

Nezamestnanost' v ČR v letech 1993-2014

Bakalárska práca

Vedúci práce:

Mgr. Veronika Blašková, Ph.D.

Jana Handzušová

Brno 2017

Touto cestou by som sa chcela poďakovať Mgr. Veronike Blaškovej, Ph.D., vedúcej mojej bakalárskej práce, za odborné vedenie, pripomienky a rady, ktoré mi poskytla pri spracovaní tejto práce.

Čestné prehlásenie

Prehlasujem, že som túto prácu: **Nezamestnanosť v ČR v rokoch 1993–2014** vypracovala samostatne a všetky použité pramene a informácie sú uvedené v zozname použitej literatúry. Súhlasím, aby moja práca bola zverejnená v súlade s § 47b zákona č. 111/1998 Zb., o vysokých školách v znení neskorších predpisov, a v súlade s platnou *Smernicou o zverejňovaní vysokoškolských záverečných prác*. Som si vedomá, že sa na moju prácu vzťahuje zákon č. 121/2000 Zb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brne má právo na uzavretie licenčnej zmluvy a užití tejto práce ako školského diela podľa § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Ďalej sa zaväzujem, že pred spísaním licenčnej zmluvy o využití diela inou osobou (subjektom) si vyžiadam písomné stanovisko univerzity o tom, že predmetná licenčná zmluva nie je v rozpore s oprávnenými záujmami univerzity, a zaväzujem sa uhradiť prípadný príspevok na úhradu nákladov spojených so vznikom diela, a to až do ich skutočnej výšky.

V Brne dňa 4. januára 2017

Abstract

HANDZUŠOVÁ J. Unemployment of the Czech Republic during the period of 1993 and 2014. Bachelor thesis. Brno: Mendel University, 2017.

This bachelor thesis discusses the unemployment of the Czech Republic from 1993 to 2014. This thesis deals with the unemployment from the age structure perspective with the focus on university graduates. The issue is analysed using the unemployment rate of people between the age of 25 and 29 throughout the entire period. Moreover, a perspective of the unemployment of university graduates that are registered at the Labour office is provided and fields of study with the highest unemployment rate of university graduates are identified. The work includes literature review describing the unemployment, its segmentation, methods of measurement and employment policy including used instruments. It also describes time series and decomposition method. In practical part, time series are modelled, using the least squares method in programme Gretl.

Keywords

Unemployment, employment policy, time series, decomposition method, graduate unemployment.

Abstrakt

HANDZUŠOVÁ J. Nezamestnanosť v ČR v rokoch 1993–2014. Bakalárska práca. Brno: Mendelova univerzita v Brne, 2017.

Táto bakalárska práca sa zaoberá nezamestnanosťou v Českej republike v rokoch 1993 až 2014. Práca je zameraná na nezamestnanosť z pohľadu vekovej štruktúry so zameraním na absolventov vysokých škôl. Problematika je analyzovaná z pohľadu miery nezamestnanosti osôb vo veku 25 až 29 rokov v rámci celého obdobia. Zároveň je poskytnutý pohľad na nezamestnanosť absolventov VŠ, a to pomocou analýzy počtu nezamestnaných absolventov VŠ evidovaných na Úrade práce. Identifikované sú aj odbory vzdelávania s najvyššou mierou nezamestnanosti absolventov VŠ. V práci je zahrnutý literárny prehľad popisujúci nezamestnanosť, jej členenie, spôsoby merania a charakterizovaná je aj politika zamestnanosti spolu s nástrojmi, ktoré využíva. Vysvetlená je problematika časového radu a dekompozičná metóda. V praktickej časti sú modelované časové rady ukazovateľov využitím metódy najmenších štvorcov v programe Gretl.

Kľúčové slová

Nezamestnanosť, politika zamestnanosti, časový rad, dekompozičná metóda, nezamestnanosť absolventov.

Obsah

1	Úvod a cieľ práce	13
1.1	Úvod.....	13
1.2	Cieľ práce.....	14
2	Nezamestnanosť	15
2.1	Charakteristika nezamestnanosti	15
2.2	Formy nezamestnanosti	15
2.2.1	Frikčná nezamestnanosť	15
2.2.2	Štrukturálna nezamestnanosť.....	16
2.2.3	Cyklická nezamestnanosť	16
2.2.4	Sezónna nezamestnanosť.....	16
2.2.5	Skrytá nezamestnanosť	17
2.2.6	Podzamestnanosť.....	17
2.3	Dlhodobá nezamestnanosť	18
2.4	Miera nezamestnanosti	18
3	Politika zamestnanosti v EÚ	21
3.1	Vývoj politiky zamestnanosti.....	21
3.2	Ciele politiky zamestnanosti	22
3.3	Politika zamestnanosti v ČR.....	22
3.3.1	Pasívna politika zamestnanosti (PPZ).....	23
	Úrad práce (ÚP).....	23
3.3.2	Aktívna politika zamestnanosti (APZ)	24
	Nástroje aktívnej politiky zamestnanosti	24
3.3.3	Riešenie nezamestnanosti mladých	26
	Program Záruky pre mládež	26
	Odborné praxe pre mladých.....	27
4	Metodika	28
4.1	Úvod do analýzy časových radov.....	28

4.2	Členenie časových radov	28
4.3	Problémy pri analýze časových radov	29
4.4	Elementárne charakteristiky vývoja časových radov	30
4.5	Kvalitatívne metódy analýzy časových radov	32
4.6	Kvantitatívne metódy analýzy časových radov	32
4.6.1	Dekompozičná metóda	32
	Trendová zložka.....	33
	Sezónna zložka	37
	Cyklická zložka	38
	Náhodná zložka.....	38
5	Vlastná práca	39
5.1	Analýza miery nezamestnanosti v rokoch 1993–2014	40
5.1.1	Elementárne charakteristiky vývoja časového radu	43
5.1.2	Analytické vyrovnanie časového radu	45
5.2	Analýza počtu absolventov VŠ registrovaných na ÚP	53
5.2.1	Elementárne charakteristiky časového radu	57
5.2.2	Analytické vyrovnanie časového radu	57
5.2.3	Nezamestnanosť absolventov VŠ podľa odborov štúdia	60
6	Diskusia a záver	63
7	Literatúra	66
	Dáta použité na analýzu	69
A	Elementárne charakteristiky vývoja počtu nezam. a miery nezam.	71
B	Výstupy z programu Gretl – model miery nezamestnanosti	73
C	Elementárne charakteristiky vývoja počtu evidovaných absolventov VŠ	77
D	Výstupy z programu Gretl – model počtu absolventov VŠ	78
E	Miera nezamestnanosti absolventov VŠ podľa odborov	79

Zoznam obrázkov

Obr. 1	Rozdelenie obyvateľstva podľa ekonomickej aktivity	19
Obr. 2	Pôvodný a nový ukazovateľ nezamestnanosti v ČR	20
Obr. 3	Porovnanie pôvodného a nového ukazovateľa registrovanej nezamestnanosti	20
Obr. 4	Vývoj počtu nezamestnaných vo veku 25–29 rokov	42
Obr. 5	Vývoj miery nezamestnanosti osôb vo veku 25–29 rokov	42
Obr. 6	Koeficienty prírastku počtu nezamestnanosti	44
Obr. 7	Lineárny trend miery nezamestnanosti	46
Obr. 8	Kvadratický trend miery nezamestnanosti	46
Obr. 9	Exponenciálny trend miery nezamestnanosti	47
Obr. 10	Model s zlomom v konštante v roku 2009	49
Obr. 11	Model so zlomom v roku 2009 v konštante a trende	49
Obr. 12	Model po zahrnutí zlomu v roku 1999	50
Obr. 13	Model po odstránení autokorelácie	52
Obr. 14	Vývoj absolventov VŠ evidovaných na ÚP	54
Obr. 15	Model s kvadratickým trendom a sezónnosťou	58
Obr. 16	Model po zahrnutí štrukturálneho zlomu	59
Obr. 17	Miera nezamestnanosti absolventov VŠ podľa odboru vzdelania	61
Obr. 18	Graf reziduí modelu miery nezamestnanosti	74
Obr. 19	Histogram reziduí modelu bez autokorelácie	75

Zoznam tabuliek

Tab. 1	Nezamestnanosť osôb vo veku 25–29 rokov	41
Tab. 2	Interpolačné kritéria trendových funkcií	48
Tab. 3	Odhady parametrov modifikovaného modelu	51
Tab. 4	Počet absolventov evidovaných na ÚP	54
Tab. 5	Absolventi VŠ evidovaní na ÚP viac než 6, resp. 5 mesiacov	56
Tab. 6	Elementárne charakteristiky vývoja počtu nezamestnaných	71
Tab. 7	Elementárne charakteristiky vývoja miery nezam.	72
Tab. 8	Kompletný výstup modelu miery nezamestnanosti	73
Tab. 9	Výsledky testov modelu miery nezamestnanosti	74
Tab. 10	Výsledný model po odstránení autokorelácie	75
Tab. 11	Skutočné a vyrovnané hodnoty modelu miery nezam.	76
Tab. 12	Elementárne charakteristiky absolventov VŠ evid. na ÚP	77
Tab. 13	Kompletný výstup modelu počtu nezam. absolventov	78
Tab. 14	Výsledky testov modelu počtu nezam. absolventov	78
Tab. 15	Miera nezamestnanosti absolventov VŠ podľa odborov	79

1 Úvod a cieľ práce

1.1 Úvod

Nezamestnanosť patrí k jedným z najsledovanejších a najdiskutovanejších javov v našej spoločnosti. Práca je prirodzenou súčasťou života ľudí, je potrebná z pohľadu materiálneho prospechu a zároveň človeku prináša pocit sebarealizácie, sebauplatnenia a užitočnosti v rámci spoločnosti. Strata zamestnania nemá dôsledky len na konkrétneho nezamestnaného jedinca, ale ovplyvňuje všetky osoby na ňom závislé. Náhla nedobrovoľná nezamestnanosť so sebou prináša vážne sociálne dôsledky a negatívne ovplyvňuje psychické zdravie jedinca. Stratou zamestnania ľudia často prepadajú do depresí, začnú o sebe pochybovať, zmocní sa ich neistota a strach z budúcnosti. S pretrvávajúcou nezamestnanosťou taktiež dochádza k strate sociálnych kontaktov, úpadku sociálneho statusu, človek stráca pracovné návyky a schopnosť organizácie času. Ľudia dlhodobo nezamestnaní tak majú problém znovu nastúpiť a udržať si zamestnanie.

Nezamestnanosť ako makroekonomický jav je prirodzenou súčasťou tržnej ekonomiky. Je spojená s existenciou trhu a vzniká na základe nerovnováhy medzi ponukou a dopytom na trhu práce. Nezamestnanosť predstavuje nielen ekonomický, ale taktiež psychologický, sociálny a kultúrny problém celej spoločnosti. Výrazné negatívne dôsledky má na spoločnosť v prípade, že sa stáva masovou.

Nezamestnanosť je ovplyvňovaná veľkým spektrom vonkajších faktorov a je závislá na celkovom vývoji ekonomiky. Vysoká nezamestnanosť je zaznamenaná najmä počas hospodárskej krízy, kedy dochádza k hromadnému prepúšťaniu zamestnancov. Faktorom, ktorý ovplyvňuje výšku nezamestnanosti je taktiež sociálny systém štátu. Ak je podpora v nezamestnanosti nastavená na vysokú úroveň, nezamestnaný nemá motiváciu znovu nastúpiť do zamestnania. Mnohé ekonomiky, česká nevynímajúc, považujú znižovanie nezamestnanosti za jeden z hlavných oblastí záujmu. Európska únia formuluje stratégie, ktorých cieľom je práve znižovanie nezamestnanosti a podpora hospodárskeho rastu.

Táto bakalárska práca je venovaná analýze nezamestnanosti z pohľadu vekovej štruktúry. Práca je zameraná na nezamestnanosť mladých ľudí a absolventov vysokých škôl. Táto skupina nezamestnaných sa vyznačuje určitými špecifikami a prítomná nezamestnanosť môže odzrkadľovať problémy vznikajúce pri prechode z ekonomickej neaktivity do ekonomickej aktivity.

1.2 Cieľ práce

Hlavným cieľom práce je analyzovať nezamestnanosť z pohľadu vekovej štruktúry so zameraním na skupinu absolventov VŠ. Analýza bude vykonávaná na dvoch úrovniach. Analýza v prvej úrovni bude zameraná na nezamestnanosť osôb vo veku 25 až 29 rokov v období od roku 1993 do roku 2014. Bude sledovaný celkový vývoj časového radu ročného ukazovateľa miery nezamestnanosti a budú identifikované zlomy, ktoré vznikajú dôsledkom pôsobenia vonkajších faktorov. Následne bude vykonaná analýza počtu nezamestnaných absolventov VŠ evidovaných na Úrade práce, kde bude zhodnotený sezónny vplyv na daný ukazovateľ.

Dielčím cieľom práce je identifikovať študijné odbory s najvyššou mierou nezamestnanosti absolventov VŠ a zistiť, či z dlhodobého hľadiska dochádza k výrazným zmenám v rámci týchto odborov.

Záverom práce budú obe analýzy zhrnuté a zhodnotené. Bude identifikovaný odbor, ktorý dlhodobo vykazuje najnižšiu mieru nezamestnanosti absolventov vysokých škôl.

2 Nezamestnanosť

2.1 Charakteristika nezamestnanosti

Je dôležité poznamenať, že nie každý, kto nepracuje, je nezamestnaný. Je teda potrebné vytýčiť a charakterizovať skupinu nezamestnaných osôb.

Podľa definície prijatej Medzinárodnou organizáciou práce (International Labour Organisation, ILO) na 13. medzinárodnej konferencii štatistikov práce (ICLS) v roku 1982 v Ženeve, používanej pre účely výberového šetrenia pracovných síl Spoločenstva, sa nezamestnanými osobami rozumejú „*ekonomicky aktívne osoby vo veku od 15 do 74 rokov, ktoré súčasne spĺňajú všetky nasledujúce podmienky:*

- a) *boli počas referenčného týždňa bez práce, a teda neboli zamestnaní ani nevykonávali samostatnú zárobkovú činnosť (po dobu najmenej jednej hodiny);*
- b) *sú v súčasnosti práceschopní, t.j. schopní pracovať v platenom zamestnaní alebo vykonávať samostatnú zárobkovú činnosť v lehote dvoch týždňov po sledovanom týždni;*
- c) *aktívne hľadajú prácu, t.j. v priebehu posledných štyroch týždňov (vrátane referenčného týždňa) učinili špecifické kroky za účelom nájdania zamestnania alebo zahájenia samostatnej zárobkovej činnosti alebo našli prácu, ale budú v nej pracovať neskôr, a to v lehote najviac troch mesiacov“.* (ILO, 1982)

Podľa definície používanej Dornbuschom a Fischerom (1994), nezamestnaný človek je definovaný ako ten, kto nemá zamestnanie a súčasne:

- a) *„v priebehu posledných 4 týždňov aktívne hľadal prácu alebo*
- b) *čaká na opätovné povolanie do zamestnania alebo*
- c) *sa ohlásí do nového zamestnania v priebehu 4 týždňov“.*

Dôležité je splnenie prvej podmienky, ktorá indikuje aktívny záujem nezamestnaného pri hľadaní zamestnania. (Dornbusch, Fischer, 1994).

Peterka (1934) označuje nezamestnanú osobu ako práceschopnú osobu, ktorá nemá moc nad výrobnými prostriedkami, je nútená hľadať prácu výhradne pracovnou zmluvou a z objektívnych dôvodov, t.j. jej osobou neovplyvniteľných, ju nájsť nemôže, čím nie je schopná zabezpečiť si ani nevyhnutné potreby.

2.2 Formy nezamestnanosti

2.2.1 Frikčná nezamestnanosť

Frikčná nezamestnanosť je spôsobená fluktuáciou pracovníkov na základe osobných dôvodov. Vzniká v súvislosti so zmenou životných etáp obyvateľstva a je spojená s mobilitou ľudí v rámci rôznych regiónov, hľadaním prvej práce po absolvovaní štúdia, či návratom z materskej dovolenky (Jurečka a kol., 2013). V zásade zahŕňa ľudí, ktorí odchádzajú z jedného zamestnania a hľadajú si nové. Jedná sa

teda predovšetkým o normálne zmeny zamestnania a doba nezamestnanosti býva predovšetkým krátka. (Mareš, 1998)

V angličtine sa pre tento typ nezamestnanosti používa termín „people between two jobs“ (ľudia medzi dvomi zamestnaniami), čím sa zdôrazňuje dočasnosť tohto stavu. (Mareš, 1998)

2.2.2 Štruktúrna nezamestnanosť

Podľa Mareša (1998) je štruktúrna nezamestnanosť dôsledkom nerovnováhy medzi pracovnou silou pohotovou pre prácu a požiadavkami zamestnávateľov po určitom type práce. Prejavuje sa tak pretrvávajúcou disproporciou medzi štruktúrou ponuky práce a štruktúrou dopytu po nej, a to z hľadiska kvalifikácie alebo geografickej lokalizácie na pracovnom trhu. Doba štruktúrnej nezamestnanosti je obvykle dlhšia než u frikčnej.

Príčinou tohto javu môžu byť zmeny štruktúry ekonomiky, rozpad neefektívnych podnikov, eliminácia umelej prezamestnanosti alebo útlm či zánik celých odvetví. Môže vznikáť na celonárodnej alebo regionálnej úrovni. Časť pracovnej sily prechádza z útlmového alebo zanikajúceho odvetvia, v ktorom dochádza k rušeniu pracovných miest, do nových a dynamickejšie sa rozvíjajúcich odvetví. (Mareš, 1998)

Technický pokrok označuje ďalšiu príčinu vzniku štruktúrnej nezamestnanosti, ktorá sa v takom prípade môže označovať ako technologická nezamestnanosť. Na základe technického pokroku, automatizácie a robotizácie špecifických odvetví je časť pracovnej sily nahradzovaná prácou strojov. Dochádza tak ku strate zamestnania aj u vysoko kvalifikovaných pracovníkov (Mareš, 1998). Kaczor (2013) uvádza, že efektívnym prostriedkom na elimináciu tohto typu nezamestnanosti je rekvalifikácia, a to napríklad pomocou rekvalifikačných kurzov ponúkaných nezamestnaným osobám evidovaným na úrade práce.

2.2.3 Cyklická nezamestnanosť

Táto forma je úzko spojená s hospodárskym cyklom ekonomiky. Je často označovaná ako nezamestnanosť z nedostatočného dopytu (demand-deficient unemployment) (Liška a kol., 2004). Narastá v prípade, že sa ekonomika nachádza v období recesie, kedy dochádza k zníženiu dopytu na trhu výrobkov a služieb, aj na trhu práce (Kaczor, 2013). Môže byť tiež interpretovaná ako odchýlka medzi skutočnou nezamestnanosťou a prirodzenou mierou nezamestnanosti (Jurečka a kol., 2013).

2.2.4 Sezónna nezamestnanosť

Pre niektoré profesie je špecifická premenlivosť dopytu po práci v závislosti na prírodnom cykle. Jedná sa predovšetkým o pracovné oblasti závislé na ročnom období, premenlivé na základe klimatických podmienok a počasia. Tento fenomén je charakteristický v stavebníctve, poľnohospodárstve a cestovnom ruchu (Jurečka a kol., 2013). Výkyvy v dopyte po práci môžu byť spôsobené tiež výkyvmi

v spotrebe, a teda v dopyte po výrobkoch a službách, napríklad v období vianočných alebo veľkonočných sviatkov (Rievajová a kol., 2001).

Sezónna nezamestnanosť je vo veľkej miere predvídateľná, opakuje sa pravidelne a pracovníci sa na ňu môžu pripraviť. Najnižšia miera registrovanej sezónnej nezamestnanosti je v letných mesiacoch a najvyššia je prevažne v mesiacoch január a február. (Kaczor, 2013)

2.2.5 Skrytá nezamestnanosť

Jurečka a kol. (2013) informujú o existencii nezamestnaných osôb, ktoré z rozličných dôvodov nie sú súčasťou štatistických šetrení. Nie všetky nezamestnané osoby sú tak evidované na úrade práce a zahrnuté v registrovanej nezamestnanosti. V takomto prípade hovoríme o skrytej (hidden) nezamestnanosti. Jedná sa o pracovnú silu, ktorá nemá pracovné uplatnenie, prácu nehľadá a neregistruje sa na úrade práce (Mareš, 1998).

Skrytá nezamestnanosť často zahŕňa osoby v predčasnom dôchodku, do ktorého títo jedinci vstúpili kvôli dlhodobej neúspešnosti pri hľadaní zamestnania alebo osoby na materskej alebo rodičovskej dovolenke. Z údajov poskytovaných Úradom práce sú veľakrát vyradované osoby, ktoré síce nemajú zamestnanie, ale zúčastňujú sa rôznych rekvalifikačných programov alebo verejnoprospešných prác. (Mareš, 1998)

2.2.6 Podzamestnanosť

O podzamestnanosti hovoríme v prípade existencie pracovníkov, ktorí sú nútení prijať pracovné miesto, ktoré plne nezodpovedá ich schopnostiam a kvalifikácii alebo požiadavkám na pracovný úväzok (Kaczor, 2013).

Podľa rozhodnutia prijatého Medzinárodnou organizáciou práce na 16. medzinárodnej konferencii štatistikov práce v roku 1998, ľudia v stave podzamestnanosti spĺňajú nasledujúce tri kritériá:

1. sú ochotní pracovať viac hodín, než je rámec ich zamestnania
2. sú pripravení pracovať viac hodín
3. pracujú menej než je prah priemerne odpracovaného času pracovníkov na plný úväzok v rámci danej krajiny. (ILO, 1998)

Mareš (1998) hovorí o rozširovaní tohto javu, vďaka čomu sa ekonomiky snažia znižovať masovú nezamestnanosť. V spoločnosti sa nachádza menej nezamestnaných, no pracovný čas je rozdelený medzi viacero osôb a títo pracovníci sa často delia o pracovné miesto.

Časť pracovníkov, pracujúcich na skrátenej úväzok, tak zostáva bez právnej ochrany a sociálnej podpory štátu napriek tomu, že postavenie podzamestnaných osôb sa často z právneho a sociálne právneho hľadiska nelíši od postavenia pracovníka zamestnaného na plný úväzok (Mareš, 1998).

2.3 Dlhodobá nezamestnanosť

Pri skúmaní nezamestnanosti je tiež dôležité rozlíšiť dĺžku jej trvania. Dlhodobá nezamestnanosť je autormi definovaná rôzne. Podľa klasifikácie používanej krajinami OECD, ustanovenej ILO, sú za dlhodobo nezamestnaných považovaní ľudia nepretržite nepracujúci viac než 12 mesiacov (viac než 52 týždňov) (International Labour Organization, 1998).

Osoby ohrozené dlhodobou nezamestnanosťou sú osoby s nízkym kapitálom. Nízkym kapitálom sa rozumie napríklad ich nízka kvalifikácia, nízka úroveň vzdelania alebo nedostatočné pracovné návyky. Do rizikových skupín, ktoré sú najviac ohrozené dlhodobou nezamestnanosťou patria napríklad rôzne kultúrne etniky alebo matky samoživiteľky, ktoré sú na trhu práce často diskriminované (Sirovátka, Mareš; 2003). Medzi skupiny najviac postihované dlhodobou nezamestnanosťou patria tiež imigranti, zdravotne postihnutí, absolventi škôl a staršie osoby, ktoré majú problém znovu sa zapojiť do zamestnania (Rievajová a kol., 2001).

V súčasnosti sú Európskou úniou vydávané odporúčania v oblasti politiky zamestnanosti a boja proti nezamestnanosti. Snahou je dosiahnuť rovnováhu medzi flexibilitou na trhu práce a sociálnymi istotami. Zaujímavé je poznamenať, že dlhodobá nezamestnanosť sa objavuje aj v regiónoch s nízkou mierou nezamestnanosti (Rievajová a kol., 2001). Podiel dlhodobo nezamestnaných na celkovej nezamestnanosti sa v štátoch OECD veľmi líši. Tieto rozdiely spôsobuje predovšetkým nastavenie sociálnych systémov jednotlivých štátov. (OECD, 2013)

Dlhodobá nezamestnanosť predstavuje vážny problém z ekonomického, ale aj psychologického hľadiska a jeho pôsobenia na jedinca a jeho rodinu. Nezamestnaní strácajú príjem, znižuje sa ich životná úroveň, dochádza k strate motivácie, mnohokrát prepadajú depresiám a postupne sa stávajú ťažšie zamestnateľní.

