VÚPSV rilsa
VÝZKUMNÝ ÚSTAV PRÁCE A SOCIÁLNÍCH VĚCÍ
RESEARCH INSTITUTE FOR LABOUR AND SOCIAL AFFAIRS

Výdělky v české veřejné sféře se zaměřením na zaměstnance s nejnižšími platy

Diana Bílková
Vlastimil Beran
Filip Červenka

RILSA, Praha
2022

Tento příspěvek byl podporován z prostředků institucionální podpory dlouhodobého koncepčního rozvoje vědy a výzkumu číslo IP400040 na Fakultě informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické a obchodní v Praze a z prostředků výzkumného projektu číslo IP70101 Vliv minimální mzdy na trh práce v ČR Výzkumného ústavu práce a sociálních věcí, v. v. i.

Toto dílo podléhá licenci Creative Commons Uveďte původ 4.0 Mezinárodní veřejná licence.
(http://www.creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Vydal Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, v. v. i.
Dělnická 213/12, Praha 7, 170 00
Vyšlo v roce 2022, 1. vydání, počet stran 33
Tisk: RILSA

https://www.rilsa.cz

Abstrakt

Cílem tohoto výzkumu je analýza rozdělení platů zaměstnanců ve veřejné sféře podle pohlaví a dosaženého vzdělání s hlavní orientací na zaměstnance pobírající plat na úrovni minimální mzdy. Účelem je konstrukce modelů platových rozdělení podle pohlaví a dosaženého vzdělání, dále vystižení jejich vývoje v období let 2014–2020 a identifikace kategorie zaměstnanců a jí odpovídajícího typického tvaru rozdělení platů, kde jsou zaměstnanci nejvíce ohrožení fenoménem minimální mzdy. Neméně důležitým cílem výzkumu je kalkulace podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy podle pohlaví a dosaženého vzdělání zaměstnance za jednotlivé roky 2014–2020 a predikce těchto podílů za jinak nezměněných podmínek pro roky 2021–2023. Na základě vývoje podílu zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy v období let 2014–2019 a následných predikcí pro rok 2020 za jinak nezměněných podmínek lze potom pomocí srovnání s reálnými daty za rok 2020 odhadnout vliv covidové pandemie pro rok 2020.

Klíčová slova: platy ve veřejném sektoru; modely rozdělení platů; procentní podíly zaměstnanců s nejnižšími platy; predikce procentních podílů zaměstnanců s nejnižšími platy; dopady pandemie covid-19 na platy.

Abstract

The aim of this research is to analyse the distribution of the salaries of employees in the public sector according to gender and educational attainment, focusing particularly on employees that receive minimum wage level salaries. The main aims concern the construction of salary distribution models according to gender and educational attainment, the determination of the development of these models in the period 2014–2020 and the identification of the categories of employees, and the corresponding typical salary distribution patterns concerning which employees are most at risk of the minimum wage phenomenon. A further equally important objective of the research comprises the calculation of the percentage proportions of employees who receive salaries at the level of the minimum wage according to the gender and educational attainment of such employees for the years 2014–2020 and the prediction of these proportions under otherwise unchanged conditions for the years 2021–2023. Based on the development of the percentage proportions of employees who received minimum wage level salaries in the period 2014–2019 and subsequent predictions for 2020 under otherwise unchanged conditions, it will then be possible to estimate the effect of the covid pandemic for 2020 applying a comparison with the real data obtained for 2020.

Key words: salaries in the public sector; salary distribution models; percentage proportions of employees with the lowest salaries; prediction of the percentage proportions of employees with the lowest salaries; the effects of the Covid-19 pandemic on salaries.

JEL codes: H24, J31, E24, C51, C22

Obsah

Úvod 5

1. Teorie a metodologie 10

1.1 Tříparametrické lognormální křivky a metoda maximální věrohodnosti 10

1.2 Exponenciální vyrovnávání 11

2. Výsledky 13

Závěr 30

Literatura 32

Úvod

Platy, tj. odměna za vykonanou práci ve veřejné, nepodnikatelské sféře jsou určovány na základě platových tabulek pro státní zaměstnance, ve kterých lze podle platové třídy a platového stupně zjistit základní plat, na který má příslušný státní zaměstnanec nárok. Jedná se o výplatu z veřejných zdrojů, proto zde existují přísnější pravidla, než při vyplácení mzdy, neboli odměny za práci v podnikatelské sféře, aby veřejné prostředky nebyly zneužívány, případně se jimi neplýtvalo. Plat můžeme definovat jako peněžité plnění poskytované zaměstnavatelem zaměstnanci za práci vykonanou ve veřejném sektoru. Na rozdíl od mzdy, v případě platu neexistuje nepeněžité plnění, tedy plat ani jeho část nelze vyplácet v naturáliích. Mezi zaměstnavatele, kteří zaměstnanci za jeho vykonanou práci vyplácejí plat, patří stát, územní samosprávní celek, státní fond, příspěvková organizace, školská právnická osoba či veřejné neziskové ústavní zdravotnické zařízení.

V současné nestabilní době pádivé inflace (meziroční míra inflace v červenci 2022 dosáhla v České republice 17,5 %) probíhají různé diskuse na politické i odborné úrovni, a především tlaky ze strany odborů ohledně zvýšení platů státních zaměstnanců. Česká republika se v současné době potýká s inflací zejména v oblasti energií, pohonných hmot a potažmo i základních potravin, což ohrožuje chudobou zejména zaměstnance s nízkými platy. Ekonomové však varují před plošnými opatřeními či zvýšením platů, argumentují tím, že by se inflační tlaky ještě posílily. Platy ve veřejné sféře jsou v současné době velmi aktuálním a horkým tématem, a to především s ohledem na zaměstnance pobírající nízké platy, kterým stát současně již částečně kompenzuje nedostatečné finanční prostředky na domácnost formou různých příspěvků (na bydlení, na dítě apod.). Inflací jsou zasaženy v současné době i ostatní země Evropské unie, přestože v zemích Evropské unie jako celku je situace poněkud příznivější než v České republice (míra inflace v zemích Evropské unie v červnu vystoupila na rekordních 9,6 %).

