 942	42,9	3 588	7 907	6 992	1 257
2.Q/2016	4,7	23 580	2,4	7 663	40	3 249	6 707	8 154	883
3.Q/2016	4,7	23 749	2,5	7 417	39,2	3 156	6 422	7 618	1 371
4.Q/2016	4,9	24 342	3	8 553	43,1	3 301	7 087	6 528	1 012