

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra statistiky



Bakalářská práce

Diferenciace mezd v ČR

Simona Fialová

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ BAKALÁŘSKÉ PRÁCE

Simona Fialová

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Diferenciace mezd v ČR

Název anglicky

Wage differentials in the Czech Republic

Cíle práce

Cílem práce bude analýza vývoje velikosti průměrných hrubých mezd a mediánu mezd, zjištění rozdílů ve vývoji těchto ukazatelů v regionech ČR v letech 2011-2019 s následným stanovením prognóz pro další období. Podrobnější analýzy se budou týkat analýzy závislosti mzdové disparity ČR na základě vzdělanostní struktury obyvatelstva, genderových rozdílů a odvětví, v němž jsou pracovníci zaměstnáni.

Metodika

Pro dosažení cíle bude zvolena metoda komparace a využity základní metody explorační a indexní analýzy a analýzy časových řad. V případě vhodných disponibilních dat mohou být do práce zařazeny i metody regresní a korelační analýzy.

Doporučený rozsah práce

30-60 stran

Klíčová slova

mzdová disparita, vývojové tendence, regiony ČR

Doporučené zdroje informací

- ANÝŽOVÁ, Petra a Jiří VEČERNÍK, 2019. Vzdělání, dovednosti a mobilita: Zaměstnání a trh práce v České republice a evropských zemích. Praha: Karolinum. ISBN 978-80-246-4294-9.
- BRČÁK, Josef, Dana STARÁ a Bohuslav SEKERKA, 2014. Makroekonomie: Teorie a praxe. Plzeň: Nakladatelství a vydavatelství Aleš Čeněk. ISBN 978-80-7380-492-3.
- HINDLS, Richard a kolektiv autorů, 2007. Statistika pro ekonomy. Praha: Professional Publishing. ISBN 80-8694-643-6.
- JUREČKA, Václav, 2018. Mikroekonomie. Praha: Grada. ISBN 978-80-271-0146-7.
- SAMUELSON, Paul A. a William D. NORDHAUS, 1995. Ekonomie. Praha: Nakladatelství Svoboda. ISBN 80-205-0494-X.
- SVATOŠOVÁ, Libuše a Bohumil KÁBA, 2016. Statistické metody II. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze. ISBN 978-80-213-1736-9.
- ŠUBRT, Bořivoj, 2014. Obsluha mzdy a platu. Praha: Anag. ISBN 978-80-726-3887-1

Předběžný termín obhajoby

2020/21 LS – PEF

Vedoucí práce

prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.

Garantující pracoviště

Katedra statistiky

Elektronicky schváleno dne 11. 11. 2020

prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 12. 11. 2020

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 23. 02. 2021

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou bakalářskou práci "Diferenciace mezd v ČR" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucí bakalářské práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené bakalářské práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 12.3.2021

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala prof. Ing. Libuši Svatošové, CSc. za odborný dohled při zpracování této bakalářské práce, za vstřícnost, cenné rady a připomínky.

Diferenciace mezd v ČR

Abstrakt

Bakalářská práce objasňuje mzdovou diferenciaci v České republice v letech 2011–2019. Mezi analyzované determinanty mzdové disparity bylo zařazeno ekonomické odvětví, dosažené vzdělání a pohlaví. Práce je koncentrována na popis vývojové tendence mezd v rámci celé České republiky včetně mzdové prognózy následujícího roku. Dále je pozornost věnována regionálním rozdílům ve výdělcích. K dosažení těchto cílů byly využity metody popisné statistiky, analýzy časových řad a jejich elementární charakteristiky, postupy regresní a korelační analýzy. Při zkoumání mezd vybraných determinantů byla potvrzena jejich diferenciaci. Byl zjištěn významný rozdíl mezd v závislosti na odvětví, přičemž nejvyšší mzdové hladiny z šetřených odvětví dlouhodobě dosahuje sektor vzdělávání. S jistotou byl potvrzen enormní přesah dosaženého vzdělání do mzdového příjmu. Na závěr byl identifikován sblížující se trend mezd zaměstnanců odlišného pohlaví.

Klíčová slova: mzdy, mzdová disparita, mzdový vývoj ČR, prognóza mzdy, regiony ČR, odvětví sekce CZ–NACE, vzdělanostní struktura, genderové rozdíly

The wage differentials in the Czech Republic

Abstract

The bachelor thesis explains wage differentials in the Czech Republic in 2011–2019. Among analysed determinants were selected economic section, educational achievement, and gender. Thesis is also focused on wage description of development in the Czech Republic including wage prediction for the next year and regional wage differences. To achieve the aim of this thesis the methods of descriptive statistics, time series analysis and its elementary characteristics, methods of regression and correlation analysis were applied. During the statistical research the wage differences of selected determinants were confirmed. A significant wage difference depending on economic section was detected with the highest wage level in education for the long term. With certainty the enormous influence of educational attainment on wage income was affirmed. In conclusion was found out, that the wage disparities between women and men are getting converged.

Keywords: wages, wage disparities, wage development in the Czech Republic, wage prognose, regions of the Czech Republic, CZ–NACE section, educational structure, gender differences

Obsah

1 Úvod.....	13
2 Cíl práce	14
3 Metodika práce.....	14
3.1 Zdroje dat	14
3.2 Popisná statistika.....	14
3.3 Testy hypotéz o průměrech	15
3.4 Analýza časových řad	15
3.4.1 Elementární charakteristiky časových řad	15
3.4.2 Dekompozice časových řad	16
3.4.3 Vyrovnávání neperiodické časové řady a volba jejího trendu.....	17
3.4.4 Konstrukce předpovědí časových řad	18
3.4.5 Korelace časových řad	18
3.5 Indexní analýza	19
4 Teoretická východiska	20
4.1 Trh práce	20
4.1.1 Nabídka práce	20
4.1.1.1 Substituční a důchodový efekt.....	21
4.1.1.2 Křivka nabídky práce a poptávky po práci.....	21
4.1.2 Poptávka po práci.....	21
4.1.3 Rovnováha na trhu práce	22
4.1.3.1 Křivka rovnováhy na trhu práce	23
4.1.4 Nezaměstnanost	23
4.1.5 Identifikace obyvatelstva na trhu práce	23
4.1.6 Míra nezaměstnanosti	24
4.1.7 Podíl nezaměstnaných osob a míra ekonomické aktivity	24
4.1.8 Typy nezaměstnanosti.....	24
4.1.9 Přirozená míra nezaměstnanosti	25
4.1.10 Phillipsova křivka	25
4.2 Systém odměňování pracovníků a jejich motivace	26
4.2.1 Formy mzdy a její trendy v odměňování	27
4.2.2 Funkce mzdy	28
4.2.3 Čistá mzda.....	29
4.2.4 Minimální mzda.....	29
4.2.5 Motivační faktory	29
4.3 Mzdové rozdíly	30

4.3.1	Důchod a bohatství	30
4.3.2	Lorenzova křivka	31
4.3.3	Vybrané determinanty mzdových nerovností	31
4.3.3.1	Vzdělání.....	31
4.3.3.2	Gender	32
4.3.3.3	Rasa	32
5	Vlastní práce	33
5.1	Mzdové trendy ČR	33
5.1.1	Vývoj průměrné hrubé mzdy a mediánu mezd ČR v letech 2011–2019 ..	33
5.1.2	Predikce průměrné hrubé mzdy ČR.....	35
5.2	Regionální rozdělení mezd ČR	36
5.2.1	Průměr a medián mezd v jednotlivých regionech ČR	37
5.2.2	Vývoj regionální disparity mezd ČR v letech 2011-2019	38
5.2.3	Fluktuace zaměstnanců mzdové sféry v jednotlivých regionech ČR	39
5.3	Diferenciace mezd ČR dle vybraných determinantů	40
5.3.1	Diferenciace mezd zaměstnanců dle odvětví CZ–NACE.....	40
5.3.1.1	Sekce A – Zemědělství, lesnictví a rybářství	42
5.3.1.2	Sekce N – Administrativní a podpůrné činnosti.....	43
5.3.1.3	Sekce P – Vzdělávání	44
5.3.1.4	Sekce Q – Zdravotní a sociální péče	45
5.3.2	Diferenciace mezd zaměstnanců dle vzdělanostní struktury KKO V.....	46
5.3.2.1	Základní a nedokončené vzdělání	48
5.3.2.2	Střední vzdělání s maturitou	49
5.3.2.3	Vysokoškolské vzdělání	50
5.3.3	Diferenciace mezd zaměstnanců dle pohlaví.....	51
5.3.3.1	Faktor muži.....	52
5.3.3.2	Faktor ženy	53
6	Výsledky a diskuse	54
6.1	Mzdové trendy ČR	54
6.2	Regionální rozdělení mezd ČR	54
6.3	Diferenciace mezd ČR dle vybraných determinantů	55
6.3.1	Diferenciace mezd zaměstnanců dle odvětví CZ–NACE.....	55
6.3.2	Diferenciace mezd zaměstnanců dle vzdělanostní struktury KKO V.....	56
6.3.3	Diferenciace mezd zaměstnanců dle pohlaví.....	56
7	Závěr.....	57
7.1	Citovaná literatura.....	58

7.2	Odborné články	59
7.3	Elektronické publikace	59
7.4	Legislativní dokumenty	61
8	Přílohy	62

Seznam grafů

Graf 1	Zpětně zahnutá křivka nabídky práce	21
Graf 2	Poptávka po práci	21
Graf 3	Rovnováha na trhu práce	23
Graf 4	Bodový graf vývoje průměrných mezd ČR proložený přímkou a parabolou	35
Graf 5	Grafická prognóza vývoje průměrných mezd ČR pro rok 2020	36
Graf 6	Regionální vývoj průměrných hrubých mezd a mediánu mezd ČR (2011–2019) ...	37
Graf 7	Grafický vývoj mzdové disparity dle odvětví CZ–NACE	41
Graf 8	Grafický vývoj mzdové disparity dle vzdělanostní struktury KKO V	47
Graf 9	Grafický vývoj mzdové disparity dle pohlaví	51

Seznam tabulek

Tabulka 1	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele ČR	34
Tabulka 2	Regionální výpočty koeficientu růstu	39
Tabulka 3	Výpočet koeficientu růstu vybraných odvětví CZ – NACE	42
Tabulka 4	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce A	43
Tabulka 5	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce N	44
Tabulka 6	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce P	45
Tabulka 7	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce Q	46
Tabulka 8	Výpočet koeficientu růstu vybraných vzdělanostních struktur KKO V	48
Tabulka 9	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele obyvatel ZŠn	49
Tabulka 10	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele obyvatel SŠm	50
Tabulka 11	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele obyvatel VŠ	50
Tabulka 12	Výpočet koeficientu růstu mužů a žen	52
Tabulka 13	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele mužů	52
Tabulka 14	Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele žen	53

Seznam příloh

Příloha 1	Lorenzova křivka	62
Příloha 2	Genderové rozdíly	62
Příloha 3	Výsledky regresní analýzy, lineární trend vývoje mezd ČR	62
Příloha 4	Výsledky regresní analýzy, kvadratický trend vývoje mezd ČR	62
Příloha 5	SW test normality mezd ČR	63
Příloha 6	Prognóza vývoje průměrné hrubé mzdy ČR pro rok 2020	63
Příloha 7	Regionální průměr a medián mezd, bazický index, absolutní přírůstek	63
Příloha 8	Pomocné výpočty IPS, ISS, ISTR	64
Příloha 9	SW test při konstrukci analýzy rozptylu vybraných odvětví	64
Příloha 10	Leveneův test při konstrukci analýzy rozptylu vybraných odvětví	64
Příloha 11	Výsledek ANOVA při analýze faktoru odvětví	65
Příloha 12	Scheffeho test podrobného zhodnocení mezd odvětví	65

Příloha 13	Výsledky regresní analýzy mezd sekce A.....	65
Příloha 14	SW test normality mezd sekce A	65
Příloha 15	Korelace reziduí mezd sekce A s ČR.....	66
Příloha 16	Výsledky regresní analýzy mezd sekce N.....	66
Příloha 17	SW test normality mezd sekce N	66
Příloha 18	Korelace reziduí mezd sekce N s ČR.....	66
Příloha 19	Výsledky regresní analýzy mezd sekce P	67
Příloha 20	SW test normality mezd sekce P	67
Příloha 21	Korelace reziduí mezd sekce P s ČR.....	67
Příloha 22	Výsledky regresní analýzy mezd sekce Q.....	67
Příloha 23	SW test normality mezd sekce Q	68
Příloha 24	Korelace reziduí mezd sekce Q s ČR.....	68
Příloha 25	SW test při konstrukci analýzy rozptylu vzdělanostní struktury.....	68
Příloha 26	Leveneův test při konstrukci analýzy rozptylu vzdělanostní struktury.....	68
Příloha 27	Výsledek ANOVA při analýze faktoru vzdělanostní struktury	69
Příloha 28	Tukeyho metoda podrobného zhodnocení mezd vzdělanostní struktury	69
Příloha 29	Matice mzdového rozdílu vybraných vzdělanostních struktur	69
Příloha 30	Výsledky regresní analýzy mezd obyvatel ZŠn	70
Příloha 31	SW test normality mezd obyvatelstva ZŠn	70
Příloha 32	Korelace reziduí mezd struktury ZŠn s ČR.....	70
Příloha 33	Výsledky regresní analýzy mezd obyvatel SŠm	70
Příloha 34	SW test normality mezd obyvatelstva SŠm	71
Příloha 35	Korelace reziduí mezd struktury SŠm s ČR.....	71
Příloha 36	Výsledky regresní analýzy mezd obyvatel VŠ.....	71
Příloha 37	SW test normality mezd obyvatelstva VŠ.....	71
Příloha 38	Korelace reziduí mezd struktury VŠ s ČR	72
Příloha 39	Dvouvýběrový t – test	72
Příloha 40	Výsledky regresní analýzy mezd mužů.....	72
Příloha 41	SW test normality mezd mužů	72
Příloha 42	Korelace reziduí mezd mužů s ČR.....	73
Příloha 43	Výsledky regresní analýzy mezd žen	73
Příloha 44	SW test normality mezd žen.....	73
Příloha 45	Korelace reziduí mezd žen s ČR	73

Seznam použitých zkratk

ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
EU	Evropská unie
IPS	Index proměnlivého složení
ISS	Index stálého složení
ISTR	Index struktury
KKOV	Klasifikace kmenových oborů vzdělání
MPSV	Ministerstvo práce a sociálních věcí
MŠMT	Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy

SW	Shapiro–Wilkův test
ZŠn	Základní a nedokončené vzdělání
SŠbm	Střední vzdělání bez maturitní zkoušky
SŠm	Střední vzdělání s maturitní zkouškou
VOB	Vyšší odborné a bakalářské vzdělání
VŠ	Vysokoškolské vzdělání

1 Úvod

Rozhodujícím zdrojem peněžních příjmů domácností jsou mzdy, které se v roce 2019 dle šetření MPSV (2020, cit. 4.03.21) podílely na celkovém příjmu domácností z 44,7 %. Z toho vyplývá míra důležitosti odměny za práci nejen pro zaměstnance, ale i pro jejich zaměstnavatele a stát. Výše mzdy je výsledkem zaměstnancových schopností, vynaloženého úsilí a dlouhodobě podávaných výkonů. V zájmu každého je maximalizovat své mzdové ohodnocení na němž závisí jeho životní úroveň, a které je ovlivněno mnoha faktory. Mezi nejdůležitější determinanty výše výdělku patří ekonomický sektor, ve kterém jsou lidé zaměstnáni a vzdělanostní stupeň, kterého dosáhli. Dále region, ve kterém obyvatelé vykonávají svou práci, a kvůli němuž jsou ochotni, díky ekonomické atraktivitě jiného regionu, fluktuovat. Mzdová distribuce je dlouhodobě ovlivňována také problematikou ageismu či genderovou diskriminací na trhu práce. Mzdové rozdíly patří k často diskutovaným otázkám, a v evropském porovnávání mzdových nerovností byla Česká republika zařazena mezi země s průměrným stupněm nerovnosti.

ČR se dlouhodobě řadí k evropským zemím s nízkou mzdovou úrovní v porovnání se západními státy, a v roce 2019 dosáhla její průměrná hrubá měsíční nominální mzda na přepočtené počty zaměstnanců v národním hospodářství výše 34 125 Kč (ČSÚ, 2020, cit. 14.02.21). Tuzemské mzdy se roku 2019 podílely ze 43 % na celkovém průměru EU a roku 2018 z 58 % na průměru zemí OECD (Fialová, 2020, cit. 14.02.21). V současné době se do vývoje průměrných mezd promítá ekonomická nestabilita, zvýšení obecné míry nezaměstnanosti a struktura propouštěných zaměstnanců. Tyto skutečnosti mzdovou problematiku ještě více akcentují. Do budoucna lze očekávat stagnaci či propad růstu reálných mezd z důvodu celosvětové pandemie a zrychleným inflačním tlakům.

Bakalářská práce bude sestávat z teoretických východisek a vlastní práce. Teoretická východiska práce budou objasňovat mechanismus trhu práce, typy nezaměstnanosti, systém odměňování zaměstnanců včetně jejich motivace a faktory mzdových rozdílů. Vlastní práce bude pojednávat o zhodnocení mzdové disparity a vývoji mezd v ČR a jejich regionech. Hlavním záměrem bude indikovat diferenciaci mezd zaměstnanců dle různorodých sektorů odvětví, dosaženého vzdělání a pohlaví.

V závěru bakalářské práce budou vyhodnoceny dosažené výsledky a shrnuty odpovědi na stanovený cíl práce.

2 Cíl práce

Hlavním cílem práce bude analýza závislosti mzdové disparity ČR na základě vzdělanostní struktury obyvatelstva, genderových rozdílů a odvětví, v němž jsou pracovníci zaměstnáni.

Parciální cíl práce bude koncentrován na zachycení vývojové tendence průměrných hrubých mezd a mediánu mezd ČR v letech 2011–2019 včetně prognózy mzdy. Dále bude zkoumán rozdíl ve vývoji těchto ukazatelů včetně mzdové diferenciaci v jednotlivých regionech ČR.

3 Metodika práce

Pro dosažení cíle bude zvolena metoda komparace a využity základní metody explorační a indexní analýzy a analýzy časových řad. K určení vztahu vývoje mezd jednotlivých determinantů ovlivňující její výši a vývoje mezd v ČR budou použity metody regresní a korelační analýzy. Veškeré analýzy budou konstruovány v softwarovém programu Statistica 12.0 SP3.

3.1 Zdroje dat

Ke zpracování praktické části této bakalářské práce jsou použita podkladová data statistického šetření Informačního systému o průměrném výdělku, jehož činnost podléhá programu statistického zjišťování vyhlášeného Českým statistickým úřadem. Vlastní práce operuje s údaji vymezenými časovou řadou v letech 2011–2019.

K posuzování mzdové disparity na základě odvětví, v němž je populace zaměstnána, jsou použita data sekce ekonomických činností CZ–NACE. Pomocí metody komparace jsou analyzována čtyři specifická odvětví – zemědělství, lesnictví, rybářství; administrativní a podpůrná činnost; zdravotní a sociální péče; vzdělávání. Ke zjišťování vztahu mzdy a vzdělání jsou podrobně zhodnoceny tři skupiny vzdělanostního složení obyvatel ČR dle KKOV – základní a nedokončené, střední vzdělání s maturitou, vysokoškolské vzdělání.

3.2 Popisná statistika

Deskripce statistického souboru je zaměřena především na polohu (úroveň) rozdělení četností a variabilitu (rozptýlení) těchto hodnot (Hindls, 2007, s. 29). Charakteristiky polohy určují takovou střední hodnotu souboru, kolem níž se koncentrují hodnoty tohoto souboru. Kdežto charakteristiky variability vyjadřují rozptýlení hodnot daného souboru, tedy určují

rozmezí, v němž se výběrové hodnoty pohybují. Nejčastějším ukazatelem polohy, který bude v práci užít, je prostý aritmetický průměr \bar{x} . Ze specifík výpočtu aritmetického průměru vyplývá, že změna jakékoliv hodnoty zkoumaného souboru se ihned projeví na výsledku. Můžeme tedy konstatovat, že aritmetický průměr je citlivý na odlehlé extrémní hodnoty, a z tohoto důvodu jej nelze považovat za reprezentanta daného souboru. Proto je v práci použit i medián \tilde{x} , který není determinována hrubými chybami, a lze ho vyjádřit prostřední hodnotou řady pozorování seřazenou dle velikosti (Kába & Svatošová, 2013, s. 43).

3.3 Testy hypotéz o průměrech

K ověření mzdové disparity na základě odvětví sekce CZ–NACE, ve kterém jsou lidé zaměstnání a vzdělanostního složení zaměstnaných bude použita jednoduchá analýza rozptylu ANOVA. První etapa analýzy rozptylu o $m > 2$ nezávislých výběrech normálního rozdělení testuje nulovou hypotézu o shodě průměrných mezd. Zamítnutím nulové hypotézy se ve druhé etapě zjišťují signifikantní rozdíly mezi jednotlivými soubory hrubých průměrných mezd pomocí metod mnohonásobného porovnávání. Konkrétně bude užita Scheffého metoda a Tukeyova metoda. Použitelnost analýzy je podmíněna předpokladem normality a homogenity rozptylu, která bude ověřena Shapiro–Wilkovým a Leveneovým testem (Kába & Svatošová, 2012, s. 80).

Předpoklad mzdových rozdílů bude zkoumán u souborů průměrných mezd mužů a žen pomocí dvouvýběrového t–testu. Nejprve bude ověřena shoda rozptylů za využití F–testu. Pokud software Statistica vyhodnotí $p\text{-hodnota} > \alpha$, nezamítáme hypotézu o shodě dvou rozptylů. Dále bude přistoupeno k samotnému t–testu, kde o zamítnutí či přijetí nulové hypotézy opět rozhodne $p\text{-hodnota}$ (Kába & Svatošová, 2012, s. 60).

3.4 Analýza časových řad

Významnou úlohou statistických analýz ekonomických jevů je zkoumání jejich dynamiky. Časová řada je definována jako řada hodnot věcně a prostorově vymezeného ekonomického ukazatele, která je uspořádána v čase. V případě této bakalářské práce je ekonomický ukazatel reprezentován hrubou mzdou (Arlt & Arltová, 2009, s. 14).

3.4.1 Elementární charakteristiky časových řad

Elementární charakteristiky slouží k monitorování rychlosti změn hodnot pozorovaného ukazatele v závislosti na čase.

- a) Zástupcem absolutních charakteristik je absolutní přírůstek neboli první diference a lze ji definovat jako rozdíl dvou sousedních naměřených hodnot (3.1).

$$dy_t = y_t - y_{t-1} \quad \text{kde } t = 2, 3 \dots n \quad (3.1)$$

V praxi tyto diference vyjadřují absolutní přírůstek nebo úbytek pozorovaného ukazatele (mzdy) daného období oproti období přecházejícímu. Celkem jich je $n-1$.