Platy státních zaměstnanců jsou tedy položkou, kterým vlády ve vyspělých zemích musí věnovat patřičnou pozornost. To je důvodem, proč se tematikou struktury, vývoje a analýzou platů z různých hledisek zabývá celá řada vědců v Česku i zahraničí. Vliv indexu mezd učitelů na účast žáků na mimoškolním doučování v Číně prostřednictvím dvouvrstvého lineárního modelu zkoumá studie Xue, Gao a Fan (2020). Autoři zjistili, že mzdový index učitelů základních a středních škol v Číně je obecně nízký a tento index měl významný negativní dopad na účast žáků na mimoškolním doučování. Problematikou výdělku učitelů mezi různými typy předškolních zařízení v Číně a jeho vlivem na kvalitu služeb předškolních zařízení se zabývá příspěvek Liu, Yang, Ng a Nyland (2022). Autoři dospěli k závěru, že plat učitelů veřejných mateřských škol má referenční vliv na mzdy učitelů soukromých mateřských škol. Za jedno z vysvětlení přetrvávajících rozdílů v odměňování žen a mužů na trzích práce považují autoři Leibbrandt a List (2015) skutečnost, že ženy se vyhýbají vyjednávání o platech a jsou ochotny pracovat za nižší mzdu. Účelem příspěvku Crothers, Schmidt, Hughes, Lipinski, Theodore, Radliff a Ward (2010) je prozkoumat praktiky vyjednávání o platu a povýšení mužů a žen pracujících jako školní psychologové a vysokoškolští učitelé školní psychologie v USA. Výsledky naznačují, že ženy vydělávají méně než mužští kolegové a plat se řídí podle let zkušeností a dosaženého titulu. Tematikou Ghanské politiky jednotného odměňování se zabývá studie Asante, Yahaya a Yabowaah (2020), která zjistila, že 70 % státních a veřejných zaměstnanců nebylo s politikou spokojeno, a doporučuje organizovat semináře a workshopy, které by státním a veřejným zaměstnancům osvětlily koncept jednotné struktury platů. Tematikou spokojenosti s platem v Pákistánu se zabývají autoři Chaudhry, Sabir, Rafi a Kalyar (2011), kteří uvádějí, že zaměstnanci

ve veřejném sektoru jsou o trochu spokojenější s platem ve srovnání se spokojeností zaměstnanců se mzdou v soukromém sektoru. Tematikou měření rozdílu v platové a mzdové spokojenosti ve veřejném a soukromém sektoru v indickém kontextu se zabývá výzkum Sharma a Bajpai (2011). Zjištěné výsledky potvrzují předpoklad, že existuje významný rozdíl ve spokojenosti s výší platu ve veřejném sektoru a výší mzdy v soukromém sektoru. Vliv platu, povýšení a vztahů s kolegy na pracovní spokojenost učitelů v Pákistánu se pokouší prozkoumat studie Khaliq (2021). Průměr, směrodatná odchylka, jednoduchá lineární regrese a stepwise regrese byly použity jako statistické techniky pro účely analýzy dat, přičemž výsledky ukazují, že plat, povýšení a vztahy s kolegy mají významný vliv na spokojenost učitelů s prací. Determinanty platů hráčů Národní basketbalové asociace s cílem identifikovat existenci diskriminace na základě národnosti ohledně platu hráčů zkoumá dvojice autorů Yang a Lin (2012). Empirické výsledky naznačují, že mezinárodní hráči zřejmě dostávají nižší plat než jejich protějšky narození v USA. Platovému rozdělení a týmovému výkonu věnují pozornost autoři studie Annala a Winfree (2011), kteří předkládají důkazy, že platová nerovnost v týmu negativně souvisí s výkonem na baseballovém hřišti. Problematikou pravidelných studií o rovnosti platů se zabývá výzkum autorů Taylor, Lahey, Beck a Froyd (2020), kteří poskytují příručku pro manažery lidských zdrojů, která popisuje, jak provádět vlastní platové studie, jak interpretovat výsledky a jak mohou organizace výsledky aplikovat. Genderovou propast v předkariérních platových očekáváních zkoumá příspěvek Schweitzer, Lyons, Kuron a Ng (2014). Autoři konstatují, že mladé ženy mají nižší počáteční i maximální platové očekávání než jejich mužské protějšky. Analýzou současné situace a návrhem řešení reformy platového systému s cílem zlepšit efektivitu práce a konkurenceschopnost veřejného sektoru ve vietnamské ekonomice se zabývá článek Quan, Mai, My, Nogalski a Tien (2022). Autoři dospěli k závěru, že existuje podstatný rozdíl v odměňování mezi veřejným a soukromým sektorem, což zvyšuje odliv mozků, a že je třeba mít udržitelná řešení, aby se tato situace nevyvíjela špatným směrem. Otázkou, jak velké nepodmíněné zvýšení platu ovlivňuje výkon úřadujících zaměstnanců ve veřejném sektoru Indonésie, se zabývá studie De Ree, Muralidharan, Pradhan a Rogers (2018), přičemž výsledky naznačují, že je nepravděpodobné, že by nepodmíněné zvýšení platů bylo účinnou politickou možností pro zlepšení úsilí a produktivity stávajících zaměstnanců ve veřejném sektoru. Studie Pitchay, Meera a Saleem (2015) má za cíl prozkoumat faktory, které ovlivňují behaviorální záměry muslimských zaměstnanců darovat finanční prostředky prostřednictvím srážek z platu. Výsledky ukazují, že postoj a normy subjektů k záměrům chování jsou respondentem výrazně zaznamenány. Je také zjištěno, že postoj muslimských zaměstnanců má větší vliv ve srovnání se subjektivními normami. Vysoce placené akademiky zaměstnané na univerzitách v deseti evropských zemích na základě rozsáhlých mezinárodních průzkumů týkajících se akademické profese zkoumá Kwiek (2018), který konstatuje, že zatímco v anglosaských zemích se univerzitní výzkumná mise obvykle vyplácí na individuální úrovni, v kontinentální Evropě se vyplácí pouze v kombinaci s administrativními a souvisejícími povinnostmi. Dvě studie zkoumající účinky nepravděpodobných opor na počáteční platové nabídky provedl Thorsteinson (2011). Výsledky ukázaly, že vysoce nevěrohodná opora ovlivnila platové nabídky.

Žádná z publikací však nevěnuje pozornost nízkými platy nejvíce ohroženým zaměstnancům v oblasti nepodnikatelské sféry. Primárním cílem této studie je vystihnout vývoj platových rozdělení v období let 2014–2020 se speciálním zřetelem na zaměstnance pobírající plat na úrovni minimální mzdy, v tomto případě v intervalu, jehož dolní mez tvoří minimální mzda platící k 1. lednu předešlého roku[1], a horní mez 1,3násobek minimální mzdy platné k 1. lednu daného roku. Vývoj částek měsíční a hodinové minimální mzdy od okamžiku implementace institutu minimální mzdy v tehdejším

[1] Předpokládáme, že všechny instituce ne zcela pružně reagují a navýšení minimální mzdy, jak ukazují data.

Československu zobrazuje obrázek č. 1. Vývoj zmiňovaného intervalu vymezujícího platy na úrovni minimální mzdy v období let 2014–2022 nabízí obrázek č. 2.