2.4 Miera nezamestnanosti

Miera nezamestnanosti (rate of unemployment, u) udáva, aká percentuálna časť populácie nedokáže na trhu práce nájsť svoje uplatnenie, pracovné miesto. Je vyjadrená podielom počtu nezamestnaných osôb a celkového počtu práceschopného obyvateľstva. Pri výpočte je nutné brať dôraz na to, aké osoby sú považované za nezamestnané. Palíšková (2014) uvádza nasledovný výpočet miery nezamestnanosti, ktorý má tvar:

$$u = \frac{U}{L}, \quad (1)$$

pričom u predstavuje mieru nezamestnanosti a L je pracovná sila, teda práceschopné obyvateľstvo. Práceschopné obyvateľstvo tvorí súčet počtu zamestnaných a nezamestnaných osôb. Uvádzam tiež grafickú podobu rozdelenia obyvateľstva podľa ekonomickej aktivity.



Obr. 1 Rozdelenie obyvateľstva podľa ekonomickej aktivity

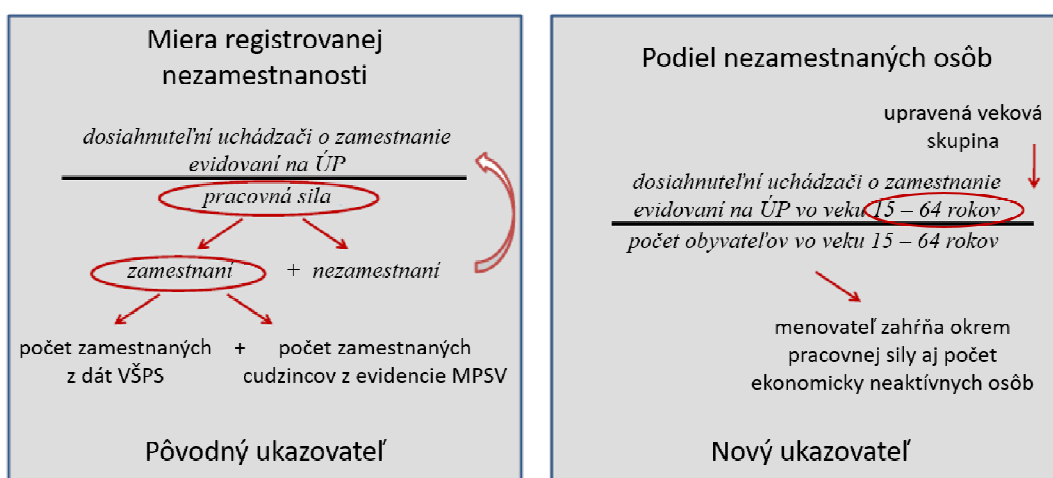
Existuje množstvo metód a postupov pri vyjadrovaní miery nezamestnanosti. Dve z najvyužívanejších sú registrovaná a všeobecná miera nezamestnanosti. Od roku 2013 sa využíva nový ukazovateľ, a to podiel nezamestnaných osôb.

Registrovaná miera nezamestnanosti bola dlho používaným ukazovateľom Ministerstva práce a sociálnych vecí ČR, ktorý oficiálne zverejšovalo vo svojich štatistikách z údajov poskytnutých Úradom práce. Zahŕňa osoby zaregistrované na ÚP a aktívne si hľadajúce zamestnanie pomocou tejto inštitúcie. Po vstupe ČR do EÚ je výpočet tvorený podielom dosiahnutelných uchádzačov o zamestnanie (UD) vedených úradom práce a kvantifikovanej pracovnej sily. Za dosiahnutelných uchádzačov o zamestnanie sú považovaní ľudia schopní okamžite nastúpiť do zamestnania, vrátane občanov EÚ a EHS. Táto podmienka z výpočtu vyraduje osoby na rodičovskej dovolenke alebo ľudí zúčastňujúcich sa rekvalifikačných kurzov. Kvantifikovaná pracovná sila, ktorá tvorí menovateľ výpočtu, obsahuje súčet počtu zamestnaných z výberového šetrenia pracovných síl uskutočňovaného Českým štatistickým úradom, počtu v ČR zamestnaných občanov EÚ, EHS a tretích zemí s platným pracovným povolením a počtu dosiahnutelných uchádzačov o zamestnanie. (Kaczor, 2013)

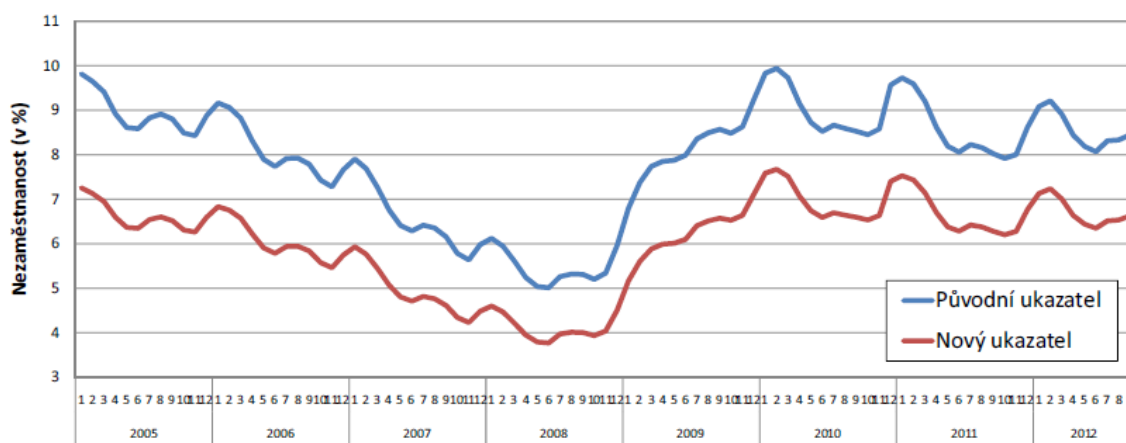
Brožová (2012) upozorňuje, že registrovaná nezamestnanosť nezahŕňa osoby pracujúce na skrátenej úväzky, t.j. v stave podzamestnanosti alebo osoby dlhodobo nezamestnané, ktoré už nepoberajú dávky v nezamestnanosti. Rozdiel medzi registrovanou a skutočnou nezamestnanosťou tak môže byť často markantný.

Všeobecná miera nezamestnanosti predstavuje ukazovateľ zisťovaný Českým štatistickým úradom pomocou výberového šetrenia pracovných síl (VŠPS) v domácnostiach. Prebieha formou dotazníkov, uskutočňuje sa na náhodnej vzorke domácností a zameriava sa na ich ekonomické postavenie. Obsah a štruktúra dotazníkov je od roku 2002 jednotná s ostatnými krajinami EÚ. Výpočet je konštruovaný podľa medzinárodných definícií, zjednotenej metodiky a doporučení Eurostatu a Medzinárodnej organizácie práce (ILO). Vyjadruje podiel počtu nezamestnaných na celkovom počte práceschopných osôb. (ČSÚ, 2016)

Podiel nezamestnaných osôb je ukazovateľ platný na území ČR od 1.1.2013. Český štatistický úrad a Ministerstvo práce a sociálnych vecí uviedlo, že nový ukazovateľ tak nahrádza dovtedy používanú registrovanú mieru nezamestnanosti. Výpočet pozostáva z podielu nezamestnaných vo veku 15–64 rokov voči všetkým obyvateľom v rovnakom veku. Rozdiel tak nastáva v menovateli výpočtu, ktorý v porovnaní s registrovanou mierou nezamestnanosti nezahŕňa len ekonomicky aktívne obyvateľstvo, ale celkový počet obyvateľov spadajúcich do vekovej kategórie 15–64 rokov. Obe inštitúcie k tomuto kroku dospeli s cieľom uľahčiť interpretáciu výsledkov a zabrániť tak nechcenej zámene registrovanej a všeobecnej miery nezamestnanosti. (ČSÚ, 2012)



Obr. 2 Pôvodný a nový ukazovateľ nezamestnanosti v ČR
Zdroj: ČSÚ, 2012.



Obr. 3 Porovnanie pôvodného a nového ukazovateľa registrovanej nezamestnanosti
Zdroj: ČSÚ, 2012.

3 Politika zamestnanosti v EÚ

Politika zamestnanosti môže byť charakterizovaná ako súbor opatrení smerujúcich k dosiahnutiu rovnováhy medzi ponukou a dopytom na trhu práce a efektívnemu využitiu pracovných síl. Politika zamestnanosti sa odvíja a úzko súvisí s radou ďalších verejných politík, ktoré navzájom spolupracujú a dopĺňajú sa. Ide napríklad o hospodársku, sociálnu a vzdelávaciu politiku. (Halásková, 2008)

3.1 Vývoj politiky zamestnanosti

V deväťdesiatych rokoch 20. storočia sa Európa potýkala s problémom vysokej nezamestnanosti. Na tento problém v roku 1997 reagovala EÚ prijatím Európskej stratégie zamestnanosti (ESZ), ktorá bola neskôr obsiahnutá v Amsterdamskej zmluve. Prijatím ESZ sa členské štáty zaviazali stanoviť a plniť spoločné ciele politiky zamestnanosti, ktorými sú vytváranie pracovných miest a zlepšovanie ich kvality v rámci celej EÚ.

Vstup do EÚ predstavoval pre ČR nutnosť prijať zásady a princípy zakotvené v Zmluve o fungovaní Európskej únie a ďalších predpisoch EÚ. Jedným z nich je napríklad Amsterdamská zmluva z roku 1997, ktorá sa zaoberá jednotným prístupom členských štátov k sociálnej politike. (Halásková, 2008)

Európska rada na začiatku roku 2000 vyhodnotila stav európskej ekonomiky za málo konkurencieschopný a nedostatočne dynamický. Na základe tohto záveru schválila desaťročnú Lisabonskú stratégiu. Cieľom a pôvodným plánom Lisabonskej stratégie bolo do roku 2010 premeniť EÚ na „najdynamickejšiu a najkonkurencieschopnejšiu poznatkovo orientovanú ekonomiku na svete“. Súčasne mal byť dosiahnutý udržateľný rast, zvýšená zamestnanosť a mali byť dodržiavané ekologické štandardy. (Európsky parlament, 2016)

Stratégia Európa 2020 predstavuje najnovšiu stratégiu EÚ pre rast a zamestnanosť, ktorá bola schválená 17. júna 2010 a nadväzuje na Lisabonskú stratégiu. Jej vznik bol podmienený situáciou v Európe počas hospodárskej krízy a jej zámerom je vytvoriť pracovné miesta a inteligentný, udržateľný a inkluzívny rast. Jednotlivé členské štáty vypracujú národné programy reforiem, pomocou ktorých prispievajú k plneniu stanovených cieľov. Táto stratégia vytýčila päť cieľov, ktoré majú byť do roku 2020 dosiahnuté, a to:

- miera zamestnanosti osôb vo veku 20 až 64 rokov má dosiahnuť hladinu 75 % – ČR v tejto oblasti uplatňuje aj svoje národné ciele, ktorými sú dosiahnutie miery zamestnanosti žien vo veku 20 až 64 rokov na 65 % a starších pracovníkov vo veku 55-64 rokov na 55 %;
- 3 % HDP EÚ má byť investovaných do výskumu a vývoja;
- cieľ 20/20/20 v oblasti klímy a energie;
- zvýšenie kvality a efektivity systémov vzdelávania, pričom podiel detí predčasne ukončujúcich školskú dochádzku má byť 10 % (z 15 %)

a zvýšiť podiel osôb vo veku 30-34 rokov s dosiahnutým terciárnym vzdelaním na 40 % (z 31 %);

- v oblasti sociálneho začlenenia a boja proti chudobe – zníženie počtu osôb ohrozených chudobou o 20 miliónov. (Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy, 2010)

3.2 Ciele politiky zamestnanosti

Na mimoriadnom zasadnutí Európskej rady v Luxemburgu v novembri 1997 došlo k dohode členských štátov o vytýčení štyroch základných cieľov politiky zamestnanosti v týchto oblastiach:

- zamestnanosť a zamestnateľnosť – pozornosť sa zameriava na aktívnu účasť jednotlivca a snaží sa zabraňovať dlhodobej nezamestnanosti; prostriedky k zníženiu dlhodobej nezamestnanosti sú najmä zlepšovanie schopností nezamestnaných a motivácia k návratu do zamestnania;
- podpora súkromného podnikania – zabezpečovanie vhodných sociálnych, daňových a legislatívnych podmienok;
- adaptabilita – prispôsobovanie zamestnancov a zamestnávateľov meniacim sa podmienkam na pracovnom trhu, zvyšovanie flexibility;
- rovnosť šancí – odstránenie diskriminácie rôznych skupín obyvateľstva na trhu práce, rovnoprávnosť pri získavaní zamestnania, rovnako ako pri jeho odmeňovaní. (Palíšková, 2014)

3.3 Politika zamestnanosti v ČR

Základom fungovania stratégií schválených Európskou radou, v súčasnosti stratégie Európa 2020, je otvorená metóda koordinácie. EÚ nevytvára striktné pravidlá platné pre všetky štáty, ale ponecháva jednotlivým členským štátom voľnosť pri implementácii a realizácii stanovených cieľov. Hlbšia previazanosť a koordinácia pri plnení týchto cieľov závisí predovšetkým na konkrétnych vládoch a spôsoboch ako koncipujú hospodársku politiku. Hlavným nástrojom realizácie spoločných stratégií sú Národné programy reforiem. Každý štát si stanoví vlastný program, ktorý je koncipovaný až do roku 2020. Na základe európskeho semestru, ktorý sa každoročne koná s cieľom hodnotenia vývoja a dosahovania stratégie Európa 2020, dochádza k aktualizácii jednotlivých reforiem. (Európsky parlament, 2016)

Národný program reforiem ČR pre rok 2016 nasleduje ciele stratégie Európa 2020 a nadväzuje na reformy z roku 2015, ktoré kládli v oblasti politiky zamestnanosti dôraz na zefektívnenie nástrojov aktívnej politiky zamestnanosti (APZ). Došlo k úpravám pravidiel pri poskytovaní investičných stimulov, podpore dlhodobo nezamestnaných alebo poskytovaní príspevkom pre čiastočne nezamestnaných. MPSV obsiahlo do programu reforiem pre rok 2016 novinku vo forme príspevku na podporu regionálnej mobility. Tento príspevok môže byť poskytnutý osobám dlhodobo nezamestnaným, vedených na Úrade práce ako uchádzači

o zamestnanie, ktorí si nájdu zamestnanie mimo miesta svojho trvalého bydliska. (Vláda České republiky, 2016)

3.3.1 Pasívna politika zamestnanosti (PPZ)

Pasívna politika zamestnanosti je súčasťou štátnej politiky zamestnanosti. Jej hlavnou úlohou je sociálne zabezpečiť skupinu nezamestnaných. Sociálna podpora je poskytovaná štátnou inštitúciou Úradu práce ČR. Pasívna politika zamestnanosti tak nepredstavuje nástroj, ktorým sa štát snaží bojovať proti nezamestnanosti a znížiť ju, ale poskytuje finančnú podporu pri strate nezamestnania. Úrad práce je v rámci ČR pomerne novodobou inštitúciou, ktorá vznikla v roku 1990 pri prechode z centrálne plánovanej ekonomiky na ekonomiku tržnú. Sociálne dávky poskytované Úradom práce sú vymedzené v zákone č. 435/2004 Sb., o zamestnanosti a predstavujú tzv. mandatorné výdaje štátu. V prípade, že sa ekonomika nachádza v nepriaznivej situácii a zvyšuje sa nezamestnanosť, napríklad počas hospodárskej krízy, výdaje na PPZ sa výrazne zvyšujú, často na úkor výdajov na APZ.

Pasívna politika zamestnanosti pomáha pri sprostredkovaní zamestnania, a to inštitúciou Úradu práce, agentúrami práce a od roku 2012 aj tzv. zdieľaným sprostredkovaním. (Kaczor, 2013)

Úrad práce (ÚP)

Sprostredkovanie zamestnania inštitúciou Úradu práce je pre nezamestnaných poskytované zdarma. Na úrade môže byť evidovaná nielen nezamestnaná osoba, ale aj osoba, ktorá je zamestnaná a zároveň si hľadá iné zamestnanie. Úrad práce rozdeľuje evidovaných klientov na:

Uchádzači o zamestnanie – jedná sa o nezamestnané osoby, ktoré nevykonávajú žiadnu zárobkovú činnosť. Uchádzačovi môže vzniknúť nárok na podporu v nezamestnanosti a ÚP zaňho hradí zákonné poistenie. Uchádzačovi z tohto statusu vznikajú povinnosti voči ÚP, ako napríklad pravidelné návštevy referenta zamestnanosti.

Zájemcovia o zamestnanie – osoby, ktoré môžu vykonávať zárobkovú činnosť, ale zároveň si hľadajú nové zamestnanie. Zájemcovia nepoberajú sociálnu podporu v nezamestnanosti, avšak majú nárok na niektoré príspevky, ako je napríklad úhrada rekvalifikačného kurzu.

Uchádzačovi o zamestnanie môže vzniknúť nárok na podporu v nezamestnanosti. Doba tejto podpory, podľa § 43 ZoZ (2004), je závislá na veku uchádzača. ÚP sa tak snaží sociálne zvýhodniť starších uchádzačov, ktorí sú na trhu práce znevýhodnení. Výška podpory, kompletne vymedzená v § 53–57 ZoZ (2004), predstavuje percentuálnu časť priemerného mesačného zárobku uchádzača v jeho poslednom zamestnaní. S dĺžkou evidencie na ÚP sa výška poskytovanej podpory v nezamestnanosti znižuje. (Kaczor, 2013)

3.3.2 Aktívna politika zamestnanosti (APZ)

Hlavnou úlohou aktívnej politiky zamestnanosti je podpora tvorby nových pracovných miest, pomoc s návratom a začleňovaním nezamestnaných osôb na trh práce a motivácia zamestnávateľov k zamestnávaniu ľudí znevýhodnených na trhu práce. Jedná sa o zamestnávacie osôb s rôznymi hendikepmi, ľudí s nízkou alebo žiadnou kvalifikáciou, absolventov škôl, ktorí prvýkrát prichádzajú na trh práce alebo o zamestnávacie osôb po návrate z rodičovskej dovolenky. Štát sa snaží zamestnávateľov motivovať rozličnými daňovými úľavami alebo príspevkami pri zamestnaní takejto osoby. (Kaczor, 2013)

Aktívna politika zamestnanosti pomáha znižovať náklady na pasívnu politiku zamestnanosti práve pomocou podpory ekonomického rozvoja v rôznych oblastiach, odstraňovania bariér a podpory ťažko zamestnateľných skupín obyvateľov.

Zákon č. 435/2004 Sb. o zamestnanosti definuje aktívnu politiku zamestnanosti ako „*súhrn opatrení smerujúcich k zaisteniu maximálne možnej úrovne zamestnanosti. Aktívnu politiku zamestnanosti zabezpečuje ministerstvo a Úrad práce; podľa situácie na trhu práce spolupracujú pri jej realizácii s ďalšími subjektami*“ (§104 ZoZ, 2004).

Nástroje aktívnej politiky zamestnanosti

Rekvalifikácia je chápaná ako nadobúdanie novej kvalifikácie, zvyšovanie, rozširovanie alebo prehĺbovanie doposiaľ dosiahnutej kvalifikácie s cieľom získania nového alebo udržania súčasného zamestnania.

Rekvalifikácia sa uskutočňuje na základe dohody medzi uchádzačom alebo záujemcom o zamestnanie a Úradom práce. Môže byť poskytovaná výhradne akreditovanými vzdelávacími zariadeniami. Náklady na rekvalifikáciu sú hradené Úradom práce. Pri klasickej rekvalifikácii vzniká uchádzačom nárok na podporu, a to vo výške 60 % z čistej mzdy jeho posledného zamestnania. Tento druh rekvalifikácie môže byť niekedy spojený s určitou špekuláciou za účelom získania nároku na vyššiu podporu od Úradu práce.

Rekvalifikáciu si môže zabezpečiť aj samotný uchádzač alebo záujemca o zamestnanie, čím si zvolí pracovnú oblasť, v ktorej sa chce rekvalifikovať a zároveň si vyberie akreditované rekvalifikačné zariadenie. V takomto prípade sa jedná o tzv. zvolenú rekvalifikáciu, pri ktorej je hradená len cena rekvalifikácie a uchádzačovi alebo záujemcovi o zamestnanie nie je vyplácaná žiadna ďalšia podpora pri rekvalifikácii. (§ 109a ZoZ, 2004)

Osoba zaradená do rekvalifikačného kurzu, musí:

- byť vedená na Úrade práce ako uchádzač alebo záujemca o zamestnanie,
- mať odpovedajúce vstupné kvalifikačné predpoklady a zdravotný stav,
- zvoliť rekvalifikáciu, ktorá je účelná a potrebná. (MPSV, 2004)

Horáková a Rákoczyová (2003) poukazujú na fakt, že vo veľa prípadoch rekvalifikácie nenapomáhajú k zvyšovaniu zamestnanosti. Na druhej strane majú psychologický a sociálne-integračný účinok na jednotlivcov. Je to napríklad zvýše-

nie motivácie, rozvoj znalostí a schopností a participácia nezamestnaných v rôznych sociálnych skupinách.

Rekvalifikácie sú všeobecne cielené na ohrozené skupiny osôb na trhu práce. V rámci rekvalifikácií je najväčšia pozornosť venovaná nezamestnaným do 24 rokov, z čoho významnú časť predstavujú absolventi škôl. Z toho sa usudzuje, že Úrady práce uprednostňujú investície do ľudského kapitálu mladšej generácie, u ktorých očakávajú ich väčšie zhodnotenie a ľahšia uplatniteľnosť na trhu práce. Rekvalifikácie sú naopak málo cielené na skupinu hendikepovaných osôb a žien. Za zmienku tiež stojí fakt, že rekvalifikácie sú častejšie cielené na osoby krátkodobo zamestnané, čo poukazuje skôr na ich preventívny charakter.