- b) Druhá absolutní diference lze definovat jako rozdíl dvou sousedních absolutních přírůstků (3.2).

$$d^{(2)}y_t = dy_t - dy_{t-1} \quad \text{kde } t = 3, \dots n \quad (3.2)$$

Tato charakteristika udává absolutní zrychlení, resp. zpomalení zkoumané časové řady oproti předcházejícímu období. Celkem jich je $n-2$.

- c) Koeficient růstu je představitelem relativních charakteristik růstu či poklesu a lze vyjádřit následovně (3.3).

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad \text{kde } t = 2, 3, \dots n \quad (3.3)$$

Koeficient růstu vyjadřuje rychlost změn pozorovaných hodnot v časové řadě, a pokud jej vyjádříme v procentech můžeme hovořit o tempu růstu.

- d) Průměrný koeficient růstu \bar{k} je definován jako geometrický průměr jednotlivých koeficientů růstu k_t (3.4).

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{\frac{y_2}{y_1} * \frac{y_3}{y_2} \dots \frac{y_n}{y_{n-1}}} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \quad (3.4)$$

Výpočet tohoto ukazatele je opodstatněný pouze v případě, kdy časová řada vykazuje téměř monotónní vývoj (Kába & Svatošová, 2008, s. 38).

3.4.2 Dekompozice časových řad

V práci je užit klasický jednorozměrný model časové řady, který vychází z její dekompozice na čtyři složky časového pohybu za účelem identifikace pravidelného chování řady. Časovou řadu lze dekomponovat na trendovou složku T_t , sezónní složku S_t , cyklickou složku C_t a náhodnou (reziduální) složku ε_t . Vlastní rozklad může být aditivní (3.5) nebo multiplikativní (3.6) (Hindls, 2007. s. 243).

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \text{ kde } t = 1, 2, \dots n \quad (3.5)$$

$$y_t = T_t * S_t * C_t * \varepsilon_t, \text{ kde } t = 1, 2, \dots n \quad (3.6)$$

Trend charakterizuje dlouhodobé změny v průměrném chování časové řady, tj. v případě bakalářské práce analýza vývoje hrubých mezd obyvatelstva. Periodická složka, reprezentována sezónní a cyklickou složkou, je důsledkem působení opakujících se faktorů

na sledovaný jev. Reziduální kolísání je tvořeno náhodnými pohyby v průběhu časové řady, které nemají systematický charakter a zároveň slouží k pokrytí chyb v měření (Cipra, 1986, s. 17). Jestliže jsou periodické složky rovny nule, potom se jedná o neperiodickou časovou řadu. Z povahy mezd a jejich zkoumání v ročních intervalech vyplývá, že práce bude operovat s neperiodickými časovými řadami, které jsou charakterizovány trendem a náhodou složkou.

3.4.3 Vyrovnávání neperiodické časové řady a volba jejího trendu

Cílem analýzy neperiodických časových řad je popis základní tendence jejího vývoje, který spočívá ve stanovení trendu. Trend lze vystihnout dvěma postupy a těmi jsou metoda klouzavých průměrů a analytické vyrovnávání časových řad. Obě metody vyrovnávání časových řad slouží k substituování časové řady empirických hodnot y_1, y_2, \dots, y_n řadou hodnot bez periodického a náhodného kolísání. Metoda mechanického vyrovnání časových řad má řadu hrubých nedostatků, a proto bude v práci ke stanovení trendu použita metoda analytického vyrovnání časových řad.

Výběr trendové funkce závisí na matematické jednoduchosti, čemuž vyhovují vyrovnávací křivky jako např.: lineární, kvadratická, logaritmická, exponenciální, mocninná, odmocninná nebo logistická. Výběr vhodné trendové funkce se provádí empiricky. Strukturální parametry těchto trendových funkcí se nejčastěji určují pomocí metody nejmenších čtverců, kde je požadován minimální součet čtverců odchylek jednotlivých hodnot časové řady od trendu (3.7) (Kába & Svatošová, 2008, s. 43).

$$\sum_{t=1}^n (y_t - y_t') \rightarrow \min, \quad (3.7)$$

kde $y_t, t=1, \dots, n$ jsou pozorované hodnoty časové řady

$y_t', t=1, \dots, n$ jsou teoretické hodnoty sledované veličiny

Výběr vhodného modelu bude v praktické části v případě lineární závislosti učiněn na základě hodnoty koeficientu determinace $R^2, R^2 \in \langle 0, 1 \rangle$. V případě existence nelineární závislosti mezi veličinami lze hovořit o indexu determinace I^2 s obdobnou interpretací. Ukazatel popisuje kvalitu vyrovnání časové řady, tedy stupeň souladu empirických a teoretických hodnot. Nejvhodnější trendová funkce dosahuje maximální hodnoty tohoto ukazatele (Kába & Svatošová, 2012, s. 100).

Dalším předpokladem použitelnosti odhadnutého modelu je testování statistické významnosti strukturálních parametrů sestaveného modelu. Ze softwarového výstupu lze statistickou významnost indikovat dle nenulové p -hodnoty. Další předpoklad, který je

v praktické části ověřen je normalita reziduální složky, tj. rozdíl naměřených mezd a jejich vyrovnaných hodnot. Normalita reziduí bude ověřena pomocí Shapiro–Wilkova testu za použití histogramu i výpočtu. Pokud je p–hodnota větší než α , je možné přijmout nulovou hypotézu a prohlásit, že data pochází z normálního rozdělení.

3.4.4 Konstrukce předpovědi časových řad

K naplnění dílčího cíle práce bude předpovězena výše hrubých mezd v ČR pro rok 2020 pomocí metody extrapolace a pomocí průměrného koeficientu růstu. Metoda extrapolace vychází z deterministického přístupu, kdy je prognózovaný objekt pozorován v minulosti a přítomnosti, a zjištěné hodnoty jsou přeneseny do budoucnosti. Tyto předpovědi jsou konstruovány za předpokladu neměnnosti nebo alespoň relativní stability vývojových tendencí pozorovaného jevu, tzv. *ceteris paribus* (Hindls, 2007, s. 320). Po výpočtu předpovědi mzdy oběma metodami bude stanovena relativní chyba odhadu na základě již naměřených hodnot.

3.4.5 Korelace časových řad

K analyzování vztahu vývoje průměrných hrubých mezd ČR a vybraných determinantů výše mzdy bude použita korelační metoda časových řad. Na rozdíl od regresní analýzy, která popisuje průběh závislosti mezi kvantitativními statistickými znaky pomocí matematického modelu, korelační analýza popisuje těsnost závislosti mezi těmito znaky pomocí charakteristik korelace. V analytické části bude změřena síla vztahu mezd sledovaných časových řad pomocí koeficientu korelace r , $r \in \langle -1, 1 \rangle$, který je užíván v případě lineární závislosti. Pro zcela libovolný typ závislosti je odvozen index korelace I (Kába & Svatošová, 2012, s. 100).

Pro korektní interpretaci měr těsnosti korelační závislosti mezi průběhy dvou časových řad budou časové řady očištěny o trendovou složku, a složka reziduální bude sloužit jako odchylka pozorovaných a vyrovnaných hodnot. Z těchto hodnot bude poté stanovena intenzita závislosti prostřednictvím koeficientu či indexu korelace reziduí a následně proveden test významnosti koeficientu či indexu korelace v závislosti na výběru trendového modelu (Kába & Svatošová, 2008, s. 59). V softwaru Statistica je statistická významnost rozpoznatelná dle p–hodnoty ($p < \alpha$).

3.5 Indexní analýza

Indexní analýza slouží ke komparaci socio – ekonomických ukazatelů, které se odlišují věcnou, časovou a prostorovou povahou. Porovnávání je možné provést pomocí rozdílů ukazatele, kdy získáme absolutní přírůstek nebo jeho podílu, kdy získáme index.

V praktické části budou užity k popisu vývoje mezd nejen absolutní přírůstky a jejich relativní vyjádření (viz. 3.4.1), ale v části regionální disparity mezd i složené individuální indexy. Složené individuální indexy představují indexy stejnorodého extenzitního ukazatele q , který je absolutní nebo intenzitního ukazatele p , který je shrnován pomocí průměrů, a je tedy relativní.

Index proměnlivého složení bude odrážet výši průměrných mezd v krajích celkem a je definován jako součin dvou indexů, z nichž index stálého složení vyjadřuje vliv změny intenzitní složky při stálém působení složky extenzitní a index struktury vyjadřuje vliv změny složky extenzitní při konstantní váze složky intenzitní. Index struktury bude vyjadřovat, jak se na změně celkové průměrné mzdy v ČR podílí změna počtu obyvatel v jednotlivých krajích. Index stálého složení bude reflektovat, jak se na změně průměrné mzdy ČR podílí změna průměrných mezd v jednotlivých regionech (3.8) (Kába & Svatošová, 2008, s. 70).

$$\frac{\frac{\sum p_1 q_1}{\sum q_1}}{\frac{\sum p_0 q_0}{\sum q_0}} (IPS) = \frac{\frac{\sum p_1 q_1}{\sum q_1}}{\frac{\sum p_0 q_1}{\sum q_1}} (ISS) \cdot \frac{\frac{\sum p_0 q_1}{\sum q_1}}{\frac{\sum p_0 q_0}{\sum q_0}} (ISTR) \quad (3.8)$$

4 Teoretická východiska

4.1 Trh práce

Lidská práce je společně s půdou a kapitálem jedním ze základních výrobních faktorů. Výrobní faktor práce je charakterizován vědomou a účelovou lidskou činností, jejímiž nositeli jsou lidé disponující duševními a fyzickými předpoklady a talenty (Brčák & kol., 2013, s. 199). Trhem práce rozumíme místo, na němž jsou utvářeny podmínky zaměstnanosti včetně mezd a platů prostřednictvím nabídky práce a poptávky po ní (Němec, 2002, s. 8). Tento trh je vzájemně determinován makroekonomickými veličinami jako je zaměstnanost, inflace, ekonomický růst a rovnováha platební bilance. Trh práce je objektem vládní intervence v podobě pracovního zákonodárství kvůli jeho specifčnosti, která plyne ze skutečnosti, že nositelem „práce“ je lidská bytost se svými biologickými a psychickými charakteristikami a lidskými právy (Jurečka, 2018, s. 1104).

V současné době tvoří zásadní proměnu na trhu práce vstup generace Y do pracovního procesu. Podle časopisu Advertising Age, kde byl pojem poprvé použit, se jedná o generaci narozenou v rozmezí 1985–1995. Příslušníci této generace často kladou důraz na vysokoškolské vzdělání a disponují rozsáhlým objemem teoretických vědomostí s nedostatkem praxe. Základním požadavkem je pro ně kreativita a inovativnost, které současní zaměstnavatelé odmítají (Šnýdrová, 2014, s. 18).

4.1.1 Nabídka práce

Funkce nabídky práce je dána vztahem mezi cenou za jednotku práce W a množstvím práce L . Nabízející je majitelem výrobního faktoru práce, který je ochoten poskytnout určité množství práce při určité ceně práce (mzda) za hodinu (Brčák & kol., 2013, s. 203). Nabídka pracovních sil na trhu práce je závislá nejen na výši reálné mzdové sazby, ale i na nákladech obětované příležitosti v podobě volného času, kterého se vzdáme ve prospěch práce (Jírová, 1999, s. 8). Pokud si tedy dopřejeme volného času, tak náklady obětované příležitosti představují ztrátu výrobků a služeb, které bychom si za mzdu pořídili (Jurečka, 2018, s. 1112). Pro zjednodušení vysvětlení funkce nabídky práce, kterou reflektuje graf 1 předpokládáme dokonale konkurenční trh¹.

¹ Dokonale konkurenční trh má tyto rysy: pracovníci (nabídka práce) i firmy (poptávka po práci) jsou v pozici příjemců mzdy (tzv. wage takers), rovnost v kvalifikaci pracovníků, mobilita při změně zaměstnání bez dodatečných nákladů, existence dokonalé informovanosti (Jurečka, 2018, s. 1109).

S růstem mzdové sazby (do bodu C v grafu 1) se projevuje substituční efekt nabídkou práce, neboť každá hodina přináší více důchodu, ze kterého plyne větší užitek ze statků a služeb (Jírová, 1999, s. 8). Negativně skloněná křivka individuální nabídky (nad bodem C v grafu 1) práce značí převahu důchodového efektu nad substitučním (Jurečka, 2018, s. 1125).

4.1.1.1 Substituční a důchodový efekt

S rostoucí mzdou se cena volného času úměrně zdražuje vzhledem k jiným statkům a službám, které si spotřebitel může koupit. Růst mzdy tlumí zájem o volný čas, a naopak podněcuje k práci. Substituční efekt rostoucích mezd povzbuzuje pracovníky k nahrazování „zdraženého“ volného času prací (Jurečka, 2018, s. 1121). Od určité výše mzdy začíná majitel práce nabízené množství práce snižovat, neboť si při jeho důchodu může dovolit zakoupit požadované komodity včetně trávení volného času, který mu přináší větší užitek. Tento jen je nazýván důchodovým efektem (Brčák & kol., 2013, s. 203).

4.1.1.2 Křivka nabídky práce a poptávky po práci

Graf 1 Zpětně zahnutá křivka nabídky práce



Graf 2 Poptávka po práci



Zdroj: Jírová (1999), vlastní zpracování

4.1.2 Poptávka po práci

Poptávka po práci je tvořena firmami jakožto zaměstnavateli. Jedná se o poptávku odvozenou, která závisí na poptávce spotřebitelů po finálních výrobcích, které se pomocí práce produkují. Pro následující vysvětlení předpokládáme firmu maximalizující zisk a zainteresovanost na zvýšení produktu firmy.

Při nákupu práce se firmy rozhodují podle nákladů, které na ně musí vynaložit a podle výnosů, které díky zaměstnancům obdrží (Jírová, 1999, s. 9). Při rozhodování o počtu zaměstnaných jednotek firma najímá práci až do bodu, kdy se mezní přínos této práce MRP_L pro firmu rovná mezním nákladům firmy na tuto práci – mzdě, tj. $MRP_L = W$ (wage). Příjem z mezního produktu práce (MRP_L) vyjadřuje, o kolik se příjem firmy zvýší v důsledku zaměstnání dodatečné jednotky práce. Příjem z mezního produktu práce lze zjistit jako součin mezního fyzického produktu práce a ceny za jednotku produkce, tj. $MRP_L = MPP_L \times P_X$. Přičemž mezní fyzický produkt práce MPP_L je charakterizován jako množství fyzických jednotek produkce, které vyprodukuje dodatečná jednotka práce za předpokladu, že ostatní vstupy jsou konstantní a P_X je cena jednotky vyráběné produkce. V případě dokonalé konkurence se jedná o konstantní cenu. Křivka poptávky firmy po práci je shodná s křivkou příjmu z mezního produktu této práce (graf 2) (Jurečka, 2018, s. 1140).

4.1.3 Rovnováha na trhu práce

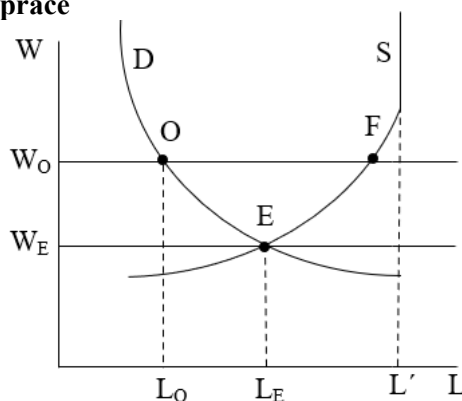
Rovnováha na trhu práce je dána jako průsečík křivky poptávky po práci a křivky nabídky práce. Průsečík E je rovnovážným bodem a vyjadřuje fakt, že při mzdě W_E se nabízené množství práce rovná poptávanému množství práce. Poptávková křivka D má klesající charakter, neboť se snižující se mzdou lze zaměstnat více pracovníků. Naopak se zvyšující se mzdou nabídka pracovních sil S pozitivně stoupá až do bodu L' (graf 3), který představuje bod plné zaměstnanosti.

Pokud se zvýší mzda na úroveň W_O například z důvodu nátlaku odborů, graf se separuje na tři segmenty. Segment $W_O O$ představuje množství zaměstnaných, přičemž při této výši mzdy zaměstnavatel počet pracovních sil snižuje. Segment $O F$ reprezentuje nedobrovolnou nezaměstnanost. Jedná se o ty pracovníky, kteří jsou ochotní nastoupit do práce při současné výši mzdy. Třetím segmentem $F L'$ jsou lidé, kteří dávají přednost volnému času před prací, z hlediska teorie zaměstnanosti hovoříme o tzv. dobrovolné nezaměstnanosti. Důsledek nátlaku odborů je sporný, dochází k požadovanému účinku zvýšení mezd, ale za cenu prohloubení nezaměstnanosti. Tato nezaměstnanost vyvolá tlak na úroveň mzdových sazeb, a dochází k obnově rovnovážné úrovně na trhu. Druhým extrémem je naopak nedostatek pracovníků na trhu, kdy zaměstnavatelé nemohou najít pracovníky k zaplnění volných pozic. Tento stav je projevem poklesu mzdy pod rovnovážnou úroveň. Tato slabina trvá tak dlouho,

dokud zaměstnavatelé nezvýší mzdovou sazbu a opět se neobnoví rovnováha na trhu (Jírová, 1999, s. 10). Pohyby mzdy uvažujeme za předpokladu stálých cen statků a služeb².

4.1.3.1 Křivka rovnováhy na trhu práce

Graf 3 Rovnováha na trhu práce



Zdroj: Jírová (1999), vlastní zpracování

4.1.4 Nezaměstnanost

Nezaměstnanost je makroekonomickým aspektem každé tržní ekonomiky, kde je jedním z výrobních faktorů námezdní práce (Brčák & kol., 2014, s. 140). Ekonomický dopad nezaměstnanosti lze vysvětlit pomocí Okunova zákona, který říká, že v období vysoké nezaměstnanosti se HNP³ pohybuje pod úrovní potenciálního HNP neboli že každá 2 % poklesu produktu pod úroveň potenciálního produktu má za následek zvýšení míry nezaměstnanosti o 1 %. Zvýšená nezaměstnanost vyjadřuje plýtvání zdroji, neboť během depresí nedosahuje ekonomika svého výrobního maxima.

Ať jsou ekonomické ztráty jakkoli vysoké, nedají se srovnávat se ztrátami sociálními, psychologickými a těmi, které zanechaly škody na lidských životech (Nordhaus & Samuelson, 1995, s. 285).

4.1.5 Identifikace obyvatelstva na trhu práce

Nezaměstnanost se dotýká obyvatelstva produktivního věku, což je věk ohraničený zakončením povinné školní docházky a odchodem do penze. Mezi zaměstnané řadíme osoby, které pracují na plný nebo částečný úvazek. Nezaměstnané osoby lze kvantifikovat tím, že se nenachází v pracovním poměru a ani neprovozují podnikatelskou činnost, avšak

² Přečet do stálých cen slouží k odstranění inflačních vlivů (Univerzita–Online, 2012, cit. 11.03.21).

³ Anglicky GNP (Gross National Product) vyjadřuje hodnotu finálních statků a služeb, které byly za určité období, zpravidla za jeden rok vyrobeny použitím národních výrobních faktorů (Brčák, Sekerka, Stará, 2014, s.19).

práci aktivně hledají. Hledat zaměstnání znamená v podmínkách ČR být evidovaný na úřadu práce, pravidelně se tam hlásit a být schopen nastoupit na uvolněné místo nejpozději do 14 dnů. Obě podmnožiny zaměstnaných a nezaměstnaných společně tvoří množinu ekonomicky aktivního obyvatelstva, také označovanou jako pracovní síla. Ostatní, kteří práci nemají a ani ji nehledají, nazýváme ekonomicky neaktivním obyvatelstvem. Řadíme mezi ně starobní důchodce, studenty, invalidy, osoby v domácnosti nebo osoby, které si zvolili alternativní způsob života (Jurečka, 2017, s. 707). Na základě této kategorizace obyvatelstva trh práce a jeho vývoj reflektuje několik níže zmíněných ukazatelů.

4.1.6 Míra nezaměstnanosti

Míra nezaměstnanosti u je vyjádřena jako podíl počtu nezaměstnaných osob k celkovému počtu ekonomicky aktivních obyvatel $u = \frac{U}{E+U} = \frac{U}{L}$ (Brčák & kol., 2014, s. 140). Tento údaj je vykazován jak za celou zemi, tak za jednotlivé regiony pomocí Výběrového šetření pracovních sil ČSÚ. Na základě tohoto průzkumu je stanovena obecná míra nezaměstnanosti, která slouží pro mapování situace na národním trhu i pro mezinárodní srovnání (Jurečka, 2017, s. 711).

4.1.7 Podíl nezaměstnaných osob a míra ekonomické aktivity

Podíl nezaměstnaných osob je stanoven MPSV ČR jako poměr počtu nezaměstnaných a počtu všech obyvatel práceschopného věku (15–65 let). Podíl nezaměstnaných osob slouží pro podrobnější analýzy v rámci ČR (Jurečka, 2017, s. 714). K 31. 1. 2021 byl podíl nezaměstnaných osob nejvyšší v Karlovarském kraji (5,85 %) a nejnižší v kraji Pardubickém (3,17 %) (ČSÚ, 2021, cit. 9.2.21). Míra ekonomické aktivity neboli koeficient pracovní participace vyjadřuje poměr ekonomicky aktivního obyvatelstva k počtu osob v produktivním věku (Brčák & kol., 2014, s. 141).

4.1.8 Typy nezaměstnanosti

Z hlediska příčiny vzniku nezaměstnanosti a podle jejích projevů v ekonomice lze dělit nezaměstnanost následujícím způsobem.

- a) **Frikční nezaměstnanost** zaznamenáváme v důsledku neustálého pohybu lidí mezi oblastmi a pracovními místy, který souvisí s životním cyklem obyvatelstva. V případě plné zaměstnanosti by zde docházelo k určité fluktuaci lidí, kteří hledají svou první práci po absolvování školy nebo po přestěhování se do jiného města (Nordhaus & Samuelson,

1995, s. 288). Tato nezaměstnanost má krátkodobý charakter a je výrazem pružnosti trhu práce, který má na ekonomiku pozitivní vliv. Její součástí je sezónní nezaměstnanost, která je vázána na roční období a jeho klimatická specifika. Z charakteru frikční nezaměstnanosti vyplývá, že se jedná o přirozený jev v ekonomice, a tudíž tvoří složku přirozené míry nezaměstnanosti.