Data pro tento výzkum pocházejí od Ministerstva práce a sociálních věcí České republiky, jehož správou je pověřeno Ministerstvo financí České republiky. Soubor dat pokrývá platy všech zaměstnanců ve veřejné sféře, nejedná se tedy pouze o výběrový vzorek, nýbrž o populaci všech zaměstnanců nepodnikatelské sféry České republiky. Jedná se o individuální data za jednotlivé zaměstnance, statistickou jednotku tedy představuje zaměstnanec ve veřejné sféře, zkoumanou proměnnou je hrubý měsíční (nominální) plat zaměstnance v Kč, zkoumaným obdobím jsou roky 2014–2020. Platová rozdělení byla zkoumána v separaci podle pohlaví a dosaženého vzdělání na kategorie základní a nedokončené, střední bez maturity, střední s maturitou, vyšší odborné a bakalářské a nakonec vysokoškolské. Celkem bylo tedy prozkoumáno 70 datových souborů. Uvedené kategorie dosaženého vzdělání jsou v souladu s kategoriemi dosaženého vzdělání, které rozlišuje Český statistický úřad. Velikosti zpracovávaných datových souborů jsou uvedeny v tabulce č. 1. Z tabulky č. 1 vyplývá násobně rozsáhlejší zastoupení žen ve všech rozlišovaných zkoumaných souborech oproti mužům.

Účelem tohoto výzkumu je konstrukce modelů platových rozdělení podle pohlaví a dosaženého vzdělání a vystižení jejich vývoje v čase. Cílem je komparace tvaru platových rozdělení podle pohlaví a dosaženého vzdělání a specifikace tvaru rozdělení platů typického pro kategorii nejnižších platů. Studie se pokusí prokázat základní výzkumné hypotézy:

H_1: Nízkými mzdami jsou ohroženy více ženy než muži a zaměstnanci s nejnižším dosaženým vzděláním,

H_2: S rostoucím dosaženým vzděláním klesá podíl zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy.

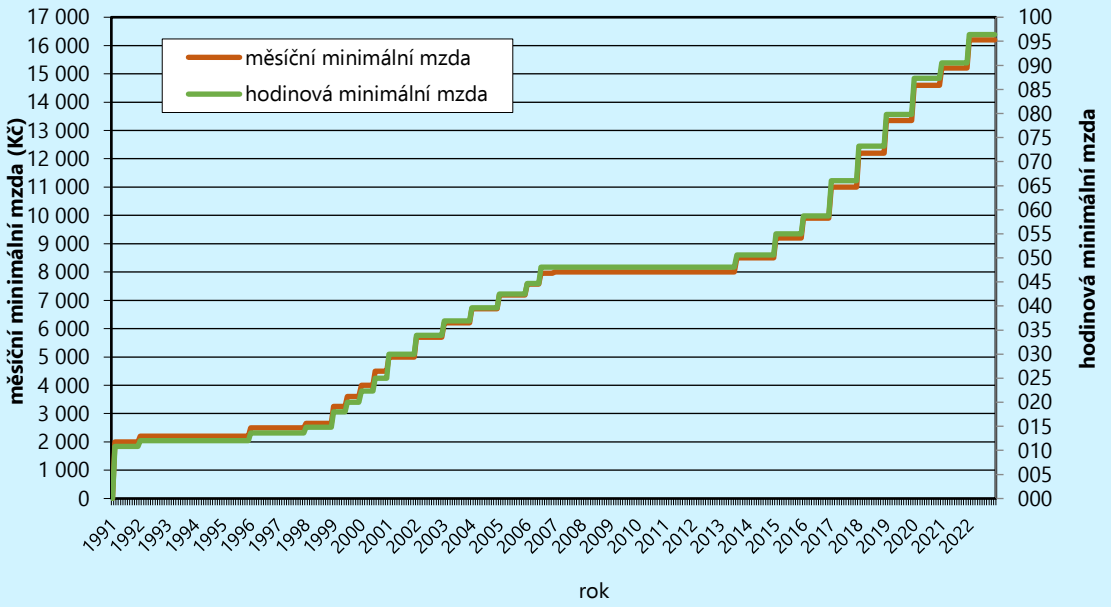
Důležitým cílem je konstrukce predikcí podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy za předpokladu nezměněných podmínek a odhad vlivu covidové pandemie.

Tabulka č. 1 **Rozsahy souborů (počty zaměstnanců)**

Rok	♂♀	Dosažené vzdělání				
		základní a nedokončené	střední bez maturity	střední s maturitou	vyšší odborné a bakalářské	vysokoškolské
2014	muži	4 134	27 575	63 978	20 944	61 896
	ženy	17 538	57 010	165 280	35 429	104 797
2015	muži	3 943	26 939	62 102	21 154	58 768
	ženy	15 892	55 594	157 539	35 147	103 070
2016	muži	4 157	30 105	72 037	24 216	68 093
	ženy	15 271	56 806	165 767	39 794	113 937
2017	muži	4 213	29 781	71 549	24 934	69 089
	ženy	14 682	56 789	167 386	42 868	117 608
2018	muži	4 248	29 979	71 336	25 249	69 579
	ženy	14 610	58 280	169 288	45 277	121 649
2019	muži	4 617	30 302	71 970	25 914	70 859
	ženy	14 103	57 919	170 592	47 153	124 403
2020	muži	4 790	29 897	70 581	25 975	70 435
	ženy	13 585	56 140	158 843	45 155	123 719