Investičné stimuly predstavujú nástroj aktívnej politiky zamestnanosti, ktorým sa zamestnávateľom hmotne podporuje vytváranie nových pracovných miest a rekvalifikácia alebo školenie zamestnancov. Investičné stimuly sú poskytované na základe dohody medzi zamestnávateľom a Úradom práce. Investičný stimul môže byť poskytnutý zamestnávateľovi v regióne, v ktorom je podiel nezamestnanosti za predchádzajúci ukončený rok vyšší minimálne o 25 % v porovnaní s priemerom ČR alebo územím zvýhodnených priemyselných zón. Poskytuje sa podpora na tvorbu nových pracovných miest a podpora rekvalifikácie a školenia zamestnancov. (§ 111 ZoZ, 2004)

Verejnoprospešné práce sú časovo obmedzené pracovné činnosti, ktoré zahŕňajú hlavne údržbu verejných priestranstiev, komunikácií, budov alebo ďalšie činnosti v prospech verejne prospešných inštitúcií. Môžu byť vykonávané po dobu maximálne 24 po sebe idúcich mesiacov a Úrad práce na ne môže zamestnávateľovi poskytnúť príspevok až do výšky skutočne vyplatenej mzdy. (§ 112 ZoZ, 2004)

Verejnoprospešné práce sú všeobecne považované za najmenej perspektívne opatrenie z hľadiska budúceho uplatnenia ich účastníkov. K účastníkom patria predovšetkým starší muži, často s nízkym vzdelaním a zhoršeným zdravotným stavom. (Sirovátka, Kulhavý, Horáková, Rákoczyová; 2006)

Spoločensky účelné pracovné miesta sú vytvorené alebo vyhradené pracovné miesta zamestnávateľom na základe dohody medzi ním a Úradom práce za účelom zamestnania uchádzača o zamestnanie, ktorému nie je možné zaistiť pracovné uplatnenie iným spôsobom. Úrad práce môže poskytovať po dobu maximálne 12 mesiacov príspevok na mzdu alebo plat zamestnanca. (§ 113 ZoZ, 2004)

Je potrebné kontrolovať cielenosť tohto nástroja APZ. Problém môže nastať pri umiestňovaní nezamestnaných, ktorí majú možnosť nájsť pracovné uplatnenie aj iným spôsobom. Tento nástroj APZ preukazuje najväčší účinok u rizikových skupín nezamestnaných. (Sirovátka, Kulhavý, Horáková, Rákoczyová; 2006)

Preklenovací príspevok môže byť na základe dohody poskytnutý Úradom práce osobe, ktorá začala prevádzkovať samostatnú zárobkovú činnosť, čím prestala byť uchádzačom o zamestnanie a zároveň jej bol poskytnutý príspevok na zriadenie spoločensky účelného pracovného miesta. Preklenovací príspevok slúži na pre-

vádzkové náklady, a to konkrétne na nájomné a služby s ním spojené, náklady na dopravu materiálu a hotových výrobkov a na opravu a údržbu objektu, v ktorom je samostatná zárobková činnosť vykonávaná. Príspevok je poskytovaný jednorazovo. (§ 114 ZoZ, 2004)

Príspevok v dobe čiastočnej nezamestnanosti môže Úrad práce poskytnúť zamestnávateľovi na základe vzájomnej dohody a po schválení vládou. Príspevok môže byť poskytnutý v prípade, že zamestnávateľovi vznikne prekážka v práci z dôvodu čiastočnej nezamestnanosti alebo z dôvodu prerušenia práce v dôsledku živelnej udalosti. (§ 115 ZoZ, 2004)

Príspevok na zapracovanie je poskytovaný zamestnávateľovi pri zamestnaní uchádzača o zamestnanie, ktorému je krajskou pobočkou ÚP venovaná zvýšená starostlivosť. Zvýšená starostlivosť je venovaná osobám, ktoré ju z dôvodov zdravotného stavu, veku, prípadne starostlivosti o deti potrebujú a sú vedené v evidencii Úradu nepretržite minimálne 5 mesiacov. V spolupráci s týmito uchádzačmi vypracováva Úrad individuálny akčný plán, ktorý im má napomôcť v ich uplatnení na trhu práce (§ 33 ZoZ, 2004). Príspevok na zapracovanie je poskytovaný maximálne po dobu troch mesiacov a jeho výška môže dosahovať maximálne polovicu minimálnej mzdy. (§ 116 ZoZ, 2004)

Príspevok pri prechode na nový podnikateľský program predstavuje finančný príspevok Úradu práce zamestnávateľovi v prípade, že dochádza k zmene jeho podnikateľského programu a on nedokáže zabezpečiť svojim zamestnancom prácu v stanovenom týždennom rozsahu. Predstavuje čiastočnú úhradu nákladov na mzdu zamestnanca, ktorá mu podľa pracovnoprávných predpisov náleží a môže byť poskytnutá po dobu maximálne 6 mesiacov vo výške maximálne polovice minimálnej mzdy. (§ 117 ZoZ, 2004)

3.3.3 Riešenie nezamestnanosti mladých

Program Záruky pre mládež

Program vznikol na základe odporúčaní Európskej rady zo dňa 22.4.2013 a bol spustený začiatkom roku 2014. Vznikol v dôsledku nárastu počtu nezamestnaných počas hospodárskej krízy v celej Európskej únii, teda aj v Českej republike a je zameraný na mladých ľudí vo vekovej kategórii od 15 do 24 rokov. Cieľom programu je prispieť k plneniu národných cieľov ČR v rámci stratégie Európa 2020. Program je realizovaný za spolupráce Ministerstva školstva, mládeže a telovýchovy (MŠMT) a Ministerstva práce a sociálnych vecí (MPSV), pričom hlavným realizátorom je MPSV s jednotlivými pobočkami ÚP a hlavným partnerom je MŠMT. „*Vláda ČR prijatím Záruk pre mládež garantuje každému mladému vo veku 15 až 24 rokov ponuku kvalitného zamestnania, ďalšieho vzdelávania, odbornej prípravy alebo stáže, a to do 4 mesiacov od okamihu, kedy sa stal nezamestnaným, ukončil formálne vzdelávanie alebo odišiel zo systému formálneho vzdelávania*“ (MPSV, 2013). Program sa orien-

tuje na dve oblasti podpory zamestnanosti mladých, a to na oblasť prevencie voči vzniku nezamestnanosti a na oblasť nápravy. Úrad práce so svojimi krajskými pobočkami pracuje s mladými spadajúcimi do cieľovej skupiny programu a spolupracuje s tretími stranami, ako sú zamestnávateľa, školy a ďalšie vzdelávacie zariadenia. ÚP poskytuje mladým poradenstvo, odbornú prípravu a príspevky v nezamestnanosti, pri rekvalifikácii, na zahájenie samostatnej zárobkovej činnosti a pod. Rok ukončenia realizácie programu nebol stanovený a v súčasnosti stále beží. (MPSV, 2013)

Odborné praxe pre mladých

Jedná sa o projekt organizovaný od 1.7.2013 Úradom práce ČR. Realizácia projektu je reakciou na enormný nárast nezamestnanosti, a to hlavne u mladých ľudí do 30 rokov a absolventov. Tento nárast nezamestnanosti sa prejavil v celej EÚ, preto Európska komisia vydala v júni 2013 rozhodnutie na podporu zamestnanosti využívaním verejných služieb. Cieľom je začlenenie mladých ľudí na pracovný trh pomocou odborných praxí. Do projektu môžu byť zapojení mladí ľudia do 30 rokov, ktorí sú na ÚP vedení viac než 4 mesiace, bez ohľadu na dosiahnutý stupeň vzdelania a ktorým chýbajú pracovné skúsenosti alebo ich pracovné skúsenosti sú v súhrnnej dĺžke maximálne dvoch rokov. Odborná prax je realizovaná na základe pracovnej zmluvy na hlavný pracovný pomer, vo výnimočných prípadoch na skrátený pracovný pomer. Projekt je podporovaný Úradom práce, ktorý poskytuje príspevok na úhradu mzdy mentora prideleného prijatému zamestnancovi. ÚP môže zamestnávateľovi taktiež poskytnúť príspevok na vyhradené spoločensky účelné pracovné miesto. Projekt bol ukončený 31.8.2015. (Dotační info, 2013)

4 Metodika

4.1 Úvod do analýzy časových radov

Analýza časových radov sa v rámci súčasnej štatistiky považuje za jednu z najdôležitejších oblastí. Dáta využívané v analýze sú usporiadané chronologicky a vznikajú na základe empirických pozorovaní v rôznych vedeckých disciplínach. V rámci ekonomickej teórie patrí analýza časových radov k jednej z najvýznamnejších kvantitatívnych metód pri analýze ekonomických dát (analýza HDP, zmien štátneho rozpočtu v čase a pod.). (Cipra, 1986)

Časovým radom rozumieme realizáciu náhodného procesu, v ktorom množina $T \subseteq Z$ predstavuje čas, pričom náhodný proces označujeme ako Y_t , realizáciu náhodného procesu ako y_t a t predstavuje čas pre $t = 1, 2, \dots, T$. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

Cieľom analýzy časového radu je vytvorenie modelu, pomocou ktorého je možné pochopiť chovanie sledovaného javu, rozpoznať princípy, na základe ktorých vznikajú hodnoty časového radu a dokázať tiež predvídať jeho budúci vývoj. Znalosť modelu napomáha riadeniu a optimalizácii činností, ako napríklad vhodná voľba vstupných parametrov, vytvorenie vstupných podmienok spojených s príslušným javom.

Ekonomický časový rad je „rad hodnôt vecne a priestorovo vymedzeného štatistického ukazovateľa, usporiadaný v čase smerom od minulosti do prítomnosti“ (Arlt, Arltová, Rublíková; 2004). Dôležitým predpokladom sledovaného ukazovateľa je práve jeho vecné a priestorové vymedzenie, aby pri jeho analýze bol premennou iba čas. Často sa predpokladá, že časový rad je usporiadaný ekvidistantne, a teda vzdialenosti medzi dvoma pozorovaniami sú rovnaké (Kozák, Arlt, Hindls; 1994).

4.2 Členenie časových radov

Časové rady je možné členiť na základe rôznych hľadísk. Z hľadiska náhodnosti sa časové rady delia na **deterministické** a **stochastické**. Deterministické časové rady sú časové rady, pri ktorých sa nevyskytuje prvok náhody a je možné ich dokonale predvídať. K deterministickým časovým radom patria napríklad postupnosti hodnôt goniometrických funkcií. Stochastické časové rady naopak obsahujú prvok náhody. V zásade sa jedná o takmer všetky ekonomické časové rady a sú realizáciou určitého náhodného procesu.

Z časového hľadiska je potrebné rozlišovať medzi **intervalovými** a **okamihovými ukazovateľmi**. Intervalové ukazovatele (časové rady intervalových ukazovateľov) sa viažu na určité časové obdobie, resp. časový úsek nenulovej dĺžky a ich veľkosť je závislá práve na dĺžke obdobia. Jednotlivé hodnoty ukazovateľa je možné sčítať alebo použiť aritmetický priemer. Okamihové ukazovatele (časové rady okamihových ukazovateľov) predstavujú stav skúmaného javu k danému časovému okamihu, teoreticky nulovej dĺžky. Príkladom je počet nezamestnaných evido-

vaných na ÚP k určitému dňu. Nakoľko súčet jednotlivých hodnôt by nedával žiaden zmysel, na interpretáciu hodnôt okamihového časového radu sa používa chronologický priemer.

Vyššie bolo spomenuté, že častým predpokladom časových radov je ich **ekvidistantnosť**. Táto vlastnosť predstavuje rovnakú vzdialenosť medzi jednotlivými pozorovaniami. Existujú však aj časové rady **neekvidistantné**, u ktorých vzdialenosť medzi jednotlivými pozorovaniami je rôzna.

Na základe periodicity, a teda dĺžky periódy, členíme časové rady na **krátkodobé** a **dlhodobé**. Krátkodobé časové rady sa zväčša používajú na identifikáciu sezónnych vplyvov v sledovanom jave. Dĺžka periódy je menšia než jeden rok (štvrtrok, mesiac, týždeň a pod.). Ku krátkodobým časovým radom sa zaraďujú taktiež rady vysokofrekvenčné s veľmi krátkou periódou, ktorá môže byť hodínová, päťminútová a pod. Perióda dlhodobých časových radov je dlhšia než jeden rok a používajú sa na identifikáciu cyklov alebo trendov z dlhodobého hľadiska.

Ukazovatele používané pri analýze časových radov môžu byť **absolútne** (primárne) alebo **odvodené** (sekundárne). Rady primárnych ukazovateľov vznikli na základe údajov získaných empirickým pozorovaním, meraním. Odvodené časové rady vznikli transformáciou pôvodných primárnych intervalových alebo okamihových ukazovateľov. Príkladom môže byť práve časový rad ukazovateľa miery nezamestnanosti, ktorá je vypočítaná ako podiel počtu nezamestnaných a celkovej pracovnej sily.

Podľa spôsobu vyjadrenia ukazovateľov delíme časové rady na **naturálne** a **peňažné**. Typickým príkladom peňažných časových radov sú ekonomické časové rady, ako napríklad HDP v eurách. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

4.3 Problémy pri analýze časových radov

Pri analýze časových radov niekedy dochádza k problémom, ktoré komplikujú samotný proces analýzy a tvorby modelu. Jedná sa napríklad o

- *problémy s voľbou časových bodov pozorovaní,*
- *problémy s voľbou dĺžky časového intervalu,*
- *problémy s nezrovnalosťou jednotlivých meraní,*
- *problémy s dĺžkou časových radov,*
- *problémy s kalendárom,*
- *problémy s chýbajúcimi hodnotami.* (Cipra, 1986)

Problémy s kalendárom (kalendárne variácie)

Jedná sa o jeden z najbežnejších problémov vyskytujúcich sa pri analýze intervalových časových radov. Problém s kalendárom súvisí so samotným faktom, že počet dní v rámci jedného roka nie je celočíselný. Príčinami vzniku sú však predovšetkým rozdielny počet dní v jednotlivých mesiacoch, rozdielny počet pracovných dní a víkendov v mesiacoch alebo tiež rozdelenie pohyblivých sviatkov v priebehu roka (Veľká Noc). Tieto rozdiely majú rôzne dôsledky a pri analýze je ich potrebné čo najväčšmi eliminovať. Porovnávať je možné jedine zrovnateľné ukazovatele

z rovnako dlhých časových intervalov. Existujú rôzne metódy, pomocou ktorých je možné časový rad očistiť od kalendárnych variácií. Najčastejšie sa používa *očistenie v závislosti na počte kalendárnych dní v mesiaci* a *očistenie v závislosti na počte pracovných dní v mesiaci*. (Cipra, 1986)

Problémy s chýbajúcimi hodnotami

V praxi sa tento problém objavuje pomerne často. Chýbajúce údaje je potrebné nahradiť hodnotami, ktoré podľa našich predpokladov čo najmenej „vytrčajú“ z časového radu. Chýbajúce hodnoty je možné nahradiť:

- nulami – ak vieme, že priemerný člen časového radu má byť nulový;
- centrálnou charakteristikou – aritmetickým priemerom alebo mediánom;
- lineárnou interpoláciou – v prípade časových radov s veľkou zotrvačnosťou;
- trendom;
- odhadom – v prípade, že sme oboznámení s chovaním modelu alebo určité chovanie očakávame.

Nahradené hodnoty nemožno považovať za plnohodnotné a čím je väčší počet chýbajúcich hodnôt, ktoré je nutné nahradiť, tým je analýza časového radu menej dôveryhodná. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

4.4 Elementárne charakteristiky vývoja časových radov

Na popis sledovaného časového radu sa často používajú odvodené charakteristiky, a to charakteristiky popisné a miery dynamiky.

Medzi popisné charakteristiky patria:

- *Prostý aritmetický priemer*

$$\bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \quad (2)$$

- *Chronologický priemer* – používa sa pri okamihových časových radoch

$$\bar{y} = \frac{\frac{1}{2} y_1 + \sum_{t=2}^{T-1} y_t + \frac{1}{2} y_T}{T-1} \quad (3)$$

Na vyjadrenie základných črt chovania časového radu, ako napríklad smer, veľkosť alebo charakter zmien určitej charakteristiky, sa používajú jednoduché miery dynamiky, medzi ktoré sa zaraďujú:

- *Absolútny prírastok – prvá diferenciacia*

$$d_t = \Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \text{ kde } t = 2, 3, \dots, T. \quad (4)$$

Absolútny prírastok vyjadruje absolútnu zmenu hodnoty ukazovateľa dvoch po sebe idúcich časových okamihov t a $t-1$. V prípade zápornej hodnoty d_t sa jedná o absolútny úbytok. Diferencovaním Δy_t vzniká druhá diferenciacia $\Delta^2 y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}$, pre $t = 3, 4, \dots, T$ a rovnakým spôsobom je možné vypočítať diferencie tretie a pod. Diferencie sa využívajú pri modelovaní trendu časového radu k výberu správnej funkcie.

- *Priemerný absolútny prírastok*

$$\bar{d} = \bar{\Delta} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T d_t = \frac{y_T - y_1}{T-1} \quad (5)$$

- *Koeficient rastu*

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}, \text{ pre } t = 2, 3, \dots, T \quad (6)$$

Koeficient rastu je bezrozmerná charakteristika. Často sa používa jeho podoba v percentách, ktorá sa označuje *tempo rastu* ($100k_t$) a udáva, o koľko percent hodnoty $t-1$ vzrástla hodnota v čase t .

- *Priemerný koeficient rastu*

$$\bar{k} = T^{-1} \sqrt[T]{\prod_{t=2}^T k_t} = T^{-1} \sqrt[T]{\frac{y_T}{y_1}}, \text{ pre } t = 2, 3, \dots, T. \quad (7)$$

Priemerný koeficient rastu vyjadrený v percentách sa označuje ako *priemerné tempo rastu* – $100\bar{k}$.

- *Koeficient prírastku*

$$\delta_t = \frac{d_t}{y_{t-1}} = k_t - 1, \text{ pre } t = 2, 3, \dots, T. \quad (8)$$

Rovnako ako pri koeficiente rastu, je možné použiť vyjadrenie v percentách, označované *tempo prírastku* – $100\delta_t$.

- *Priemerný koeficient prírastku*

$$\bar{\delta} = \bar{k} - 1, \text{ pre } t = 2, 3, \dots, T. \quad (9)$$

Z tejto charakteristiky sa odvodzuje *priemerné tempo prírastku* – $100\bar{\delta}$.

4.5 Kvalitatívne metódy analýzy časových radov

Kvalitatívne metódy analýzy časových radov sa používajú predovšetkým v situáciách, kedy nie je možné kvantifikovať určité ukazovatele alebo vplyvy, ktoré na časový rad pôsobia. Tieto analýzy sú zostavované odborníkmi v konkrétnej oblasti, preto sa označujú aj expertnými metódami a majú často subjektívny charakter. Nakoľko sú kvalitatívne metódy časovo a finančne náročné, ich využívanie sa s vývojom výpočtovej techniky a zjednodušovaním softwarov, slúžiacich na kvantitatívne analýzy, znižuje. Z dlhodobého hľadiska však kvalitatívne metódy dosahujú dobré výsledky, čo zdôrazňuje ich význam.

Medzi najpoužívanejšie kvalitatívne metódy patria *subjektívne vyrovnávanie krivkou*, *Delphi (delfská) metóda*, *technologické zrovnávanie*, *dopytovanie zákazníkov* a pod.

4.6 Kvantitatívne metódy analýzy časových radov

Kvantitatívne metódy analýzy časových radov vychádzajú zo štatistickej analýzy empirických údajov pomocou stanovených matematicko-štatistických postupov. Pri analýze sa vychádza z predpokladu, že charakter časového radu sa v budúcnosti nemení a predpovede vyplývajúce z analýzy teda predstavujú len extrapoláciu minulých a súčasných hodnôt do budúcnosti.

Sú známe dve kategórie kvantitatívnych metód analýzy časových radov:

1. **Neadaptívne metódy** sú metódy, ktoré časový rad vysvetľujú ako celok s konštantnými parametrami, ktoré sa v čase nemenia a veľmi ťažko prispôbujú zmenám. Príkladom je dekompozičná metóda a vyrovnávanie časového radu matematickou krivkou.
2. **Adaptívne metódy** sa naopak pomerne ľahko prispôbujú zmenám v časovom rade. Parametre sa v čase menia a časový rad je rozdelený na dlhšie časti, z ktorých každá je vyrovnaná matematickou krivkou. K adaptívnym metódam patria *lineárne filtre* alebo *metódy exponenciálneho vyrovnania*. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

4.6.1 Dekompozičná metóda

Dekompozičná metóda je založená na predpoklade, že náhodný proces, ktorý generuje časový rad, je závislý len na čase. Pomocou klasickej dekompozície je časový rad rozdelený na deterministickú a náhodnú zložku (Forbelská, 2009). Dekompozičná metóda rozkladá časový rad na nezávislé zložky, ktoré postupne identifikuje. Základom metódy je predpoklad, že analýza chovania jednotlivých zložiek je ľahšie uskutočniteľná ako analýza súčasne celého nerozloženého radu. V časovom rade sa môžu vyskytnúť štyri zložky:

1. *trendová zložka* (T_t),
2. *sezónna zložka* (S_t),
3. *cyklická zložka* (C_t),
4. *náhodná zložka* (u_t).

Klasická dekompozícia sa zameriava hlavne na analýzu systematickej (alebo tiež deterministickej) zložky tvorenej trendom, sezónnou a cyklickou zložkou. Vytvárajú sa extrapolácie a časový rad sa od vplyvov jednotlivých zložiek očisťuje. V časovom rade sa však nemusia vyskytovať všetky štyri zložky. Po odstránení systematickej zložky by náhodná zložka mala mať charakter bieleho šumu (nulová stredná hodnota, konštantný rozptyl, vzájomná lineárna nezávislosť a prípadne normálne rozdelenie).

Dekompozícia časového radu môže byť:

- a) **aditívna**, čo znamená, že hodnoty časového radu sa dajú vyjadriť pomocou súčtu jeho jednotlivých zložiek, a to v tvare:

$$y_t = T_t + C_t + S_t + u_t; \quad (10)$$

- b) **multiplikatívna**, kedy hodnota časového radu je vyjadrená súčinom jeho zložiek:

$$y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot u_t. \quad (11)$$

Multiplikatívna forma môže byť logaritmickou transformáciou prevedená na aditívnu formu, preto budú ďalšie časti tejto kapitoly aplikované na aditívnej forme dekompozície. (Hindls, Novák, Kaňoková; 1997)

Trendová zložka

Trendová zložka vyjadruje dlhodobú tendenciu vývoja sledovaného javu. Na modelovanie trendovej zložky môže byť pomocou **klasických postupov (matematických analytických prístupov)** použitá *matematická funkcia*, a to napr. lineárna, kvadratická, exponenciálna, S-krivka a pod. V prípade, že časový rad obsahuje extrémne hodnoty, jeho vývoj je nerovnomerný alebo dochádza k zmenám v charaktere trendu, na modelovanie sú vhodné **adaptívne metódy**, ako sú *lineárne filtre* alebo *exponenciálne vyrovnávanie*.

V prípade, že trendová funkcia je lineárna v parametroch, na odhad jej parametrov sa najčastejšie používa metóda najmenších štvorcov (OLS¹ metóda). Pri vyrovnávaní trendu matematickou krivkou je jednoduché odhadnúť jej budúci vývoj a jednotlivé budúce hodnoty, a to však len v prípade, že charakter časového radu sa s časom nemení. (Hindls, Novák, Kaňoková; 1997)

Pri analýze trendu sa časový rad vyjadruje vzťahom

$$y_t = T_t + u_t. \quad (12)$$

¹ OLS je skratka z anglického výrazu Ordinary least squares

1. Analytický prístup

K trendovým funkciám vyjadrených pomocou analytického prístupu patria:

1.1. Polynómy:

- a) *Konštantný trend*, vyjadrený v tvare $T_t = \beta_0$.
- b) *Lineárny trend* – $T_t = \beta_0 + \beta_1 t$.
- c) *Kvadratický trend* – $T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2$.

Nakoľko sú všetky zmienené funkcie lineárne v parametroch, odhad parametrov polynómov sa stanovuje pomocou OLS metódy, pri ktorej sa minimalizuje kritérium

$$Q = \sum_{t=1}^T (Y_t - T_t)^2 \rightarrow \min, \quad (13)$$

pričom t predstavuje časovú premennú, kde $t = 1, 2, \dots, T$.

1.2. Exponenciály, kde sa zaraďujú:

- a) *Exponenciálny trend*, ktorý je vyjadrený v tvare $T_t = \beta_0 \beta_1^t$, kde $t = 1, 2, \dots, T$. Pre parametre platí $\beta_0 > 0$ a $\beta_1 > 0$. Je zrejmé, že sa nejedná o funkciu lineárnu v parametroch, preto je použitie OLS metódy možné až po jej linearizujúcej transformácii na logaritmický tvar $\log T_t = \log \beta_0 + t \cdot \log \beta_1$. (Hindls, Novák, Kaňoková; 1997)
- b) *Modifikovaný exponenciálny trend* má tvar $T_t = \gamma + \beta_0 \beta_1^t$ a pre jednotlivé parametre platí, že $\gamma > 0$, $\beta_1 > 0$ a $t = 1, 2, \dots, T$. Modifikovaná exponenciála sa používa na vyjadrenie trendu v prípade, že v časovom rade je možné očakávať asymptotické obmedzenie. Modifikovaný exponenciálny trend nie je možné linearizovať, preto sa na odhad parametrov nepoužíva OLS metóda. Využíva sa napr. metóda čiastočných súčtov alebo *metóda vybraných bodov*.

1.3. S-krivky, kde patria logistický trend a Gompertzova krivka. Obe funkcie sú inverzné k modifikovanému exponenciálnemu trendu, a teda na odhad ich parametrov je možné použiť rovnakú metódu. Charakteristickými znakmi S-kriviek je ich rastúci trend, asymptota a inflexný bod.

- a) *Logistický trend* patrí k S-krivkám symetrickým okolo svojho inflexného bodu a je najčastejšie vyjadrený vzorcom $T_t = \frac{\gamma}{1 + \beta_0 \beta_1^t}$, pre $\gamma > 0$, $\beta_0 > 1$ a $0 < \beta_1 < 1$. Parameter γ predstavuje hornú asymptotu, ku ktorej trend pre $t \rightarrow \infty$ konverguje a inflexný bod sa nachádza v bode $t = -\ln \beta_0 / \ln \beta_1$. Logistický trend sa v praxi vyskytuje napr. pri modelovaní vývoja tržieb novozavedeného produktu na trh. (Hindls, Novák, Kaňoková; 1997)

- b) *Gompertzova krivka* je asymetrická S-krivka vyjadrená v tvare $T_t = \gamma \cdot \beta_0^{\beta_1^t}$, pre $\beta_1 > 0$. Väčšina jej hodnôt leží za inflexným bodom.

2. Kritéria pre voľbu trendu

Hindls, Kaňoková a Novák (1997) upozorňujú, že pri voľbe vhodnej trendovej funkcie je potrebné brať do úvahy viacero hľadísk. Za prioritné sa považujú vecné hľadiská, ktoré napomáhajú odhaliť základné črty vývoja časového radu. Pri vecne ekonomickej analýze je v časovom rade možné odhadnúť, či sa jedná o funkciu rastúcu alebo klesajúcu, či sa vo funkcii objavuje asymptota, inflexný bod a pod. Pomocou grafickej analýzy je možné predbežne určiť vhodnú trendovú funkciu. Obe analýzy sú však značne subjektívne a nejednoznačné, predovšetkým pri vizuálnej analýze grafu je možné dôjsť k rôznym záverom. Existujú teda štatistické kritériá, ktoré napomáhajú pri voľbe správnej trendovej funkcie. Využívajú sa interpolačné a extrapoláčne kritéria.

2.1. Interpolačné kritéria slúžia na popis trendu z pohľadu minulého vývoja časového radu. Základom interpolačných kritérií je porovnávanie súčtu (priemerov) štvorcov odchýlok skutočných Y_t a vyrovnaných hodnôt \hat{Y}_t , a teda podávajú informáciu o príľnavosť modelu k skutočnosti. Na stanovenie vhodného trendu je teda potrebné minimalizovať kritériá, čím sa minimalizujú reziduá $e_t = u_t = Y_t - \hat{Y}_t$. Model sa tak bude čo najmenej odlišovať od skutočnosti.