- b) **Strukturální nezaměstnanost** vzniká v důsledku neshody mezi kvalifikačními požadavky na různé druhy prací a volnými pracovními místy a kvalifikací pracovníků, kteří hledají práci na daném území určitého období. Je také determinována poptávkou po statcích, a tudíž i po pracovnících v odvětvích, kde probíhá útlum. Východiskem z této situace je nezbytná forma rekvalifikace pracovníků nebo jejich přesun na území, kde je po nich poptávka. Druh strukturální nezaměstnanosti je součástí přirozené míry nezaměstnanosti a je považován za formu dobrovolné nezaměstnanosti (Brčák & kol., 2014, s. 145).
- c) **Cyklická nezaměstnanost** je pokládána za nedobrovolnou nezaměstnanost a je důsledkem hospodářského cyklu. Období recese přináší zvýšení nezaměstnanosti, oproti tomu období expanze značí její snížení. Je rozdílem mezi skutečnou a přirozenou mírou nezaměstnanosti (Jurečka, 2017, s. 737).

4.1.9 Přirozená míra nezaměstnanosti

Přirozená míra nezaměstnanosti u^* existuje v ekonomice právě tehdy, když se skutečný produkt Y nachází na úrovni potenciálního produktu Y^* . Tato míra popisuje situaci, kdy jsou pracovní zdroje v ekonomice optimálně využity a existuje – li nezaměstnanost, hovoříme o nezaměstnanosti dobrovolné. Přirozenou míru nezaměstnanosti u^* lze specifikovat jako takovou míru, při níž je skutečná a očekávaná míra inflace⁴ stejná, tj. neexistuje akcelerace ani decelerace inflace. K nezaměstnanosti dochází, když je produkt Y pod úrovní potenciálního produktu Y^* , tudíž není maximálně využit výrobní faktor práce, a lidé ztrácí svá dosavadní zaměstnání (Brčák & kol., 2014, s. 142).

4.1.10 Phillipsova křivka

Dynamika ekonomického růstu po 2. světové válce byla doprovázena relativně vysokou zaměstnaností, ale také růstem cenové hladiny, který tvůrce hospodářské politiky

⁴ Inflace je charakterizována projevem ekonomické nerovnováhy, jež podmiňuje růst cenové hladiny (Brčák & kol., 2014, s. 127).

znepokojoval. V roce 1958 Novozélandský ekonom A. W. Phillips zveřejnil v časopise *Economica* studii ohledně vzájemného vztahu nezaměstnanosti a dynamiky nominálních mzdových sazeb (Jurečka, 2017, s. 787). Tato původní mzdová Phillipsova křivka má negativní sklon a vyjadřuje nepřímo úměrný vztah mezi mírou nezaměstnanosti u a mírou nominálních mezd W , přičemž svislá osa měří mzdovou inflaci a vodorovná osa míru nezaměstnanosti. Tento vztah je možné vysvětlit tak, že při nízké míře nezaměstnanosti musí firmy k najmutí dodatečné jednotky práce nabídnout vyšší mzdu. Hodnotě dobrovolné nezaměstnanost odpovídá bod u^* , kde protíná Phillipsova křivka (PC) vodorovnou osu u a mzdová inflace je zde nulová. Od této křivky se očekávalo, že bude sloužit jako účinná instrukce hospodářské politiky, a proto Samuelson a Solow provedli další modifikaci, u níž předpokládali, že mají mzdy podíl na výrobních nákladech, a tak ovlivňují výši cen. Z toho vyplývá, že mzdová inflace vyvolává inflaci cenovou. Cenovou Phillipsovu křivku lze tedy definovat inverzním vztahem mezi mírou růstu inflace π a mírou nezaměstnanosti u (Brčák & kol., 2014, s. 153–155).

Ekonomické změny 60. a posléze 70. let 20. století potvrdily, že se nelze na Phillipsovu křivku jednoznačně spolehnout. Porušení dlouhodobě stabilního inverzního vztahu mezi mírou růstu mzdové nebo cenové inflace a mírou růstu nezaměstnanosti souvisejícího se strnulostí mezd a jejich pomalé adaptace na cenovou hladinu lze vysvětlit tzv. peněžní iluzí. Pracovníci mylně považují růst nominálních mezd v důsledku růstu cenové hladiny za růst reálných mezd. Jsou tedy motivováni k vyšší nabídce práce, tím roste výstup a klesá nezaměstnanost. Tento vývoj nezaměstnanosti pokračuje do té doby, než si zaměstnanci opožděně uvědomí skutečný důvod růstu svých nominálních mezd (Jurečka, 2017, s. 801).

4.2 Systém odměňování pracovníků a jejich motivace

Cílem systému odměňování je vytvořit kladný vztah zaměstnance k firmě a pozitivně ho podněcovat k aktivitě ve prospěch firemních cílů. Hledisko ekonomické popisuje odměnu za práci jako cenu práce, a je primárně důvodem, proč zaměstnanec nabízí svoji pracovní sílu zaměstnavateli. Právní pojetí definuje odměnu za práci jako základní pracovněprávní nárok zaměstnance a její poskytování je základní povinností zaměstnavatele a obsahem pracovního závazku.

Systém odměňování je nutné chápat z širšího hlediska jako celý soubor plnění ze strany zaměstnavatele, včetně zaměstnaneckých benefitů a dalších prvků, díky nimž se zaměstnanci zvyšuje užitek nejen v hmotných, ale i společenských potřebách. Proto je odměňování

zaměstnanců popisováno pomocí peněžitých a nepeněžitých forem. Peněžité formy zahrnují primárně mzdu nebo plat a mohou být také reprezentovány různými příspěvky. Nepeněžité formy hmotné povahy lze charakterizovat jako ekvivalent finanční náhrady např. formou osobního automobilu. Nepeněžité formy nehmotné povahy jsou hodnoceny na základě subjektivního uspokojení z práce či prestiže postavení zaměstnance (Šubrt, 2014, s. 18).

4.2.1 Formy mzdy a její trendy v odměňování

Finanční neboli hmotné odměňování si klade za své získávání a udržení kvalitních pracovníků, jejich motivaci ke zvyšování produktivity a zajištění spravedlnosti při tvorbě mzdových struktur. Trendy v odměňování reflektují odlišnost na základě náročnosti práce, schopností zaměstnance, dlouhodobých výsledků, náplně práce a hierarchického postavení dané pozice. Formu mzdy chápeme jako způsob odměňování vázaný na odpracovanou dobu a výkon práce a lze ji rozlišit následovně (Urban, 2017, s. 116–118).

- a) **Základní mzda (fixní)**, která může být sjednána tarifně nebo smluvně, čímž je myšlena např. mzda hodinová, týdenní a měsíční. Tato forma je vázána především na tržní ohodnocení jednotlivých profesí a zohledňuje přínos, nároky a požadavky, zkušenosti a výkon, které jsou na zaměstnance kladeny.
- b) **Hmotná odměna** je podmíněna osobní schopností zaměstnance a má motivovat ke zvýšení kvalifikace a schopností, ale také spravedlivě ocenit dlouhodobě výkonné zaměstnance. Je možné ji vyplatit ve formě nadtarifní složky mzdy.
- c) **Pohyblivá složka mzdy** také označována jako výkonová se vyplácí v podobě úkolové či akordní mzdy⁵. Dále formou odměn za zlepšovací návrhy nebo díky spoluúčasti na dosaženém výkonu či zisku organizace.
- d) **Mzdové příplatky** zohledňují zvláštní podmínky práce a pracovního místa, které zvyšují nároky na zaměstnance, a proto je dle zákoníku práce (Hlava II, §114–118) stanoveno pět povinných mzdových příplatků zohledňujících tyto překážky.
- e) **Zaměstnanecké benefity**, které tvoří předměty a služby, finanční příspěvky a různá cenová zvýhodnění. Cílí na spokojenost a stabilitu svých zaměstnanců.

⁵ Mzda závisí na množství vyprodukovaných kusů nebo provedených výrobních operací (Urban, 2017, s. 116–118).

4.2.2 Funkce mzdy

Dle zákoníku práce (§ 109 odst. 3 ZP) jsou zaměstnanci státu, územních samosprávných celků, státních fondů, školských právnických osob zřizovaných veřejnými subjekty a zásadně (až na výjimky) i příspěvkových organizacích, odměňováni platem. Z toho vyplývá, že ostatní zaměstnanci jsou odměněni mzdou, která vychází z cen práce jednotlivých profesí na pracovním trhu, a tak se stává do určité míry exogenně určena tržními silami (Urban, 2017, s. 119).

Mzda determinuje makroekonomické proporce tak, že suma mezd představuje náklady na výrobu, které se přetváří na poptávku po zboží a službách, a tím spojenou produkci a zaměstnanost v odvětvích výroby a služeb. Z hlediska mikroekonomického a makroekonomického rozměru autor Kleibl (1994, s. 5) definuje tři funkce mezd následovně.

a) Alokační funkce

Mzdová úroveň vytváří na pracovním trhu konkurenci a projevuje se alokováním potenciálních zaměstnanců k jednotlivým zaměstnavatelům tím směrem, kde jsou mzdové podmínky nejvyšší. V podmínkách ČR platí zásada o rovné mzdě upravená zákoníkem práce (§ 110, ZP) tak, že není možná koexistence rozdílné mzdy za rovnou práci u téhož zaměstnavatele např. podle regionálního umístění pracovišť (Šubrt, 2014, s. 39).

b) Selektivní funkce

Mzda představuje pro firmu náklady na výrobu, a zaměstnavatel by měl tento nákladový faktor zhodnotit do takové míry, aniž by snížil kvalitu produkce a dosáhl zisku. Mzda tedy působí jako selektivní faktor, který vydělí výrobce do dvou skupin. Jedni dokážou mzdové náklady zhodnotit a druzí disponují na trhu komparativní nevýhodou vysokých nákladů, a jsou nuceni trh opustit (Kleibl, 1994, s. 5).

c) Vyrovnávací funkce

Určením ceny práce neboli mzdy za předpokladu souladu mezi nabídkou práce a poptávkou po ní se v daném čase mezi nimi vyváží vztah, a nově vytvořená mzdová úroveň je cenou rovnováhy pro daný časový úsek a segment trhu. Můžeme tedy konstatovat, že tato výše následně ovlivňuje další makroekonomické aspekty, kterými je např. nezaměstnanost (Kleibl, 1994, s. 5).

4.2.3 Čistá mzda

Čistá mzda představuje reálnou výši odměny, kterou zaměstnanec obdrží za odvedenou práci od svého zaměstnavatele. Výpočet čisté mzdy je stanoven jako hrubá mzda snižená o zálohu na daň z příjmu fyzických osob ze závislé činnosti (15 % hrubé mzdy) po uplatnění slev na dani, dále snižená o sociální (6,5 % hrubé mzdy) a zdravotní pojištění (4,5 % hrubé mzdy) hrazené zaměstnancem (zákon č. 586/1992 Sb., o dani z příjmu, § 147 ZP).

4.2.4 Minimální mzda

Dle zákoníku práce (§ 111 odst. 1 ZP) je minimální mzda definována jako nejnižší přípustná výše odměny za práci v základním pracovněprávním vztahu. Jejím smyslem je ochrana proti poklesu mezd určitých segmentů trhu práce pod určitou úroveň danou ekonomickými, politickými a historickými podmínkami země. Výše hrubé minimální mzdy činí k datu 1.1. 2021 15 200 –, Kč a zvýšila se tak o 600 –, Kč oproti předchozímu roku (MPSV, 2021, cit. 9.2.21).

Oponenti politiky minimálních mezd argumentují tím, že minimální mzda je ekvivalentem přeplacení nekvalifikovaných pracovníků, která podněcuje růst ilegální zaměstnanosti v neoficiální ekonomice (Jurečka, 2018, s.1184).

4.2.5 Motivační faktory

Dobře motivovaní jedinci jsou lidé s předem vytyčenými cíli, kteří podnikají takové kroky, od nichž očekávají dosažení těchto cílů. Herzberg a kol. rozlišuje vnitřní a vnější motivaci. Zatímco při vnitřní motivaci lidé nabývají pocitu, že je jejich práce zajímavá a důležitá, dosahují při ní autonomie a příležitosti k růstu, vnější motivace je tvořena ze strany zaměstnavatele. Například zvýšením nebo naopak odepřením mzdy (Armstrong, 2009, s. 110). Nejpoužívanější model pracovní motivace, jehož autorem je Abraham Maslow, vychází z hierarchické povahy uspokojovaných potřeb. Hierarchický model lidských potřeb sahá od potřeb základních až po potřeby seberealizace. Tvrzení A. Maslowa, že uspokojená potřeba přestává motivovat naznačuje, že pracovní motivaci ovlivňují zejména potřeby neuspokojené. Maslowova pyramida potřeb sestává z následujících motivačních faktorů a lze ji vztáhnout na pracovní prostředí následným způsobem (Urban, 2017, s. 13).

a) **Fyziologické potřeby** jsou základní podmínkou přežití. Ve vztahu k práci lze tyto potřeby kvantifikovat mzdou. Z výzkumu Eda Dienera vyplývá, že uspokojení

základních potřeb je hlavním kritériem, na jehož základě lidé hodnotí kvalitu svého života (Maialeh, 2014, s. 5).

- b) **Potřeby jistoty, bezpečí a zdraví**, jejichž uspokojení závisí především na pracovních podmínkách či prostředí pracoviště.
- c) **Potřeby sociální**, které jsou vyjádřeny přátelstvím, sounáležitostí a sociálním přijetím. V pracovním prostředí je lze přirovnat k příjemné pracovní atmosféře.
- d) **Potřeby uznání**, které se vyznačují sebeúctou, prestiží a pozorností ostatních. Pokud jsou uspokojeny, zvyšují vlastní sebevědomí.
- e) **Potřeby seberealizace**, kam se řadí potřeba rozvíjet se, uplatňovat nové schopnosti a být při práci kreativní. Tato potřeba by neměla být nikdy zcela uspokojena a měla by gradovat na síle.

4.3 Mzdové rozdíly

Období před průmyslovou revolucí s sebou neslo ve většině oblastí světa pomalé změny z hlediska úrovně důchodů a rozdělení obyvatel do společenských tříd. Technologická a sociální specifika spojená s průmyslovou revolucí, která lze datovat od roku 1770, přispěla k prudkým změnám ve mzdách, kdy se společnost rozdělila na třídu kapitalistů a dělníků (Nordhaus & Samuelson, 1995, s. 640). K dalším výrazným modifikacím v diferenciaci výdělků se podílely od roku 1990 ekonomické reformy charakteristické zvětšením rozpětí výdělků, důrazem na vzdělání, zmenšením rozdílů mezi výdělky mužů a žen v celkové variaci mezd a téměř vytracením se dříve zřetelného věkového profilu výdělků. Dnešní společnost má povahu moderní demokracie, která spočívá v uplatnění rovnosti nejenom z hlediska rovných příležitostí, ale také v prosazení rovnosti ve vzdělání a politických svobodách (Anýžová & Večerník, 2019, s. 16).

4.3.1 Důchod a bohatství

Ke kvantifikaci ekonomického postavení obyvatelstva se používá měření důchodu a bohatství. Na osobní důchod lze nahlížet jako na celkovou sumu příjmů, které jednotlivec skutečně obdrží za daný časový úsek. K jeho dosažení jsou odečteny platby na sociální a zdravotní pojištění, nerozdělené zisky korporací a přičteny vládní transfery a dividendy. Po očištění osobního důchodu o osobní daně zůstává jednotlivci disponibilní osobní důchod Y_D , který vynaloží na spotřebu a úspory (Brčák & kol., 2014, s. 22). Bohatství je tvořeno čistým jměním neboli rozdílem mezi aktivy a pasivy (Nordhaus & Samuelson, 1995, s. 642).

4.3.2 Lorenzova křivka

Graficky vyjadřuje stupeň nerovnosti v distribuci národního důchodu obyvatelstva. Křivka popisuje vztah mezi absolutní rovností, absolutní nerovností a skutečnou nerovností rozdělení důchodu obyvatelstva (příloha 1). Pokud bychom uvažovali absolutně rovnoměrné rozdělení důchodů, tak by např. 20 % nejméně příjmového obyvatelstva obdrželo přesně 20 % celkového důchodu. Druhý extrém se vyznačuje absolutní nerovností, při kterém jeden člověk pobírá všechnen důchod na úkor ostatní populace, a v grafu je vyznačen jako lomená čára *0BC* (Nordhaus & Samuelson, 1995, s. 644).

4.3.3 Vybrané determinanty mzdových nerovností

V průběhu minulých let se vysvětlující proměnná mzdových rozdílů proměňovala, např. v období socialismu bylo v ČR určující pohlaví a věk, a to v důsledku generačního a kariérního významu. V první dekádě transformačního procesu se struktura determinace výdělků podstatně změnila tak, že zásadními faktory se staly vzdělání, povolání a postavení v manažerské hierarchii (Anýžová & Večerník, 2019, s. 22).

4.3.3.1 Vzdělání

Faktor vzdělání prošel velkou změnou od roku 1989, kdy byl cíleně potlačován a mzda byla určena zejména podle ideologické důležitosti na úkor psychické a kvalifikační náročnosti práce. Naopak dnes v tržním systému je dominantním ukazatelem s velkým přesahem do příjmů domácností (Anýžová & Večerník, 2019, s. 36).

Problematikou vzájemného vztahu vzdělání, odborné přípravy a celoživotního důchodu jedince se zabývá teorie lidského kapitálu. Jejím východiskem je předpoklad, že pracovní kvalifikace, vzdělání a dovednosti – souhrnně označeno kompetence, mají těsnou vazbu nejen na úspěch jednotlivce na trhu práce, ale i na výkonnost národní ekonomiky a úspěch v globální soutěži (Matějů & Večerník, 2015, s. 1). Vedle vzdělání a kompetencí je úspěch jedince na trhu práce přisuzován nekognitivním dovednostem, kterými jsou tzv. „soft skills“. Mezi nekognitivní komponenty vzdělání se řadí vytrvalost, sebedůvěra, sebeovládání, nadšení pro dlouhodobé cíle a schopnost identifikace se s firemními zájmy (Anýžová & Večerník, 2019, s. 95).

4.3.3.2 Gender

K genderové diskriminaci na trhu práce dochází, pokud jsou rovnocenně produktivní pracovníci odměněni rozdílnými mzdovými sazbami na základě odlišného pohlaví. Kromě mzdové nerovnosti existuje na trhu práce tzv. zaměstnanecká diskriminace, kdy zaměstnavatel spíše zaměstná muže než ženy i když jsou stejně výkonné a profesní diskriminace, kdy je ženám omezen vstup do některých profesí (Brožová, 2006, s. 646).

Jeden z modelů, pomocí kterého lze vysvětlit mzdovou diskriminaci, je odvozen od odlišného očekávání zaměstnavatelů. Pokud firmy očekávají vyšší mezní produkt u mužů, bude poptávka po práci, která je z mezního produktu odvozena, u mužů vyšší než poptávka po práci u žen. Tato skutečnost se projevuje graficky (příloha 2) na vychýlení poptávky po práci mužů napravo od kartézské soustavy souřadnic a vymezuje větší trh oproti trhu žen. Nabídka práce mužů bývá elastičtější než nabídka práce žen z důvodu redukovaných alternativních příležitostí, které mohou ženy vykonávat. Z toho vyplývá, že na trhu práce mužů pozorujeme vyšší průměrnou rovnovážnou mzdu.

Vyplácení rovných mezd oběma pohlavím na stejné pozici, by pro firmu znamenalo zvýšení nákladů. V tomto případě by firmy zaměstnávaly méně žen (snížení zaměstnanosti z L_F na L_F' při výši mzdy W_M). Z přílohy 2 je patrné, že nařízení rovnosti mezd žen na úrovni mezd mužů, by pozici žen neprospělo. Ženy by obtížněji nacházely práci a jejich nezaměstnanost by se prohlubovala (Brožová, 2006, s. 654).

4.3.3.3 Rasa

Mzdové rozdíly na trhu práce související s rasovou diskriminací pramení především ze zvyklostí a předsudků. V minulosti se jednalo především o otroctví 19. století v Americe a apartheid 20. století v Jižní Africe, kdy byly znevýhodněné skupiny obyvatel odsunuty do nekonkurujících si skupin s nízkou kvalitací, a právě z důvodu vyloučení ze soutěže a nekalé kooperaci tyto obyvatelé vykazovali nižších příjmů z mezního produktu práce (Nordhaus & Samuelson, 1995, s. 688).

V dnešních studiích ekonomové rozlišují dva hlavní modely diskriminace, diskriminace založená na vkusu „taste – based“ a statistická „statistical“ diskriminace. „Taste – based“ diskriminace odráží předsudky a preference. Statistická diskriminace, kterou poprvé vysvětlil Phelps a Arrow, je založena na platných statistických závěrech (Lang & Spitzer, 2020, s. 69).

5 Vlastní práce

5.1 Mzdové trendy ČR

Česká republika je státem střední Evropy, který dosáhl své samostatnosti 1.1.1993. Dle Ústavy ČR lze pohlížet na Českou republiku jako na demokratický právní stát s parlamentním politickým systémem zakládajícím se na svobodné soutěži politických stran a hnutí (PSP, 1993, cit. 3.11.20).

Při deskripci České republiky, která byla po celou řadu let exemplářem ekonomiky s minimálními makroekonomickými nerovnováhami a finanční stabilitou, je možné z hlediska hodnocení hospodářské politiky a výkonnosti ekonomiky využít magického čtyřúhelníku, který sestává z HDP, inflace, platební bilance a nezaměstnanosti. Vývoj HDP očištěný o cenové vlivy a sezónnost vykázal za 3. čtvrtletí 2020 mezičtvrtletní růst o 6,2 % a zároveň meziroční pokles o 5,8 %, přičemž HDP za rok 2019 dosáhl výše 5 647,2 mld. Kč (ČSÚ, 2020, cit. 3.11.20). Míra inflace vyjádřená přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen činila v roce 2020 3,2 %, což je o 0,4 % více než v roce předchozím, a jedná se tak o nejvyšší průměrnou míru inflace od roku 2012 (ČSÚ, 2020, cit. 5.03.21). To znamená, že se hodnota míry inflace oddálila od cíle Evropské centrální banky, která usiluje o hodnotu míry inflace pod 2 % (E15, 2020, cit. 3.11.20). K souhrnu veškerých ekonomických transakcí se zahraničím slouží běžný účet platební bilance. Z předběžných údajů ČNB vyplývá rekordní přebytek platební bilance za rok 2020 ve výši 180,5 mld. Kč. V roce 2019 vykázala platební bilance schodek 16,9 mld. Kč. Podle ekonomů je přebytek roku 2020 způsoben odloženými výplatami dividend (Forbes, 2021, cit. 20.02.21). Posledním zmíněným makroekonomickým ukazatelem, který úzce souvisí se mzdovým ohodnocením, je nezaměstnanost. Obecná míra nezaměstnanosti činila k 3. čtvrtletí 2020 2,9 %, a oproti témuž čtvrtletí předchozího roku vzrostla o 0,8 p. b. (ČSÚ, 2020, cit. 12.12.20). Hodnoty ukazatelů vykazující negativní tendenci lze přičíst především nemoci COVID – 19 a jejím omezením ekonomické aktivity v zemi.