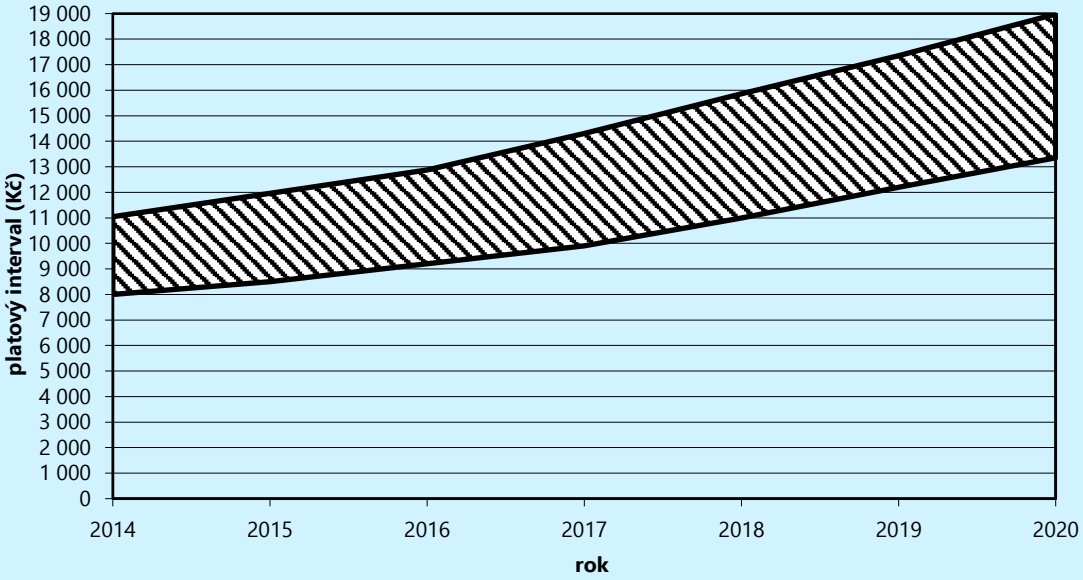
Zdroj: vlastní výzkum

Obrázek č. 1 **Vývoj měsíčních a hodinových částek minimální mzdy (Kč[2]) od okamžiku jejího zavedení v tehdejším Československu k 1. únoru 1991**



Zdroj: www.mpsv.cz; vlastní konstrukce

Obrázek č. 2 **Vývoj sledovaného intervalu platů na úrovni minimální mzdy (Kč), tj. od měsíční minimální mzdy platné k 1. lednu předešlého roku do 1,3násobku měsíční minimální mzdy platné k 1. lednu daného roku**



Zdroj: vlastní kalkulace; vlastní konstrukce

[2] V období let 1991–1992 v Kčs.

Základem modelů platových rozdělení jsou tříparametrické lognormální křivky, za jejichž počátek (teoretické minimum) je považována částka minimální mzdy platná k 1. lednu předešlého roku a zbývající dva parametry jsou odhadnuty metodou maximální věrohodnosti.

Predikce podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro roky 2021–2023 byly konstruovány s využitím adaptivního přístupu k modelování časových řad pomocí exponenciálního vyrovnávání, vhodný typ byl potom zvolen na základě interpolačních kritérií.

Data byla zpracována pomocí statistického programovacího prostředí SPSS.

1. Teorie a metodologie

1.1 Tříparametrické lognormální křivky a metoda maximální věrohodnosti

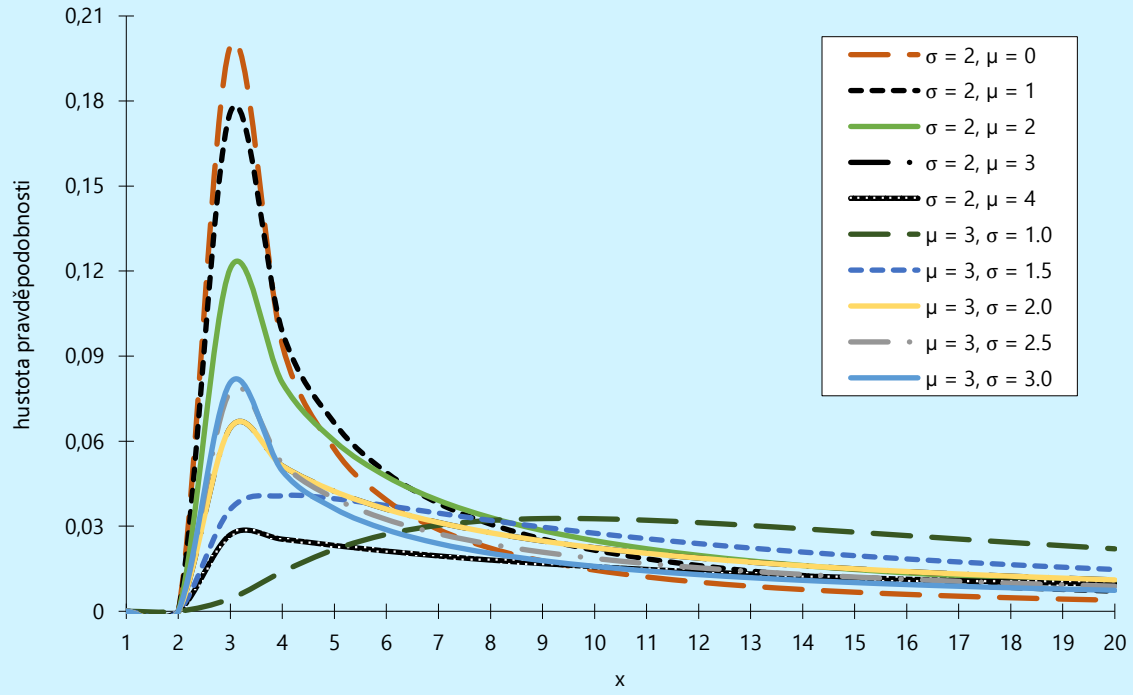
Náhodná veličina X má tříparametrické lognormální rozdělení s parametry μ, σ^2 a θ, kde $-\infty < \mu < \infty$, $\sigma^2 > 0$, $-\infty < \theta < \infty$, jestliže její hustota pravděpodobnosti má tvar

$$f(x; \mu, \sigma^2, \theta) = \frac{1}{\sigma \cdot (x-\theta) \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{[\ln(x-\theta)-\mu]^2}{2\sigma^2}\right], \quad x > \theta, \qquad (1)$$

$$= 0, \quad \text{jinak.}$$

Hustota pravděpodobnosti tříparametrického lognormálního rozdělení je unimodální, asymetrická, kladně zešikmená. Graf hustoty pravděpodobnosti tříparametrického lognormálního rozdělení v závislosti na hodnotách parametrů tohoto rozdělení znázorňuje obrázek č. 3.

Obrázek č. 3 **Hustota pravděpodobnosti tříparametrického lognormálního rozdělení v závislosti na hodnotách parametrů** (θ = 2)



Zdroj: vlastní konstrukce

Parametr θ je teoretické minimum (počátek lognormálních křivek), parametr μ představuje střední hodnotu náhodné veličiny $Y = \ln(X - \theta)$ a parametr σ^2 je rozptylem této náhodné veličiny (σ je směrodatná odchylka). Je-li známa hodnota parametru θ [3], je odhad zbývajících dvou parametrů metodou maximální věrohodnosti poměrně jednoduchý.