Adamec, Střelec a Hampel (2013) uvádzajú najpoužívanejšie priemerné charakteristiky reziduí, medzi ktoré patria:

1. *Priemerné reziduum* (M.E. = Mean Error, stredná chyba odhadu)

$$M.E. = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t \quad (14)$$

2. *Priemerná štvorcová reziduálna odchýlka – rozptyl* (M.S.E = Mean Squared Error, stredná štvorcová chyba odhadu)

$$M.S.E. = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \quad (15)$$

3. *Priemerná absolútna reziduálna odchýlka* (M.A.E. = Mean Absolute Error, stredná absolútna chyba odhadu)

$$M.A.E. = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t| \quad (16)$$

4. *Priemerná percentuálna odchýlka* (M.P.E. = Mean Percentage Error, stredná percentuálna chyba odhadu)

$$M.P.E. = \frac{100}{T} \sum_{t=1}^T \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \quad (17)$$

5. *Priemerná absolútna percentuálna odchýlka* (M.A.P.E. = Mean Absolute Percentage Error, stredná absolútna percentuálna chyba odhadu)

$$M.A.P.E. = \frac{100}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|Y_t - \hat{Y}_t|}{Y_t} \quad (18)$$

6. *Smerodajná odchýlka*

$$R.M.S.E. = \sqrt{M.S.E} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2} \quad (19)$$

2.2. Extrapoláčn é kritériá sa používajú v prípade, keď účelom analýzy je konštrukcia extrapoláčných prognóz budúceho vývoja časového radu. Základom použitia extrapoláčných kritérií, konkrétne spôsobom simulácie, je oddelenie určitej časti časového radu a následná analýza, ktorá časť radu je najvhodnejšia na extrapoláciu. Na hodnotenie týchto analýz sa používajú *koefficienty nesúlady*, z ktorých najznámejší je *Theilov koefficient*. (Hindls, Kaňoková, Novák; 1997)

3. Adaptívny prístup

Adaptívny prístup sa volí pri modeloch, u ktorých dochádza v čase k zmene parametrov. Tento prístup je založený na rozdelení časového radu na kratšie úseky, pre ktoré získame odhad lokálneho polynomického trendu. Dĺžka týchto úsekov je $2m+1$ hodnôt. Najpoužívanejšie adaptívne metódy sú *exponenciálne vyrovnanie* a *metóda kľzavých priemerov*. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

3.1. Exponenciálne vyrovnanie využíva na odhad parametrov trendu všetky predchádzajúce pozorovania, pričom najvzdialenejšie minulé pozorovania majú najmenšiu váhu.

3.2. Kľzavé priemery je metóda odhadu trendového alebo trend-cyklického časového radu, založená na využití kľzavej časti. Voľba dĺžky kľzavej časti je však niekedy problematická a môže dôjsť k podhladeniu alebo prehladeniu časového radu. Nevýhodou využívania metódy kľzavých priemerov je, že prvých a posledných m hodnôt trendu nie je odhadnutých, preto je jej využitie nevhodné pri modelovaní trendu, ktorého účelom je konštrukcia extrapolácií. Na odhadnutie budúcich hodnôt sa používajú špeciálne formy kľzavých priemerov. (Arlt, Arltová, Rublíková; 2004)

Sezónna zložka

V krátkodobých časových radoch s periódou menšou než jeden rok (napr. mesiac, štvrt'rok, ale aj menšou, napr. hodina pri vysokofrekvenčných časových radoch) sa okrem trendovej zložky vyskytuje aj zložka sezónna. Sezónna zložka predstavuje periodické kolísanie skutočných hodnôt okolo trendu, ktoré môže byť následkom udalostí pravidelne sa opakujúcich, napríklad pri striedaní ročných období. V prípade, že údaje určitého ukazovateľa majú byť použité na ďalšie spracovanie a v časovom rade bola potvrdená existencia sezónnej zložky, je potrebné vykonať sezónne očistenie časového radu. Sezónne očistenie slúži na odstránenie sezónnosti z modelu. (Hindls, Kaňoková, Novák; 1997)

Adamec, Střelec a Hampel (2013) uvádzajú rôzne metódy používané na odhad sezónnosti, pričom uvediem dve najpoužívanejšie, a to:

1. Jednoduchá metóda odhadu sezónnosti, ktorá odhaduje:

- a) *model konštantnej sezónnosti*, ktorý predpokladá, že sezónne výkyvy sú v časovom rade konštantné a nie sú ovplyvňované zmenami v trende. Trendová a sezónna zložka sú v aditívnom vyjadrení a existuje sezónna konštanta w_j , pre ktorú platí vzťah:

$$w_j = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (Y_{ij} - T_{ij}), \text{ pre } j = 1, 2, \dots, m, \quad (20)$$

kde m predstavuje počet období v roku a pre w_j platí $\sum_{j=1}^m w_j = 0$.

Časový rad je možné sezónne očistiť odpočítaním sezónnej konštanty od skutočných hodnôt.

- b) *model proporcionálnej sezónnosti*, ktorý predpokladá závislosť veľkosti kolísania a trendovej zložky, pričom trendová a sezónna zložka sú v multiplikatívnom vyjadrení. Na kvantifikovanie sezónneho kolísania sa používa sezónny index. Očistenie časového radu od vplyvu sezónnej zložky je možné dosiahnuť vydelením skutočnej hodnoty sezónnym indexom.

2. Regresný prístup

využíva k modelovaniu sezónnosti umelé, tzv. dummy premenné D_{jt} , pričom $j = 1, 2, \dots, m$. Dummy premenná nadobúda hodnotu 0 alebo 1. V prípade, že čas t odpovedá j -tej ročnej sezóne, D_{jt} sa rovná jednej.

Regresný prístup je postavený na súčasnom modelovaní trendovej a sezónnej zložky:

$$Y_t = T_t + S_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_m D_{mt} + u_t. \quad (21)$$

Do modelu je vždy zahrnutých $m-1$ dummy premenných. Dielčia sezóna, ktorej umelá premenná nie je do modelu zaradená, je považovaná za referenčné obdobie. Parametre dummy premenných, ktoré sú do modelu zaradené tak predstavujú zmenu hodnoty voči referenčnému obdobiu.

Cyklická zložka

Cyklická zložka vyjadruje kolísanie skutočných hodnôt okolo trendu v dôsledku vplyvu hospodárskeho cyklu. Hospodársky cyklus na časový rad nepôsobí pravidelne a cyklická zložka má spravidla dlhšiu periódu než jeden rok. Cyklická zložka je ovplyvnená vonkajšími faktormi, ktoré sú ťažko predvídateľné.

Na odhad cyklickej zložky sa používa Hodrickov-Prescottov filter. Táto metóda rozkladá časový rad na trendovú a cyklickú zložku. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

Náhodná zložka

Náhodná zložka predstavuje náhodné a nesystematické výkyvy časového radu. Táto zložka nedokáže byť modelom vysvetlená a predstavuje rozdiel medzi skutočnými a vyrovnanými hodnotami v modeli, do ktorého bola zahrnutá systematická zložka. Náhodná zložka môže predstavovať chyby v meraní alebo rôzne náhodné, nepredvídateľné vplyvy pôsobiace na časový rad. Je označovaná ako u_t , je považovaná za neznámu náhodnú veličinu a je rovná: $u_t = Y_t - (T_t + S_t + C_t)$, pre $t = 1, 2, \dots, T$. Odhad náhodnej zložky je rovný $u_t = Y_t - \hat{Y}_t$. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

Po odhade systematickej zložky je potrebné podrobiť analýze aj náhodnú zložku. Tá ma v časovom rade spĺňať tri predpoklady, a to:

- *Nulová stredná hodnota* – splnenie tohto predpokladu znamená, že náhodná zložka na hodnoty časového radu nepôsobí systematicky;
- *Konštantný rozptyl* – homoskedasticita – náhodné poruchy majú konštantný rozptyl a nezávisia na hodnotách deterministickej zložky;
- *Sériová nezávislosť* – hodnoty náhodnej zložky nie sú navzájom korelované, nie je prítomná autokorelácia.

Splnením vyššie zmienených predpokladov má náhodná zložka vlastnosť **bieleho šumu**. V prípade, že je náhodná zložka navyše normálne rozdelená, jedná sa o **normálny biely šum**.

K overeniu splnenia predpokladov náhodnej zložky sa využívajú štatistické testy. Na testovanie konštantného rozptylu, homoskedasticity, sa využíva Whiteov test a Breusch-Paganov test. Nulová hypotéza oboch testoch hovorí o homoskedasticite chybovej zložky.

Sériová nezávislosť je overovaná Durbin-Watsonovým testom, testujúcim prítomnosť autokorelácie prvého radu a Ljung-Boxov test overuje autokoreláciu vyšších radov. Nulová hypotéza hovorí, že autokorelácia sa nevyskytuje. Na posúdenie splnenia predpokladu sériovej nezávislosti môže byť taktiež použitá analýza grafov výberovej ACF a PACF.

Normalita reziduí je najčastejšie posudzovaná graficky z histogramu reziduí alebo reziduálneho kvantil-kvantilového grafu (Q-Q plot). Používa sa tiež štatistika Chí-kvadrát testu dobrej zhody, ktorého nulová hypotéza hovorí o normálnom rozdelení chybovej zložky. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

5 Vlastná práca

Táto kapitola je venovaná vlastnému spracovaniu štatistických dát získaných z Českého štatistického úradu a Ministerstva práce a sociálnych vecí ČR. Hlavným cieľom je analyzovať nezamestnanosť z pohľadu vekovej štruktúry obyvateľstva so zameraním na absolventov vysokých škôl. Z databázy MPSV sú dostupné polročné dáta nezamestnanosti absolventov VŠ, ktorí sú registrovaní na ÚP. Tieto dáta sú dostupné od roku 2002 do roku 2014, MPSV tak nezverejňuje údaje v rámci sledovaného obdobia. V priebehu dvoch rokov ministerstvo informáciu o počte registrovaných nezamestnaných absolventov podľa dosiahnutého stupňa vzdelania neuviedlo, informácia o skupine nezamestnaných absolventov VŠ teda v týchto rokoch nie je k dispozícii. Nakoľko u tohto ukazovateľa taktiež chýbajú informácie o nezamestnanosti v období od 1993 do 2001 a neponúka tak informácie o vývoji v celom sledovanom období od roku 1993 do roku 2014, rozhodla som sa prístupit' k nasledovnému. Pre účely analýzy sú použité dáta popisujúce nezamestnanosť osôb vo veku 25 až 29 rokov, kde je skupina absolventov VŠ najviac prítomná. Budú použité ročné údaje dostupné v rámci celého sledovaného obdobia, od roku 1993 do roku 2014, z verejnej databázy ČSÚ. Ďalej využijem údaje dostupné z portálu MPSV, ktoré opisujú počet absolventov VŠ evidovaných na ÚP počas skráteného obdobia od roku 2002 do roku 2014, a to v polročných intervaloch. Spracovanie dát je rozdelené na tri časti.

Prvá časť je venovaná analýze časového radu nezamestnanosti osôb vo veku 25 až 29 rokov od roku 1993 do roku 2014 s ročnou periódou. Pre porovnanie sú uvedené údaje o počte nezamestnaných osôb v absolútnom vyjadrení a taktiež miera nezamestnanosti, ktorá predstavuje podiel nezamestnaných osôb vo veku 25 až 29 rokov a ekonomicky aktívneho obyvateľstva v rovnakej vekovej kategórii. Na hlbšiu analýzu bude použitý časový rad miery nezamestnanosti, u ktorého sa budem snažiť čo najpresnejšie určiť trend a opísať vývoj ukazovateľa.

Druhá časť obsahuje analýzu počtu absolventov VŠ evidovaných na ÚP v polročných intervaloch na dostupných dátach od roku 2002 do roku 2014. Je zrejmé, že ukazovateľ počtu uchádzačov o zamestnanie na ÚP z radov absolventov VŠ nemá zhodný charakter s mierou nezamestnanosti, ktorá je analyzovaná v predchádzajúcej časti. Počet evidovaných absolventov je na rozdiel od miery nezamestnanosti primárnym ukazovateľom a zobrazuje reálny počet ľudí zaregistrovaných na Úrade práce a uchádzajúcich sa o zamestnanie. Miera nezamestnanosti osôb vo veku 25 až 29 rokov je relatívny ukazovateľ vyjadrený ako podiel počtu nezamestnaných v tejto vekovej kategórii a ekonomicky aktívneho obyvateľstva vo veku 25–29 rokov. Ukazovatele majú iné vyjadrenia, miera nezamestnanosti je uvedená v percentách a počet evidovaných absolventov je vyjadrený v „kusoch“, teda počte ľudí. Rozdielna je taktiež dĺžka periódy a v tejto časti sú využité polročné údaje, v ktorých je možné identifikovať výkyvy medzi jednotlivými polrokmi a z určitej časti tak pochopiť procesy, ktoré na nezamestnanosť absolventov pôsobia.

Dôvod, prečo využijem tieto údaje, je ponúknuť rozdielne pohľady, ktorými je možné na nezamestnanosť nazeráť. Jedným je miera nezamestnanosti, zvyčajne používaná v rôznych štatistikách hodnotiacich vývoj ekonomiky a druhým pohľadom je reálny počet ľudí uchádzajúcich sa o zamestnanie z rád absolventov VŠ.

V tretej časti je sledovaný dielčí cieľ, a to identifikácia odborov s najvyššou mierou nezamestnanosti. Sledované obdobie je od roku 2009 do roku 2013 a použité sú údaje dostupné z internetových stránok Vysokeskoly.com. Budem sa snažiť identifikovať odbory, ktoré v tomto období dosahovali najvyššiu mieru nezamestnanosti absolventov VŠ a porovnať, či v rámci sledovaného obdobia dochádzalo k výrazným zmenám v štruktúre odborov.

5.1 Analýza miery nezamestnanosti v rokoch 1993–2014

Táto podkapitola je venovaná vývoju nezamestnanosti v rokoch 1993 až 2014. Zdrojom použitých údajov sú štatistiky ČSÚ získané z VŠPS (výberového šetrenia pracovných síl), ktoré je vykonávané na základe platnej metodiky Eurostatu a odporúčaní ILO. Šetrenie prebieha na vybranej náhodnej vzorke populácie a zo získaných výsledkov sa pomocou presne stanovených štatistických metód konštruujú odhady platné pre celú populáciu, resp. pre jej časť v závislosti od toho, aký ukazovateľ sledujeme.

Na účely analýzy sú použité údaje o počte nezamestnaných osôb v ČR v absolútnom vyjadrení a taktiež miera nezamestnanosti v percentách. V úvode sú uvedené tabuľky a grafy obidvoch ukazovateľov, kde sú porovnávané jednotlivé hodnoty časových radov, ich vývoj, extrémny a elementárne charakteristiky. Z databázy ČSÚ je k dispozícii spolu 22 pozorovaní, dĺžka sledovaného obdobia je 22 rokov, a to od roku 1993 do roku 2014. Ukazovateľ počtu nezamestnaných osôb podľa VŠPS nesúvisí s počtom registrovaných uchádzačov o zamestnanie na úradoch práce, ale predstavuje celkový počet nezamestnaných podľa definície ILO v sledovanom období. Ukazovateľ miery nezamestnanosti predstavuje všeobecnú mieru nezamestnanosti, ktorá bola charakterizovaná v kapitole 2.4.

Po porovnaní ukazovateľov počtu nezamestnaných v absolútnom vyjadrení a miery nezamestnanosti v percentách, je na účely analýzy použitý ukazovateľ miery nezamestnanosti. Percentuálne vyjadrenie nezamestnaných vzhľadom k ekonomicky aktívnemu obyvateľstvu nepodlieha takým extrémnym výkyvom, ktoré môžu byť spôsobené napríklad nárastom alebo poklesom populácie v sledovanej vekovej kategórii. Absolútne vyjadrenie tak v určitej miere môže skresľovať výsledky a zmeny v nezamestnanosti nemusia byť dôsledkom zmeny na trhu práce, ale dôsledkom iných procesov, napríklad spomínaných demografických zmien.

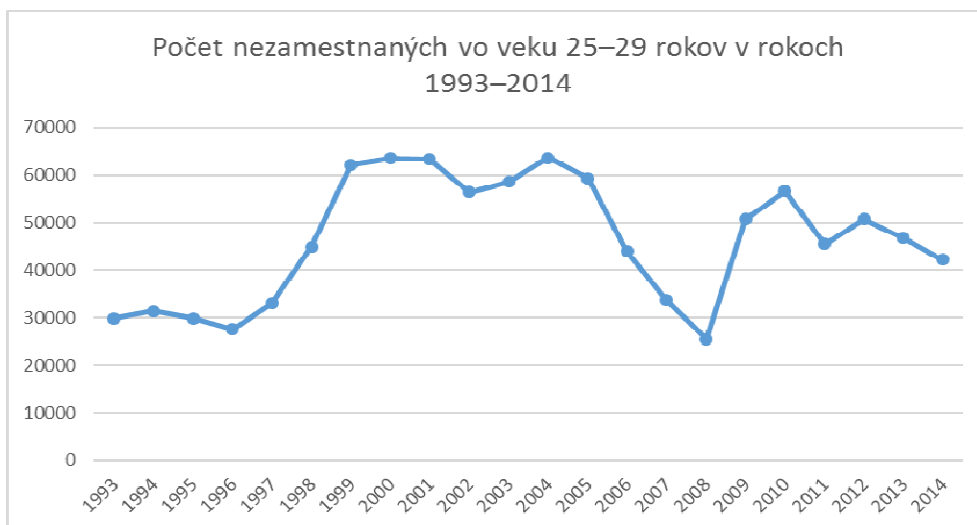
Ukazovateľ miery nezamestnanosti osôb vo veku 25 až 29 rokov v období od roku 1993 až 2014 posluží na modelovanie časového radu v programe Gretl.

Tab. 1 Nezamestnanosť osôb vo veku 25–29 rokov

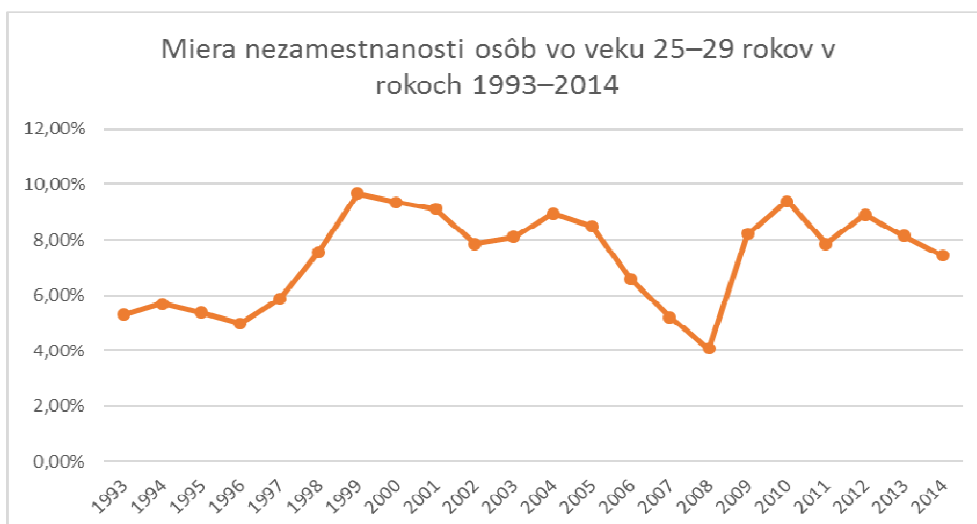
Rok	Počet nezamestnaných	Miera nezamestnanosti (%)
1993	29 858	5,309
1994	31 445	5,692
1995	29 912	5,387
1996	27 560	4,993
1997	33 004	5,855
1998	44 975	7,543
1999	62 137	9,674
2000	63 613	9,361
2001	63 326	9,108
2002	56 387	7,864
2003	58 536	8,099
2004	63 702	8,946
2005	59 299	8,489
2006	43 981	6,565
2007	33 747	5,206
2008	25 573	4,064
2009	50 720	8,207
2010	56 611	9,395
2011*	46 585	7,842
2011	45 482	7,859
2012	50 729	8,912
2013	46 841	8,138
2014	42 186	7,431

Zdroj: ČSÚ, 2015.

Tab. 1 obsahuje dve hodnoty pre rok 2011. Hodnota 2011* predstavuje údaj o počte nezamestnaných, vzťahujúci sa k demografickým štatistikám pred premietnutím údajov získaných zo SLDB (sčítania ľudí, domov a bytov), ktoré prebehlo v roku 2011. Táto hodnota bude z časového radu vylúčená a v analýze bude použitý údaj po premietnutí výsledkov zo SLDB. Z hodnôt v Tab. 1 sú zostrojené nasledujúce grafy.



Obr. 4 Vývoj počtu nezamestnaných vo veku 25–29 rokov



Obr. 5 Vývoj miery nezamestnanosti osôb vo veku 25–29 rokov

Z Tab. 1 a Obr. 4 a Obr. 5 môžeme konštatovať, že vývoj oboch časových radov je približne rovnaký. Je taktiež zrejmé, že pri použití relatívneho ukazovateľa miery nezamestnanosti časový rad nepodlieha takým extrémnym zmenám.

V oboch prípadoch dosahovali časové rady najnižšiu hodnotu v roku 2008, v absolútnom vyjadrení 25 573 osôb alebo 4,064 %. Po tomto roku nastal prudký nárast, predovšetkým z dôvodu svetovej hospodárskej a ekonomickej krízy, ktorá sa na konci roku 2008 prejavila aj na českom trhu práce. Došlo k hromadnému prepúšťaniu zamestnancov a zvyšovaniu nezamestnanosti, čo pretrvávalo do roku 2010. V roku 2011 navyše na hospodársku krízu nadviazala dlhová kríza eurozóny, ktorá môže byť príčinou nárastu nezamestnanosti v roku 2012.

K výraznému klesaniu počtu nezamestnaných dochádzalo už od roku 2004, kedy počet nezamestnaných dosiahol najvyššiu hodnotu v sledovanom období, a to

63 702 osôb a miera nezamestnanosti bola na hladine 8,946 %. Vstup ČR do EÚ 1.5.2004 ovplyvnil celú českú ekonomiku, trh práce nevynímajúc. Vstupom ČR do EÚ nastal príliv priamych zahraničných investícií (PZI), ktoré podporili rast HDP v ČR a vytvorili nové pracovné miesta. Česku sa taktiež naskytna možnosť čerpať financie zo štrukturálnych fondov EÚ. Z údajov získaných z ČNB (2016), výška PZI z EÚ do ČR bola v roku 2004 o takmer 78 miliárd vyššia než v predchádzajúcom roku, kedy ČR ešte nebolo členom EÚ. Napriek tomu, že po vstupe ČR do EÚ nastal príliv PZI a vznikli nové pracovné miesta, ČR čelilo pomerne vysokej štrukturálnej nezamestnanosti, ktorá sa odzrkadlila aj pri dopade PZI na nezamestnanosť. Nezamestnanosť teda neklesala tak výrazne ako by sa mohlo očakávať. Zahraniční investori sa na českom trhu stretli s disproporciou medzi štruktúrou ponuky práce a dopytom po nej. Od 2004 až do 2008 tak dochádzalo k postupnému poklesu nezamestnanosti, ktorý sa pred rokom 2008 spomalil, čo súviselo s posilnením českej koruny a následnom nižšom dopyte po českých výrobkoch.

Miera nezamestnanosti dosahuje svoje maximum v roku 1999. Po vzniku samostatnej republiky 1.1.1993 sa nezamestnanosť až do roku 1997 udržiavala na nízkej úrovni. Dochádzalo síce k postupnému rastu nezamestnanosti, ten sa však naplno prejavil a vyvrcholil v roku 1999. Rok 1999 sa vyznačoval poklesom hospodárskeho rastu, ktorý viedol k nárastu nezamestnanosti.

Vývoj časového radu sa javí ako rastúci, avšak počas sledovaného obdobia dochádza k niekoľkým prepadom. K prvému dochádza v roku 1999, kedy miera nezamestnanosti dosahovala svoje maximum. Najvýraznejší prepád nastáva od roku 2004 do roku 2008, kde nezamestnanosť klesala, až napokon došlo k prudkému nárastu. Zaujímavá tendencia vývoja sledovaného javu je od roku 2010, odkedy dochádza ku klesaniu hodnôt.