5.1.1 Vývoj průměrné hrubé mzdy a mediánu mezd ČR v letech 2011–2019

Tato podkapitola pojednává o vývoji průměrné hrubé mzdy a jejím mediánu v ČR v pozorovaných letech 2011–2019. Při hodnocení mezd je nutné reflektovat rozdíl mezi průměrnou hrubou mzdou a mediánem mezd. Průměr je velmi citlivý na extrémní hodnoty, a to má za následek, že až dvě třetiny populace na průměrnou mzdu nedosáhnou.

Z tabulky 1 je zřejmé, že průměrné mzdy včetně mediánových hodnot mají kladou tendenci růstu. Průměrná hrubá mzda dosáhla v roce 2019 výše 35 838 Kč a medián mezd výše 30 158 Kč, což tvoří 84,15 % průměrné hrubé mzdy. Rozdíl mezi oběma pozorovanými veličinami ve výši 5 680 Kč lze přisoudit odlehlým mzdám výše příjmových jedinců. Průměrné mzdy téhož roku vzrostly v absolutním vyjádření o 2 251 Kč, a reálně o 403 Kč poklesly. Navzdory poklesu se tempo růstu mezd téhož roku o 6,7 % zvýšilo, což svědčí o kompromisu mezi finančními možnostmi firem a jejich přetrvávající poptávce po práci.

Vývoj mezd ohraničený danou časovou řadou zaznamenal dle absolutního přírůstku růstovou tendenci s nejvyšším přírůstkem v roce 2018. Druhá absolutní diference vypověděla reálné zpomalení mezd v roce 2013 a 2019. Podle slov Dalibora Holého z ČSÚ je tato skutečnost z roku 2013 zapříčiněna změnou daňové legislativy degresivního zdanění u nejvyšších příjmů, která nabyla platnosti 1.1. 2013, a zaměstnavatelé na tento solidární příspěvek ve výši 7 % z příjmů nad čtyřnásobkem průměrné mzdy zareagovali s předstihem a vyplatili ho již ve 4. čtvrtletí roku 2012 (Hovorka, 2013, cit. 17.11.20). Za reálným zpomalením mezd v roce 2019 stojí útlum ekonomiky a nižší ochota firem nadále přidávat. Tempo růstu mezd vykázalo za pozorovaných 9 let kladných hodnot s nejnižší meziroční dynamikou růstu v roce 2013. Nejvyššího tempa růstu bylo dosaženo v roce 2018, kdy byl evidován relativní přírůstek ve výši 8,6 %. Průměrný absolutní přírůstek analyzované časové řady dosáhl výše 1 268,13 Kč a průměrný koeficient růstu 4,25 %.

Počet zaměstnaných osob vykázal rostoucí trend kromě roku 2013, kdy došlo k odlivu 1,3 tis. osob, naopak v roce 2016 přibylo nejvíce zaměstnaných ve výši 55,4 tis. osob. V roce 2019 se počet lidí ochotných pracovat zvýšil o 7,3 tis. osob. Podíl zaměstnaných mzdové sféry tvořil téhož roku 57,91 % všech zaměstnaných v zemi (tabulka 1).

Tabulka 1 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele ČR

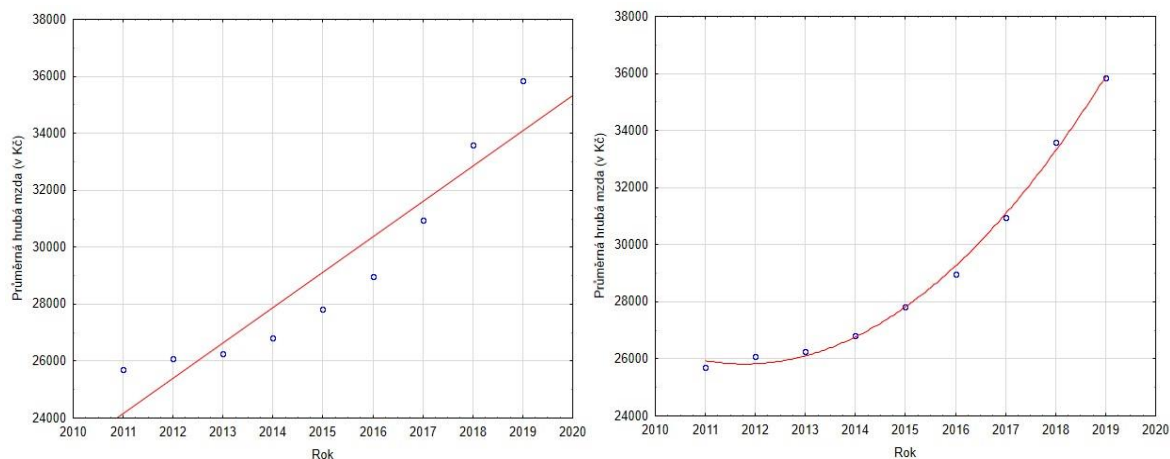
t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\tilde{x}	$\bar{x} - \tilde{x}$	d	d ²	k
2011	2 872,1	25 693	21 224	4 469			
2012	2 884,4	26 086	21 295	4 791	393		1,01530
2013	2 883,1	26 252	21 572	4 680	166	-227	1,00635
2014	2 900,8	26 804	22 097	4 707	552	386	1,02103
2015	2 950,8	27 825	23 062	4 763	1 021	469	1,03809
2016	3 006,2	28 964	24 265	4 699	1 139	118	1,04094
2017	3 058,0	30 932	25 994	4 938	1 969	830	1,06797
2018	3 063,8	33 587	28 431	5 156	2 654	686	1,08582
2019	3 071,0	35 838	30 158	5 680	2 251	-403	1,06702

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.1.2 Predikce průměrné hrubé mzdy ČR

Ke stanovení predikce výše průměrné hrubé mzdy v ČR pro rok 2020 byl dosavadní vývoj mezd vizualizován pomocí bodového grafu a proložen přímkou a parabolou (graf 4).

Graf 4 Bodový graf vývoje průměrných mezd ČR proložený přímkou a parabolou



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Z grafu 4 je zřejmé, že vývoj průměrných mezd ČR vykazuje kvadratický tvar, a tak byl tento předpoklad ověřen konstrukcí regresního modelu lineárního a kvadratického trendu. Průběh vývojové tendence mezd ČR byl aproximován přímkou (5.1) (příloha 3) a parabolou (5.2) (příloha 4).

$$y=22\,891,9+1243,4x \quad (5.1)$$

$$y=26\,434,77-689,08x+193,25x^2 \quad (5.2)$$

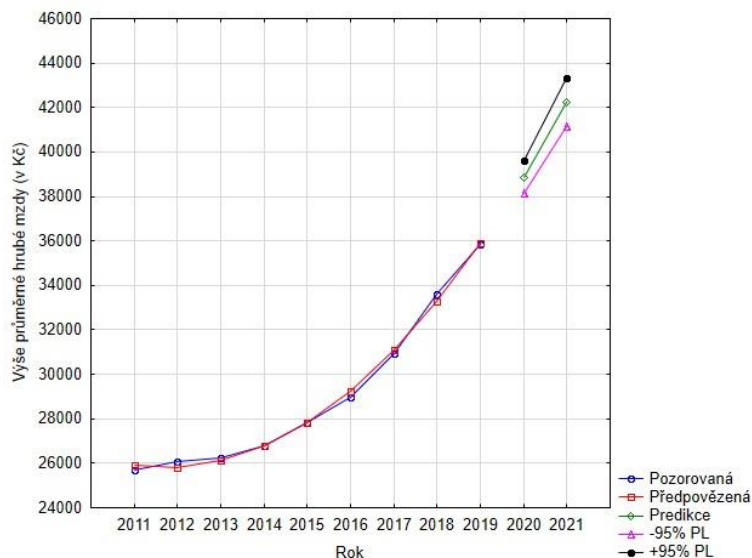
Vyšší shody modelu s daty dosáhl kvadratický model s hodnotou indexu determinace $I^2 = 99,67\%$, a proto byl užit k prognózování vývoje mezd. Před samotnou predikcí mzdy byla indikována statistická významnost strukturálních parametrů a jejich odlišnost od nuly (příloha 4). K dalšímu ověření vhodnosti výběru modelu a zároveň k zamezení vychýlení výsledků, které by mohly vést k chybným závěrům, byla použita analýza reziduální složky modelu a normalita dat ověřena pomocí Shapiro–Wilkova testu reziduálních hodnot vypočtených na základě rozdílu skutečných a vyrovnaných hodnot průměrných mezd ČR. Z histogramu (příloha 5) je patrné, že rozdělení je symetrické, což dokládá i p hodnota = 0,769, která je větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Tento kvadratický model lze považovat za prakticky využitelný model analyzované časové řady mezd ČR.

Bodová předpověď výše mzdy pro rok 2020 byla stanovena na 38 868,77 Kč. Se spolehlivostí 95 % lze tvrdit, že hodnota mzdy bude pro tento rok v intervalu $y'_{(2020)0,95} =$

(38 120,15 Kč; 39 617,38 Kč) (příloha 6). Dále byla prognóza průměrné hrubé mzdy roku 2020 za použití průměrného koeficientu růstu ($\bar{k}=1,0425$) vypočtena ve výši 37 361,12 Kč.

Průměrná mzda ČR za 1. pololetí roku 2020 vykázala dle ISPV hodnotu 36 648 Kč, a tak relativní chyba odhadu predikce stanovené na základě extrapolace trendu činí 6,06 % a na základě průměrného koeficientu růstu 1,95 % (ISPV, 2021, cit 20.02.21). Odchyly od statistické prognózy mzdy jsou způsobeny neočekávatelnými ekonomickými událostmi spojenými s celosvětovou pandemií, které mechanické výpočty nejsou schopny zohlednit.

Graf 5 Grafická prognóza vývoje průměrných mezd ČR pro rok 2020



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

5.2 Regionální rozdělení mezd ČR

Rozloha ČR je 78 866 km² a počet obyvatel byl stanoven k 1.1. 2020 na 10 693 939 osob. Z toho vyplývá, že hustota osídlení čítá 136 ob./km² (Hrad, 2020, cit. 3.11.20). V ČR je zaveden dvoustupňový systém územní samosprávy, který je členěn dle Ústavy ČR na základní a vyšší územní samosprávné celky. Základní územní samosprávné celky reprezentují obce a vyšší územní samosprávné celky kraje. Obce i kraje vykonávají nejen samosprávu, ale také státní správu v přenesené působnosti, jedná se o tzv. spojený model veřejné správy.

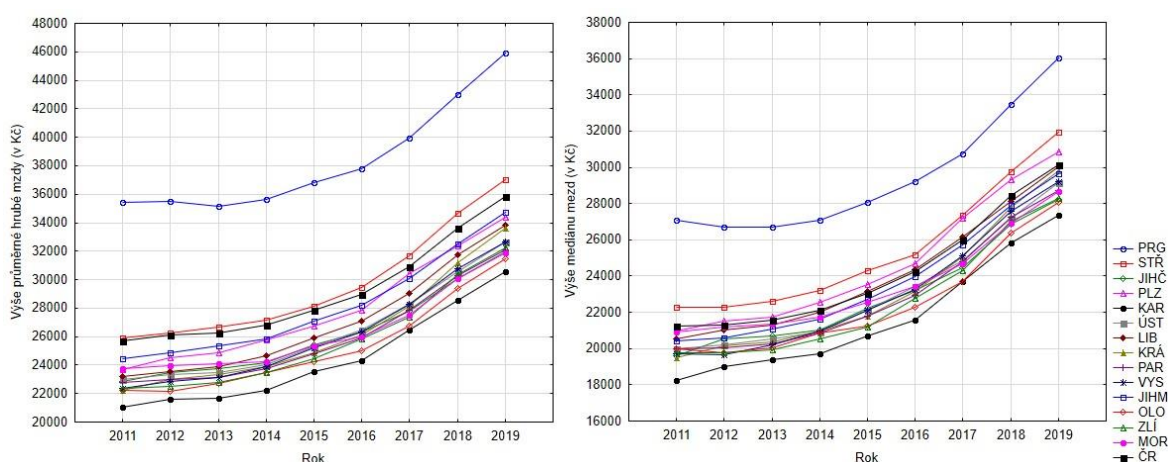
ČR je členěna na 14 vyšších územních samosprávných celků a hlavní město Praha je jedním z nich. Po vstupu ČR do EU bylo změněno postavení samosprávných krajů v klasifikaci NUTS, která se používá k mezinárodní statistické srovnatelnosti a jejím analýzám. Samosprávné regiony jsou dle této klasifikace zařazeny do úrovně NUTS3. K zajištění relevantní komparace údajů vzhledem k EU byly vytvořené sdružené kraje na

úrovni NUTS2, kterých je v současné době 8 a počet obyvatel sdruženého území přesahuje 1 milion. Tato úroveň má pro ČR význam pouze na statistické úrovni. Poslední úroveň je NUTS1, která nese označení pro celou ČR.

K zachycení územních jednotek regionálního charakteru byl vytvořen systém LAU, přičemž LAU1 tvoří okresy a LAU2 obce, a oba systémy jsou vzájemně propojeny (MVČR, 2005, cit. 26.02.21).

5.2.1 Průměr a medián mezd v jednotlivých regionech ČR

Graf 6 Regionální vývoj průměrných hrubých mezd a mediánu mezd ČR (2011–2019)



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Z grafu 6, který zohledňuje mzdovou úroveň vyšších samosprávných celků vyplývá, že dynamika růstu mezd dlouhodobě vykazuje za pozorovanou časovou řadu ve všech regionech ČR rostoucí hodnoty, ale jejich výše je regionálně diferencovaná. Průměrná hrubá mzda za rok 2019 vykázala nejvyšší hodnoty v hlavním městě Praze ve výši 45 947 Kč, poté v kraji Středočeském s výší mzdy 37 057 Kč, a za třetí nejvýše příjmový vyšší samosprávný celek lze označit kraj Jihomoravský, kde mzda téhož roku činila 34 728 Kč. Oproti tomu nejnižší mzdové úrovně průměrných mezd dosahuje dlouhodobě kraj Karlovarský, jehož mzda se na mzdě Pražského regionu za rok 2019 podílí z 66,5 % (30 533 Kč). Druhý nejnižší mzdový výsledek byl v tomto roce evidován v kraji Olomouckém s hodnotou 31 488 Kč. Mediánové hodnoty mezd se v roce 2019 vyvíjely stejnou tendencí jako v případě mezd průměrných s výjimkou třetího nejvíce příjmového regionu, kterým se stal nikoliv kraj Jihomoravský, ale kraj Plzeňský s mediánovou hodnotou 30 864 Kč. Nejnižší mediánové hodnoty dosáhl opět kraj Karlovarský ve výši 27 379 Kč. Největší rozdíl mezi průměrem a mediánem mzdy byl v roce 2019 v Praze (9 893 Kč), a nejméně akcentoval extrémní hodnoty průměrných mezd Karlovarský kraj (3 155 Kč). Vysoká mzda v Praze je

ovlivněna její ekonomickou výkonností a převisu HDP nad zbytkem republiky napomáhá centralizace tuzemských i národních společností. Vyšší produkce pak vede k vyšším mzdám. Zároveň je zde díky široké nabídce vysokých škol vyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných zaměstnanců, jimž je vyplácen výrazně vyšší mzdový výdělek, stejně tak je tomu v případě ostatních více příjmových regionů. Dlouhodobě nízká úroveň mezd v Karlovarském kraji je způsobena tím, že tamní obyvatelé pracují v oblasti služeb a cestovního ruchu, což je pro kraj charakteristické, avšak lidé v těchto oblastech dosahují nízkých příjmů. Nevýhodou může být i fakt, že Karlovarský region není napojen na českou dálniční síť, což může pro mnohé znamenat dopravní omezení. Dalším důvodem je odchod studentů do velkých měst, kteří se do kraje po absolvování VŠ nevracejí pro jeho nízké pracovní uplatnění.

Z grafu 6 je zřejmé, že průměrná hrubá mzda je za zkoumanou časovou řadu v letech 2011–2019 oproti celorepublikovému průměru vyšší jen v Pražském a Středočeském regionu. V roce 2019 byl podíl průměrné mzdy v Praze na průměru ČR 128,21 % a ve Středočeském kraji 103,4 %. Ostatní regiony se podílí na mzdě ČR v intervalu od 85,2 % (Karlovarský) až 96,9 % (Jihomoravský). Medián mezd pozorované řady (graf 6) převýšil mediánovou úroveň mezd ČR v regionu Praha, Středočeském a od roku 2012 i Plzeňském regionu. Zbývajících deset regionů jsou buď na přibližně stejné mediánové úrovni nebo pod ní. V roce 2019 byl podíl mediánu mzdy v Praze na hodnotě celorepublikového mediánu 119,55 %, ve Středočeském kraji 105,93 % a v Plzeňském kraji 102,34 %. Podíl mediánových mezd zbývajících regionů na mediánové hodnotě mzdy ČR byl v rozmezí od 90,78 % (Karlovarský) až 99,66 % (Liberecký) (příloha 7).

5.2.2 Vývoj regionální disparity mezd ČR v letech 2011-2019

Ke zhodnocení mzdové disparity byl vypočten koeficient růstu průměrných mezd v jednotlivých regionech v letech 2012, 2016, 2019 a vzájemně porovnán. V roce 2012 bylo dosaženo nejvyššího tempa růstu průměrných mezd v Plzeňském regionu, a to 3,52 % (833 Kč). Naopak nejméně vzrostly průměrné mzdy oproti roku 2011 v kraji Olomouckém, kde byl jako v jediném kraji zaznamenán pokles, a to o 0,05 % (-12 Kč). V posuzovaném roce 2016 došlo k největšímu růstu mezd v Zlínském vyšším samosprávném celku, konkrétně se jednalo o 5,83 % nárůst (1 425 Kč). Ve všech krajích byla zaznamenána rostoucí tendence průměrných mezd, avšak nejpomalejší tempo růstu vykázal Pražský region – 2,7 % (992 Kč). V roce 2019 všechny regiony zaznamenaly rostoucí tendenci mezd v rozmezí 5,89–7,82 %, jednalo se tak o nejvyšší přírůstky z pozorovaných let. Nejrychlejšího tempa růstu

dosáhl Královéhradecký kraj (7,82 % tj. 2 438 Kč) a nejpomalejšího Pardubický (5,89 % tj. 1 783 Kč).

Za zkoumanou časovou řadu let 2011–2019 vykázal nejvyšší průměrné tempo růstu Královéhradecký kraj ve výši 5,3 % a nejnižšího průměrného tempa růstu dosáhla Praha ve výši 3,31 %. V absolutním vyjádření nejvyšší průměrný přírůstek mzdy zaznamenal region Královéhradecký ve výši 1 423,5 Kč a nejnižší byl v Moravskoslezském kraji ve výši 1 014,8 Kč (tabulka 2).

Tabulka 2 Regionální výpočty koeficientu růstu

Rok	PRG	STŘ	JIHČ	PLZ	KAR	ÚST	LIB
2012	1,0031	1,0117	1,0273	1,0352	1,0247	1,0149	1,0152
2016	1,0270	1,0468	1,0356	1,0400	1,0310	1,0483	1,0456
2019	1,0680	1,0684	1,0644	1,0624	1,0704	1,0686	1,0668
\bar{k}	1,0331	1,0456	1,0428	1,0476	1,0476	1,0446	1,0484
Rok	KRÁ	PAR	VYS	JIHM	OLO	ZLÍ	MOR
2012	1,0329	1,0087	1,0212	1,0190	0,9995	1,0076	1,0104
2016	1,0521	1,0454	1,0459	1,0394	1,0320	1,0583	1,0271
2019	1,0782	1,0589	1,0613	1,0685	1,0715	1,0623	1,0604
\bar{k}	1,0530	1,0438	1,0484	1,0450	1,0447	1,0468	1,0374

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

Při komparaci výše průměrných mezd roku 2019 bylo s bazickým rokem 2011 pomocí bazického indexu vypočteno, že nejvyšší tempo růstu vykázal Královéhradecký kraj, a to o 51,18 % v relativním vyjádření, což je 11 388 Kč ve vyjádření absolutním. Naopak nejnižšího tempa růstu vůči bazickému roku dosáhlo hlavní město Praha, a to o 29,74 % v relativním vyjádření a o 10 532 Kč absolutně. I přes pomalé tempo růstu mezd v Praze, Pražský region dominuje v její výši vzhledem k ostatním regionům ČR (příloha 7).

5.2.3 Fluktuace zaměstnanců mzdové sféry v jednotlivých regionech ČR

Markantní rozdíly ve výši mezd napříč jednotlivými regiony ČR podněcují zaměstnance k pracovní a ekonomické migraci. To má za následek růst cen nemovitostí a životního standardu ve velkých městech, kam lidé často fluktuují. Ze studie developerské společnosti Central Group vyplývá, že obyvatel Prahy na byt o rozloze 70 m² vydělává 13,9 let, pokud není zatížen jinými výdaji (idnes, 2020, cit. 21.02.21).

Podíl pohybu osob mezi kraji se na celkovém objemu vnitřní migrace pohybuje každoročně okolo 35 %. Největší změnu v nárůstu zaměstnaných oproti roku 2018 evidoval kraj Středočeský, a to konkrétně o 2,33 %, tj. o 7,7 tis. zaměstnaných osob více. Dle magazínu ČSÚ (2020, cit. 21.02.21) je nejsilnější migrační proud do Středočeského kraje

zaznamenan z Prahy. V letech 2000–2019 se tímto směrem přestěhovalo 268,9 tis. osob. Lidé do tohoto regionu fluktuují kvůli nižším nákladům na bydlení a blízkosti hlavního města spojeného s vyšší poptávkou po práci. Oblibě ze strany nabídky práce se téhož roku těšil také kraj Liberecký (2,14 %; 2,4 tis. zaměstnaných) a Pardubický (1,85 %; 2,6 tis. zaměstnaných). K záporné fluktuaci zaměstnanců došlo v roce 2019 zejména v Karlovarském kraji a to o 2,25 % (1,5 tis. zaměstnaných), Plzeňském kraji o 2,18 % (3,7 tis. zaměstnaných) a v kraji Královéhradeckém, kde se hladina počtu zaměstnaných osob propadla o 1,93 % (3,1 tis. zaměstnaných). Hejtmanka Karlovarského kraje uvedla, že odliv evidují především u mladé generace, která odchází za studiem a do kraje se již nevrací.