Nechť náhodný výběr rozsahu *n* pochází z tříparametrického lognormálního rozdělení s hustotou pravděpodobnosti (1). Věrohodnostní funkce bude mít potom tvar

$$L(\boldsymbol{x}; \mu, \sigma^2, \theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \mu, \sigma^2, \theta) = \\ = \frac{1}{(\sigma^2)^{n/2} \cdot (2\pi)^{n/2} \cdot \prod_{i=1}^{n} (x_i - \theta)} \cdot \exp\left\{ \sum_{i=1}^{n} -\frac{[\ln(x_i - \theta) - \mu]^2}{2\sigma^2} \right\}. \tag{2}$$

Určíme logaritmus věrohodnostní funkce:

$$\ln L(\boldsymbol{x}; \mu, \sigma^2, \theta) = \sum_{i=1}^{n} -\frac{[\ln(x_i - \theta) - \mu]^2}{2\sigma^2} - \frac{n}{2} \cdot \ln \sigma^2 - \frac{n}{2} \cdot \ln(2\pi) - \sum_{i=1}^{n} \ln(x_i - \theta). \tag{3}$$

První parciální derivace logaritmu věrohodnostní funkce podle μ a podle σ^2 položíme do rovnosti nule a získáme soustavu věrohodnostních rovnic, jejichž řešením obdržíme maximálně věrohodné odhady parametrů μ a σ^2 pro daný parametr θ

$$\hat{\mu}(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^{n} \ln(x_i - \theta)}{n}, \tag{4}$$

$$\hat{\sigma}^2(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^{n} [\ln(x_i - \theta) - \hat{\mu}(\theta)]^2}{n}. \tag{5}$$

1.2 Exponenciální vyrovnávání

Exponenciální vyrovnávání je vhodné pro pořízení krátkodobé předpovědi trendu časové řady. Jedná se o techniku, která rozvíjí myšlenku vyhlazování časové řady s využitím klouzavých průměrů. Tato metoda využívá všechny předešlé hodnoty časové řady, přičemž váha těchto pozorování klesá

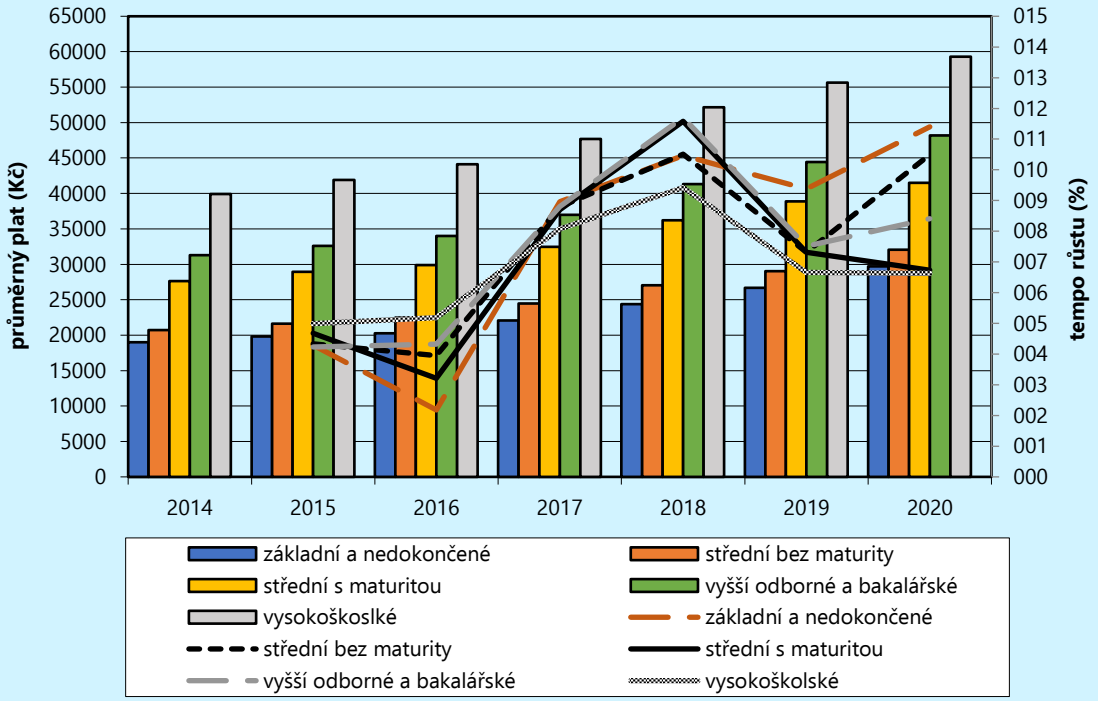
[3] V daném případě je za hodnotu parametru θ považována částka minimální mzdy platná k 1. lednu předešlého roku.

směrem do minulosti podle exponenciální funkce $w_t = (1 - \alpha)\cdot\alpha^{n-t}$, kde t je časová proměnná, n je délka časové řady a α je vyrovnávací konstanta nabývající hodnot z intervalu (0; 1). Uvedená tematika je podrobně vysvětlena například v Arlt a Arltová (2009).

2. Výsledky

Obrázky č. 4 a 5 charakterizují vývoj průměrného hrubého měsíčního platu a tempa růstu[4] průměrného hrubého měsíčního platu mužů a žen podle dosaženého vzdělání. Sloupce v těchto obrázcích charakterizují vývoj průměrného platu zaměstnance ve veřejné sféře České republiky, které jsou znázorněny na levé ose v Kč, linky potom znázorňují vývoj tempa růstu průměrného platu, kterým odpovídá pravá osa grafu v procentech.

Obrázek č. 4 **Vývoj průměrného platu (Kč) a tempa růstu průměrného platu (%) mužů (nikoliv pouze s nejnižšími platy) v období let 2014–2020 podle dosaženého vzdělání**