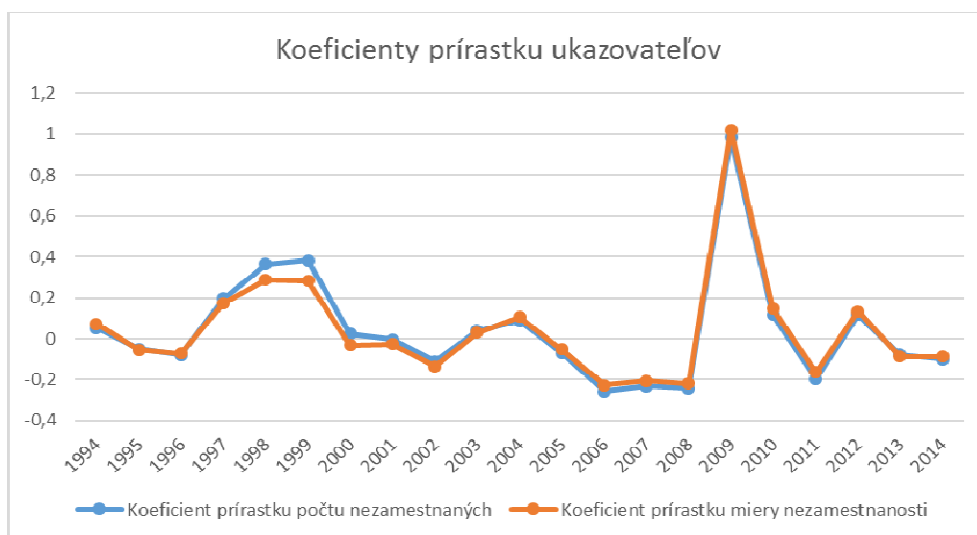
5.1.1 Elementárne charakteristiky vývoja časového radu

Elementárne charakteristiky ponúkajú základné informácie o časovom rade a jeho chovaní. Príloha A obsahuje dve tabuľky, a teda kompletný prehľad vypočítaných elementárnych charakteristík časových radov počtu nezamestnaných, ako aj miery nezamestnanosti. Tabuľky obsahujú vypočítané hodnoty absolútneho prírastku (d_t), koeficientu rastu (k_t), tempa rastu ($100k_t$), koeficientu prírastku (δ_t) a tempa prírastku ($100\delta_t$). Pre účely ďalšej analýzy vývoja časového radu v tejto podkapitole použijem ukazovateľ miery nezamestnanosti a porovnáam ho s niektorými hodnotami počtu nezamestnaných, ktoré budú uvedené v zátvorke pri konkrétnej komentovanej charakteristike.

Nakoľko je miera nezamestnanosti okamihový ukazovateľ, a teda viaže sa k určitému dňu na konci sledovaného obdobia (v tomto prípade k poslednému dňu kalendárneho roku), na výpočet priemernej miery nezamestnanosti bol použitý chronologický priemer. Priemerná ročná miera nezamestnanosti vo vekovej kategórii 25 až 29 rokov je v sledovanom období 7,416 % (46 838 ľudí).

Najmenší absolútny prírastok je zaznamenaný v roku 2006, kedy miera nezamestnanosti klesla o 1,924 p.b.², čo je úbytok počtu nezamestnaných o 15 318. Najvyšší absolútny prírastok je naopak prítomný v roku 2009, kde stúpila miera nezamestnanosti o 4,142 p.b. (25 147 osôb) v porovnaní s rokom 2008. Tento jav je už vysvetlený vyššie a výrazný nárast nastal po roku 2008, kedy bola v sledovanom období najnižšia nezamestnanosť. Priemerný absolútny prírastok má hodnotu 0,101 p.b. (587 ľudí), pričom túto hodnotu je možné interpretovať tak, že miera nezamestnanosti ľudí vo veku 25 až 29 rokov v sledovanom období priemerne každý rok vzrástla o 0,101 percentného bodu (587 osôb).

Pre porovnanie taktiež uvádzam graf koeficientov prírastku miery nezamestnanosti a počtu nezamestnaných. Nakoľko oba ukazovatele majú rozdielne spôsoby vyjadrenia hodnôt, porovnávanie absolútnych prírastkov by nedávalo zmysel. Koeficient prírastku hovorí o tom, o koľko percent sa zmenila hodnota v určitom roku oproti roku predchádzajúcemu.



Obr. 6 Koeficienty prírastku počtu nezamestnanosti

Na Obr. 6 je viditeľné, že v priebehu sledovaného obdobia došlo k niekoľkým výkyvom, koeficienty prírastku sa v rokoch 1998 a 1999 odlišovali, pričom koeficient prírastku počtu nezamestnaných bol väčší o približne 8–10 %. Z toho je možné odvodiť, že napriek tomu, že počet nezamestnaných v danej vekovej kategórii v roku 1998 vrátil o 36,27 % a v roku 1999 o 38,16 %, počet ekonomicky aktívnych osôb v rovnakej vekovej kategórii zaznamenal taktiež prírastok (o 5,78 % a 7,73 %), čo v konečnom dôsledku viedlo k menšiemu prírastku miery nezamestnanosti oproti prírastku počtu nezamestnaných, a to konkrétne 28,83 % a 28,25 %.

Na základe toho, že vývoj oboch ukazovateľov je veľmi podobný a faktu, že časový rad miery nezamestnanosti má miernejšiu tendenciu, pravdepodobnosť vý-

² p.b. – percentný bod

skytu extrémnych hodnôt je menšia. Potvrdilo sa tak, že pre účely ďalšej analýzy je použitie miery nezamestnanosti vhodnejšie.

5.1.2 Analytické vyrovnanie časového radu

V tejto časti prevediem modelovanie časového radu pomocou programu Gretl. Na základe predpokladu, že funkcia vývoja miery nezamestnanosti je lineárna v parametroch, na odhad jej hodnôt použijem metódu najmenších štvorcov (OLS). Bude prevedené analytické vyrovnanie, kde sa časový rad prekryje trendom, ktorý má čo najpresnejšie opísať jeho vývoj. K porovnaniu bude použitý lineárny, kvadratický a exponenciálny trend, ktoré budú na základe charakteristík, ako je koeficient determinácie a interpolačné kritériá, porovnané a bude zvolená najvhodnejšia trendová krivka. Trendové funkcie boli vysvetlené v kapitole 4.6.1.

Koeficient determinácie (R^2) je základným kritériom hodnotenia kvality modelu, ktorý udáva koľko percent premenlivosti vysvetľovanej veličiny regresný model vysvetlil. Nakoľko R^2 nijako nesankciuje pridanie štatisticky nevýznamnej vysvetľujúcej premennej do modelu, na hodnotenie kvality modelu je vhodnejší adjustovaný koeficient determinácie (R^2_{adj}). Ten je upravený o stupne voľnosti a v prípade, že je do modelu pridaná štatisticky nevýznamná premenná, jeho hodnota sa zníži. Informačná hodnota R^2_{adj} je teda vyššia. Aby model vykazoval čo najvyššiu kvalitu, hodnota koeficientu determinácie by mala byť čo najbližšia k 1, resp. 100 %. (Adamec, Střelec, Hampel; 2013)

Lineárny trend

Lineárny trend je jeden z najpoužívanejších trendov, ktorý sa vyznačuje svojou jednoduchosťou a jeho tvarom je priamka. Pomocou Gretlu bola vytvorená rovnica trendovej funkcie, ktorá má tvar:

$$T_t = 6,34409 + 0,0890347t, \quad (22)$$

pričom t predstavuje časovú premennú, kde $t=1, 2, \dots, T$. Adjustovaný koeficient determinácie je pre tento model rovný 0,07276. Z toho vyplýva, že lineárny trend vysvetlil 7,276 % premenlivosti modelu. Na nasledujúcom obrázku je zobrazený časový rad miery nezamestnanosti preložený lineárnym trendom.



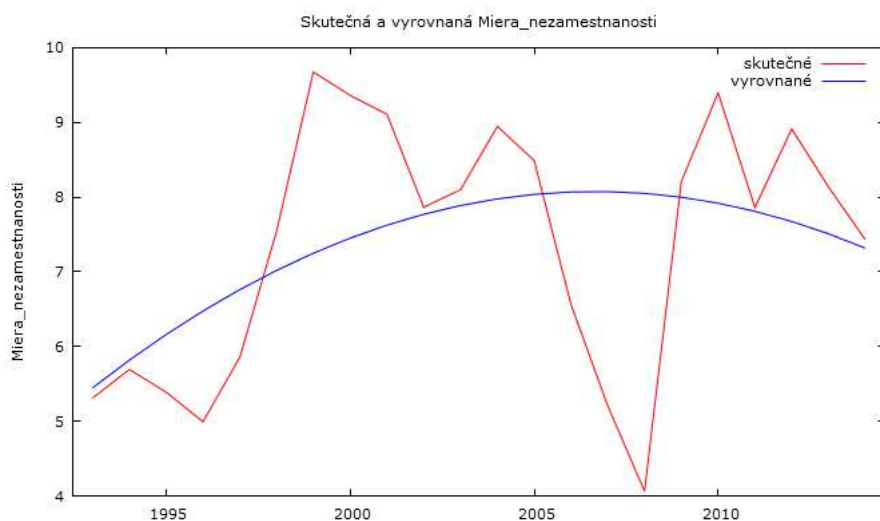
Obr. 7 Lineárny trend miery nezamestnanosti

Kvadratický trend

Kvadratický trend, niekedy pomenovaný aj parabolický, je tiež jedným z najpoužívanějších funkčných foriem. Funkčná forma kvadratického trendu má tvar:

$$T_t = 5,04790 + 0,413081t - 0,0140890t^2. \quad (23)$$

Adjustovaný koeficient determinácie je pri kvadratickom trende rovný hodnote 0,127501, a teda kvadratický trend vysvetlil 12,7501 % premenlivosti modelu. Na nasledujúcom grafe je ukázaný model preložený kvadratickým trendom. Podľa hodnoty adjustovaného koeficientu determinácie trend vykazuje lepší výsledok.



Obr. 8 Kvadratický trend miery nezamestnanosti

Exponenciálny trend

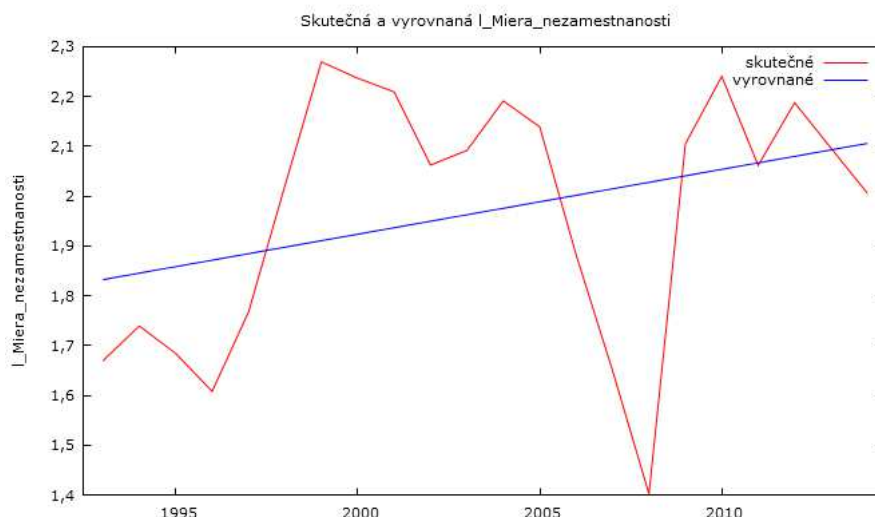
Napokon je pre porovnanie vhodnosti trendových funkcií použitý exponenciálny trend, ktorý predpokladá, že časový rad rastie exponenciálne v čase. Aby bolo možné použiť OLS metódu na modelovanie exponenciálneho trendu, bolo potrebné funkciu previesť na logaritmický tvar. Funkčná forma exponenciálneho trendu má tvar:

$$\ln T_t = 1,81920 + 0,0130247t, \quad (24)$$

ktorá má po linearizujúcej transformácii tvar:

$$T_t = 6,1669 \cdot 1,0131^t. \quad (25)$$

Adjustovaný koeficient determinácie má hodnotu 0,069896, a teda exponenciálny trend vysvetľuje 6,9896 % premenlivosti modelu. Model s exponenciálnym trendom je zobrazený na nasledujúcom grafe. Závislou premennou je miera nezamestnanosti v logaritmickom tvare.



Obr. 9 Exponenciálny trend miery nezamestnanosti

Nakoľko je však táto charakteristika vypočítaná pre model so závislou premennou v logaritmickom tvare, na to, aby sme mohli jednotlivé trendové funkcie porovnať a zvoliť najvhodnejšiu z nich, použijeme interpolačné kritériá získané pomocou výpočtov z predpovedí časových radov všetkých funkčných foriem pre sledované obdobie získaných v programe Gretl. Na to, aby som mohla hodnoty týchto kritérií porovnať, bude uskutočnená linearizácia predpovedí exponenciálneho trendu.

Výber najvhodnejšieho trendu

Z porovnania jednotlivých adjustovaných koeficientov determinácie a grafickej analýzy v predchádzajúcej časti sa ako najvhodnejší trend javí trend kvadratický. Pre porovnanie uvediem tabuľku interpolačných kritérií vypočítaných z predpovedí lineárneho, kvadratického a exponenciálneho trendu. Nakoľko tieto kritériá udávajú rozdiel skutočných a vyrovnaných hodnôt, najvhodnejší model bude ten, ktorého hodnoty jednotlivých kritérií sú najmenšie, a teda minimalizujú sa reziduá.

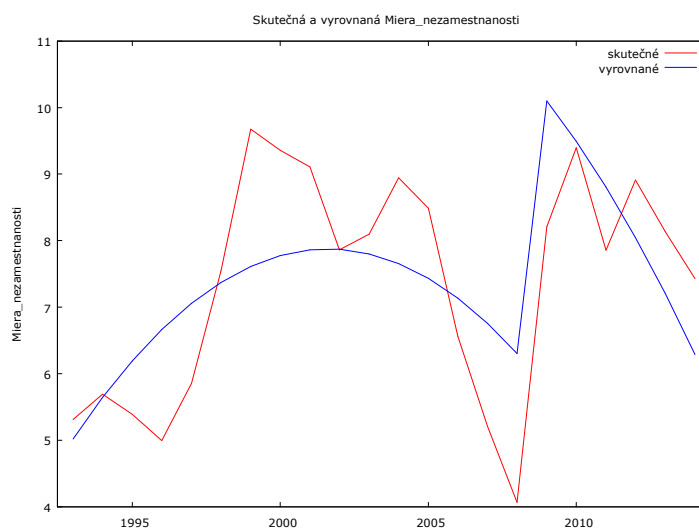
Tab. 2 Interpolačné kritéria trendových funkcií

Kritérium	Lineárny	Kvadratický	Exponenciálny
M.E.	8,4781e-016	8,0743e-017	0,1801
M.A.E.	1,2862	1,0712	1,2995
M.P.E.	-5,4557	-4,9865	-2,8463
M.A.P.E.	19,802	16,868	19,4374
R.M.S.E.	1,5524	1,4678	1,5700

Z údajov v Tab. 2 vykazuje najlepšie výsledky kvadratický trend s najnižšími hodnotami interpolačných kritérií. Exponenciálny trend dosahuje lepšiu hodnotu strednej percentuálnej chyby, avšak všetky ostatné kritéria sú horšie, preto tento údaj nebudem pri rozhodovaní považovať za zásadný. Kvadratický trend teda voľím ako najvhodnejší.

Kvadratická trendová funkcia však len z veľmi malej časti vysvetlila premenlivosť vysvetľovanej premennej. Využitím F-testu a Ramseyho RESET testu som otestovala štatistickú významnosť a správnu špecifikáciu modelu so zvoleným kvadratickým trendom. Výsledky ukazujú, že hypotéza o štatistickej nevýznamnosti modelu nebola zamietnutá. RESET test ukázal, že model nie je správne špecifikovaný. Navyše som použila Durbin-Watsonov test testujúci autokoreláciu 1. radu, Ljung-Boxov test na odhalenie autokorelácie vyššieho radu, ktoré potvrdili, že autokorelácia sa v chybovom člene vyskytuje. Vo všetkých testoch bola použitá hladina významnosti 5 %.

Z výsledkov testov predpokladám, že v časovom rade je prítomný jeden alebo viacero zlomov. Tomu nasvedčujú aj procesy, ktoré na časový rad v sledovanom období pôsobili. Na testovanie prítomnosti štrukturálneho zlomu som použila QLR test, ktorý odhalil zlom v roku 2009. Tento zlom je spôsobený prudkým nárastom po prepuknutí hospodárskej krízy. Adjustovaný koeficient determinácie sa po jeho pridaní zvýšil na 39,1239 % a všetky premenné sú štatisticky významné na hladine 0,01 (1 %). Do trendovej funkcie bola pridaná umelá, tzv. dummy premenná z_1 , ktorá indikuje prítomnosť zlomu, a teda do roku 2008 nadobúda hodnotu 0 a od roku 2009 (rok, kedy bola potvrdená prítomnosť zlomu) má hodnotu 1. Na nasledujúcom grafe je zobrazený model po zahrnutí štrukturálneho zlomu.



Obr. 10 Model s zlomom v konštante v roku 2009

Ani po pridaní štrukturálneho zlomu nevykazuje adjustovaný koeficient determinácie dostatočné hodnoty. Nakoľko však umelá premenná z_1 predstavuje zlom v konštante a z grafu je viditeľné, že trend po pridaní zlomu prudko klesá a neopisuje vývoj časového radu tak, ako by som očakávala, rozhodla som sa do modelu pridať umelú premennú z_t , ktorá predstavuje zlom v trende. Premenná z_t je tvorená súčinom $z_1 * t$, a teda do roku 2008 nadobúda hodnotu 0 a od roku 2009 hodnoty 17 až 22. Všetky premenné sú významné na hladine 1 %. Adjustovaný koeficient determinácie pre vylepšený model je 65,4114 %. Nižšie uvádzam graf po zahrnutí zlomu v trende.



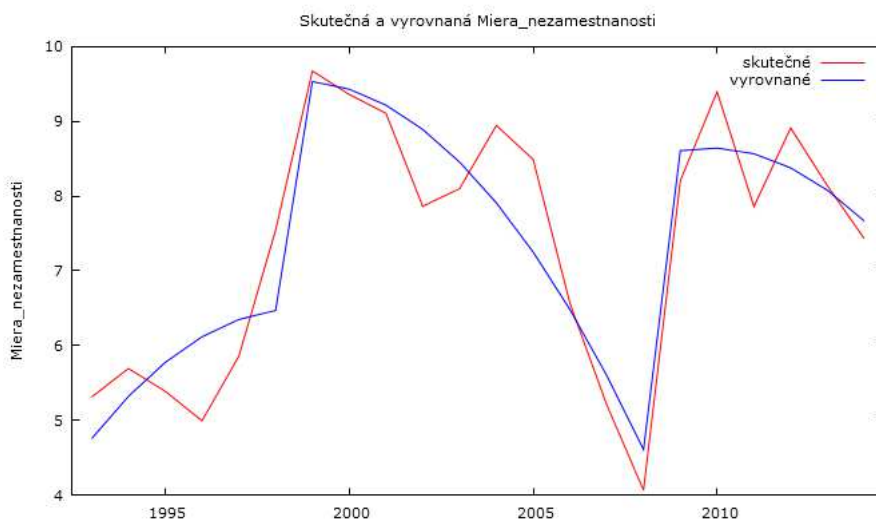
Obr. 11 Model so zlomom v roku 2009 v konštante a trende

Pomocou QLR testu som zisťovala, či sa v modeli nachádza ďalší zlom. Test vyhodnotil prítomnosť zlomu v roku 2000. Tento zlom mal však za následok zhoršenie adjustovaného koeficientu determinácie a pridaná umelá premenná nebola štatisticky významná, preto som ho do modelu nezahrnula.

Miera nezamestnanosti dosahovala svoje maximum v roku 1999, preto predpokladám, že v tomto roku je prítomný ďalší zlom. Jeho prítomnosť som overila Chowovým testom, ktorý môj predpoklad potvrdil. Do modelu som teda zahrnula ďalší štrukturálny zlom v konštante, a to v roku 1999. Výsledná trendová funkcia vylepšeného modelu má tvar:

$$T_t = 4,07618 + 0,732715t - 0,0556539t^2 - 16,1295z_1 + 1,24918z_t + 3,05450z_2, (26)$$

kde z_2 je umelá premenná indikujúca zlom v roku 1999, hodnota z_2 je do roku 1998 rovná nule od roku 1999 rovná jednej. Premenné z_1 a z_t boli vysvetlené vyššie. Hodnota adjustovaného koeficientu pre vylepšený model stúpla na 80,0689 % a trend tak vysvetlil 80,0689 % premenlivosti modelu. Vzhľadom k tomu, že miera nezamestnanosti je ukazovateľ, na ktorý pôsobí množstvo vonkajších vplyvov a jeho vývoj taktiež podlieha cyklickým zmenám v ekonomike, tento výsledok považujem za veľmi dobrý. Nasledujúci graf ukazuje model po pridaní všetkých zmienených zlomov.



Obr. 12 Model po zahrnutí zlomu v roku 1999

Obr. 12 potvrdzuje, že vyrovnanie časového radu trendom sa výrazne zlepšilo. Tento model považujem za najvhodnejší a pristúpim k jeho testovaniu pomocou štatistických testov.

Testovanie modelu

V tejto časti vykonám testy zvoleného modelu. Prevediem testy významnosti parametrov, celého modelu, správnej špecifikácie a taktiež vykonám testy chybovej zložky, a to konkrétne test autokorelácie, heteroskedasticity a normality reziduí. Výsledky testu parametrov sú uvedené v nasledujúcej tabuľke. Hladina významnosti je vo všetkých testoch 0,05. Výsledky všetkých testov sú uvedené v prílohe B.

Tab. 3 Odhady parametrov modifikovaného modelu

	Koeficient	Smer. chyba	t-podiel	p-hodnota	
Konštanta	4,07618	0,757360	5,382	6,11e-05	***
Čas	0,732715	0,244518	2,997	0,0085	***
Čas²	-0,0556539	0,0115136	-4,834	0,0002	***
z₁	-16,1295	4,90868	-3,286	0,0047	***
z_t	1,24918	0,291742	4,282	0,0006	***
z₂	3,05450	0,831271	3,674	0,0020	***

Všetky parametre zahrnuté do modelu majú p-hodnotu menšiu než hladinu významnosti 0,05 a sú štatisticky významné. Tri hviezdičky v poslednom stĺpci tabuľky znamenajú, že jednotlivé parametre sú významné aj na hladine 0,01. F-test celkovej významnosti modelu s p-hodnotou výrazne nižšou než je hladina významnosti 0,05 preukázal, že model je štatisticky významný. Adjustovaný koeficient determinácie znamená, že bolo vysvetlených 80,0689 % premenlivosti modelu.

Správnosť špecifikácie modelu bola zisťovaná RESET testom a LM testom s využitím pomocného modelu s využitím štvorcov vysvetľujúcich premenných. LM test testujúci správnosť špecifikácie modelu pomocou pomocného modelu s využitím logaritmov vysvetľujúcich premenných nebol použitý, nakoľko model obsahuje dummy premenné, ktoré často nadobúdajú nulové hodnoty. Výsledok testu by teda mohol byť zavádzajúci. Výsledky RESET a LM testu nezamietajú nulovú hypotézu o správnej špecifikácii modelu.

Otestovala som taktiež reziduálnu zložku modelu, ktorá by mala mať vlastnosti bieleho šumu. Na základe Obr. 18, uvedeného v prílohe B, som predpokladala homoskedasticitu chybového člena, ktorá bola Whiteovým testom potvrdená. Chybová zložka má teda konštantný rozptyl. Pomocou Chí-kvadrát testu dobrej zhody bola zistená normalita reziduí. Durbin-Watsonov test však dokázal, že v chybovej zložke sa vyskytuje autokorelácia 1. radu. Štrukturálne zlomy teda tento problém nevyriešili, hoci p-hodnota sa po ich pridaní zlepšila. Prítomnosť autokorelácie je v časových radoch celkom bežná, pre správnu špecifikáciu modelu však predstavuje problém, ktorý môže spôsobiť vychýlenie parametrov a výdatnosť zvoleného modelu je tak znížená.