Podle indexu proměnlivého složení se průměrná hrubá mzda v krajích celkem v roce 2019 zvýšila o 6,662 %, tj. o 2 237,1 Kč v absolutním vyjádření. Dle výsledků indexu struktury vyplývá, že pokud by nedošlo ke změně průměrné hrubé mzdy v jednotlivých krajích, celková průměrná mzda by vlivem změny počtu zaměstnaných osob poklesla na 99,9 %. Uvažujeme – li váhy období základního i běžného. Pokud by nedošlo ke změně počtu zaměstnaných osob v jednotlivých krajích, celková průměrná mzda by vlivem změny mezd jednotlivých regionů vzrostla o 6,667 % uvažujeme – li období běžné i základní, tj. rok 2019 i 2018. Tato skutečnost je podložena výpočtem indexu stálého složení (příloha 8).

5.3 Diferenciace mezd ČR dle vybraných determinantů

Následující podkapitoly se zabývají popisem třech vybraných determinantů mzdové výše včetně mzdové diferenciace a jsou jimi – odvětví, ve kterém jsou lidé zaměstnáni, vzdělání, jehož dosáhli a pohlaví, s nimž se narodili.

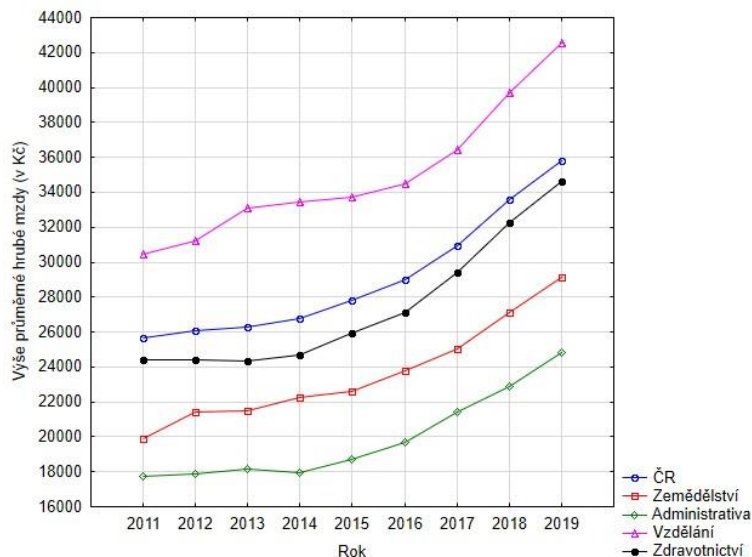
U každé podmnožiny determinantu je zhodnocen mzdový vývoj sledovaného období a stanovena regresní kvadratická funkce. Dále je ověřena statistická významnost strukturálních parametrů a vypočten index determinace dokládající výběr modelu. Normalita rozdělení reziduálních hodnot mezd je prověřena Shapiro–Wilkovým testem. Na základě reziduálních hodnot mezd regresních funkcí jednotlivých podmnožin determinantů a paraboly vyjadřující vývoj mezd ČR, jsou tyto řady korelovány a zjištěn jejich vztah.

5.3.1 Diferenciace mezd zaměstnanců dle odvětví CZ–NACE

Používání statistické klasifikace ekonomických činností NACE je závazné pro všechny členské státy EU. Statistiky, které vzniknou užitím této klasifikace, jsou srovnatelné v celé Evropské unii a s nižší mírou podrobnosti i se světovými statistikami. Tato část práce je

věnována vývoji průměrných hrubých mezd sekce zemědělství, lesnictví a rybářství (A); administrativní a podpůrné činnosti (N); vzdělávání (P); zdravotní a sociální péči (Q) (ČSÚ, 2020, cit. 25.10.20).

Graf 7 Grafický vývoj mzdové disparity dle odvětví CZ–NACE



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Nejprve byl otestován rozdíl mezi výše zmíněnými čtyřmi soubory průměrných mezd za použití analýzy rozptylu ANOVA. Nulová hypotéza H_0 tvrdí, že průměrná mzda v odvětví zemědělství, lesnictví a rybářství (A), administrativní a podpůrné činnosti (N), vzdělávání (P) a zdravotní a sociální péči (Q) v letech 2011–2019 nabývá zhruba stejných hodnot a případné odchylky jsou způsobeny náhodným kolísáním. Alternativní hypotéza alespoň jednu rovnost proměnných vyvrací. Předpoklad normality byl ověřen Shapiro–Wilkovým testem ($p = 0,0706 > \alpha$) (příloha 9) a shoda rozptylů Leveneovým testem ($p = 0,573 > \alpha$) (příloha 10). První fáze analýzy rozptylu, při které byla otestována nulová hypotéza o stejných středních hodnotách, byla zamítnuta ($p < \alpha$) (příloha 11). V druhé fázi byl zjištěn za použití Scheffého metody statisticky významný rozdíl mezi odvětvím vzdělávání (P) a zemědělství (A), vzdělávání a administrativa (N), vzdělávání a zdravotnictví (Q), zdravotnictví a administrativa (N) (příloha 12). Absolutní rozdíl průměrných mezd sekce P a A činil v roce 2019 13 422 Kč, rozdíl sekce P a N výše 17 725 Kč, rozdíl sekce P a Q výše 7 895 Kč. Rozdíl byl také prokázán mezi sekcí Q a N a čílal tentýž rok 9 830 Kč.

K vyjádření diference výše mzdy jednotlivých sekcí byl v letech 2012, 2016, 2019 vypočten koeficient růstu. V roce 2012 úroveň průměrných mezd rostla nejrychleji v sekci zemědělství, konkrétně se jednalo o 7,67 % (1 526 Kč). Oproti tomu byl téhož roku zaznamenán relativní úbytek o 0,19 % v sekci zdravotnictví (–46 Kč). V mezním roce

pozorování došlo k nejvyššímu nárůstu mezd v administrativě, a to o 5,5 % (1 027 Kč). Podobným tempem rostly mzdy také v odvětví zemědělství a zdravotnictví. Sekce vzdělávání dosáhla nejpomalejšího růstu tentýž rok – 2,25 % (760 Kč). V roce 2019 vykázal růst mezd analyzovaných sekcí rychlejšího tempa, než tomu bylo v ČR. Nejvyššího koeficientu růstu bylo dosaženo v sekci N ve výši 8,31 % (1 902 Kč). Růst mezd v ostatních sekcích byl vzájemně téměř identický.

Za pozorovanou řadu jednotlivá odvětví vykázala přibližně stejné průměrné tempo růstu, avšak nejvyšších hodnot dosáhlo odvětví zemědělství – 4,9 % (1 150 Kč) (tabulka 3).

Tabulka 3 Výpočet koeficientu růstu vybraných odvětví CZ – NACE

Rok	A	N	P	Q	ČR
2012	1,0767	1,0045	1,0240	0,9981	1,0153
2016	1,0501	1,0550	1,0225	1,0454	1,0409
2019	1,0731	1,0831	1,0706	1,0738	1,0670
\bar{k}	1,0487	1,0426	1,0425	1,0445	1,0425

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.1.1 Sekce A – Zemědělství, lesnictví a rybářství

Tato sekce se zabývá činnostmi spojenými s využíváním rostlinných a živočišných přírodních zdrojů jako je pěstování zemědělských plodin, chov hospodářských zvířat, těžba dřeva, výroba rostlinných a živočišných produktů v zemědělských podnicích a jejich získávání z volné přírody (ČSÚ, 2020, cit. 25.10.20).

Průměrná hrubá mzda v zemědělství, lesnictví a rybářství k roku 2019 vypověděla hodnotu 29 101 Kč, což je o 1 982 Kč více v absolutním vyjádření a o 7,31 % v relativním vyjádření oproti předchozímu roku, přičemž bylo zaznamenáno reálné zpomalení o 75 Kč. Medián mezd této sekce dosáhl téhož roku hodnoty 27 857 Kč, tj. o 1 244 Kč méně než průměr. Podle grafu (č. 7), který znázorňuje výši průměrných mezd ekonomických sekcí oproti celorepublikovému průměru, je s jistotou možné tvrdit, že za pozorovanou časovou řadu dosahují mzdy v zemědělství oproti ČR dlouhodobě nižší úrovně. V roce 2019 byla výše mezd odchýlena od úrovně mezd ČR v absolutním vyjádření o 6 737 Kč, a tak se na ní podílí z 81,2 %. Počet zaměstnaných osob v této sekci vykazuje dlouhodobě klesající tendenci a k roku 2019 bylo možné kvantifikovat 86,6 tis. osob, což tvoří podíl na celkovém počtu zaměstnaných mzdové sféry 2,82 % (tabulka 4).

K vyjádření korelace vývoje mezd sekce A s vývojem mezd v ČR byla stanovena regresní parabola vyjadřující tuto mzdovou tendenci v čase $y=20\,493,88-89,45x+113,29x^2$ s $I^2 = 98,18\%$ a statisticky významnými strukturálními parametry (příloha 13). Dle p hodnoty ($p=0,7758 > \alpha$) Shapiro – Wilkova testu přijímáme nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí mezd (příloha 14).

Ke zkoumání vztahu vývoje mezd zemědělství a ČR byl použit index korelace reziduálních hodnot mezd obou řad a dosáhl hodnoty 0,767. To vyjadřuje přímou mírnou závislost (příloha 15).

Tabulka 4 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce A

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\tilde{x}	$\bar{x} - \tilde{x}$	d	d ²	k
2011	93,3	19 894	18 599	1 295			
2012	87,3	21 420	20 044	1 376	1 526		1,0767
2013	92,1	21 479	20 098	1 382	59	-1 467	1,0028
2014	91,1	22 244	20 961	1 283	764	705	1,0356
2015	90,4	22 628	21 473	1 155	384	-380	1,0173
2016	88,5	23 761	22 726	1 034	1 133	749	1,0501
2017	89,2	25 062	24 163	898	1 301	168	1,0548
2018	87,5	27 119	25 929	1 190	2 057	756	1,0821
2019	86,6	29 101	27 857	1 244	1 982	-75	1,0731

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.1.2 Sekce N – Administrativní a podpůrné činnosti

Sekce N zahrnuje takové pracovní úkony, které podporují obchodní činnost např.: v oblasti pronájmu a operativního leasingu, aktivity související se zaměstnáváním a provozem cestovních agentur. Účelem této sekce není předávání odborných zkušeností (ČSÚ, 2020, cit. 25.10.20).

Průměrná hrubá mzda zaměstnanců v této sekci je datována k 2019 ve výši 24 798 Kč a dynamika jejího růstu vzrostla oproti roku 2018 o 8,31 % tj. o 1 903 Kč absolutně s reálným zrychlením mzdy o 432 Kč. Mediánová hodnota mzdy se liší oproti průměrné o 4 270 Kč. Z grafu 7 lze vidět, že tato sekce dosahuje nejnižších mzdových výsledků v porovnání s vybranými odvětvími, a v roce 2019 se podílela na mzdě ČR z 69,19 %. Toto odvětví zaměstnává čím dál více lidí a výpočet bazického indexu indikuje nárůst zaměstnanosti o téměř 31 % oproti bazickému roku 2011. Nicméně za rok 2019 přibýlo nejméně zaměstnaných osob za pozorovanou řadu – 400 osob. Podíl zaměstnaných v administrativě tvoří v mzdové sféře 5,55 % (tabulka 5).

Ke zkoumání korelační závislosti byla časová řada vyloučena o trend a sestavena regresní parabola vystihující závislost výše mezd v administrativě a podpůrné činnosti v čase $y=18\,530,48-728,96x+158,79x^2$, přičemž kvalita variability závisle proměnné byla vysvětlena ve výši 99,26 % (příloha 16). Normalita dat byla ověřena SW testem na základě reziduí mezd sekce ($p>\alpha$) (příloha 17).

Při analýze vztahu mezd administrativních pracovníků a mezd ČR na základě korelace reziduí byl použit korelační index, jehož hodnota míry těsnosti vyšla $I=0,446$, a značí přímou mírnou závislost (příloha 18).

Tabulka 5 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce N

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\check{x}	$\bar{x} - \check{x}$	d	d^2	k
2011	130,2	17 765	14 285	3 480			
2012	133,6	17 845	14 457	3 388	80		1,0045
2013	141,7	18 186	15 076	3 109	340	261	1,0191
2014	149,3	17 928	14 615	3 313	-258	-598	0,9858
2015	158,8	18 679	15 534	3 145	751	1 008	1,0419
2016	167,4	19 706	16 994	2 712	1 028	277	1,055
2017	168,0	21 425	18 824	2 601	1 718	691	1,0872
2018	170,1	22 896	19 677	3 218	1 471	-248	1,0686
2019	170,5	24 798	20 528	4 270	1 903	432	1,0831

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.1.3 Sekce P – Vzdělávání

Tato sekce pojímá nejen vzdělávání nejrůznějšími institucemi na různých stupních řádného školského systému, ale i vzdělávání dospělých včetně alfabetizačních programů, které zvyšují celkovou gramotnost. Rovněž sem patří vzdělávání na vojenských školách a akademiích, vězeňských školách včetně zvláštního vzdělávání tělesně nebo duševně postižených jedinců. Je zde zahrnuta výuka sportovních a rekreačních činností (ČSÚ, 2020, cit. 25.10.20).

Za rok 2019 vykazovala hodnota průměrné mzdy výše 42 523 Kč a její medián výše 36 330 Kč, rozdíl obou charakteristik polohy dosáhl hodnoty 6 193 Kč. Z grafu 7 je patrné, že je sekce z vybraných posuzovaných odvětví nejvíce mzdově příjmová a podílí se na úrovni v ČR 118,65 %. Nejvyššího tempa růstu mezd bylo dosaženo v roce 2018 a to 9,07 %. V roce 2019 mzdy vzrostly o 7,06 %. Reálné zpomalení mezd bylo vykázáno v roce 2014, 2015 a i v roce 2019. Hodnocení počtu zaměstnaných osob má převážně stoupající charakter,

s výjimkou roku 2013, 2015 a 2016, kdy došlo k největšímu absolutnímu úbytku, a to o 800 osob. Podíl zaměstnaných ve vzdělávání mzdové sféry je k roku 2019 2,06 % (tabulka 6).

Vývoj mezd sekce P v čase byl vyrovnán pomocí modelu kvadratického trendu $y=31\,302,36-323,54x+168,09x^2$ a variabilita závisle proměnné, včetně statisticky významných strukturálních parametrů, byla vysvětlena z 96,38 % (příloha 19). Reziduální hodnoty mezd sekce vykazují normální rozdělení (příloha 20).

Při zkoumání vztahu vývoje mezd sekce P se mzdovým vývojem ČR byl vypočten korelační index reziduálních hodnot, který vykázal hodnotu 0,629, tedy přímou mírnou závislost (příloha 21).

Tabulka 6 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce P

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\tilde{x}	$\bar{x} - \tilde{x}$	d	d ²	k
2011	57,1	30 476	25 645	4 832			
2012	57,4	31 207	26 251	4 956	731		1,024
2013	57,0	33 082	27 927	5 155	1 875	1 145	1,0601
2014	58,1	33 430	28 178	5 252	348	-1 527	1,0105
2015	57,6	33 728	28 536	5 192	298	-50	1,0089
2016	56,8	34 488	29 369	5 119	760	462	1,0225
2017	57,4	36 414	30 730	5 684	1 926	1 166	1,0558
2018	61,3	39 718	33 622	6 096	3 304	1 378	1,0907
2019	63,3	42 523	36 330	6 193	2 805	-499	1,0706

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.1.4 Sekce Q – Zdravotní a sociální péče

Obsah této sekce spočívá v poskytování služeb zdravotní a sociální péče, které sahají od lékařské péče v nemocnicích a jiných zařízení přes ústavní péči s jistým podílem lékařského ošetření jako je domov pro seniory, zdravotnická zařízení ústavní péče a terénní služby (ČSÚ, 2020, cit. 25.10.20).

Průměrná mzda zdravotní a sociální péče byla stanovena k roku 2019 na 34 628 Kč, což je o 5 505 Kč více oproti mediánové hodnotě mezd sekce. Roku 2019 byl absolutní přírůstek vyčíslen na 2 380 Kč a v relativním vyjádření mzda stoupla o 7,38 %. Zpomalení mezd bylo v letech 2013, 2016, 2019. Z grafu 7 je patrné, že vývoj mezd sekce Q oproti vývoji mezd ČR mírně zaostává. Průměrná hrubá měsíční mzda tohoto odvětví je k roku 2019 oproti celorepublikové hodnotě nižší o 1 210 Kč, a podílí se na ní ve výši 96,63 %. Počet zaměstnaných osob má rostoucí trend s nejvyšším přírůstkem v 2013, kdy počet zdravotníků

vzrostl o 4,8 tis. osob. Celkový podíl počtu zaměstnaných sekce Q na počtu zaměstnaných mzdové sféry činí k roku 2019 4,64 % (tabulka 7).

Regresní parabola vývoje mezd sekce Q v čase je vyjádřena jako $y=25\,454,76-1\,113,85x+239,40x^2$ a pomocí indexu determinace se podařilo vysvětlit tímto modelem 99,69 % variability závisle proměnné (příloha 22). V příloze č. 23 je znázorněn histogram reziduí rozdělení mezd sekce, a dle p hodnoty je indikováno normální rozdělení.

Index korelace, pomocí něhož je zkoumán vztah vývoje mezd na základě korelace reziduí sekce Q s vývojem mezd v ČR udal hodnotu $r=0,855$, a naznačuje tak přímou silnou závislost (příloha 24).

Tabulka 7 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele sekce Q

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\check{x}	$\bar{x}-\check{x}$	d	d^2	k
2011	115,1	24 442	20 718	3 725			
2012	116,5	24 396	20 495	3 901	-46		0,9981
2013	121,3	24 349	20 513	3 837	-47	-1	0,9981
2014	124,0	24 697	21 074	3 623	348	395	1,0143
2015	128,5	25 930	21 881	4 049	1 233	885	1,0499
2016	132,4	27 108	22 956	4 152	1 178	-55	1,0454
2017	135,4	29 399	24 864	4 535	2 290	1 112	1,0845
2018	138,1	32 249	27 268	4 981	2 850	560	1,0969
2019	142,6	34 628	29 123	5 505	2 380	-471	1,0738

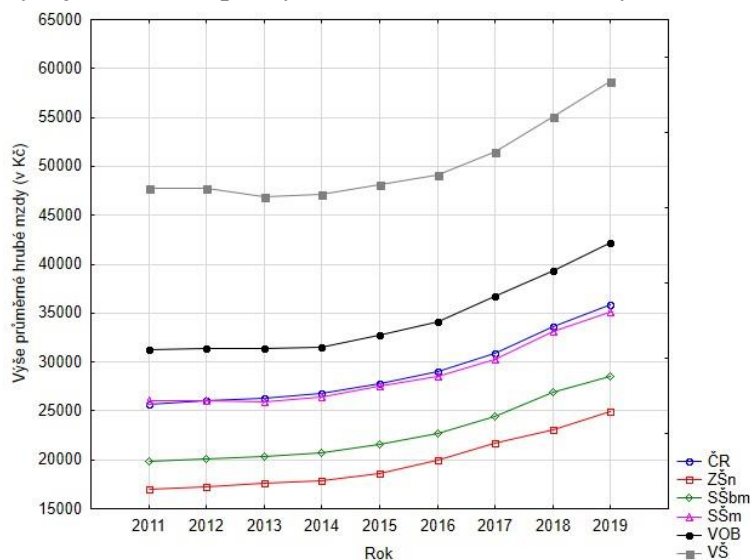
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.2 Diferenciace mezd zaměstnanců dle vzdělanostní struktury KKO V

Tato část vlastní práce zkoumá diferenciaci průměrných mezd zaměstnanců dle dosaženého stupně vzdělání klasifikace KKO V, dále zahrnuje deskripci vývoje průměrných hrubých mezd na jednotlivých stupních vzdělanostní struktury a vztah vývoje těchto mezd s vývojem mezd v ČR na základě korelace reziduí v letech 2011–2019.

Klasifikace kmenových oborů vzdělání KKO V, jejímž předmětem je vymezení jednotlivé oblasti či dílčích úseků vzdělání na základě jejich obsahové podobnosti, je členěno na pět stupňů dosaženého vzdělání a těmi jsou základní a nedokončené (ZŠn), střední bez maturity (SŠbm), střední s maturitou (SŠm), vyšší odborné a bakalářské (VOB), vysokoškolské (VŠ). V této části budou podrobně analyzovány dosažené stupně vzdělání – základní a nedokončené, střední s maturitou, vysokoškolské (MŠMT, 2020, cit.12.12.20).

Graf 8 Grafický vývoj mzdové disparity dle vzdělanostní struktury KKOV



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

K ověření předpokládané disparity mezd dle dosaženého vzdělání obyvatelstva klasifikace KKOV byl užit test ANOVA. Přičemž nulová hypotéza H_0 je stanovena jako statistická nevýznamnost průměrných hrubých mezd obyvatel na všech stupních dosaženého vzdělání. Předpoklad normality dat splněn nebyl (příloha 25), což nemá hrubý dopad na výsledky analýzy rozptylu a předpoklad homogenity dat splněn byl (příloha 26). Při analýze byla zamítnuta nulová hypotéza ve prospěch alternativní se závěrem, že mezi pozorovanými průměry mezd jednotlivých vzdělanostních struktur, není shoda (příloha 27). Tukeyho test indikoval statisticky významný rozdíl na všech stupních dosaženého vzdělání kromě dvojice 1–2, což je základní a nedokončené vzdělání a střední vzdělání bez maturity (příloha 28). Významné absolutní mzdové rozdíly se roku 2019 u ZŠn prokázaly v intervalu (–10 169 Kč, –33 771 Kč), u SŠbm v intervalu (–6 633 Kč, –30 236 Kč), u SŠm v intervalu (–23 603 Kč, 10 169 Kč), u VOB v intervalu (–16 557 Kč, 17 214 Kč) v porovnání s ostatními vzdělanostními stupni. Mzdy vysokoškolsky vzdělaných obyvatel dosáhly vyšších hodnot v intervalu (16 557 Kč, 33 771 Kč) vůči ostatním mzdovým strukturám (příloha 29).

K posouzení sblížování či naopak prohlubování mzdových rozdílů vybraných stupňů vzdělání byl vypočten koeficient růstu a jeho absolutní přírůstek sledované časové řady. V roce 2012 se zaměstnancům posuzovaných vzdělanostních struktur včetně ČR zvyšovaly mzdy přibližně stejným tempem. Avšak nejvyššího nárůstu bylo dosaženo u zaměstnanců se ZŠn, jimž oproti roku 2011 mzdy vzrostly o 1,19 % (201 Kč). U ostatních mzdových struktur nedošlo, kvůli téměř stagnaci koeficientu růstu, k prudkým změnám. V roce 2016 nejvyššího tempa růstu dosáhli opět zaměstnanci ZŠn, a to o 6,95 %, což je o 1 297 Kč více v absolutním

vyjádření. U VŠ vzdělaných mzdy vzrostly o pouhé 1,93 %. V roce 2019 nebyly rozdíly v tempu růstu tak markantní jako v předchozím porovnání, a mzdy zkoumaných struktur vzdělání včetně ČR rostly v intervalu 6,27 (SŠm)–8,03 % (ZŠn).