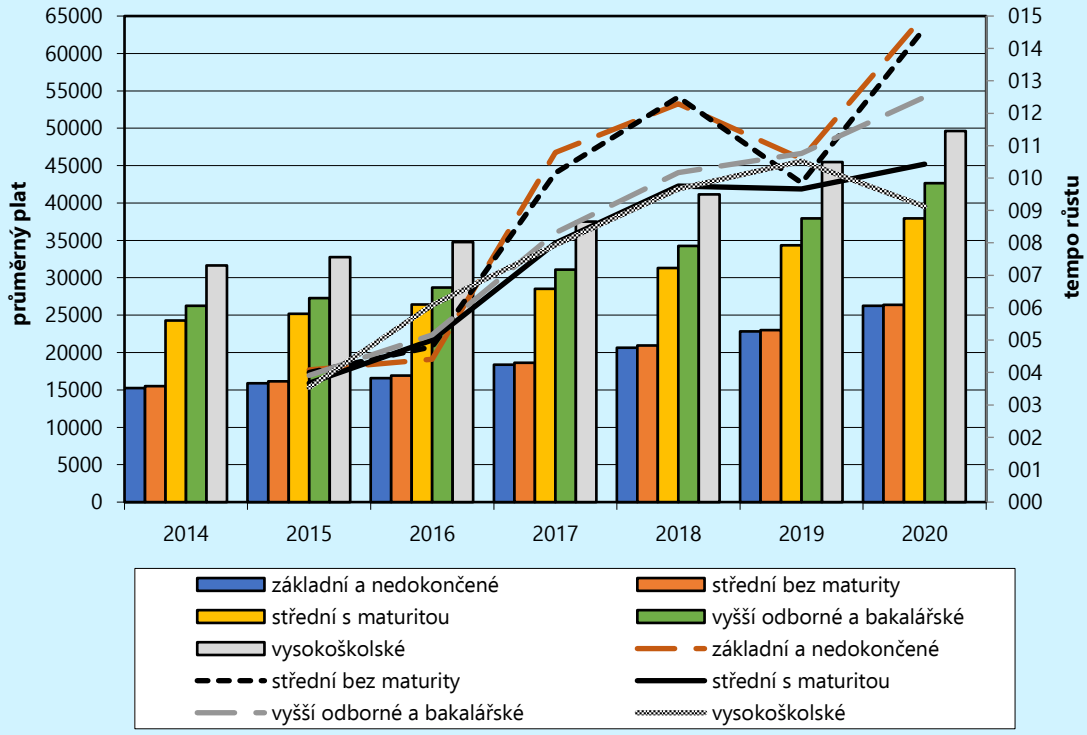
Zdroj: vlastní analýza

Obrázky č. 4 a 5 ukazují, do jaké míry roste úroveň platů zaměstnanců s rostoucím dosaženými vzděláním v období let 2014–2022. Z obrázku č. 4 plyne, že diference mezi průměrným platem muže s vysokoškolským vzděláním v roce 2014 a muže se základním vzděláním v témže roce činila 20 929 Kč, v roce 2015 činila 22 108 Kč, v roce 2016 byla 23 850 Kč, v roce 2017 představovala 25 600 Kč, v roce 2018 potom 27 783 Kč a v letech 2018 a 2019 po řadě 28 968 Kč a 29 616 Kč. Můžeme tedy konstatovat, že tato diference v čase lineárně roste. Z obrázku č. 5 vyplývá, že diference mezi průměrným platem ženy s vysokoškolským vzděláním v roce 2014 a ženy se základním

[4] Tempo růstu časové řady v čase t se vypočte $k_t = 100 \times \frac{y_t}{y_{t-1}} - 100, t = 2, 3, \ldots, n$, tedy tempo růstu nelze stanovit pro $t = 1$.

vzděláním v témže roce činila 16 382 Kč, v období let 2015–2020 tato diference byla po řadě 16 878 Kč, 18 168 Kč, 19 138 Kč, 20 502 Kč, 22 646 Kč a 23 358 Kč. Tato diference podobně jako v případě mužů vykazuje lineární trend ve smyslu růstu.

Obrázek č. 5 **Vývoj průměrného platu (Kč) a tempa růstu průměrného platu (%) žen (nikoliv pouze s nejnižšími platy) v období let 2014–2020 podle dosaženého vzdělání**



Zdroj: vlastní analýza

Z obrázků č. 4 a 5 potažmo vyplývá, že průměrné roční tempo růstu průměrného hrubého měsíčního platu v letech 2014–2020 je u mužů nejvyšší u kategorie základní a nedokončené vzdělání, kde představuje 7,73 %, a nejnižší u kategorie vysokoškolského vzdělání, kde činí zde 6,82 %. V případě žen je opět nejvyšší u kategorie základní a nedokončené vzdělání, kde činí 9,46 %, a nejnižší je u kategorie středního vzdělání s maturitou, kde představuje 7,72 %. Nejvyšší rozdíl mezi úrovní platů na sebe navazujících kategorií dosaženého vzdělání zaznamenáváme u mužů ve všech letech mezi vysokoškolským vzděláním na jedné straně a vyšším odborným a bakalářským vzděláním na druhé straně (v roce 2020 je tento rozdíl mezi průměrným platem u mužů 11 146 Kč). V případě žen je nejvyšší rozdíl mezi úrovní platů na sebe navazujících kategorií dosaženého vzdělání ve všech letech mezi středním vzděláním s maturitou a středním vzděláním bez maturity (v roce 2020 je tento rozdíl mezi průměrným platem u žen 11 534 Kč). Naopak nejnižší rozdíl mezi úrovní platů na sebe navazujících kategorií dosaženého vzdělání zaznamenáváme u mužů i u žen ve všech letech mezi středním vzděláním bez maturity na jedné straně a základním a nedokončeným vzděláním na straně druhé (v roce 2020 je tento rozdíl mezi průměrným platem u mužů 2 361 Kč a u žen pouhých 125 Kč).

Tabulka č. 2 **Procentní podíly průměrného platu žen na průměrném platu mužů** (v %)

Rok	Dosažené vzdělání				
	základní a nedokončené	střední bez maturity	střední s maturitou	vyšší odborné a bakalářské	vysokoškolské
2014	80,35	74,80	87,79	83,97	79,26
2015	80,18	74,56	86,95	83,71	78,16
2016	81,93	75,17	88,45	84,38	78,82
2017	83,31	76,11	87,87	84,00	78,72
2018	84,69	77,49	86,44	82,85	78,88
2019	85,62	79,32	88,33	85,36	81,74
2020	88,42	82,30	91,39	88,57	83,65

Zdroj: vlastní kalkulace

Tabulka č. 2 demonstruje, z kolika procent se podílí průměrný plat ženy na průměrném platu muže v odpovídajícím roce a korespondující kategorii dosaženého vzdělání. Je zřejmé, že průměrný plat muže je ve všech uvažovaných letech a všech rozlišovaných kategoriích dosaženého vzdělání podstatně vyšší než průměrný plat ženy ve stejném roce a odpovídající kategorii dosaženého vzdělání. Nejvyšší rozdíly mezi průměrným platem muže a průměrným platem ženy jsou patrné u kategorie dosaženého vzdělání vysokoškolské, kde se tento rozdíl v období let 2014–2020 vyvíjel v čase následovně: 8 282 Kč, 9 157 Kč, 9 341 Kč, 10 145 Kč, 11 013 Kč, 10 156 Kč a 9 698 Kč. Uvedené rozdíly nemusí mít původ pouze v genderové diskriminaci (ve smyslu za stejnou práci stejná odměna), ale mohou být rovněž zapříčiněny skutečností, že muži mnohem častěji než ženy zastávají různé ředitelské a jiné vedoucí pozice, a rovněž vyšší asertivitou mužů ohledně vyjednávání o výši platů. Naopak nejnižší rozdíly mezi průměrným platem muže a průměrným platem ženy pozorujeme v období let 2014–2016 u kategorie dosaženého vzdělání střední s maturitou, kde je tento rozdíl po řadě 3 375 Kč, 3 777 Kč a 3 449 Kč. V následujícím období let 2017–2020 je nejnižší rozdíl mezi průměrným platem muže a průměrným platem ženy nejnižší u kategorie dosaženého vzdělání základní a nedokončené, kde tento rozdíl činí po řadě 3 683 Kč, 3 732 Kč, 3 834 Kč a 3 440 Kč, nicméně rozdíl mezi průměrným platem muže a průměrným platem ženy v období let 2017–2020 je u kategorie dosaženého vzdělání střední s maturitou jen o málo vyšší a představuje po řadě 3 937 Kč, 4 913 Kč, 4 537 Kč a 3 572 Kč.