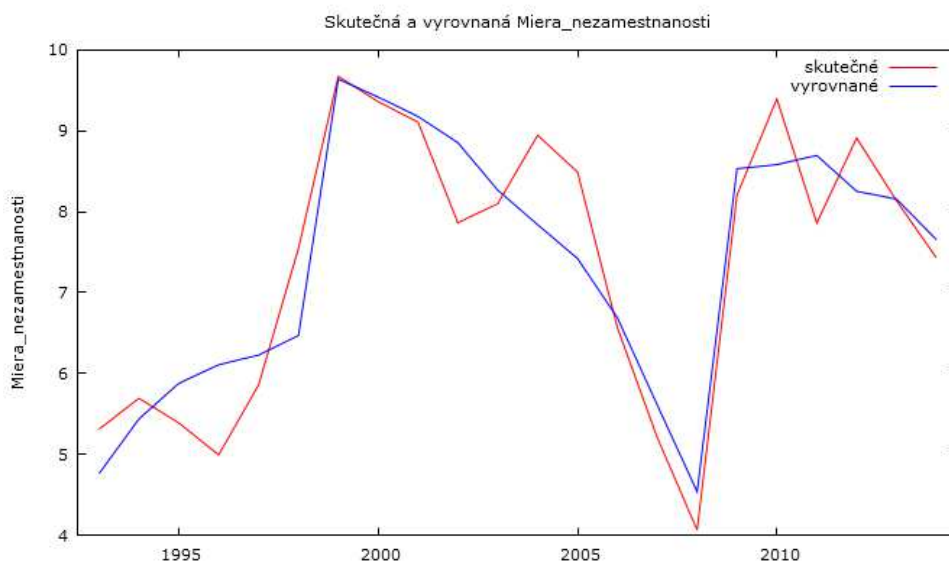
Použitá metóda OLS neprináša model, ktorý najlepšie opisuje vývoj časového radu. Použijem teda modifikovanú metódu odhadu parametrov, pomocou ktorej

autokoreláciu v testovanom modeli odstránim. Porovnala som výsledky získané metódou robustných smerodajných chýb, Cochrane-Orcuttovou a Prais-Winstenovou metódou. Výsledky boli podobné, avšak porovnaním grafov a významnosti jednotlivých parametrov zahrnutých do modelu som zvolila Prais-Winstenovu metódu, ktorá odstráni z modelu autokoreláciu.

Ako som spomenula, pri výskyte autokorelácie môže dôjsť k vychýleniu parametrov modelu. Použitím Prais-Winstenovej metódy sa teda nevýrazne zmenili hodnoty parametrov a výsledná trendová funkcia má teda tvar:

$$T_t = 4,05168 + 0,75786t - 0,0564809t^2 - 16,1004z_1 + 1,24869z_t + 2,88383z_2. \quad (27)$$

Všetky parametre sú štatisticky významné na hladine 0,05. S výnimkou premennej času, sú ostatné premenné významné aj na hladine 0,01. Nasledujúci obrázok zobrazuje výsledný model po odstránení autokorelácie Prais-Winstenovou metódou.



Obr. 13 Model po odstránení autokorelácie

Adjustovaný koeficient determinácie sa po odstránení autokorelácie nepatrne zvýšil na hladinu 80,6114 %. Chybová zložka má po odstránení autokorelácie charakter normálneho bieleho šumu.

Po prevedení všetkých testov považujem výsledný model miery nezamestnanosti osôb vo veku 25 až 29 rokov v období od 1993 do 2014, pre ktorý bol zvolený kvadratický trend so zlomami, za najvhodnejší. Tento model vysvetlil 80,6114 % premenlivosti závislej premennej.

5.2 Analýza počtu absolventov VŠ registrovaných na ÚP

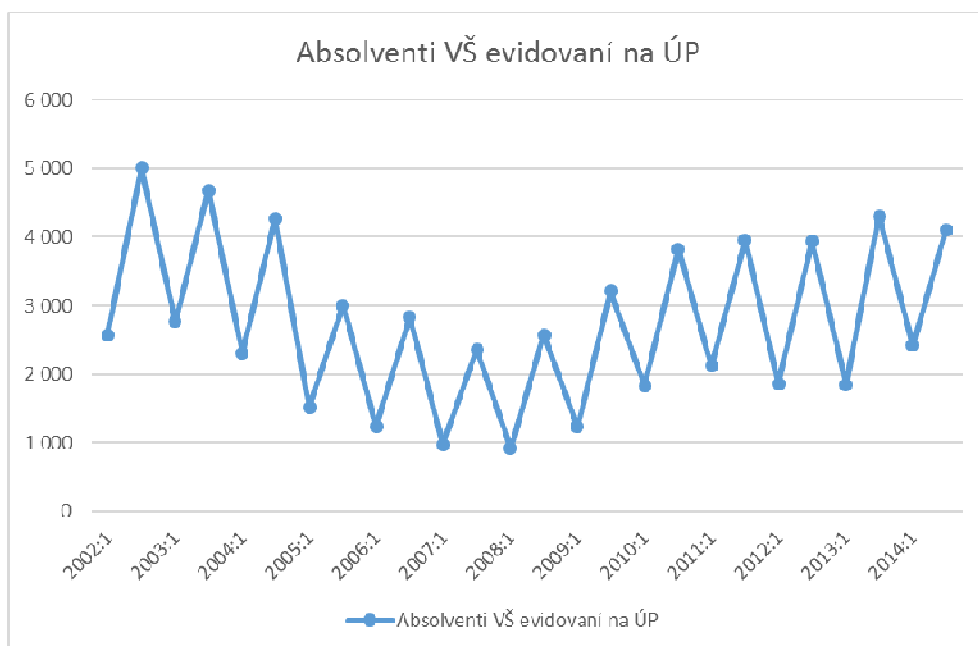
V tejto časti vlastného spracovania dát budem pracovať s údajmi, ktoré zobrazujú nezamestnanosť z iného hľadiska. Analyzované budú polročné dáta počtu uchádzačov o zamestnanie z hľadiska absolventov VŠ v období od roku 2002 do roku 2014. Tieto údaje sú získané z integrovaného portálu Ministerstva práce a sociálnych vecí. Obdobie od roku 2002 do roku 2014 predstavuje najdlhšie obdobie, počas ktorého bol daný ukazovateľ dostupný. Jedná sa o okamihový ukazovateľ, ktorý bol zisťovaný vždy k 30.4. a 30.9. sledovaného roku, teda dvakrát ročne. Pre zjednodušenie budem v tejto práci údaj dostupný k 30.4. nazývať prvý polrok a údaj k 30.9. bude označený ako druhý polrok uvedeného roku.

Nakoľko sa v dostupných štatistikách neobjavovali údaje o počte absolventov VŠ evidovaných na ÚP vzťahujúce sa k 30.4.2012, 30.9.2012 a 30.4.2013, tieto chýbajúce hodnoty som nahradila centrálnou charakteristikou. Zvolila som si klasický aritmetický priemer koeficientu prírastku. Využila som dva rozdielne priemery koeficientu prírastku, jeden vzťahujúci sa k údajom k 30.4. a druhý k údajom platným k 30.9. K tomuto kroku som pristúpila z dôvodu, že počet uchádzačov vykazoval určitú pravidelnosť, a teda v prvom polroku pravidelne dochádzalo k poklesu počtu absolventov a v druhom polroku naopak k nárastu. Použitím priemeru koeficientu prírastku platného pre celý časový rad, bez zohľadnenia polrokov, by tak mohlo dôjsť k degenerácii údajov. Samozrejme, ako som už spomenula v kapitole 4.3, doplnené hodnoty nemožno považovať za plnohodnotné a znižujú dôveryhodnosť analýzy.

Na úvod je tiež potrebné charakterizovať pojem absolventa VŠ. Pre účely štatistického sledovania je absolventom VŠ chápaný uchádzač o zamestnanie evidovaný na ÚP podľa miesta svojho trvalého bydliska, u ktorého od úspešného ukončenia štúdia na VŠ neprešli viac ako 2 roky. Nezamestnaný absolvent si musí prácu aktívne hľadať a musí byť schopný do nej bezprostredne nastúpiť, a to do 14 dní. Táto definícia vznikla na základe dohody medzi Ministerstvom školstva, mládeže a telovýchovy (MŠMT) a MPSV a je platná od 1.1.2004. Do tohto dátumu bol využívaný nejednotný prístup pri sledovaní nezamestnanosti absolventov VŠ, kedy bol za nezamestnaného absolventa VŠ považovaný uchádzač, u ktorého doba zamestnania od úspešného ukončenia vzdelania nepresiahla 2 roky. (MPSV, 2016)

Na analýzu použijem dostupné údaje z databázy MPSV, a to od 1. polroku 2002 do 2. polroku 2014. Údaje sú v polročnom vyjadrení, a teda k dispozícii mám spolu 26 pozorovaní. Ako som spomenula, tri pozorovania v časovom rade chýbali a boli doplnené pomocou výpočtu. Ukazovateľ absolventov VŠ evidovaných na ÚP vychádza z inej metodiky ako ukazovateľ počtu nezamestnaných využitý v predchádzajúcej časti. Počet nezamestnaných je získaný z náhodnej vzorky populácie pomocou VŠPS a počet absolventov VŠ evidovaných na ÚP ČR je reálny údaj získaný z evidencie Úradu práce, jedná sa o tzv. registrovaná nezamestnanosť. Na to, aby bol absolvent VŠ registrovaný ako nezamestnaný, musí dôjsť k administratívne úkonu na konkrétnom Úrade práce.

Nižšie uvádzam graf a tabuľku obsahujúcu údaje o počte evidovaných absolventov v polročnom vyjadrení v rokoch 2002 až 2014.



Obr. 14 Vývoj absolventov VŠ evidovaných na ÚP
Zdroj: MPSV, 2016

Tab. 4 Počet absolventov evidovaných na ÚP

Rok	Počet absolventov VŠ evidovaných na ÚP	
	k 30.4.	k 30.9.
2002	2 576	5 007
2003	2 767	4 692
2004	2 309	4 266
2005	1 522	3 007
2006	1 235	2 832
2007	977	2 358
2008	914	2 572
2009	1 229	3 207
2010	1 832	3 831
2011	2 124	3 952
2012	1 862	3 934
2013	1 853	4 306
2014	2 420	4 099

Zdroj: MPSV, 2016

Údaje v Tab. 4 označené červenou farbou sú hodnoty nedostupné zo zverejnených štatistík MPSV, a teda vypočítané na základe aritmetického priemeru koeficientov prírastku separovane pre prvý a druhý polrok. Nakoľko tieto hodnoty nepredstavujú reálnu situáciu, z porovnávania elementárnych charakteristík časového radu budú vylúčené. Je totiž celkom možné, že časový rad môže dosahovať svoj extrém pri elementárnej charakteristike vypočítanej práve k doplneným hodnotám. Z Obr. 14 a Tab. 4 je zjavné, že najvyšší počet absolventov evidovaných na ÚP je v druhom polroku 2002, kedy dosahoval výšku 5 007 osôb. Tento jav môže byť spôsobený veľkým nárastom celkového počtu absolventov, bez ohľadu na stupeň dosiahnutého štúdia, v tomto období. Podľa štatistík MPSV bolo v druhom polroku 2002 celkovo 69 210 absolventov, čo v porovnaní s prvým polrokom, kedy bol počet absolventov 45 068, predstavuje 53,5679%-ný prírastok. Naopak najnižší počet absolventov bol na ÚP evidovaný v prvom polroku 2008, a to 914 absolventov. Extrémna hodnota v roku 2008 už bola vysvetlená v predchádzajúcej časti analýzy ako dôsledok pôsobenia hospodárskej krízy.

Vývoj časového radu podlieha pravidelným výkyvom, kedy počet absolventov v druhom polroku (údaj k 30.9.) vždy stúpa a naopak, v prvom polroku (30.4.) dochádza k poklesu počtu evidovaných absolventov. Tento jav je spôsobený faktom, že ku dňu 30.9. sú už na ÚP zaevidovaní čerství absolventi z daného roku. Títo absolventi si často nehľadajú prácu bezprostredne po skončení štúdia na VŠ. Veľa z nich sa snaží predĺžiť si svoj študentský život, užiť si posledné prázdniny, ktoré venujú cestovaniu alebo letnej brigáde v zahraničí. Strata práce tak pre nich nepredstavuje existenčný problém, veľakrát sú stále závislí na pomoci rodičov, ktorí ich podporovali počas štúdia alebo tiež pracujú na čierno, či už v ČR alebo v zahraničí. Ukazovateľ registrovanej nezamestnanosti totiž netestuje zárobok absolventa, a teda nedokáže odhaliť náhodnú prácu alebo prácu na čierno. Absolvent tak môže byť na ÚP registrovaný ako nezamestnaný, ale zároveň môže mať určitý neevidovaný zárobok.

Pokles počtu nezamestnaných absolventov VŠ k 30.4. každého roku súvisí práve so skutočnosťou, že na trh práce v sledovanom období neprichádzajú čerství absolventi VŠ. Samozrejme, existujú výnimky, kedy študent ukončuje štúdium na VŠ v zimnom semestri, a teda môže dôjsť k určitému nárastu nezamestnaných čerstvých absolventov aj k 30.4., tento počet je však zanedbateľný a predstavuje skôr výnimku.

Zaujímavou skutočnosťou je fakt, že celkový počet absolventov VŠ, bez ohľadu na to, či daný absolvent pokračuje v štúdiu, či je zamestnaný alebo nezamestnaný, v sledovanom období veľmi výrazne stúpa. Zatiaľ čo v roku 2002 bol celkový počet absolventov VŠ 31 234, v roku 2014 už dosahoval hranicu 88 183 absolventov (MŠMT, 2016). Za sledované obdobie sa teda takmer strojnásobil. Napriek tomu je možné sledovať, že počet absolventov VŠ evidovaných na ÚP sa takto výrazne nezvyšuje a pohybuje sa približne na rovnakej úrovni. Absolventi VŠ sú na základe vedomostí nadobudnutých počas štúdia zvýhodnený voči absolventom nižších stupňov štúdia a na trhu práce si čoraz viac hľadajú svoje uplatnenie. Na druhej strane sa však pri absolventoch objavuje problém spojený s nedostatkom praxe.

Absolventi VŠ po skončení štúdia prechádzajú z ekonomickej neaktivity do ekonomickej aktivity, zväčša nemajú žiadne alebo veľmi obmedzené pracovné skúsenosti a pracovnú históriu. Napriek tomu, že sa nezamestnanosť absolventov VŠ všeobecne pohybuje pod úrovňou celkovej nezamestnanosti, nezamestnanosť čerstvých absolventov je v porovnaní s celkovou nezamestnanosťou približne rovnaká.

Spomením tiež podiel počtu nezamestnaných absolventov, ktorí sú na ÚP evidovaní dlhšiu dobu. Do 30.9.2008 bol sledovaný ukazovateľ počtu nezamestnaných absolventov evidovaných na ÚP viac než 6 mesiacov, od 30.4.2009 bola dĺžka evidencie zmenená na 5 mesiacov. Ako som spomenula, nezamestnanosť absolventov VŠ bezprostredne po skončení štúdia, predovšetkým počas letných mesiacov, nie je ničím neobvyklým. Závažnejšou sa nezamestnanosť stáva v prípade, že trvá dlhšiu dobu, čo indikuje nemožnosť absolventa nájsť si zamestnanie napriek tomu, že ho aktívne hľadá. Nižšie uvádzam tabuľku zobrazujúcu počet nezamestnaných absolventov, počet tých, ktorí sú na ÚP evidovaní dlhšie než 6, resp. 5 mesiacov a ich podiel.

Tab. 5 Absolventi VŠ evidovaní na ÚP viac než 6, resp. 5 mesiacov

	Absolventi VŠ evidovaní na ÚP		Absolventi evidovaní viac ako 6, resp. 5 mesiacov		Podiel absolventov evidovaných viac než 6 (5) mes. k evidovaným absolventom VŠ	
	k 30.4.	k 30.9.	k 30.4.	k 30.9.	k 30.4.	k 30.9.
2002	2 576	5 007	1 291	1 059	50,12 %	21,15 %
2003	2 767	4 692	1 422	1 001	51,39 %	21,33 %
2004	2 309	4 266	1 048	478	45,39 %	11,20 %
2005	1 522	3 007	602	241	39,55 %	8,01 %
2006	1 235	2 832	430	171	34,82 %	6,04 %
2007	977	2 358	339	110	34,70 %	4,66 %
2008	914	2 572	260	111	28,45 %	4,32 %
2009	1 229	3 207	450	251	36,62 %	7,83 %
2010	1 832	3 831	891	426	48,64 %	11,12 %
2011	2 124	3 952	944	513	44,44 %	12,98 %
2012	1 862	3 934				
2013	1 853	4 306		714		16,58 %
2014	2 420	4 099	1 216	624	50,25 %	15,22 %

V Tab. 5 sú zelenou farbou označené údaje o absolventoch evidovaných na ÚP dlhšie než 5 mesiacov. Zaujímavé je, že k 30.4. je vždy percentuálne vyšší podiel absolventov evidovaných na ÚP viac než 6, resp. 5 mesiacov než k 30.9. To potvrdzuje fakt, že ukazovateľ k 30.9. obsahuje prílív čerstvých absolventov, ktorých nezamestnanosť nepresahuje stanovenú hranicu šiestich alebo piatich mesiacov. Počet evidovaných absolventov VŠ sa teda k 30.9. zvyšuje, avšak podiel absolventov evi-

dovaných na ÚP viac než 6, resp. 5 mesiacov je omnoho nižší a pohybuje sa v rozmedzí približne 4 až 21 %. V štatistikách zisťovaných ku dňu 30.4. je teda vyššia prítomnosť nezamestnaných absolventov ukončujúcich štúdium v predchádzajúcom roku a ich podiel k celkovému počtu evidovaných absolventov VŠ sa pohybuje približne od 28 do 51 %. Tab. 5 neobsahuje vypočítané chýbajúce hodnoty, nakoľko by ich výpovedná hodnota nebola dostatočujúca.

5.2.1 Elementárne charakteristiky časového radu

V prílohe C je uvedený kompletný prehľad elementárnych charakteristík vývoja počtu absolventov VŠ evidovaných na ÚP. Červenou farbou sú zvýraznené hodnoty, ktoré nepochádzajú zo štatistík MPSV, ale sú doplnené namiesto chýbajúcich hodnôt. Rovnako zvýraznené sú aj elementárne charakteristiky platné k doloženým hodnotám. Tie však budú z porovnávania vylúčené, a to z dôvodu ich extrémnosti.

Najväčší absolútny prírastok bol zaznamenaný k 30.9.2002, kedy stúpol počet evidovaných absolventov VŠ o 2 431 osôb. K tomuto dňu bol zaznamenaný aj najvyšší počet evidovaných absolventov, 5 007, ktorého príčinu som vysvetlila vyššie. Naopak k najväčšiemu poklesu počtu absolventov registrovaných na ÚP došlo k 30.4.2005, kedy ich počet klesol o 2 744 osôb v porovnaní s predchádzajúcim obdobím. Tento pokles pripisujem jednak pravidelnému poklesu k prvému polroku, avšak k 30.4.2005 sa už do výsledkov štatistiky mohol premietnuť vstup ČR do EÚ, ku ktorému došlo 1.5.2004. Vstup do EÚ nielenže otvoril trh pre zahraničných investorov, ktorí majú možnosť na území ČR vytvárať nové pracovné miesta, pre absolventov VŠ tiež znamenal uznávanie titulu, získaného na území ČR, v inom členskom štáte. Absolventi VŠ tak majú možnosť vycestovať za prácou do členských štátov EÚ a titul im bude v zahraničí uznaný.

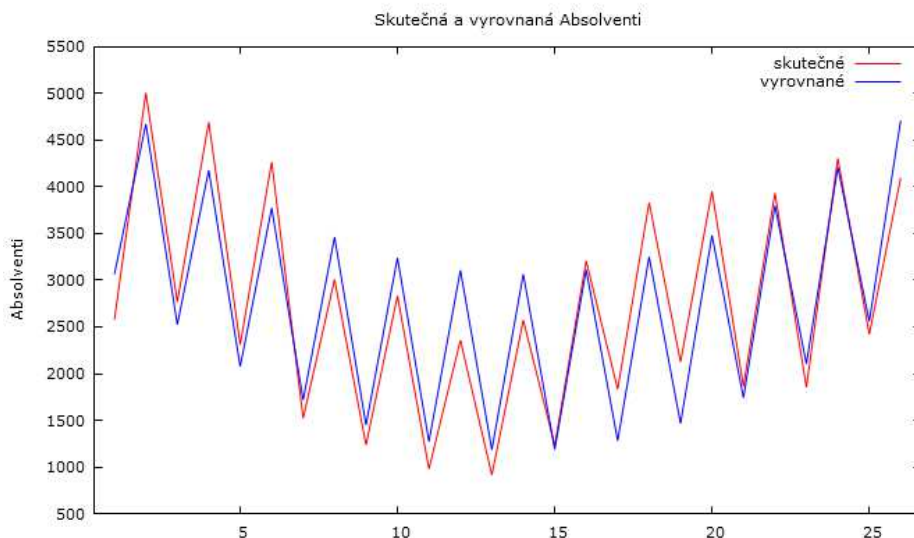
Priemerný počet absolventov VŠ evidovaných na ÚP v sledovanom období je 2 734. Priemerný absolútny prírastok má hodnotu 61, čo znamená, že priemerne stúpol počet absolventov evidovaných na ÚP medzi dvoma sledovanými obdobiami (polrokmi) o 61 osôb. Priemerný koeficient rastu je 1,0186 a koeficient prírastku má teda veľkosť 0,0186. Kladné hodnoty priemerných charakteristík ako sú absolútny prírastok a koeficient prírastku, indikujú, že časový rad má stúpajúci charakter. Nakoľko však v časovom rade chýbali tri hodnoty, ktoré boli doplnené na základe výpočtu a tieto priemerné elementárne charakteristiky majú veľmi malú hodnotu, do úvahy pripadá aj konštantný trend. Nakoľko však túto hypotézu nemôžem overiť podľa skutočných nameraných hodnôt, nebudem sa ňou ďalej zaoberať.

5.2.2 Analytické vyrovnanie časového radu

Pri analytickom vyrovnaní časového radu som postupovala rovnakým spôsobom ako v predchádzajúcej časti. Nakoľko je ukazovateľ počtu evidovaných absolventov sledovaný v polročnom vyjadrení, do modelu obsiahnem sezónnu zložku a budem uvažovať o jej vplyve na sledovaný ukazovateľ. Na modelovanie časového radu bude využitá OLS metóda.

Do modelu som ako prvú zahrnula sezónnu zložku. Využitím regresného prístupu boli vytvorené dve dummy premenné, ktoré odpovedali jednotlivým polrokom. Za referenčné obdobie som si zvolila druhý polrok, ktorého umelá premenná nebola do modelu zahrnutá. Dôvod, prečo som do modelu ako prvú zložku zahrnula práve zložku sezónnu je, že sezónne výkyvy vo vývoji časového radu považujem za veľmi výrazné a dôležité.

Po pridaní sezónnej zložky som uvažovala nad trendovou funkciou, ktorá najlepšie opíše vývoj časového radu. Porovnávala som predovšetkým lineárny a kvadratický trend. Keďže pri lineárnom trende bola trendová premenná štatisticky nevýznamná, voľba vhodného trendu bola jednoznačná. Adjustovaný koeficient determinácie kvadratického trendu zohľadňujúceho sezónne výkyvy dosahoval hodnotu 86,6503 % a tento model teda vysvetlil 86,6503 % premenlivosti závislej premennej. Nižšie uvádzam graf zobrazujúci túto situáciu.



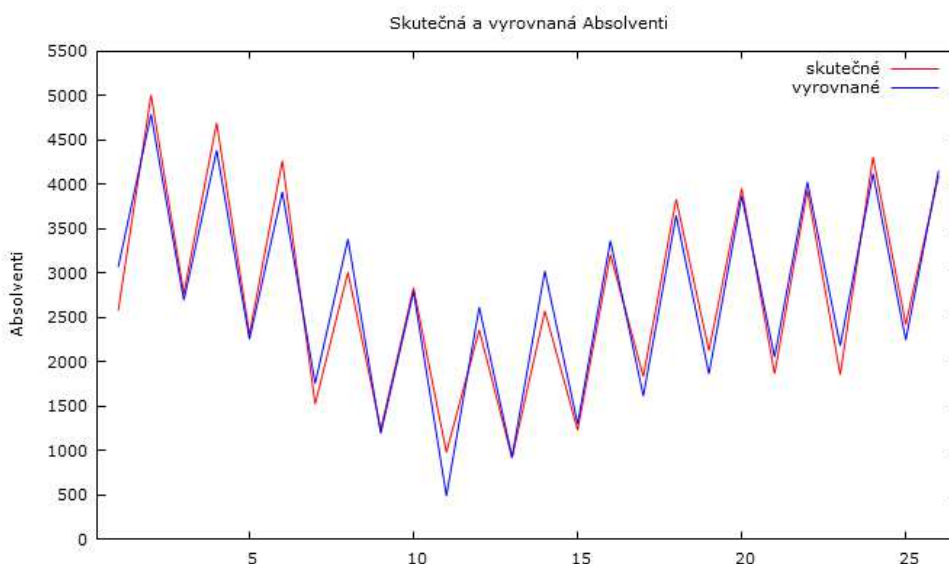
Obr. 15 Model s kvadratickým trendom a sezónnosťou

Obr. 15 ukazuje, že trend presne nepopisuje vývoj časového radu. Z grafickej analýzy usudzujem, že najpresnejšie trend opisuje hodnoty, ktoré boli výpočtom doplnené. Kvôli tejto skutočnosti môže byť adjustovaný koeficient trochu nadhodnotený, keďže reálne hodnoty sa pravdepodobne o niečo líšili od hodnôt vypočítaných pomocou centrálnej charakteristiky. Naopak, najväčší výkyv je viditeľný v roku 2007. Uvažovala som teda o prítomnosti zlomu, ktorý sa potvrdil QLR a Chowovým testom. Do modelu som teda zahrnula zlom v konštante a trende k 30.4.2007. Otestovala som prítomnosť ďalších zlomov, avšak ich pridaním nedošlo k zlepšeniu modelu. Trendová funkcia zohľadňujúca sezónnosť a štrukturálny zlom má tvar:

$$T_t = 5132,75 - 156,725t - 7,76731t^2 - 1900,85D_1 - 6263,85z_1 + 561,958z_t, \quad (28)$$

kde D_1 predstavuje umelú dummy premennú vzťahujúcu sa k 1. polroku každého roku. Hodnota tohto parametra určuje, o koľko sa zmení, v tomto prípade zníži,

hodnota v prvom polroku v porovnaní s referenčným obdobím, teda druhým polrokom. Premenná z_1 symbolizuje štrukturálny zlom v konštante a z_t zlom v trende. Obe tieto umelé premenné sa vzťahujú k štrukturálnemu zlomu v období 2007:1 (30.4.2007). z_1 nadobúda do 2006:2 hodnotu 0, od 2007:1 má hodnotu 1. Premenná z_t je multiplikáciou umelej premennej z_1 a času, čo znamená, že do 2006:2 nadobúda hodnotu 0 a od 2007:1 má hodnotu 11 až 26. Uvádzam taktiež graf modelu.