Nejvyšší průměrný koeficient růstu mezd v letech 2011–2019 zaznamenala struktura ZŠn vzdělání $\bar{k}=4,94$ %. U zaměstnanců s vykonanou maturitní zkouškou byl $\bar{k}=3,84$ % a s vysokoškolským diplomem $\bar{k}=2,63$ %, což je řadí pod hodnotu tempa růstu ČR (tabulka 8).

Tabulka 8 Výpočet koeficientu růstu vybraných vzdělanostních struktur KKO

Rok	ZŠn	SŠm	VŠ	ČR
2012	1,0119	1,0004	1,0013	1,0153
2016	1,0695	1,0336	1,0193	1,0409
2019	1,0803	1,0627	1,0669	1,0670
\bar{k}	1,0494	1,0384	1,0263	1,0425

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.2.1 Základní a nedokončené vzdělání

Průměrná hrubá mzda populace s dosaženým základním a nedokončeným vzděláním činí k roku 2019 24 964 Kč. Mediánová hodnota téhož roku dosáhla hodnoty 23 704 Kč, a tak je rozdílový ukazatel obou charakteristik 1 260 Kč. Absolutní přírůstky pozorované časové řady jsou kladné, kdežto druhé absolutní diference dosáhly v roce 2014 a 2018 záporných čísel. Nejvyššího tempa růstu bylo dosaženo v roce 2017, kdy koeficient růstu vzrostl o 8,93 %. V roce 2019 mzdy rostly podobným tempem a koeficient růstu se zvýšil o 8,03 %. Z grafu 8 vyplývá, že zaměstnanci této vzdělanostní struktury pobírají nejnižší mzdu z celé ČR, a podílí se na ní z 69,66 % k roku 2019. Počet zaměstnanců s tímto vzděláním se od roku 2014 každoročně zvyšuje, a v roce 2019 byl zaznamenán extrémní nárůst o 15,5 tis. zaměstnaných osob. V roce 2019 činil počet zaměstnaných osob, kteří dosáhli základního vzdělání nebo jej nedokončili 207,8 tis., a tak se podílí na mzdové sféře zaměstnaných z 6,77 % (tabulka 9).

Průběh průměrných mezd základního a nedokončeného vzdělání obyvatel v čase je vyjádřen regresní parabolou $y=17\,273,95-362,67x+136,68x^2$, a tímto modelem se podle indexu determinace vysvětlilo 99,68 % (příloha 30). Shapiro–Wilkův test ověřil normalitu dat reziduí mezd (příloha 31).

K posouzení vývoje mezd této struktury obyvatel s vývojem průměrných mezd ČR byl vypočten index korelace reziduálních hodnot mezd posuzovaných řad ve výši 0,143, což je přímá slabá závislost (příloha 32).

Tabulka 9 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele obyvatel ZŠn

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\tilde{x}	$\bar{x} - \tilde{x}$	d	d ²	k
2011	189,4	16 979	15 873	1 106			
2012	178,0	17 181	16 024	1 156	201		1,0119
2013	168,2	17 585	16 387	1 197	404	203	1,0235
2014	171,3	17 881	16 675	1 207	297	-108	1,0169
2015	176,4	18 647	17 242	1 404	765	469	1,0428
2016	180,0	19 943	18 808	1 135	1 297	531	1,0695
2017	188,8	21 724	20 429	1 296	1 781	485	1,0893
2018	192,4	23 108	21 830	1 278	1 384	-397	1,0637
2019	207,8	24 964	23 704	1 260	1 856	472	1,0803

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.2.2 Střední vzdělání s maturitou

Průměrná hrubá měsíční mzda populace s dosaženým středním vzděláním zakončeným maturitní zkouškou dosáhla v roce 2019 35 133 Kč, a je tak o 3 881 Kč vyšší oproti mediánu. Absolutní přírůstky sledované časové řady vykazují spíše kladný trend kromě roku 2013. Reálného zpomalení průměrných mezd bylo zaznamenáno v roce 2013, 2016 a 2019. Koeficient růstu byl v roce 2019 6,27 %. Z grafu 8 je patrné, že křivka vývoje mezd posuzované časové řady je téměř identická s křivkou průměrných mezd v ČR. Nicméně v roce 2019 byla výše průměrné hrubé mzdy sekce o 705 Kč nižší oproti ČR, což tvoří 98 % podíl. Při zhodnocení počtu zaměstnaných osob této struktury vzdělání se jejich počet každoročně zvyšoval, výjimku tvoří poslední dva roky, kdy se v roce 2018 počet snížil o enormních 17,6 tis. zaměstnaných. Podíl počtu zaměstnaných středního vzdělání s maturitou na počtu zaměstnaných mzdové sféry tvoří k roku 2019 34,9 % (tabulka 10).

Parabola vyjadřující průběh mezd středoškolsky vzdělaných zaměstnanců má tvar $y=26\,815,84-899,57x+204,12x^2$, a změny závisle proměnné jsou vysvětleny zvolenou regresí ve výši 99,63 % (příloha 33). P hodnota ($p=0,6061$) Shapiro–Wilkova testu je větší než hladina α , a tak data pochází z normálního rozdělení, o čemž svědčí i graf (příloha 34).

Podle indexu korelace na základě reziduálních hodnot obou řad je relace vývoje mezd této struktury se mzdami ČR $I=0,875$, a indikuje přímou silnou závislost (příloha 35).

Tabulka 10 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele obyvatel SŠm

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\check{x}	$\bar{x} - \check{x}$	d	d ²	k
2011	988,7	25 995	22 952	3 042			
2012	1 008,6	26 004	22 643	3 362	10		1,0004
2013	1 021,3	25 973	22 691	3 282	-31	-41	0,9988
2014	1 033,7	26 443	23 119	3 323	469	501	1,0181
2015	1 045,9	27 588	24 217	3 371	1 145	676	1,0433
2016	1 075,5	28 514	25 187	3 327	927	-218	1,0336
2017	1 094,1	30 326	26 868	3 459	1 812	885	1,0635
2018	1 076,5	33 061	29 459	3 602	2 735	923	1,0902
2019	1 072,0	35 133	31 252	3 881	2 072	-663	1,0627

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.2.3 Vysokoškolské vzdělání

Průměrná hrubá mzda této struktury dosáhla v roce 2019 výše 58 735 Kč a vůči mediánové hodnotě mzdy je o 12 374 Kč vyšší. Absolutní přírůstky mezd nabyly kladných hodnot kromě roku 2013, kdy došlo ke zpomalení mezd spolu s rokem 2016. V roce 2019 mzdy meziročně vzrostly o 6,69 %. S jistotou je možné tvrdit, že vysokoškolsky vzdělání jedinci dosahují nejvyšších příjmů populace s podílem mzdy na mzdě ČR ve výši 163,89 %. Počet osob této vzdělanostní struktury se podílí na mzdové sféře ČR z 15,16 % (tabulka 11).

Parabola vyjadřující vývoj průměrných mezd v čase se statisticky významnými strukturálními parametry má tvar $y=50\,003,06-2\,097,67x+338,39x^2$, a kvalita modelu byla vyhodnocena ve výši 99,11 % (příloha 36). Předpoklad normality byl splněn (příloha 37).

Míra těsnosti podložena výpočtem indexu korelace reziduí obou řad vyšla 0,856, a svědčí tak o přímé silné závislosti mezd (příloha 38).

Tabulka 11 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele obyvatel VŠ

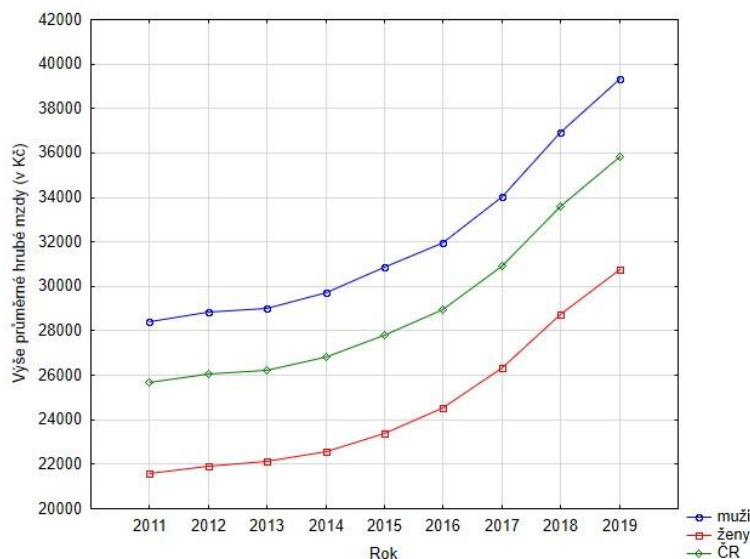
t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\check{x}	$\bar{x} - \check{x}$	d	d ²	k
2011	367,5	47 703	36 551	11 152			
2012	387,3	47 765	35 594	12 171	62		1,0013
2013	397,5	46 870	35 865	11 005	-895	-957	0,9813
2014	411,5	47 158	35 819	11 339	288	1 183	1,0062
2015	420,1	48 190	37 121	11 069	1 031	743	1,0219
2016	434,8	49 119	37 780	11 339	929	-102	1,0193
2017	442,6	51 481	39 968	11 513	2 362	1 433	1,0481
2018	451,0	55 053	43 031	12 022	3 572	1 210	1,0694
2019	465,7	58 735	46 362	12 374	3 682	111	1,0669

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

5.3.3 Diferenciace mezd zaměstnanců dle pohlaví

Tato kapitola bude analyzovat diferenciaci a vývoj průměrných hrubých mezd mužů a žen a jejich vztah s vývojem mezd v ČR bude vyjádřen na základě korelace reziduí mezd.

Graf 9 Grafický vývoj mzdové disparity dle pohlaví



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Při verifikaci tvrzení diferenciaci mezd dle pohlaví byla, pomocí dvouvýběrového t-testu, otestována nulová hypotéza H_0 , která vypovídá o shodě průměrných mezd mužů a žen za předpokladu nezávislosti a normality. Po ověření hypotézy o rovnosti rozptylů F testem (p hodnota = $0,648 > \alpha$) a následně podle p – hodnoty (p hodnota $< \alpha$) t – testu byla zamítnuta nulová hypotéza a učiněn závěr, že se průměrné mzdy mužů a žen liší (příloha 39).

Jako u předchozích dvou podmnožin determinantů mzdového příjmu je i zde zjišťován rozdíl v tempu růstu mezd v letech 2012, 2016 a 2019. V roce 2012 rostly mzdy mužů i žen téměř identickou rychlostí. Koeficient růstu mužů dosáhl 1,55 % (441 Kč) a žen 1,51 % (327 Kč). Absolutní rozdíl činil 6 910 Kč, a tak byl podíl mezd mužů na mzdách žen 131,5 %. V roce 2016 vykázaly mzdy vyšší rychlosti u žen – 4,97 % (1 163 Kč). Koeficient růstu byl u mužů téhož roku ve výši 3,55 % (1 094 Kč). Navzdory zvýšení tempa růstu mezd žen byl absolutní rozdíl mezd mezi pohlavími 7 399 Kč ve prospěch mužů. A tak podíl mezd mužů na mzdě žen činil výše 130,16 %. V roce 2019 rostly mzdy rychleji ženám, a to o 7,13 % (2 048 Kč) oproti přechozímu roku, což je o 0,67 % více než v případě mezd mužů. V tomto roce byl absolutní převis mužských mezd o 8 526 Kč, a tak byl evidován podíl mezd mužů na mzdě žen ve výši 127,7 %. Průměrný koeficient růstu analyzované časové řady byl u žen $\bar{k}=4,52$ % a mužů $\bar{k}=4,14$ % (tabulka 12).

Tabulka 12 Výpočet koeficientu růstu mužů a žen

Rok	MUŽI	ŽENY	ČR
2012	1,0155	1,0151	1,0153
2016	1,0355	1,0497	1,0409
2019	1,0646	1,0713	1,0670
\bar{k}	1,0414	1,0452	1,0425

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

5.3.3.1 Faktor mužů

Průměrná hrubá mzda u mužů byla v roce 2019 39 304 Kč a medián byl o 6 329 Kč nižší. Mzda se oproti předchozímu roku zvýšila o 2 384 Kč, tj. 6,46 % v relativním vyjádření. Reálného zpomalení mezd bylo dosaženo poslední rok posuzované časové řady spolu s rokem 2013 a 2016. Grafická simulace (graf 9) naznačuje převyšující tendenci mezd mužského pohlaví nejen oproti pohlaví ženskému, ale i celorepublikovým hodnotám. V roce 2019 mzdy mužů převýšily celorepublikový průměr o 3 466 Kč, a podílí se na něm z 109,67 %. Nejvyšší přírůstek zaměstnanosti mužů byl v roce 2016 a činil 40,1 tis. osob. V roce 2019 byl zaznamenán nárůst 5,7 tis. osob. Podíl počtu zaměstnaných osob mužského pohlaví na počtu všech zaměstnaných mzdové sféry činil k roku 2019 59,35 % (tabulka 13).

Vývoj průměrné hrubé mzdy u mužů byl vyrovnán kvadratickým trendem pomocí regresní paraboly $y=29\,144,31-689,87x+202,61x^2$ s kvalitou modelu 99,64 % (příloha 40). Normalita reziduí mezd byla ověřena Shapiro–Wilkovým testem (příloha 41).

Shoda vývoje mezd mužů s vývojem mezd ČR byla určena indexem korelace reziduí analyzovaných řad v hodnotě 0,985, a značí přímou silnou závislost (příloha 42).

Tabulka 13 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele mužů

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\tilde{x}	$\bar{x} - \tilde{x}$	d	d ²	k
2011	1 726,4	28 403	23 153	5 251			
2012	1 732,7	28 845	23 199	5 646	441		1,0155
2013	1 728,5	29 003	23 565	5 438	158	-284	1,0055
2014	1 728,4	29 693	24 243	5 450	690	533	1,0238
2015	1 758,8	30 841	25 356	5 486	1 148	458	1,0387
2016	1 798,9	31 935	26 477	5 458	1 094	-55	1,0355
2017	1 822,0	34 054	28 418	5 636	2 119	1 025	1,0663
2018	1 816,9	36 920	31 003	5 917	2 866	748	1,0842
2019	1 822,7	39 304	32 974	6 329	2 384	-483	1,0646

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

5.3.3.2 Faktor ženy

Průměrná hrubá měsíční mzda žen činila v roce 2019 30 778 Kč, což je o 4 056 Kč více oproti mediánové hodnotě. Absolutní přírůstek se téhož roku zvýšil o 2 048 Kč neboli o 7, 13 % v relativním vyjádření. Druhá absolutní diference vypovídá o shodě reálného zpomalení mezd s reálným zpomalením v ČR. Mzdy žen, jak je vidět z grafu 9, byly téhož roku oproti ČR podhodnoceny o 5 060 Kč, a tvoří tak podíl na mzdě ČR z 85,88 %. Počet zaměstnaných žen za celou posuzovanou časovou řadu vykázal kladných hodnot. Největší nárůst byl v roce 2017 a to o 28,6 tis. Podíl počtu zaměstnaných žen na počtu zaměstnaných osob mzdové sféry činil v roce 2019 40,6 % (tabulka 14).

Pro posouzení korelace vztahu vývoje celkových mezd žen a mezd ČR byl aplikován stejný postup jako v předchozích analýzách, a vývoj průměrných mezd žen vyjádřen regresní parabolou ve tvaru $y=22\,334,63-671,38x+179,55x^2$, kde $I^2=99,65\%$ (příloha 43). Normalita reziduálních hodnot mezd je splněna viz. příloha 44.

Index korelace reziduí mezd vykázal hodnotu 0,972, čili silnou přímou závislost shody vývoje mezd ženského pohlaví s průměrnými mzdami v ČR (příloha 45).

Tabulka 14 Výpočty deskriptivní statistiky mezd a jejich poměrové ukazatele žen

t	počet zaměstnaných (tis. osob)	\bar{x}	\tilde{x}	$\bar{x} - \tilde{x}$	d	d^2	k
2011	1 145,7	21 609	18 419	3 190			
2012	1 151,7	21 935	18 584	3 351	327		1,0151
2013	1 154,6	22 134	18 802	3 332	199	-128	1,009
2014	1 172,5	22 545	19 162	3 383	411	213	1,0186
2015	1 191,9	23 374	19 861	3 513	829	418	1,0368
2016	1 207,3	24 536	21 092	3 444	1 163	334	1,0497
2017	1 235,9	26 331	22 765	3 566	1 795	632	1,0731
2018	1 246,8	28 730	25 096	3 634	2 399	604	1,0911
2019	1 248,4	30 778	26 722	4 056	2 048	-351	1,0713

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

6 Výsledky a diskuse

6.1 Mzdové trendy ČR

Analyzovaná mzdová úroveň v ČR vykazovala za pozorovanou řadu rostoucí tendenci. Tento trend je, zejména v posledních letech, důsledkem nedostatku pracovní síly a mzdové konkurence mezi zaměstnavateli na trhu práce. Zpomalení mezd bylo evidováno v roce 2013, a to v návaznosti na změnu daňové legislativy. Reálného zpomalení mezd bylo dosaženo také v roce 2019, kdy produktivita lidské práce nedoprovázela rostoucí mzdové náklady firem, a tak jejich ochota nadále zvyšovat mzdy klesla. Navzdory zpomalení růstu mezd v tomto roce, tempo růstu mezd vykazovalo hodnotu 6,7 %, tj. 2 251 Kč absolutně. Zkoumaná časová řada vypověděla hodnotu průměrného koeficientu růstu ve výši 4,25 %, tj. 1 268 Kč v absolutním vyjádření.

Prognóza průměrné hrubé mzdy pro rok 2020 byla stanovena ve výši 38 869 Kč na základě extrapolace trendu a ve výši 37 361 Kč na základě výpočtu průměrného koeficientu růstu. Z již naměřené mzdové výše tohoto roku byla vypočítána relativní chyba odhadu, a činila 6,06 % pomocí trendu a 1,95 % pomocí průměrného koeficientu růstu. Odchytky od skutečné hodnoty mzdy jsou výsledkem nepredikovatelných událostí celosvětové pandemie a jejích ekonomických dopadů.

6.2 Regionální rozdělení mezd ČR

Za regionální mzdovou disparitou stojí ekonomické postavení daného regionu, struktura zaměstnanosti včetně dosaženého stupně vzdělání a stáří populace. Svůj podíl na výši mzdy má také poloha dané územní jednotky a její specifika. Nejvyšší mzdová úroveň je v Praze, a lze ji vysvětlit nejen ekonomickou výkonností, která v metropoli dosahuje dvojnásobku národního průměru, ale také výrazným podílem vysokoškolsky vzdělaných zaměstnanců, kterých je zde až třikrát více oproti severním Čechám (Holý, 2017, cit. 11.03.21). Naopak nejnižších mezd je dlouhodobě dosahováno v Karlovarském kraji, jehož věhlasu přispívají služby a cestovní ruch, avšak lidé v těchto odvětví dosahují nízkých příjmů. Dále situaci nepřispívá odliv studentů do velkých měst a fluktuace zaměstnanců do blízkého Německa, kde si finančně polepší.

Mzdová diferenciací jednotlivých regionů podněcuje zaměstnance k pracovní a ekonomické migraci. V roce 2019 největšího přílivu zaměstnanců dosáhl kraj Středočeský s nárůstem o 2,33 %, kraj Liberecký s nárůstem 2,14 % a kraj Pardubický, kde byl

zaznamenán růst o 1,85 %. Záporné fluktuace zaměstnanců bylo naopak zaznamenáno téhož roku v Karlovarském kraji s poklesem 2,25 %, Plzeňském kraji s poklesem 2,18 % a Královéhradeckém kraji, kde se hladina počtu zaměstnaných propadla o 1,93 %.

Praha spolu se Středočeským regionem přesahují dlouhodobě celorepublikový průměr mezd. V roce 2019 se Praha podílela na průměru mezd v ČR z 128,21 % a kraj Středočeský z 103,4 %. Ostatní regiony na průměrnou mzdu v ČR nedosahují, a jejich podíl na mzdě ČR byl téhož roku v intervalu od 85,2 % (Karlovarský) až 96,9 % (Jihomoravský). Mediánovou úroveň mezd dané časové řady v ČR převýšil nejen Pražský a Středočeský region, ale od roku 2012 i region Plzeňský. Podíl mediánu mezd na mzdě ČR téhož roku čítal v Praze 119,55 %, ve Středočeském regionu 105,93 % a v Plzeňském 102,34 %. Ostatní regiony se podílí na mediánu ČR v intervalu od 90,78 % (Karlovarský) až 99,66 % (Liberecký). V roce 2019 byl největší rozdíl mezi průměrem a mediánem mezd vykázan v hlavním městě ve výši 9 893 Kč, a naopak nejméně akcentoval průměrné mzdy kraj Karlovarský s výší 3 155 Kč.

Za zkoumanou časovou řadu let 2011–2019 udál nejvyšší průměrné tempo růstu mezd Královéhradecký kraj ve výši 5,3 % a nejnižšího průměrného tempa růstu dosáhla Praha ve výši 3,31 %. I přes skutečnost pomalé dynamiky růstu mezd je Praha nejvýše příjmová.

6.3 Diferenciace mezd ČR dle vybraných determinantů

6.3.1 Diferenciace mezd zaměstnanců dle odvětví CZ–NACE

Předpoklad diference průměrných hrubých mezd dle ekonomických sekcí byl ověřen pomocí analýzy rozptylu, a dále byly indikovány signifikantní rozdíly mezi odvětvím vzdělávání (P) a zemědělství (A), vzdělávání a administrativa (N), vzdělávání a zdravotnictví (Q), zdravotnictví a administrativa. Dlouhodobě vykazuje nejvyšší mzdové výše sekce vzdělávání (P), která je jako jediná z vybraných odvětví nadhodnocena nad průměrem ČR, a v roce 2019 se na její hodnotě podílela z 118,65 %. Naopak nejnižších mezd dlouhodobě vykazuje sekce N, která dosahuje mzdové výše ČR z 69,19 %.

Průměrný koeficient růstu mezd v letech 2011–2019 vypovídá o téměř shodném tempu růstu mezd vybraných odvětví, avšak nejvyšší byl v sekci A (4,87 %), Q (4,45 %), N (4,26 %) a P (4,25 %). Nejvyšší zaměstnanost sledovaných odvětví dosáhla v roce 2019 sekce administrativa s poměrovým zastoupením 5,6 % populace.