Obrázky č. 6 až 10 představují vývoj modelových rozdělení platů mužů a žen České republiky v období let 2014–2020 podle dosaženého vzdělání (černé a tmavošedé křivky v obrázcích jsou použity pro muže a světlešedé křivky pro ženy). Odhady parametrů tříparametrických lognormálních křivek byly pořízeny metodou maximální věrohodnosti, přičemž za počáteční parametr těchto křivek θ (teoretické minimum) je považována částka minimální mzdy platná k 1. lednu předešlého roku. Výraz exp (μ) je vzdálenost mediánu platu od tohoto teoretického minima. Parametry μ a σ^2 představují střední hodnotu a rozptyl logaritmů vzdáleností platu od teoretického minima θ.

Z těchto obrázků je patrné, že nejvyšší šikmost a špičatost na jedné straně a nejnižší úroveň a variabilitu na straně druhé představují tyto křivky v podobě modelů platových rozdělení v případě mužů i žen a pro všechny sledované kategorie dokončeného vzdělání vždy na počátku sledovaného období. V čase můžeme potom pozorovat tendenci těchto křivek se zplošťovat, klesá i jejich špičatost a postupně roste poloha i variabilita. Na základě obrázků č. 6 až 10 můžeme dále konstatovat, že modely rozdělení platů žen jsou šikmější špičatější s nižší polohou a variabilitou oproti odpovídají-

cím modelům rozdělení platů mužů. Dále je patrné, že nejvyšší šikmost a špičatost na jedné straně a nejnižší úroveň a variabilitu na straně druhé pozorujeme u nejnižší kategorie dosaženého vzdělání, tj. u kategorie základní a nedokončené vzdělání. S tím, jak roste kategorie dosaženého vzdělání zaměstnanců, platová rozdělení mají tendenci se zplošťovat, klesá jejich špičatost a roste poloha i variabilita.

Tabulka č. 3 nabízí procentní podíly zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy podle pohlaví a dosaženého vzdělání. Z této tabulky vyplývá, že u každé kategorie dosaženého vzdělání je procentní podíl žen pobírajících plat za téměř minimální mzdu výrazně vyšší, než je tomu pro případ mužů. Například pro kategorii střední vzdělání bez maturity v roce 2015 je procentní podíl žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy téměř pět a půl krát vyšší než procentní podíl mužů. Zároveň u této kategorie dosaženého vzdělání celkově pozorujeme nejvyšší disproporci mezi průměrným platem mužů a žen. Celkově u všech kategorií dosaženého vzdělání (kromě vysokoškolského vzdělání) je nejnižší disproporce mezi průměrným platem mužů a žen patrná v roce 2020. Ve všech ostatních letech jsou tyto násobky vyšší.

Tabulka č. 3 **Procentní podíly zaměstnanců (%) pobírajících plat na úrovni minimální mzdy (v intervalu od měsíční minimální mzdy platné k 1. lednu předešlého roku do 1,3násobku měsíční minimální mzdy platné k 1. lednu daného roku[5])**

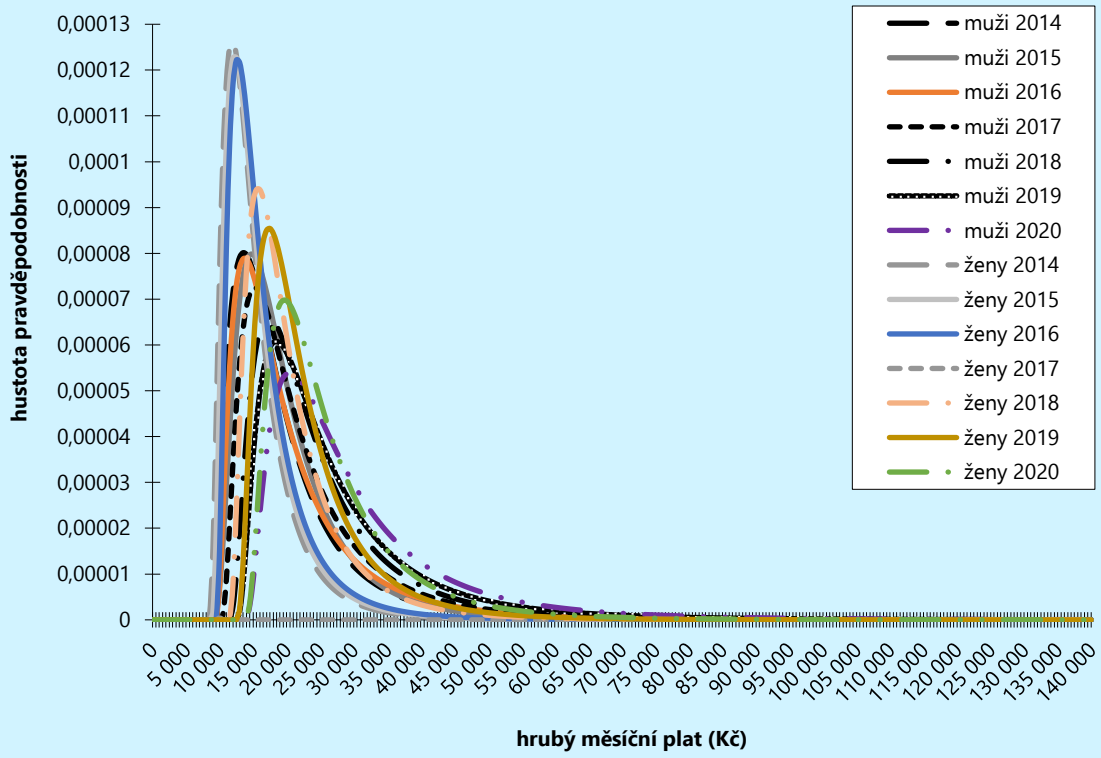
Rok		Dosažené vzdělání				
		základní a nedokončené	střední bez maturity	střední s maturitou	vyšší odborné a bakalářské	vysokoškolské
2014	muži	5,61	2,14	0,35	0,10	0,09
	ženy	12,21	8,82	1,18	0,23	0,11
2015	muži	6,54	2,63	0,48	0,11	0,10
	ženy	18,86	14,28	1,94	0,32	0,14
2016	muži	11,88	3,45	1,14	0,52	0,11
	ženy	24,06	18,23	2,48	0,62	0,15
2017	muži	13,58	3,77	1,35	0,15	0,12
	ženy	26,13	20,13	2,81	0,42	0,16
2018	muži	13,28	3,51	1,24	0,15	0,12
	ženy	24,52	18,40	2,58	0,41	0,17
2019	muži	13,34	3,86	1,39	0,13	0,12
	ženy	22,65	17,15	2,44	0,27	0,13
2020	muži	12,15	3,37	1,40	0,17	0,11
	ženy	16,44	11,58	2,02	0,33	0,14