Obr. 16 Model po zahrnutí štrukturálneho zlomu

Z Obr. 16 vidíme, že model veľmi presne opísal vývoj časového radu. To potvrdzuje aj hodnota adjustovaného koeficientu determinácie, a to 94,2863 %. Tento model považujem za najlepší a následne ho otestujem.

Testovanie modelu

Kompletný prehľad testov spolu s hodnotami testovacích štatistík a p-hodnôt je uvedený v prílohe D.

Z výsledkov testov vyplýva, že všetky parametre sú štatisticky významné na hladine významnosti 0,05. Okrem premennej čas² sú parametre významné aj na hladine 0,01. Ako prvú som otestovala správnu špecifikáciu modelu. Použila som F-test celkovej preukázateľnosti modelu, ktorý potvrdil, že model je štatisticky preukázateľný. LM test druhých mocnín nezamietol nulovú hypotézu o správnej špecifikácii modelu. Výsledok RESET testu nebol priaznivý a jeho výsledná p-hodnota ($p = 0,0124088$) spôsobila zamietnutie nulovej hypotézy o správnej špecifikácii modelu. Z tohto testu však nevyplýva, aký model je pri zamietnutí lepší. Keďže však F-test a LM test potvrdili, že model je zvolený správne, považujem model za správne špecifikovaný.

Overila som aj reziduálnu zložku. Výsledky všetkých testov nasvedčujú, že chybová zložka má konštantný rozptyl, je sériovo nezávislá a normálne rozdelená, z čoho vyplýva, že má charakter normálneho bieleho šumu.

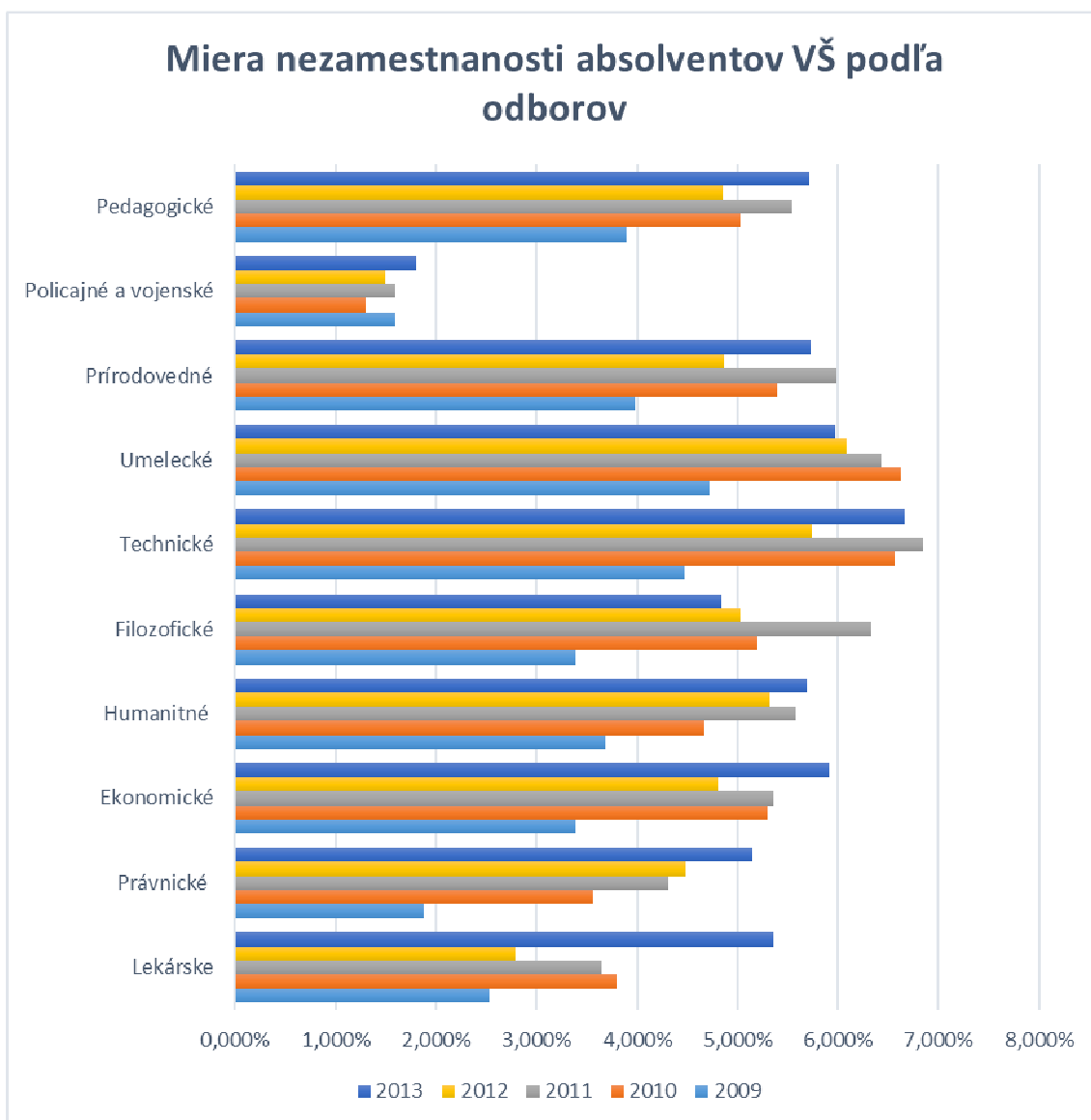
Výsledný model počtu absolventov evidovaných na ÚP od roku 2002 do roku 2014, s kvadratickým trendom, sezónnosťou a štrukturálnym zlomom, ktorý vysvetlil 94,2863 % premenlivosti premennej, považujem za najvhodnejší.

5.2.3 Nezamestnanosť absolventov VŠ podľa odborov štúdia

Absolventi vysokých škôl majú na trhu práce nezanedbateľnú výhodu oproti absolventom nižších stupňov štúdia. Terciárnym vzdelaním nadobudli znalosti, ktoré môžu v zamestnaní využiť a ktoré sú často zamestnávateľom požadované. Zaujímavé výsledky však môže ponúknuť nazeranie na nezamestnanosť absolventov z pohľadu odboru štúdia, ktorý vyštudovali. Trh práce ponúka určitý počet pracovných miest, ktoré nie je možné obsadiť akýmkoľvek pracovníkom. Ak teda dochádza k disproporcii medzi požiadavkami zamestnávateľov na potrebnú kvalifikáciu prijímaného pracovníka a kvalifikačnou štruktúrou potenciálnych pracovníkov, zamestnávateľ si nevyberie uchádzača o zamestnanie, a to aj napriek tomu, že má uchádzač vyštudovanú vysokú školu. Nezamestnanosť absolventov VŠ je tak ovplyvnená odborom, ktorý daný absolvent vyštudoval.

Pre porovnanie uvediem vývoj miery nezamestnanosti absolventov VŠ podľa odborov v rokoch 2009 až 2013. Údaje sú dostupné na stránkach Vysokeskoly.com. Údaje o miere nezamestnanosti v roku 2014 bohužiaľ nie sú zverejnené. Prístupné sú štatistiky o lekárskejších, právnických, ekonomických, humanitných, filozofických, technických, pedagogických, umeleckých, prírodovedných a policajných a vojenských oboroch.

V rámci každého študijného odboru sú dostupné informácie o miere nezamestnanosti podľa fakúlt, ktoré ponúkajú štúdium v danom odbore. Pre porovnanie som využila údaje o verejných vysokých školách. V prípade, že bola u fakulty uvedená miera nezamestnanosti 0 %, miera nezamestnanosti mohla skutočne dosahovať hodnotu 0 % alebo údaj pre dané obdobie a danú fakultu nebol dostupný. Z analýzy som vylúčila tie fakulty, ktoré v priebehu celého obdobia dosahovali nulovú nezamestnanosť. Počet fakúlt ponúkajúcich konkrétne študijné odbory sa samozrejme u každého odboru líši. Preto som využila priemery všetkých fakúlt a získala tak jednu hodnotu o miere nezamestnanosti v každom odbore pre konkrétny rok. Nižšie uvádzam graf zobrazujúci vývoj miery nezamestnanosti absolventov VŠ podľa jednotlivých odborov.



Obr. 17 Miera nezamestnanosti absolventov VŠ podľa odboru vzdelania
Zdroj: výpočet podľa dát dostupných z VysokeSkoly.com (2016)

Z grafickej analýzy Obr. 17 a analýzy hodnôt z Tab. 15 v prílohe E, dlhodobu najnižšiu mieru nezamestnanosti dosahujú policajné a vojenské odbory. V tejto kategórii bola uvedená štatistika len jednej fakulty, a to Fakulty telesnej výchovy a športu na UK v Prahe. Rozsah sledovania nezamestnanosti v tomto odbore nepovažujem za dostatočný, keďže policajné a vojenské odbory sú vyučované na mnohých ďalších fakultách v rámci ČR. Tento odbor teda vylúčim z analýzy z dôvodu jeho extrémnych hodnôt. Vylúčením tohto odboru, môžem konštatovať, že najnižšia miera nezamestnanosti bola dosahovaná u lekárskeho a právnického odboru. Podľa priemernej hodnoty miery nezamestnanosti za celé obdobie je možné označiť lekárske odbory za odbory s najnižšou nezamestnanosťou. Priemerná miera nezamestna-

nosti u lekárskeho odboru je na úrovni 3,622 %, pričom právnické odbory dosahujú hodnotu 3,880 %. V rámci hodnôt v jednotlivých rokoch však dochádzalo ku kolísaniu, kedy obe skupiny odborov striedavo obsadzovali prvú priečku z hľadiska najnižšej miery nezamestnanosti. U lekárskeho odboru bola najnižšia miera nezamestnanosti v roku 2009 na úrovni 2,523 % a najvyššia miera nezamestnanosti je evidovaná v roku 2013, a to 5,362 %. Právnické odbory zaznamenali svoje extrémny v rovnakých rokoch, a teda v roku 2009 bola miera nezamestnanosti na úrovni 1,883 % a v roku 2013 to bolo 5,150 %.

Pri pohľade na celé obdobie od roku 2009 do roku 2013, najvyššia miera nezamestnanosti absolventov bola prítomná u technických a umeleckých odborov. V každom roku tieto odbory dosahovali najvyššiu mieru nezamestnanosti, pričom na prvom mieste s najvyššou nezamestnanosťou sa počas celého obdobia umiestnili technické odbory s priemernou mierou nezamestnanosti 6,059 %. Najnižšiu mieru nezamestnanosti dosahovali technické odbory v roku 2009, a to 4,477 % a najvyššia bola zaznamenaná v roku 2011 na hladine 6,849 %. Umelecké odbory v rokoch 2009 až 2013 produkovali druhú najvyššiu mieru nezamestnanosti absolventov, jej priemer bol 5,964 %, a kolísala medzi 4,720 % a 6,629 %. Zaujímavé je, že extrémny v miere nezamestnanosti boli u umeleckého odboru sledované v dvoch po sebe idúcich rokoch, a to v roku 2009 (minimum) a 2010 (maximum).

V tejto časti boli identifikované odbory s najvyššou a najnižšou mierou nezamestnanosti absolventov VŠ. Zaujímavé je, že napriek tomu, že osoba vyštuduje konkrétny študijný odbor, veľakrát sa zamestná v odlišnej sfére. To sa často stáva napríklad pri humanitných alebo filozofických odboroch, pre ktoré pracovný trh neponúka dostatočné množstvo voľných pracovných miest, ktoré by pokryli každoročný nárast počtu absolventov.

6 Diskusia a záver

Hlavným cieľom tejto bakalárskej práce bolo analyzovať nezamestnanosť z pohľadu vekovej štruktúry so zameraním na absolventov vysokých škôl. Dielčím cieľom bolo identifikovať študijné odbory s najvyššou mierou nezamestnanosti zistiť, či z dlhodobého hľadiska dochádza k výrazným zmenám v rámci týchto odborov.

V rámci literárneho prehľadu bola charakterizovaná nezamestnanosť, uviedla som jej členenie a spôsoby merania. Na túto časť som nadviazala popisom politiky zamestnanosti, jej cieľov a nástrojov, ktoré politika využíva k ich dosiahnutiu. Účelom tohto prehľadu bolo poukázať na závažnosť javu nezamestnanosti a lepšie porozumieť spôsobom, akým spoločnosť túto problematiku rieši a vyrovnáva sa s ňou. V metodike som uviedla popis časového radu, metódy jeho analýzy, a to predovšetkým dekompozičnú metódu, ktorú som využila pri analýze časových radov v praktickej časti.

Vo vlastnom spracovaní dát som na problematiku nezamestnanosti nazerala z dvoch pohľadov. Nakoľko neexistujú údaje o nezamestnanosti absolventov VŠ počas celého obdobia od roku 1993 do roku 2014, pristúpila som k rozdeleniu analýzy na dve časti. V prvej časti som sa venovala analýze miery nezamestnanosti mladých ľudí vo veku od 25 do 29 rokov v rokoch 1993–2014 s ročnou periódou. Nezamestnanosť tejto vekovej kategórie súvisí a čiastočne odzrkadľuje nezamestnanosť absolventov VŠ, keďže absolventi VŠ po skončení štúdia spadajú prevažne do tejto kategórie. Samozrejme, táto veková skupina nezahŕňa len absolventov VŠ, ale celú škálu absolventov rôznych stupňov štúdia. Nezamestnanosť mladých ľudí je však celkovo previazaná a pri pôsobení vonkajších faktorov sa správa podobne.

Na analýzu nezamestnanosti skupiny absolventov VŠ som využila údaje o počte nezamestnaných absolventov VŠ, ktorí sú evidovaní na Úrade práce ako uchádzači o zamestnanie. Táto analýza bola vykonaná v druhej časti vlastného spracovania dát a vzťahuje sa na obdobie od roku 2002 do roku 2014. Ministerstvo práce a sociálnych vecí, ktoré uverejňuje tieto štatistiky, sleduje evidenciu nezamestnaných absolventov VŠ vždy dvakrát ročne, a to k 30.4. a 30.9. Kratšia perióda teda priniesla možnosť odhaliť sezónne výkyvy v počte nezamestnaných v rámci roka. Bohužiaľ, nie sú dostupné štatistiky o celkovom počte absolventov VŠ, a preto nebolo možné zostrojiť ukazovateľ registrovanej miery nezamestnanosti skupiny absolventov VŠ.

Je potrebné poznamenať, že analyzované ukazovatele miery nezamestnanosti a počtu evidovaných uchádzačov o zamestnanie nie sú zhodné a vychádzajú z rozdielnych šetrení rôznych inštitúcií. Miera nezamestnanosti je zisťovaná na základe náhodnej vzorky domácností pomocou VŠPS, z ktorého sa formulujú odhady pre celú populáciu, resp. pre jej časť. Počet uchádzačov o zamestnanie je získaný z evidencie ÚP, a títo nezamestnaní sú na Úrade práce zaregistrovaní.

V prvej časti spracovania dát bola spracovaná analýza miery nezamestnanosti vyjadrenej v ročných intervaloch v rokoch 1993 až 2014. V priebehu sledovaného obdobia dochádzalo k niekoľkým prepadom vo vývoji časového radu. Najnižšia

miera nezamestnanosti, a to 4,064 %, bola zaznamenaná v roku 2008. Následne došlo k prudkému nárastu, spôsobenému pôsobením svetovej hospodárskej a ekonomickej krízy, ktorá sa koncom roku 2008 prejavila aj na českom trhu práce. V jej dôsledku začali zamestnávateľa hromadne prepúšťať, a to sa mohlo výraznejšie prejsť práve u skupiny mladých ľudí a absolventov VŠ. Tí pre zamestnávateľov predstavujú určité riziko, nakoľko majú zväčša len teoretické znalosti a chýba im prax. Často sú tak pri prepúšťaní vystavení hrozbe nezamestnanosti ako prví. Prudký nárast po roku 2008 potvrdzuje aj absolútny prírastok miery nezamestnanosti, ktorý v roku 2009 stúpol o 4,142 percentného bodu. Najvyššia nezamestnanosť bola zaznamenaná v roku 1999, kedy dosahovala 9,674 %. Nezamestnanosť od vzniku republiky v roku 1993 do roku 1997 dosahovala nízke hodnoty a mala tendenciu pomaly a pozvoľne rásť. Pokles hospodárskeho rastu v roku 1999 mal za následok vyvrcholenie nárastu nezamestnanosti. Priemerná ročná miera nezamestnanosti v rokoch 1993–2014 má hodnotu 7,416 %.

Výsledný model s kvadratickým trendom a štrukturálnymi zlomami, u ktorého bola Prais-Winstenovov metódou odstránená autokorelácia, vysvetlil 80,6114 % premenlivosti závislej premennej. Dĺžka periódy pri sledovanom ukazovateli je rovná jednému roku, v časovom rade tak nemohla byť uvažovaná sezónna zložka. Z tohto dôvodu považujem výsledný model za veľmi dobrý. V rámci sledovaného obdobia boli zaznamenané dva štrukturálne zlomy. Prvý zlom v konštante nastal v roku 1999, kedy bola z dlhodobého hľadiska dosahovaná najvyššia nezamestnanosť. Druhý zlom nastal v roku 2009. Po roku 2008, kedy miera nezamestnanosti dosiahla svoje minimum, došlo k prudkému nárastu, ktorý sa prejavil zlomom vo vývoji časového radu. Tento zlom sa prejavil ako v konštante, tak aj v trende. V dôsledku hospodárskej krízy došlo k výraznému nárastu nezamestnanosti, čo zmenilo hodnotu konštanty v trendovej funkcii, taktiež však došlo k zmene vývoja trendu, čo malo za následok zmenu jeho parametra po roku 2009. Po tomto roku miera nezamestnanosti znovu klesala a podľa vývoja trendu by tomu malo byť rovnako aj v nasledujúcom období. Správnosť tohto predpokladu potvrdzuje štatistika ČSÚ zverejnená za rok 2015, v ktorej miera nezamestnanosti dosahuje hodnotu 6,7113 %.

Druhá časť vlastného spracovania bola venovaná analýze počtu absolventov VŠ evidovaných na ÚP. Dáta boli zisťované dvakrát ročne a sledované obdobie bolo od roku 2002 do roku 2014. Vývoj časového radu podlieha pravidelným výkyvom. Počet absolventov evidovaných na ÚP k 30.9. vždy stúpa a naopak, údaj o počte nezamestnaných absolventov VŠ k 30.4. pravidelne klesá. Príčinou nárastu počtu nezamestnaných každoročne k 30.9. je príliv čerstvých absolventov z daného roku. Títo absolventi veľakrát nehládajú prácu bezprostredne po skončení štúdia, v letných mesiacoch sa venujú cestovaniu alebo letným brigádam v zahraničí. Nezamestnanosť pre nich nepredstavuje existenčný problém, často sú stále závislí na pomoci rodičov. Najvyšší počet nezamestnaných absolventov bol zaznamenaný k 30.9.2002, kedy bolo na ÚP evidovaných 5007 absolventov VŠ. Tento extrém môže byť dôsledkom vysokého počtu všetkých absolventov, a to bez ohľadu na stupeň štúdia, v danom období. Naopak najnižší počet absolventov bol na ÚP evidovaný v

prvom polroku 2008, a to 914 absolventov. Táto hodnota sa, rovnako ako pri miere nezamestnanosti analyzovanej v prvej časti, od tohto obdobia zvýšila. Priemerný počet absolventov VŠ evidovaných na ÚP v sledovanom období je 2 734. Priemerný absolútny prírastok má hodnotu 61, čo znamená, že priemerne stúpol počet absolventov evidovaných na ÚP medzi dvoma sledovanými obdobiami o 61 osôb. Táto kladná hodnota indikuje, že počet nezamestnaných mal v sledovanom období mierne stúpajúci charakter. Zaujímavosťou je, že napriek tomu, že v období od 2002 do 2014 došlo takmer k strojnásobeniu počtu absolventov VŠ, počet nezamestnaných absolventov registrovaných na ÚP sa veľmi nezmenil. To značí, že absolventi VŠ v čoraz väčšej miere nachádzajú svoje uplatnenie na trhu práce aj relatívne krátko po skončení štúdia.

Ekonometrickou analýzou časového radu som dospela k výslednému modelu, ktorý obsahoval kvadratický trend, sezónnosť a štrukturálny zlom. Tento zlom nastal k 30.4.2007, a to v konštante aj v trende. Výsledný model vysvetlil 94,2863 % premenlivosti závislej premennej. Tento výsledok považujem za veľmi dobrý. Nakoľko však v časovom rade chýbali tri hodnoty, ktoré boli nahradené centrálnymi charakteristikami, dôveryhodnosť analýzy a jej výsledkov môže byť znížená a adjustovaný koeficient determinácie nadhodnotený. Tento výsledok je však najlepší, ku ktorému som sa z dostupných údajov dopracovala.

V poslednej časti som analyzovala mieru nezamestnanosti absolventov VŠ podľa skupiny odborov v rokoch 2009 až 2013. Štatistiky z roku 2014 neboli dostupné. Portál VysokeSkoly.com ponúka prehľad miery nezamestnanosti podľa fakúlt, ktoré vyučujú konkrétny študijný odbor. Na analýzu som použila priemer miery nezamestnanosti všetkých fakúlt ponúkajúcich štúdium v danom odbore pre konkrétny rok. Na základe toho môžem povedať, že najnižšia miera nezamestnanosti bola prítomná u skupiny lekárskeho odborov, ktoré dosahovali priemernú mieru nezamestnanosti 3,622 %. Najnižšia miera nezamestnanosti bola zaznamenaná v roku 2009 na úrovni 2,523 % a najvyššia v roku 2013, a to 5,362 %. Naopak najvyššia miera nezamestnanosti bola zaznamenaná u technických odborov. Jej priemerná hodnota v sledovanom období bola 6,059 %.

V závere podotknem, že nezamestnanosť je ukazovateľom, ktorý podlieha vplyvom rôznych faktorov pôsobiacich na celú ekonomiku. V sledovanom období nastalo množstvo zvrátov, ktoré mali vplyv na vývoj nezamestnanosti. Spomenula som hospodársku krízu, ktorá sa na českom trhu práce prejavila po roku 2008 alebo pokles hospodárskeho rastu v roku 1999. Veľmi výrazný vplyv na vývoj nezamestnanosti mal vstup ČR do EÚ k 1.5.2004. Po tomto roku dochádzalo k postupnému poklesu nezamestnanosti u mladých ľudí vo veku 25 až 29 rokov, ako aj u absolventov VŠ. Vstupom ČR do EÚ došlo k výraznému prílivu priamych zahraničných investícií, ktoré podporili rast HDP a vytvorili pracovné miesta. Zároveň českým občanom otvoril pracovný trh v rámci EÚ a mohli tak za prácou vycestovať. Pre absolventov VŠ vstup do EÚ navyše znamenal uznávanie vysokoškolských titulov aj v zahraničí.