Při zhodnocení vztahu vývoje mezd jednotlivých odvětví a vývoje mezd ČR naznačuje nejvyšší shodu dle indexu korelace reziduí sekce Q ($I=0,855$), dále sekce A ($I=0,767$), sekce P ($I=0,629$) a N ($I=0,446$).

6.3.2 Diferenciace mezd zaměstnanců dle vzdělanostní struktury KKO

Za použití ANOVA testu byla zamítnuta nulová hypotéza, a na základě podrobného hodnocení prokázán statisticky významný rozdíl na všech stupních dosaženého vzdělání, kromě ZŠn a SŠbm. Disparita mezd naznačuje přímou úměrnost v distribuci mezd tak, že zaměstnanci VŠ vzdělání pobírají nejvyšší mzdy a jejich podíl na mzdách ČR činil v roce 2019 163,89 %. Naopak zaměstnanci, kteří dosáhli základního vzdělání nebo jej nedokončili, pobírají nejnižší mzdy a jejich podíl na celorepublikové mzdě činil tentýž rok 69,66 %.

Dle výpočtu průměrného koeficientu růstu analyzované řady byl zaznamenán nejvyšší nárůst mezd u vzdělanostní struktury ZŠn (4,94 %), dále SŠm (3,84 %) a VŠ (2,63 %). Ze zkoumaných vzdělanostních stupňů bylo v roce 2019 nejvíce zastoupeno obyvatelstvo s vykonanou maturitní zkouškou v poměru 34,9 %.

Z analýzy vztahu vývoje mezd zaměstnanců vybraných vzdělanostních struktur a mezd ČR na základě korelace reziduí vyplývá nejvyšší shoda u obyvatel SŠm ($I=0,875$), dále VŠ ($I=0,856$) a ZŠn ($I=0,14$).

6.3.3 Diferenciace mezd zaměstnanců dle pohlaví

Dle dvouvýběrového t-testu byla zamítnuta nulová hypotéza o shodě průměrných mezd obou pohlaví. Dle Eurostatu dosahuje ČR pátého nejvyššího rozdílu v mzdovém ohodnocení mužů a žen oproti EU. K dosažení stejného ročního ekonomického výsledku žen na úrovni mužů by musely ženy pracovat o 2,5 měsíce déle (Equal pay day, 2021, cit. 10.03.21).

Za pozorované období mzdy mužů převyšují mzdy v ČR vždy, a v roce 2019 se podílely na celorepublikové hodnotě ve výši 109,67 %. Mzdy žen dlouhodobě vykazují nižší tendenci růstu oproti ČR, a tak se na celorepublikové mzdě podílely ve výši 85,88 %. Na zaměstnanosti mzdové sféry ČR se podílí více muži s procentuální hodnotou 59,35 %.

Průměrný koeficient růstu mezd analyzované časové řady vykázal u žen hodnotu 4,52 % a u mužů 4,14 %. Navzdory vyššímu tempu růstu mezd žen je podíl mužských mezd na mzdě žen z roku 2012 131,5 %, v roce 2016 tomu bylo 130,2 % a v roce 2019 127,7 %. Z toho je patrná mírná sblížující se tendence v distribuci mezd obou pohlaví.

Vztah vývoje mezd mužů a žen s vývojem mezd v ČR na základě indexu korelace reziduálních hodnot vykázal vyšší míru těsnosti v případě mužského pohlaví, kde $I=0,985$ a u žen o něco nižší hodnotu, kde $I=0,972$.

7 Závěr

Tato bakalářská práce shrnuje podstatné faktory, které vysvětlují disparitu mezd v České republice. Mzdová výše byla analyzována v rámci celé ČR a jejích regionů, vybraných odvětví CZ–NACE, dosaženého vzdělání KKOV a pohlaví v letech 2011–2019.

Analýza mezd ČR prokázala rostoucí trend, avšak v roce 2013 a 2019 bylo identifikováno jejich reálné zpomalení. Prognóza mzdy na rok 2020 stanovená na základě extrapolace trendu dosáhla výše 38 839 Kč s relativní chybou odhadu 6,06 %. Do budoucna lze předpokládat útlum české ekonomiky včetně zpomalení mezd v důsledku celosvětové pandemie. K rapidním změnám v jejich reálném snížení by díky zrušení superhrubé mzdy nemělo dojít, což může pomoci udržení stávající životní úrovně zaměstnanců.

Při klasifikaci regionálních mezd byla potvrzena očekávaná rozdílnost v jejich distribuci. Nejvyšších mezd s nejnižším průměrným tempem růstu je dlouhodobě dosahováno v Praze, což souvisí s ekonomickou výkonností a historickými aspekty vyššího samosprávného celku. Oproti tomu jsou nejnižší mzdy zaznamenány v Karlovarském regionu. Největší příliv zaměstnaných dosáhl v roce 2019 kraj Středočeský, naopak největší odliv byl v Karlovarském kraji, kde je dlouhodobě vysoký podíl nezaměstnaných. Je důležité si uvědomit, že disponibilní důchod jedince závisí nejen na mzdovém příjmu, ale především na nákladech vynaložených na životní standard v konkrétním regionu, který je také odlišný.

V práci byla analyzována mzda v závislosti na různých odvětvích, ve kterých jsou lidé zaměstnáni a která jsou často ohledně otázky mzdového příjmu diskutována – zemědělství, administrativa, vzdělávání a zdravotnictví. Odvětví vzdělávání bylo vyhodnoceno jako nejvýše příjmové s důrazným tempem růstu v roce 2018, a nejnižší mzdové příjmy byly dlouhodobě identifikovány u administrativních pracovníků. Nejvyšší shody vývoje mezd se mzdami ČR dosáhlo odvětví zdravotnictví. Z analýzy vztahu mzdy a dosaženého vzdělání vyplývá návratnost počáteční investice do vzdělávání s dominantním vztahem vývoje mzdy obyvatel SŠm a mzdou ČR. Posledním faktorem, který byl v práci šetřen, byla diferenciací mezd v závislosti na pohlaví. Vyšší korelace mezd s ČR dosáhly mzdy mužů. Z výsledků podílu mzdy mužů na mzdě žen v letech 2012, 2016, 2019 se prokázalo, že se tento podíl snižuje, a tak se rozdíly ve mzdách mužů a žen, ač velmi pomalu, sblížují.

Závěrem je nutné zmínit, že zkoumané determinanty výše mzdy nejsou jedinými faktory ovlivňující postavení jedince na trhu práce. Vždy bude záležet na jeho charakteru, proaktivitě, ambicích, vytyčených cílech a trpělivosti při dosažení těchto cílů.

7.1 Citovaná literatura

- ANÝŽOVÁ, Petra a Jiří VEČERNÍK, 2019. Vzdělání, dovednosti a mobilita: Zaměstnání a trh práce v České republice a evropských zemích. Praha: Karolinum. ISBN 978-80-246-4294-9.
- ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ, 2009. Ekonomické časové řady. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-869-4685-6.
- ARMSTRONG, Michael, 2009. Odměňování pracovníků. Praha: Grada. ISBN 978-80-247-2890-2.
- BRČÁK, Josef, Bohuslav SEKERKA a Roman SVOBODA, 2013. Mikroekonomie: Teorie a praxe. Plzeň: Nakladatelství a vydavatelství Aleš Čeněk. ISBN 978-80-738-0453-4.
- BRČÁK, Josef, Dana STARÁ a Bohuslav SEKERKA, 2014. Makroekonomie: Teorie a praxe. Plzeň: Nakladatelství a vydavatelství Aleš Čeněk. ISBN 978-80-7380-492-3.
- CIPRA, Tomáš, 1986. Aplikace časových řad s aplikacemi v ekonomii. Praha: SNTL – Nakladatelství technické literatury.
- HINDLS, Richard a kolektiv autorů, 2007. Statistika pro ekonomy. Praha: Professional Publishing. ISBN 80-8694-643-6.
- JÍROVÁ, Hana, 1999. Trh práce a politika zaměstnanosti. Ediční oddělení VŠE Praha. ISBN 80-7079-635-9.
- JUREČKA, Václav, 2017. Makroekonomie. Praha: Grada. ISBN 978-80-271-0251-8.
- JUREČKA, Václav, 2018. Mikroekonomie. Praha: Grada. ISBN 978-80-271-0146-7.
- KÁBA, Bohumil a Libuše SVATOŠOVÁ, 2008. Statistické metody II. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze. ISBN 978-80-213-1736-9.
- KÁBA, Bohumil a Libuše SVATOŠOVÁ, 2012. Statistické nástroje ekonomického výzkumu. Praha: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk. ISBN 978-80-7380-359-9.
- KÁBA, Bohumil a Libuše SVATOŠOVÁ, 2013. Statistika. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze. ISBN 978-80-213-0746-9.
- KLEIBL, Jiří, Zuzana DVOŘÁKOVÁ a Eva HÜTTLOVÁ, 1994. Stimulace pracovníků a tvorba mzdových soustav. Ediční oddělení VŠE Praha. ISBN 80-7079-988-9.
- NĚMEC, Otakar, 2002. Lidské zdroje na trhu práce. Ediční oddělení VŠE Praha. ISBN 80-245-0350-6.
- NORDHAUS, William D. a Paul A. SAMUELSON, 1995. Ekonomie. Praha: Nakladatelství Svoboda. ISBN 80-205-0494-X.
- ŠUBRT, Bořivoj, 2014. Obsluha mzdy a platu. Praha: Anag. ISBN 978-80-726-3887-1.

URBAN, Jan, 2017. Motivace a odměňování pracovníků: Co musíte vědět, abyste ze svých spolupracovníků dostali to nejlepší. Praha: Grada. ISBN 978-80-271-0227-3.

7.2 Odborné články

BROŽOVÁ, Dagmar. Diskriminace žen v ekonomické teorii vybrané problémy. Politická ekonomie. 54(5). DOI: 10.18267/j.polek.577. ISSN 583-609.

LANG, K., SPITZER, A. 2020. Race Discrimination: An Economic Perspective. The Journal of Economic Perspectives, 34(2), 68-89. doi:10.2307/26913185

MAIALEH, Robin, 2014. Teorie lidské motivace a teorie užítku jako konfrontace partikulárního a obecného. Ekonomické listy. 5(3). ISSN 1804–4166.

MATĚJŮ, Petr a Jiří VEČERNÍK, 2015. Kompetence, vzdělání a lidský kapitál v České republice ve světle dat OECD-PIAAC. Politická ekonomie. Praha, 63(2). DOI: 10.18267/j.polek.996. ISSN 185-203.

ŠNÝDROVÁ, Markéta, 2014. Změny struktury pracovního trhu v souvislosti s nástupem generace Y a dopady těchto změn na získávání zaměstnanců. Ekonomické listy. 5(3). ISSN 1804–4166.

7.3 Elektronické publikace

Český statistický úřad: HDP, národní účty [online]. [cit. 2020-11-03]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hdp_narodni_ucty

Český statistický úřad: Inflace – druhy, definice, tabulky [online]. [cit. 2021-03-05]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace

Český statistický úřad: Klasifikace ekonomických činností CZ – NACE [online]. 14.11.2019 [cit. 2020-10-25]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/klasifikace_ekonomickyh_cinnosti_cz_nace

Český statistický úřad: Podíl nezaměstnaných osob v krajích k 31. 1. 2021. Český statistický úřad [online]. 5.2.2021 [cit. 2021-02-09]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/xc/mapa-podil-kraje>

Český statistický úřad: Průměrné mzdy - 4. čtvrtletí 2019 [online]. 6.3.2020 [cit. 2021-02-14]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/cr/prumerne-mzdy-4-ctvrtleti-2019>

Český statistický úřad: Zaměstnanost, nezaměstnanost – časová řada základních ukazatelů VŠPS [online], 2020. 2020 [cit. 2020-12-12]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zam_cr

E15: Inflace v eurozóně se přiblížila k nule. Český růst cen patří k nejvyšším v EU [online]. [cit. 2020-11-03]. Dostupné z: <https://www.e15.cz/koronahelpdesk-e15/inflace-v-eurozone-se-priblizila-k-nule-cesky-rust-cen-patri-k-nejvyssim-v-eu-1370713>

Equal pay day: Rovnost platů [online]. [cit. 2021-03-10]. Dostupné z: https://www.equalpayday.cz/equal_pay/

Fialová, Kamila. Nízké mzdy? Perspektivy mzdového vývoje v Česku. Sociologický ústav Akademie věd ČR [online]. 20.4.2020 [cit. 2021-02-14]. Dostupné z: <https://www.soc.cas.cz/aktualita/nizke-mzdy-perspektivy-mzdoveho-vyvoje-v-cesku>

Forbes: Platební bilance ČR [online]. 15.2.2021 [cit. 2021-02-20]. Dostupné z: <https://forbes.cz/platebni-bilance-cr-loni-skoncila-rekordnim-prebytkem-180-miliard/>

HOLÝ, Dalibor. Statistika&My: Praha přitahuje vzdělané. Berou tu více [online]. 12. 12. 2017 [cit. 2021-03-11]. Dostupné z: <https://www.statistikaamy.cz/2017/12/12/praha-pritahuje-vzdelane-berou-tu-vice/>

HOVORKA, Jiří. Proč poprvé klesla průměrná mzda? Je to jenom trik [online]. 5.6.2013 [cit. 2020-11-17]. Dostupné z: <https://zpravy.aktualne.cz/finance/proc-poprve-klesla-prumerna-mzda-je-to-jenom-trik/r~i:article:781740/>

idnes: Ekonomika [online]. 02.12.2020 [cit. 2021-02-21]. Dostupné z: https://www.idnes.cz/ekonomika/domaci/praha-byty-cena-mzda.A201202_145736_ekonomika_mato

Informační systém o průměrném výdělku: Mzdová sféra ČR - 1. pololetí 2020 [online]. 23. 9. 2020 [cit. 2021-02-20]. Dostupné z: <https://www.ispv.cz/cz/Vysledky-setreni/Archiv/2020.aspx>

Ministerstvo vnitra ČR: Publikace sekce veřejné správy [online], 2005. [cit. 2021-02-26]. Dostupné z: <https://www.mvcr.cz/clanek/verejna-sprava-publikace.aspx>

Ministerstvo práce a sociálních věcí: Minimální mzda [online]. [cit. 2021-02-09]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/minimalni-mzda>

Ministerstvo práce a sociálních věcí: Analýza vývoje příjmů a výdajů domácností ČR v roce 2019 a predikce na další období [online]. [cit. 2021-03-04].

Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy: přehled číselníků, klasifikací a převodníků používaných v resortu školství [online]. 2020 [cit. 2020-12-12]. Dostupné z: <https://www.msmt.cz/vzdelavani/skolstvi-v-cr/statistika-skolstvi/prehled-ciselniku-klasifikaci-a-prevodniku-pouzivanych-v>

Poslanecká sněmovna Parlamentu ČR: Ústava České republiky [online]. [cit. 2020-11-03]. Dostupné z: <https://www.psp.cz/docs/laws/constitution.html>

Pražský Hrad: O České republice [online]. [cit. 2020-11-03]. Dostupné z: <https://www.hrad.cz/cs/ceska-republika/o-ceske-republice>

Statistika&My: Kam míří lidé, kteří se stěhují? [online]. 11.9.2020 [cit. 2021-02-21]. Dostupné z: <https://www.statistikaamy.cz/2020/09/11/kam-miri-lide-kteri-se-stehuji>

Univerzita–Online: Makroekonomie [online]. 5.4.2012 [cit. 2021-03-11]. Dostupné z: <http://www.univerzita-online.cz/pek/ekonomika/makroekonomie/>

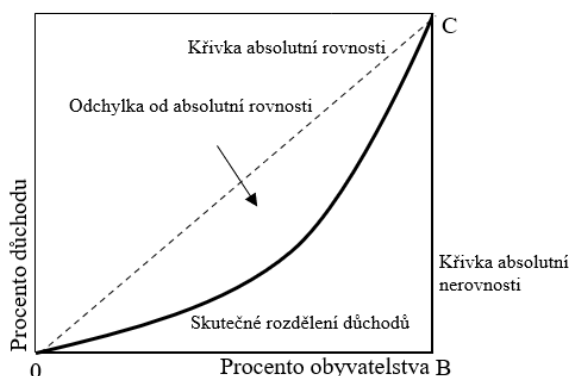
7.4 Legislativní dokumenty

ČESKO. Zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce

ČESKO. Zákon č. 586/1992 Sb., o dani z příjmu

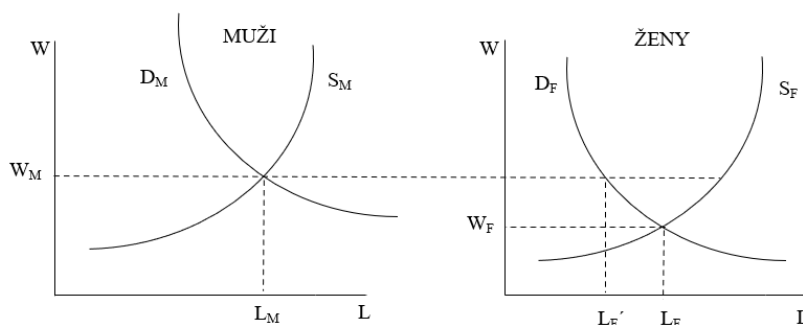
8 Přílohy

Příloha 1 Lorenzova křivka



Zdroj: Nordhaus & Samuelson (2006, s. 9), vlastní zpracování

Příloha 2 Genderové rozdíly



Zdroj: Brožová (2006, s. 9), vlastní zpracování

Příloha 3 Výsledky regresní analýzy, lineární trend vývoje mezd ČR

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_CR (ČR_part1) R= ,94166514 R2= ,88673324 Upravené R2= ,87055228 F(1,7)=54,801 p<,00015 Směrod. chyba odhadu : 1301,0					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(7)	p-hodn.
Abs.člen			22891,90	945,1866	24,21945	0,000000
t	0,941665	0,127204	1243,40	167,9641	7,40277	0,000149

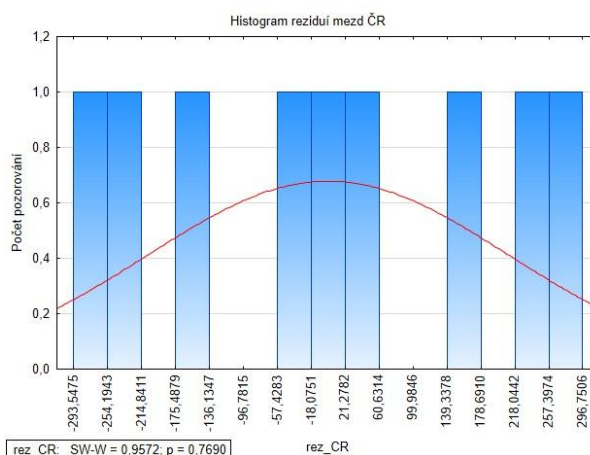
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 4 Výsledky regresní analýzy, kvadratický trend vývoje mezd ČR

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_CR (ČR_part1) R= ,99834070 R2= ,99668415 Upravené R2= ,99557887 F(2,6)=901,75 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : 240,44					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			26434,77	305,9436	86,40408	0,000000
t	-0,521858	0,106388	-689,08	140,4774	-4,90524	0,002697
V1**2	1,500617	0,106388	193,25	13,7005	14,10515	0,000008

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 5 SW test normality mezd ČR



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 6 Prognóza vývoje průměrné hrubé mzdy ČR pro rok 2020

Proměnná	Předpovězené hodnoty (ČR_part1)		
	proměnné: prum_CR		
	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-689,075	10,0000	-6890,75
V1**2	193,247	100,0000	19324,75
Abs. člen			26434,77
Předpověď			38868,77
-95,0 %LS			38120,15
+95,0 %LS			39617,38

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 7 Regionální průměr a medián mezd, bazický index, absolutní přírůstek

Kraj	\bar{x} 2011 (0)	\bar{x} 2018 (i-1)	\bar{x} 2019 (i)	\bar{x} 2019	$q_{i/0}$	$q_i - q_0$
PRG	35 415	43 021	45 947	36 054	1,2974	10 532
STŘ	25 943	34 686	37 057	31 950	1,4284	11 114
JIHČ	22 873	30 048	31 984	28 255	1,3983	9 111
PLZ	23 691	32 360	34 380	30 864	1,4512	10 689
KAR	21 055	28 524	30 533	27 379	1,4502	9 478
ÚST	23 003	30 530	32 623	29 177	1,4182	9 621
LIB	23 170	31 712	33 830	30 057	1,4601	10 660
KRÁ	22 252	31 201	33 639	29 816	1,5118	11 388
PAR	22 758	30 287	32 071	28 742	1,4092	9 313
VYS	22 369	30 775	32 660	29 198	1,4601	10 291
JIHM	24 429	32 502	34 728	29 674	1,4216	10 299
OLO	22 192	29 388	31 488	28 071	1,4189	9 296
ZLÍ	22 367	30 368	32 260	28 309	1,4423	9 893
MOR	23 746	30 050	31 864	28 646	1,3419	8 118
ČR	25 693	33 587	35 838	30 158	1,3949	10 145

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

Příloha 8 Pomocné výpočty IPS, ISS, ISTR

Kraj	Zaměstnaní (tis. osob)		\bar{x} (v Kč)		p ₀ q ₀	p ₁ q ₁	p ₀ q ₁	p ₁ q ₀	q ₁ /q ₀
	2018(q ₀)	2019(q ₁)	2018(p ₀)	2019(p ₁)					
PRG	586,7	585,0	43 021	45 947	25 239 220	26 880 997	25 169 109	26 955 877	0,9972
STŘ	331,5	339,2	34 686	37 057	11 497 144	12 568 633	11 764 472	12 283 033	1,0233
JIHČ	170,4	169,3	30 048	31 984	5 119 802	5 415 350	5 087 689	5 449 531	0,9937
PLZ	169,6	165,9	32 360	34 380	5 487 275	5 702 097	5 367 170	5 829 697	0,9781
KAR	66,8	65,3	28 524	30 533	1 904 984	1 993 467	1 862 298	2 039 160	0,9776
ÚST	188,4	191,2	30 530	32 623	5 751 231	6 236 133	5 836 004	6 145 548	1,0147
LIB	113,0	115,4	31 712	33 830	3 582 591	3 903 621	3 659 290	3 821 800	1,0214
KRÁ	159,1	156,0	31 201	33 639	4 964 821	5 249 316	4 868 806	5 352 835	0,9807
PAR	141,2	143,8	30 287	32 071	4 276 507	4 611 932	4 355 497	4 528 292	1,0185
VYS	133,3	135,6	30 775	32 660	4 101 685	4 429 462	4 173 723	4 353 010	1,0176
JIHM	346,2	351,9	32 502	34 728	11 252 196	12 220 933	11 437 686	12 022 741	1,0165
OLO	168,3	166,8	29 388	31 488	4 946 180	5 251 085	4 900 896	5 299 604	0,9908
ZLÍ	167,3	168,2	30 368	32 260	5 079 124	5 426 945	5 108 553	5 395 681	1,0058
MOR	322,7	319,6	30 050	31 864	9 697 044	10 182 620	9 602 906	10 282 442	0,9903
Σ	3 064	3 073	445 453	475 064	102 899 804	110 072 592	103 194 098	109 759 251	

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v excelu

Příloha 9 SW test při konstrukci analýzy rozptylu vybraných odvětví

Kategorie	Tabulka četností: Průměrná mzda (Závislost mezd na odvětví v PS13) Shapiro-Wilk W=,94458, p=,07062				
	Četnost	Kumulativní četnost	Rel.četn. (platných)	Kumul. % (platných)	Rel.četn. všech
15000,00<x<=20000,00	7	7	19,44444	19,4444	19,44444
20000,00<x<=25000,00	12	19	33,33333	52,7778	33,33333
25000,00<x<=30000,00	6	25	16,66667	69,4444	16,66667
30000,00<x<=35000,00	8	33	22,22222	91,6667	22,22222
35000,00<x<=40000,00	2	35	5,55556	97,2222	5,55556
40000,00<x<=45000,00	1	36	2,77778	100,0000	2,77778
ChD	0	36	0,00000		0,00000

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 10 Leveneův test při konstrukci analýzy rozptylu vybraných odvětví

	Leveneův test homogenity rozptylů (Závislost mezd na odvětví v PS13) Efekt: Odvětví Stupně volnosti pro všechna F: 3, 32			
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
Průměrná mzda	2253283	3336177	0,675409	0,573485

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 11 Výsledek ANOVA při analýze faktoru odvětví

Efekt	Jednorozměrné testy významnosti pro Průměrná mzda (Závislost mezd na odvětví v PS13) Sigma-omezená parametrizace Dekompozice efektivní hypotézy				
	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	2,529169E+10	1	2,529169E+10	2229,224	0,000000
Odvětví	1,124076E+09	3	3,746921E+08	33,026	0,000000
Chyba	3,630564E+08	32	1,134551E+07		

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 12 Scheffeho test podrobného zhodnocení mezd odvětví

Č. buňky	Scheffeho test; proměnná Průměrná mzda (Závislost mezd na odvětví v PS13) Pravděpodobnosti pro post-hoc testy Chyba: meziskup. PČ = 1135E4, sv = 32,000				
	Odvětví	1 23634,	2 19914,	3 35007,	4 27467,
1	Zemědělství		0,161630	0,000001	0,142671
2	Administrativa	0,161630		0,000000	0,000595
3	Vzdělávání	0,000001	0,000000		0,000607
4	Zdravotnictví	0,142671	0,000595	0,000607	

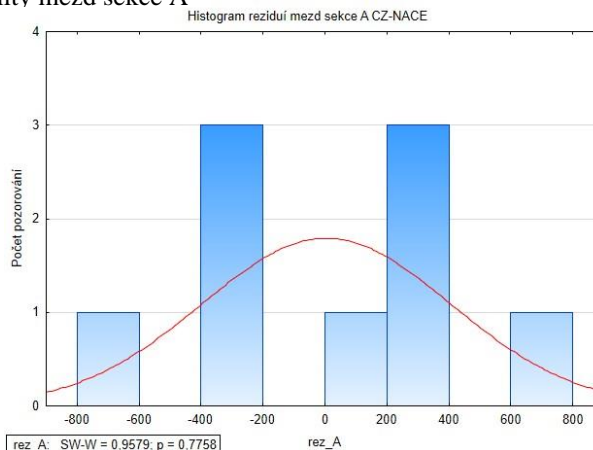
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 13 Výsledky regresní analýzy mezd sekce A

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_zem (Závislost mezd na odvětví) R= ,99084533 R2= ,98177446 Upravené R2= ,97569928 F(2,6)=161,60 p<,00001 Směrod. chyba odhadu : 462,98					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			20493,88	589,1078	34,78801	0,000000
t	-0,082484	0,249422	-89,45	270,4953	-0,33070	0,752113
V1**2	1,071123	0,249422	113,29	26,3809	4,29442	0,005124

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 14 SW test normality mezd sekce A



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 15 Korelace reziduí mezd sekce A s ČR

Proměnná	Korelace (Závislost mezd na odvětví) Označ. korelace jsou významné na hlad. $p < ,05000$ N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_zem	rez_cr
rez_zem	0,008044	400,9549	1,000000	0,766930
rez_cr	-0,055556	208,2296	0,766930	1,000000

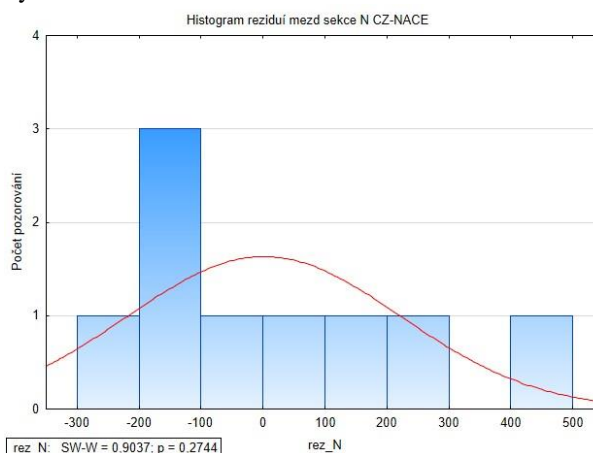
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 16 Výsledky regresní analýzy mezd sekce N

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_adm (Závislost mezd na odvětví) R= ,99629975 R2= ,99261319 Upravené R2= ,99015093 F(2,6)=403,13 $p < ,00000$ Směrod. chyba odhadu : 254,05					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			18530,48	323,2588	57,32399	0,000000
t	-0,779855	0,158790	-728,96	148,4278	-4,91123	0,002680
V8**2	1,741861	0,158790	158,79	14,4759	10,96959	0,000034

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 17 SW test normality mezd sekce N



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 18 Korelace reziduí mezd sekce N s ČR

Proměnná	Korelace (Závislost mezd na odvětví) Označ. korelace jsou významné na hlad. $p < ,05000$ N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_adm	rez_cr
rez_adm	0,127633	220,0145	1,000000	0,446053
rez_cr	-0,055556	208,2296	0,446053	1,000000

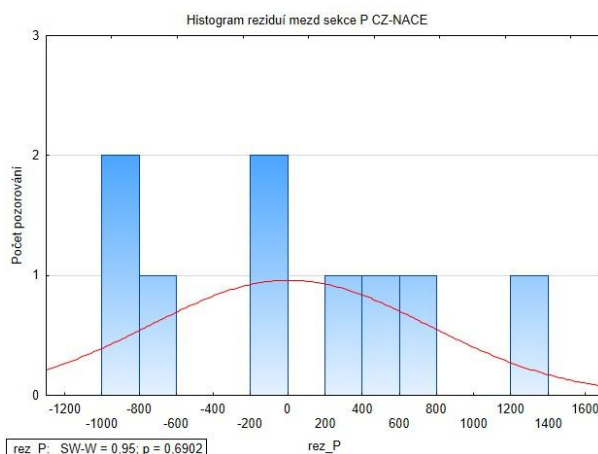
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 19 Výsledky regresní analýzy mezd sekce P

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_vzd (Závislost mezd na odvětví) R= ,98173200 R2= ,96379773 Upravené R2= ,95173030 F(2,6)=79,868 p<,00005 Směrod. chyba odhadu : 864,01					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			31302,36	1099,381	28,47271	0,000000
t	-0,225309	0,351530	-323,54	504,793	-0,64094	0,545251
V8**2	1,200208	0,351530	168,09	49,232	3,41424	0,014244

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 20 SW test normality mezd sekce P



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 21 Korelace reziduí mezd sekce P s ČR

Proměnná	Korelace (Závislost mezd na odvětví) Označ. korelace jsou významné na hlad. p < ,05000 N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_vzd	rez_cr
rez_vzd	-0,000444	748,2541	1,000000	0,628817
rez_cr	-0,055556	208,2296	0,628817	1,000000

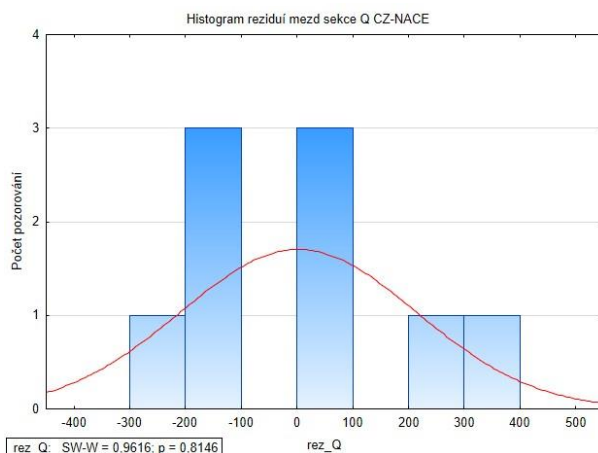
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 22 Výsledky regresní analýzy mezd sekce Q

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_zdr (Závislost mezd na odvětví) R= ,99847179 R2= ,99694592 Upravené R2= ,99592790 F(2,6)=979,29 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : 243,35					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			25454,76	309,6428	82,20683	0,000000
t	-0,799898	0,102102	-1113,85	142,1759	-7,83429	0,000228
V8**2	1,762828	0,102102	239,40	13,8661	17,26534	0,000002

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 23 SW test normality mezd sekce Q



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 24 Korelace reziduí mezd sekce Q s ČR

Proměnná	Korelace (Závislost mezd na odvětví) Označ. korelace jsou významné na hlad. $p < ,05000$ N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_zdr	rez_cr
rez_zdr	0,126711	210,7472	1,000000	0,854877
rez_cr	-0,055556	208,2296	0,854877	1,000000

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 25 SW test při konstrukci analýzy rozptylu vzdělanostní struktury

Kategorie	Tabulka četností: Průměrná mzda (Závislost mezd na vzdělání v PS10) Shapiro-Wilk $W=,90937$, $p=,00188$				
	Četnost	Kumulativní četnost	Rel.četn. (platných)	Kumul. % (platných)	Rel.četn. všech
10000,00<x<=20000,00	7	7	15,55556	15,5556	15,55556
20000,00<x<=30000,00	17	24	37,77778	53,3333	37,77778
30000,00<x<=40000,00	11	35	24,44444	77,7778	24,44444
40000,00<x<=50000,00	7	42	15,55556	93,3333	15,55556
50000,00<x<=60000,00	3	45	6,66667	100,0000	6,66667
ChD	0	45	0,00000		0,00000

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 26 Leveneův test při konstrukci analýzy rozptylu vzdělanostní struktury

	Leveneův test homogenity rozptylů (Závislost mezd na vzdělání v PS10) Efekt: "Vzdělanostní stupeň" Stupně volnosti pro všechna F: 4, 40			
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
Průměrná mzda	1501546	3440588	0,436421	0,781487

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 27 Výsledek ANOVA při analýze faktoru vzdělanostní struktury

Efekt	Jednorozměrné testy významnosti pro Průměrná mzda (Závislost mezd na vzdělání v PS10) Sigma-omezená parametrizace Dekompozice efektivní hypotézy				
	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	4,385063E+10	1	4,385063E+10	3494,855	0,00
Vzdělanostní stupeň	5,219674E+09	4	1,304919E+09	104,001	0,00
Chyba	5,018879E+08	40	1,254720E+07		

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 28 Tukeyho metoda podrobného zhodnocení mezd vzdělanostní struktury

Č. buňky	Tukeyův HSD test; proměnná Průměrná mzda (Závislost mezd na vzdělání v PS10) Přibližné pravděpodobnosti pro post hoc testy Chyba: meziskup. PČ = 1255E4, sv = 40,000					
	Vzdělanostní stupeň	1 19779,	2 22794,	3 28782,	4 34496,	5 50231,
1	Základní a nedokončené		0,384778	0,000165	0,000125	0,000125
2	Střední bez maturity	0,384778		0,007739	0,000125	0,000125
3	Střední s maturitou	0,000165	0,007739		0,012027	0,000125
4	Vyšší odborné a bakalářské	0,000125	0,000125	0,012027		0,000125
5	Vysokoškolské	0,000125	0,000125	0,000125	0,000125	

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 29 Matice mzdového rozdílu vybraných vzdělanostních struktur

	ZŠn	SŠbm	SŠm	VOB	VŠ
ZŠn	1	3 536	10 169	17 214	33 771
SŠbm	3 536	1	6 633	13 679	30 236
SŠm	10169	6 633	1	7 046	23 603
VOB	17214	13679	7 046	1	16 557
VŠ	33771	30236	23 603	16 557	1

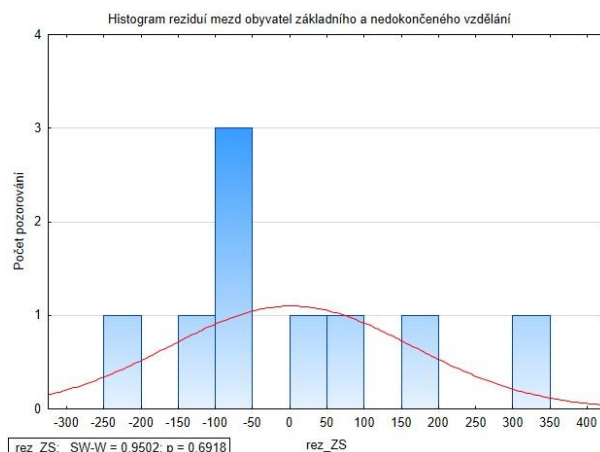
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 30 Výsledky regresní analýzy mezd obyvatel ZŠn

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_ZSn (Závislost mezd na vzdělání) R= ,99838258 R2= ,99676778 Upravené R2= ,99569037 F(2,6)=925,15 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : 188,66					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			17273,95	240,0570	71,95770	0,000000
t	-0,345602	0,105038	-362,67	110,2248	-3,29026	0,016608
V12**2	1,332517	0,105038	136,38	10,7500	12,68607	0,000015

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 31 SW test normality mezd obyvatelstva ZŠn



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 32 Korelace reziduí mezd struktury ZŠn s ČR

Proměnná	Korelace (Závislost mezd na vzdělání) Označ. korelace jsou významné na hlad. p < ,05000 N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_ZSn	rez_CR
rez_ZSn	-0,000210	163,3855	1,000000	0,143488
rez_CR	-0,055556	208,2296	0,143488	1,000000

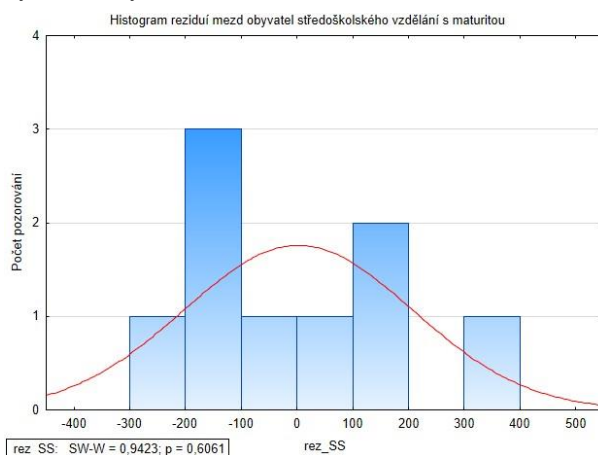
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 33 Výsledky regresní analýzy mezd obyvatel SŠm

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_SSm (Závislost mezd na vzdělání) R= ,99817224 R2= ,99634782 Upravené R2= ,99513043 F(2,6)=818,43 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : 235,83					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			26815,84	300,0797	89,36238	0,000000
t	-0,728963	0,111653	-899,57	137,7849	-6,52882	0,000616
V7**2	1,696033	0,111653	204,12	13,4379	15,19020	0,000005

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 34 SW test normality mezd obyvatelstva SŠm



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 35 Korelace reziduí mezd struktury SŠm s ČR

Proměnná	Korelace (Závislost mezd na vzdělání) Označ. korelace jsou významné na hlad. $p < ,05000$ N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_SSm	rez_CR
rez_SSm	0,000422	204,2380	1,000000	0,875087
rez_CR	-0,055556	208,2296	0,875087	1,000000

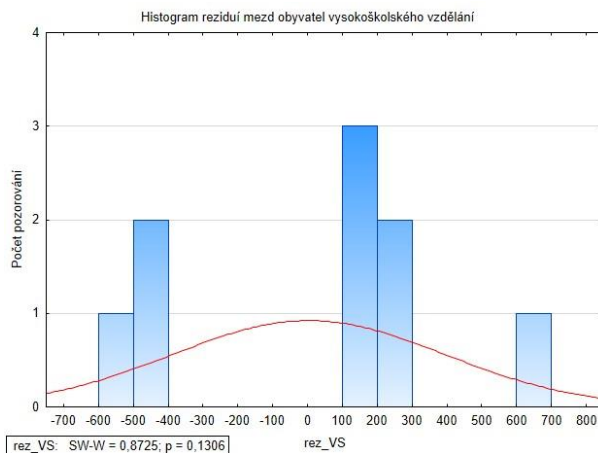
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 36 Výsledky regresní analýzy mezd obyvatel VŠ

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_VS (Závislost mezd na vzdělání) R= ,99552678 R2= ,99107358 Upravené R2= ,98809811 F(2,6)=333,08 $p < ,00000$ Směrod. chyba odhadu : 449,40					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			50003,06	571,8272	87,44435	0,000000
t	-1,39457	0,174555	-2097,67	262,5608	-7,98927	0,000205
V9**2	2,30673	0,174555	338,39	25,6071	13,21489	0,000012

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 37 SW test normality mezd obyvatelstva VŠ



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 38 Korelace reziduí mezd struktury VŠ s ČR

Proměnná	Korelace (Závislost mezd na vzdělání) Označ. korelace jsou významné na hlad. $p < ,05000$ N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_VS	rez_CR
rez_VS	0,000000	389,1943	1,000000	0,855732
rez_CR	-0,055556	208,2296	0,855732	1,000000

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 39 Dvouvýběrový t – test

Proměnná	t-testy; grupováno: pohlaví (závislost mezd na pohlaví) Skup. 1: muži Skup. 2: ženy						
	Průměr muži	Průměr ženy	t	sv	p	Poč. plat muži	Poč. plat. ženy
prum_mzda	32110,79	24663,49	4,400173	16	0,000447	9	9

Proměnná	t-testy; grupováno: pohlaví (závislost mezd na pohlaví) Skup. 1: muži Skup. 2: ženy			
	Sm.odch. muži	Sm.odch. ženy	F-poměr Rozptyly	p Rozptyly
prum_mzda	3876,248	3279,597	1,396955	0,647506

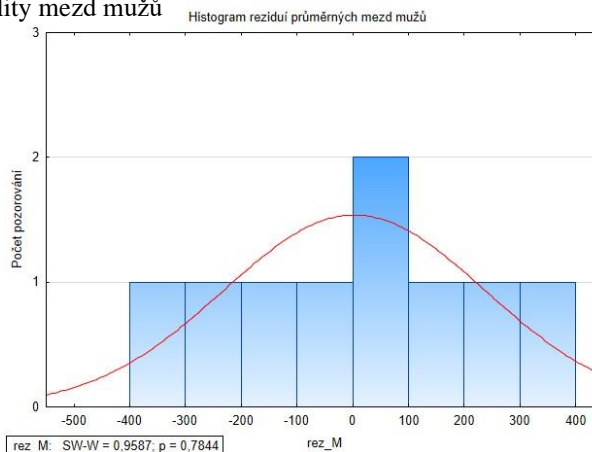
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 40 Výsledky regresní analýzy mezd mužů

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_muži (závislost mezd na pohlaví) R= ,99818266 R2= ,99636863 Upravené R2= ,99515818 F(2,6)=823,13 $p < ,00000$ Směrod. chyba odhadu : 269,72					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			29144,31	343,1989	84,91959	0,000000
t	-0,487400	0,111335	-689,87	157,5836	-4,37779	0,004679
V7**2	1,467707	0,111335	202,61	15,3688	13,18285	0,000012

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 41 SW test normality mezd mužů



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 42 Korelace reziduí mezd mužů s ČR

Proměnná	Korelace (závislost mezd na pohlavi) Označ. korelace jsou významné na hlad. $p < ,05000$ N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_muži	rez_cr
rez_muži	-0,000427	233,5851	1,000000	0,985369
rez_cr	-0,055556	208,2296	0,985369	1,000000

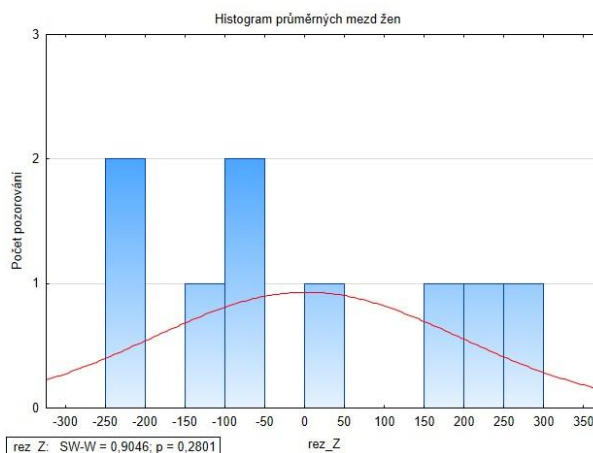
Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 43 Výsledky regresní analýzy mezd žen

N=9	Výsledky regrese se závislou proměnnou : prum_zeny (závislost mezd na pohlavi) R= ,99826811 R2= ,99653922 Upravené R2= ,99538563 F(2,6)=863,86 $p < ,00000$ Směrod. chyba odhadu : 222,78					
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(6)	p-hodn.
Abs.člen			22334,63	283,4696	78,79024	0,000000
t	-0,560631	0,108688	-671,38	130,1582	-5,15817	0,002098
V7**2	1,537325	0,108688	179,55	12,6941	14,14438	0,000008

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 44 SW test normality mezd žen



Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica

Příloha 45 Korelace reziduí mezd žen s ČR

Proměnná	Korelace (závislost mezd na pohlavi) Označ. korelace jsou významné na hlad. $p < ,05000$ N=9 (Celé případy vynechány u ChD)			
	Průměry	Sm.odch.	rez_zeny	rez_cr
rez_zeny	-0,000002	192,9338	1,000000	0,972376
rez_cr	-0,055556	208,2296	0,972376	1,000000

Zdroj: ISPV, vlastní zpracování v softwaru Statistica