7 Literatúra

- ADAMEC, Václav, Luboš STŘELEČEK a David HAMPEL. *Ekonometrie I: učební text*. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2013. ISBN 978-80-7375-703-8.
- ARLT, Josef, Markéta ARLTOVÁ a Eva RUBLÍKOVÁ. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Vyd. 2. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2004. ISBN 80-245-0777-3.
- BUCHTOVÁ, Božena, Josef ŠMAJS a Zdeněk BOLELOUCKÝ. *Nezaměstnanost*. 2., přeprac. a aktualiz. vyd. Praha: Grada, 2013. Psyché (Grada). ISBN 978-80-247-4282-3
- 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: SNTL/ALFA, 1986.
- Data o studentech, poprvé zapsaných a absolventech vysokých škol. *Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy* [online]. 2016 [cit. 2016-12-26]. Dostupné z: <http://www.msmt.cz/vzdelavani/skolstvi-v-cr/statistika-skolstvi/data-o-studentech-poprve-zapsanych-a-absolventech-vysokych>
- Definice absolventa pro potřeby statistického sledování. *Integrovaný portál MPSV: Zaměstnanost* [online]. 2016 [cit. 2016-12-20]. Dostupné z: <https://portal.mpsv.cz/sz/stat/abs>
- DORNBUSCH, Rudiger a Stanley FISCHER. *Makroekonomie*. Praha: SPN a nadace Economics, 1994. Odborná literatura pro učitele a veřejnost. ISBN 80-042-5556-6.
- FORBELSKÁ, Marie. *Stochastické modelování jednorozměrných časových řad*. Brno: Masarykova univerzita, 2009. ISBN 978-80-210-4812-6.
- HALÁSKOVÁ, Renáta. *Politika zaměstnanosti*. Vyd. 1. Ostrava: Ostravská univerzita v Ostravě, Filozofická fakulta, 2008. ISBN 978-80-7368-522-5.
- HINDLS, Richard, Ilja NOVÁK a Jara KAŇOKOVÁ. *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. Praha: Management Press, 1997. ISBN 80-859-4344-1.
- HOLMAN, Robert. *Ekonomie*. 6. vydání. V Praze: C.H. Beck, 2016. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-278-6.
- HORÁKOVÁ, Markéta a Miroslava RÁKOCZIOVÁ. Přínosy rekvalifikací pro znevýhodněné skupiny nezaměstnaných. In: SIROVÁTKA, Tomáš a Petr MAREŠ (eds.). *Trh práce, nezaměstnanost, sociální politika*. 1. vyd. Brno: Masarykova univerzita, 2003. ISBN 80-210-3048-8.
- HŘEBÍČEK, Hynek a Osvald VAŠÍČEK. Model potenciálního produktu a NAIRU v ČR. In: SIROVÁTKA, Tomáš a Petr MAREŠ (eds.). *Trh práce, nezaměstnanost, sociální politika*. 1. vyd. Brno: Masarykova univerzita, 2003. ISBN 80-210-3048-8.
- HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.

- CHAMOUTOVÁ, Daniela a Jena BURDOVÁ. *Nezaměstnanost absolventů škol se středním a vyšším odborným vzděláním – 2012*. Praha: Národní ústav pro vzdělávání, 2012.
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. *Statistics of labour force, employment, unemployment and underemployment: report prep. for the 13. Internat. Conference of Labour Statisticians (Geneva 18-29 Oct. 1982)* [online]. Geneva: International Labour Organisation, 1982 [cit. 2016-10-08]. ISBN 92-210-2948-4.
- JUREČKA, Václav. *Makroekonomie. 2., aktualiz. vyd.* Praha: Grada, 2013. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-4386-8.
- KACZOR, Pavel. *Trh práce, pracovní migrace a politika zaměstnanosti ČR po roce 2011*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2013. Expert (Grada). ISBN 978-80-245-1930-2.
- KOZÁK, Josef, Josef ARLT a Richard HINDLS. *Úvod do analýzy ekonomických časových řad*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1994. ISBN 80-707-9760-6.
- KRAATZ, Susanne. Informačné listy o Európskej únii: Politika zamestnanosti. In: *Európsky parlament* [online]. 2016 [cit. 2016-10-28]. Dostupné z: http://www.europarl.europa.eu/atyourservice/sk/displayFtu.html?ftuId=FTU_5.10.3.html
- LIŠKA, Václav. *Makroekonomie. 2. vyd.* Praha: Professional Publishing, 2004. Expert (Grada). ISBN 80-864-1954-1.
- MAREŠ, Petr. *Nezaměstnanost jako sociální problém*. Vyd. 2., dopl. Praha: Sociologické nakladatelství, 1998. Studijní texty (Sociologické nakladatelství). ISBN 80-901-4249-4.
- Národní program reforem České republiky 2016. *Vláda České republiky* [online]. 2016 [cit. 2016-10-27]. Dostupné z: https://www.vlada.cz/assets/media-centrum/aktualne/NPR-2016_CS.pdf
- Odborné praxe pro mladé do 30 let. *Dotacní info: Největší portál o dotacích v ČR* [online]. 2013 [cit. 2016-11-25]. Dostupné z: <http://www.dotacni.info/odborne-praxe-pro-mlade-do-30-let/>
- OECD (2013), *OECD Factbook 2013: Economic, Environmental and Social Statistics*, OECD Publishing, Paris. DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/factbook-2013-en>
- PALÍŠKOVÁ, Marcela, Pavel NEZVAL a Ingrid MAJEROVÁ. *Trh práce v Evropské unii: historický vývoj, aktuální trendy a perspektivy*. Vyd. 1. V Praze: C.H. Beck, 2014. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-80-7400-270-0.
- PETERKA, Otakar. *Pojem nezaměstnaného, nezaměstnanosti a její formy*. Brno: Akc. mor. knihtiskárna Polygrafie v Brně, 1934.
- Program záruky pro mládež. *Ministerstvo práce a sociálních věcí: Zaměstnanost* [online]. 2013 [cit. 2016-11-26]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/16867>
- Přímé zahraniční investice za minulé roky. *Česká národní banka: ČNB* [online]. 2016 [cit. 2016-12-27]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/statistika/platebni_bilance_stat/pzi/minule_roky.html

- Rekvalifikace. *Integrovaný portál MPSV: Zaměstnanost* [online]. Praha, 2004 [cit. 2016-10-31]. Dostupné z: <https://portal.mpsv.cz/sz/obcane/rekvalifikace>
- Resolution concerning the measurement of underemployment and inadequate employment situations, adopted by the Sixteenth International Conference of Labour Statisticians (October 1998). In: *International Labour Organization* [online]. 1998 [cit. 2016-10-18]. Dostupné z: http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/normativeinstrument/wcms_087487.pdf
- RIEVAJOVÁ, Eva. *Teória a politika zamestnanosti*. 1. vyd. Bratislava: Ekonóm, 2001. ISBN 80-225-1466-7.
- Sdělení Komise: EVROPA 2020 - Strategie pro inteligentní a udržitelný růst podporující začlenění. In: *Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy* [online]. 2010 [cit. 2016-10-30]. Dostupné z: <http://www.msmt.cz/mezinarodni-vztahy/strategie-evropa-2020?highlightWords=evropa+2020>
- SIROVÁTKA, Tomáš a Petr MAREŠ. Dochází na českém trhu práce k marginalizaci? In: SIROVÁTKA, Tomáš a Petr MAREŠ (eds.). *Trh práce, nezaměstnanost, sociální politika*. 1. vyd. Brno: Masarykova univerzita, 2003. ISBN 80-210-3048-8.
- SIROVÁTKA, Tomáš, Václav KULHAVÝ, Markéta HORÁKOVÁ a Miroslava RÁKOCZYOVÁ. *Hodnocení efektivity programů aktivní politiky zaměstnanosti v ČR*. 1. vyd. Praha: VÚPSV, výzkumné centrum Brno, 2006. ISBN 80-870-0706-9.
- The Natural Rate of Unemployment. *Economics Help* [online]. 2015 [cit. 2016-10-16]. Dostupné z: http://www.economicshelp.org/macroeconomics/unemployment/natural_rate/
- TULEJA, Pavel, Pavel NEZVAL a Ingrid MAJEROVÁ. *Základy makroekonomie*. 2. vyd. Brno: BizBooks, 2012. Studijní texty (Sociologické nakladatelství). ISBN 978-80-265-0007-0.
- Zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti. In: *Zákon o zaměstnanosti: Komentář*. 13.5.2004. ISBN 978-80-7357-501-4. Dostupný také z: https://portal.mpsv.cz/sz/obecne/prav_predpisy/akt_zneni/ZOZ_PLATNE_ZNENI_OD_1.9.2016.PDF
- Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS - Metodika. *Český statistický úřad* [online]. 2016 [cit. 2016-10-13]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zam_vsps
- Změna výpočtu ukazatele registrované nezaměstnanosti. *Český statistický úřad* [online]. 2012 [cit. 2016-10-15]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zmena_vypoctu_ukazatele_registrovane_nezaměstnanosti20121107

Dáta použité na analýzu

Trh práce v ČR – časové řady – 1993–2015. *Český statistický úřad* [online]. 2016 [cit. 2016-11-29]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/403r-k-mira-nezamestnanosti-dle-vekovych-skupin-a-vzdelani-r2otx8yu4p>

Pololetní statistiky absolventů škol a mladistvých v evidenci ÚP. *Integrovaný portál MPSV: Zaměstnanost* [online]. 2016 [cit. 2016-12-20]. Dostupné z: <https://portal.mpsv.cz/sz/stat/abs/polo>

Uplatnění absolventů: Porovnání uplatnění na trhu práce za rok. *VysokeSkoly.com: Najdi si svou školu* [online]. 2016 [cit. 2016-12-26]. Dostupné z: <http://www.vysokeskoly.com/uplatneni-absolventu/>

Prílohy

A Elementárne charakteristiky vývoja počtu nezam. a miery nezam.

Tab. 6 Elementárne charakteristiky vývoja počtu nezamestnaných

t	yt	dt	kt	100kt (%)	δt	100 δt (%)
1993	29858					
1994	31445	1587	1,053152	105,3152%	0,053152	5,3152%
1995	29912	-1533	0,951248	95,1248%	-0,048752	-4,8752%
1996	27560	-2352	0,921369	92,1369%	-0,078631	-7,8631%
1997	33004	5444	1,197533	119,7533%	0,197533	19,7533%
1998	44975	11971	1,362714	136,2714%	0,362714	36,2714%
1999	62137	17162	1,381590	138,1590%	0,381590	38,1590%
2000	63613	1476	1,023754	102,3754%	0,023754	2,3754%
2001	63326	-287	0,995488	99,5488%	-0,004512	-0,4512%
2002	56387	-6939	0,890424	89,0424%	-0,109576	-10,9576%
2003	58536	2149	1,038112	103,8112%	0,038112	3,8112%
2004	63702	5166	1,088253	108,8253%	0,088253	8,8253%
2005	59299	-4403	0,930881	93,0881%	-0,069119	-6,9119%
2006	43981	-15318	0,741682	74,1682%	-0,258318	-25,8318%
2007	33747	-10234	0,767309	76,7309%	-0,232691	-23,2691%
2008	25573	-8174	0,757786	75,7786%	-0,242214	-24,2214%
2009	50720	25147	1,983342	198,3342%	0,983342	98,3342%
2010	56611	5891	1,116147	111,6147%	0,116147	11,6147%
2011	45482	-11129	0,803413	80,3413%	-0,196587	-19,6587%
2012	50729	5247	1,115364	111,5364%	0,115364	11,5364%
2013	46841	-3888	0,923357	92,3357%	-0,076643	-7,6643%
2014	42186	-4655	0,900621	90,0621%	-0,099379	-9,9379%

Tab. 7 Elementárne charakteristiky vývoja miery nezam.

t	yt	dt	kt	100kt (%)	δt	100δt (%)
1993	5,3094					
1994	5,6920	0,3826	1,072061	107,2061%	0,072061	7,2061%
1995	5,3874	-0,3046	0,946480	94,6480%	-0,053520	-5,3520%
1996	4,9927	-0,3947	0,926740	92,6740%	-0,073260	-7,3260%
1997	5,8550	0,8623	1,172707	117,2707%	0,172707	17,2707%
1998	7,5430	1,6881	1,288312	128,8312%	0,288312	28,8312%
1999	9,6738	2,1308	1,282481	128,2481%	0,282481	28,2481%
2000	9,3607	-0,3131	0,967630	96,7630%	-0,032370	-3,2370%
2001	9,1080	-0,2527	0,973005	97,3005%	-0,026995	-2,6995%
2002	7,8636	-1,2444	0,863371	86,3371%	-0,136629	-13,6629%
2003	8,0992	0,2356	1,029964	102,9964%	0,029964	2,9964%
2004	8,9457	0,8465	1,104516	110,4516%	0,104516	10,4516%
2005	8,4891	-0,4566	0,948961	94,8961%	-0,051039	-5,1039%
2006	6,5650	-1,9241	0,773347	77,3347%	-0,226653	-22,6653%
2007	5,2061	-1,3589	0,793011	79,3011%	-0,206989	-20,6989%
2008	4,0641	-1,1421	0,780631	78,0631%	-0,219369	-21,9369%
2009	8,2068	4,1428	2,019363	201,9363%	1,019363	101,9363%
2010	9,3952	1,1884	1,144802	114,4802%	0,144802	14,4802%
2011	7,8589	-1,5363	0,836480	83,6480%	-0,163520	-16,3520%
2012	8,9116	1,0526	1,133943	113,3943%	0,133943	13,3943%
2013	8,1378	-0,7738	0,913168	91,3168%	-0,086832	-8,6832%
2014	7,4306	-0,7072	0,913099	91,3099%	-0,086901	-8,6901%

B Výstupy z programu Gretl – model miery nezamestnanosti

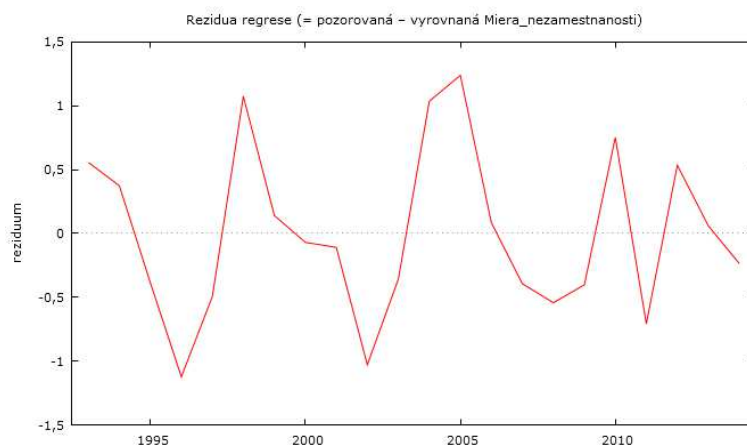
Tab. 8 Kompletný výstup modelu miery nezamestnanosti

	Koeficient	Smer. chyba	t-podiel	p-hodnota	
Konštanta	4,07618	0,757360	5,382	6,11e-05	***
Čas	0,732715	0,244518	2,997	0,0085	***
Čas²	-0,0556539	0,0115136	-4,834	0,0002	***
z₁	-16,1295	4,90868	-3,286	0,0047	***
z_t	1,24918	0,291742	4,282	0,0006	***
z₂	3,05450	0,831271	3,674	0,0020	***

Stredná hodnota závisle premennej	7,367986	F(5,16)	17,87257
Sm. odchýlka závislej premennej	1,690873	P-hodnota (F)	4,81e-06
Súčet štvorcov reziduí	9,117462	Logaritmus vierohodnosti	-21,52729
Sm. chyba regresie	0,754878	Akaikovo kritérium	55,05457
Koeficient determinácie	0,848144	Schwarzovo kritérium	61,60083
Adjustovaný koeficient determinácie	0,800689	Hannan-Quinnovo kritérium	56,59667
rho (koeficient autokorelácie)	0,151622	Durbin-Watsonova štatistika	1,658576

Tab. 9 Výsledky testov modelu miery nezamestnanosti

Názov testu	Štatistika	p-hodnota	H0	Záver
RESET test	$F(2,14) = 0,738698$	0,495463	Model je správne špecifikovaný.	χ^3
LM test (druhé mocniny)	LM = 4,06387	0,131082	Funkčná forma je správna.	χ
Whiteov test	LM = 9,41384	0,583751	Homoskedasticita chybového člena.	χ
Durbin-Watsonov test	1,65858	0,0172829	Autokorelácia 1.radu sa nevyskytuje	\checkmark^4
Chí-kvadrát test dobrej zhody	$\chi^2(2) = 0,625$	0,73146	Chybový člen má normálne rozdelenie	χ



Obr. 18 Graf reziduí modelu miery nezamestnanosti

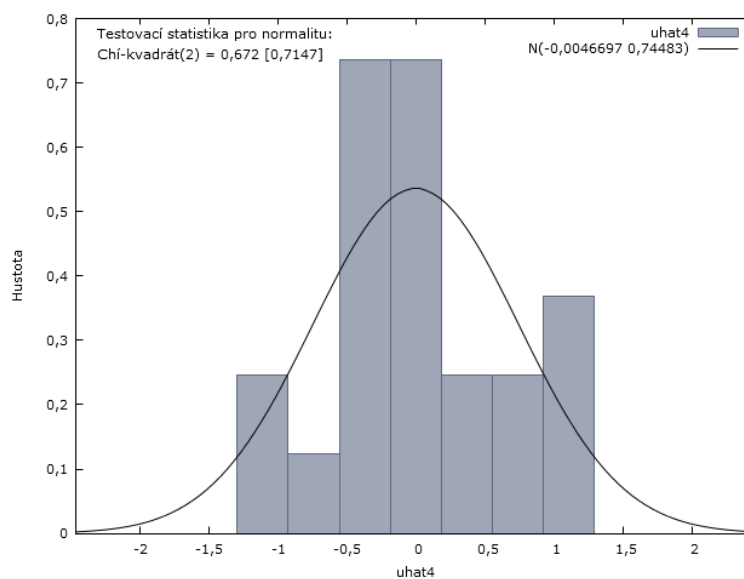
³ χ značí nezamietnutie nulovej hypotézy

⁴ \checkmark značí zamietnutie nulovej hypotézy

Tab. 10 Výsledný model po odstránení autokorelácie

	Koeficient	Smer. chyba	t-podiel	p-hodnota	
Konštanta	4,05168	0,816421	4,963	0,0001	***
Čas	0,757860	0,259861	2,916	0,0101	**
Čas²	-0,0564809	0,0125069	-4,516	0,0004	***
z₁	-16,1004	5,51090	-2,922	0,0100	***
z_t	1,24869	0,329262	3,792	0,0016	***
z₂	2,88383	0,866825	3,327	0,0043	***

Stredná hodnota závisle premennej	7,367986	F(5,16)	13,22479
Sm. odchýlka závislej premennej	1,690873	P-hodnota (F)	0,000033
Súčet štvorcov reziduí	8,876751	rho (koeficient autokorelácie)	0,068364
Sm. chyba regresie	0,744847	Durbin-Watsonova štatistika	1,824515
Koeficient determinácie	0,852277	Adjustovaný koeficient determinácie	0,806114



Obr. 19 Histogram reziduí modelu bez autokorelácie

Tab. 11 Skutočné a vyrovnané hodnoty modelu miery nezam.

Rok	Skutočné	Vyrovnané	Reziduum
1993	5,30943	4,76117	0,548258
1994	5,69203	5,43611	0,255920
1995	5,38739	5,87656	-0,489165
1996	4,99271	6,10637	-1,11366
1997	5,85498	6,22712	-0,372136
1998	7,54304	6,46791	1,07514
1999	9,67381	9,63923	0,0345810
2000	9,36067	9,41778	-0,0571082
2001	9,10798	9,17740	-0,0694270
2002	7,86357	8,85356	-0,989993
2003	8,09919	8,26729	-0,168104
2004	8,94568	7,83900	1,10668
2005	8,48911	7,42086	1,06824
2006	6,56503	6,68735	-0,122318
2007	5,20614	5,61048	-0,404344
2008	4,06408	4,53600	-0,471926
2009	8,20685	8,53195	-0,325107
2010	9,39521	8,58233	0,812880
2011	7,85891	8,69616	-0,837250
2012	8,91156	8,25281	0,658743
2013	8,13775	8,15606	-0,0183054
2014	7,43057	7,65490	-0,224334

C Elementárne charakteristiky vývoja počtu evidovaných absolventov VŠ

Tab. 12 Elementárne charakteristiky absolventov VŠ evid. na ÚP

t	yt	dt	kt	100kt (%)	δt	100δt (%)
2002:1	2 576					
2002:2	5 007	2 431	1,943711	194,3711%	0,943711	94,3711%
2003:1	2 767	-2 240	0,552626	55,2626%	-0,447374	-44,7374%
2003:2	4 692	1 925	1,695699	169,5699%	0,695699	69,5699%
2004:1	2 309	-2 383	0,492114	49,2114%	-0,507886	-50,7886%
2004:2	4 266	1 957	1,847553	184,7553%	0,847553	84,7553%
2005:1	1 522	-2 744	0,356774	35,6774%	-0,643226	-64,3226%
2005:2	3 007	1 485	1,975690	197,5690%	0,975690	97,5690%
2006:1	1 235	-1 772	0,410708	41,0708%	-0,589292	-58,9292%
2006:2	2 832	1 597	2,293117	229,3117%	1,293117	129,3117%
2007:1	977	-1 855	0,344986	34,4986%	-0,655014	-65,5014%
2007:2	2 358	1 381	2,413511	241,3511%	1,413511	141,3511%
2008:1	914	-1 444	0,387617	38,7617%	-0,612383	-61,2383%
2008:2	2 572	1 658	2,814004	281,4004%	1,814004	181,4004%
2009:1	1 229	-1 343	0,477838	47,7838%	-0,522162	-52,2162%
2009:2	3 207	1 978	2,609439	260,9439%	1,609439	160,9439%
2010:1	1 832	-1 375	0,571250	57,1250%	-0,428750	-42,8750%
2010:2	3 831	1 999	2,091157	209,1157%	1,091157	109,1157%
2011:1	2 124	-1 707	0,554424	55,4424%	-0,445576	-44,5576%
2011:2	3 952	1 828	1,860640	186,0640%	0,860640	86,0640%
2012:1	1862	-2 090	0,471154	47,1154%	-0,528846	-52,8846%
2012:2	3934	2 072	2,112782	211,2782%	1,112782	111,2782%
2013:1	1853	-2 081	0,471022	47,1022%	-0,528978	-52,8978%
2013:2	4 306	2 453	2,323799	232,3799%	1,323799	132,3799%
2014:1	2 420	-1 886	0,562007	56,2007%	-0,437993	-43,7993%
2014:2	4 099	1 679	1,693802	169,3802%	0,693802	69,3802%

D Výstupy z programu Gretl – model počtu absolventov VŠ

Tab. 13 Kompletný výstup modelu počtu nezam. absolventov

	Koeficient	Smer. chyba	t-podiel	p-hodnota	
Konštanta	5132,75	223,742	22,94	7,76e-016	***
Čas	-156,725	50,8067	-3,085	0,0058	***
Čas ²	-7,76731	3,61492	-2,149	0,0441	**
D ₁	-1900,85	113,078	-16,81	2,89e-013	***
z ₁	-6263,85	1137,33	-5,507	2,17e-05	***
z _t	561,958	100,331	5,601	1,76e-05	***

Stredná hodnota závisle premennej	2757,038	F(5,20)	83,50884
Sm. odchýlka závislej premennej	1194,626	P-hodnota (F)	1,06e-12
Súčet štvorcov reziduí	1630842	Logaritmus vierohodnosti	-180,4970
Sm. chyba regresie	285,5558	Akaikovo kritérium	372,9941
Koeficient determinácie	0,954290	Schwarzovo kritérium	380,5427
Adjustovaný koeficient determinácie	0,942863	Hannan-Quinnovo kritérium	375,1678
rho (koeficient autokorelácie)	-0,016244	Durbin-Watsonova štatistika	1,882482

Tab. 14 Výsledky testov modelu počtu nezam. absolventov

Názov testu	Štatistika	p-hodnota	H0	Záver
RESET test	F(1,19) = 11,5398	0,00302477	Model je správne špecifikovaný.	✓
LM test (druhé mocniny)	LM = 2,32765	0,31229	Funkčná forma je správna.	✗
Whiteov test	LM = 17,2236	0,189282	Homoskedasticita chybového člena.	✗
Durbin-Watsonov test	1,88248	0,15334	Autokorelácia 1. radu sa nevyskytuje	✗
Chí-kvadrát test dobrej zhody	Chí ² (2) = 0,436	0,80413	Chybový člen má normálne rozdelenie	✗

E Miera nezamestnanosti absolventov VŠ podľa odborov

Tab. 15 Miera nezamestnanosti absolventov VŠ podľa odborov

	2009	2010	2011	2012	2013	Priemer
Lekárske	2,523%	3,794%	3,650%	2,782%	5,362%	3,622%
Právnické	1,883%	3,567%	4,317%	4,483%	5,150%	3,880%
Ekonomické	3,391%	5,302%	5,354%	4,803%	5,907%	4,951%
Humanitné	3,684%	4,671%	5,58%	5,322%	5,690%	4,989%
Filozofické	3,393%	5,200%	6,331%	5,031%	4,838%	4,959%
Technické	4,477%	6,561%	6,849%	5,739%	6,668%	6,059%
Umelecké	4,720%	6,629%	6,423%	6,080%	5,969%	5,964%
Prírodovedné	3,985%	5,395%	5,985%	4,865%	5,731%	5,192%
Polícajné a vojenské	1,600%	1,300%	1,600%	1,500%	1,800%	1,560%
Pedagogické	3,898%	5,025%	5,546%	4,852%	5,719%	5,008%

Zdroj: výpočet podľa dát dostupných z VysokeSkoly.com (2016)