Zdroj: kalkulace

[5] V roce 2014 se jedná o interval 8 000–11 050 Kč, v roce 2015 o interval 8 500–11 960 Kč, v roce 2016 o interval 9 200–12 870 Kč, v roce 2017 o interval 9 900–14 300 Kč, v roce 2018 o interval 11 000–15 860 Kč, v roce 2019 o interval 12 200–17 355 Kč a v roce 2020 o interval 13 350–18 980 Kč.

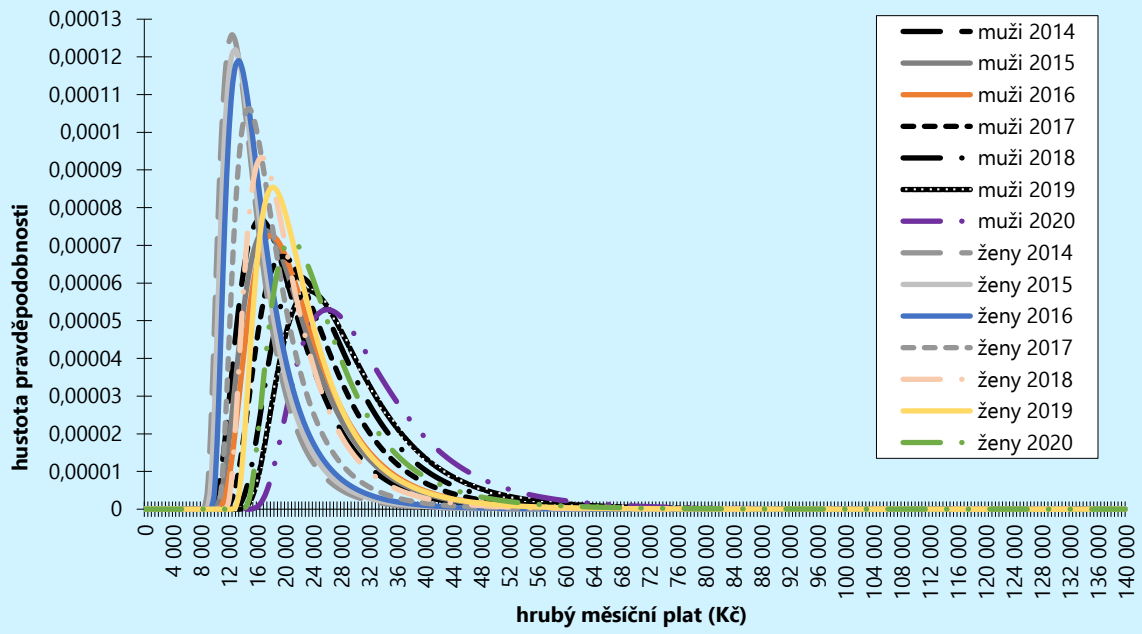
Procentní podíl mužů i žen pracujících ve veřejné sféře za plat na úrovní minimální mzdy klesá s rostoucím dosaženým vzděláním neboli, čím vyšším vzděláním zaměstnanec veřejné sféry disponuje, tím nižší je pravděpodobnost, že bude pobírat plat na úrovni minimální mzdy.

Obrázek č. 6 **Vývoj modelů celých platových rozdělení pro kategorii základní a nedokončené vzdělání v období let 2014–2020**



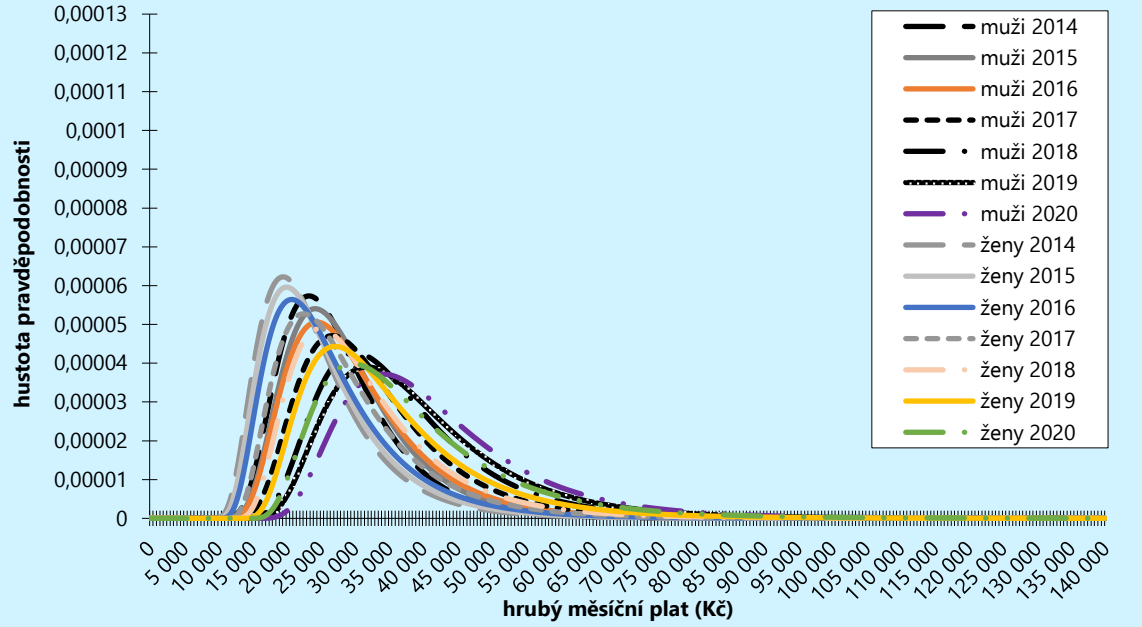
Zdroj: vlastní kalkulace; vlastní konstrukce

Obrázek č. 7 **Vývoj modelů celých platových rozdělení pro kategorii střední vzdělání bez maturity v období let 2014–2020**



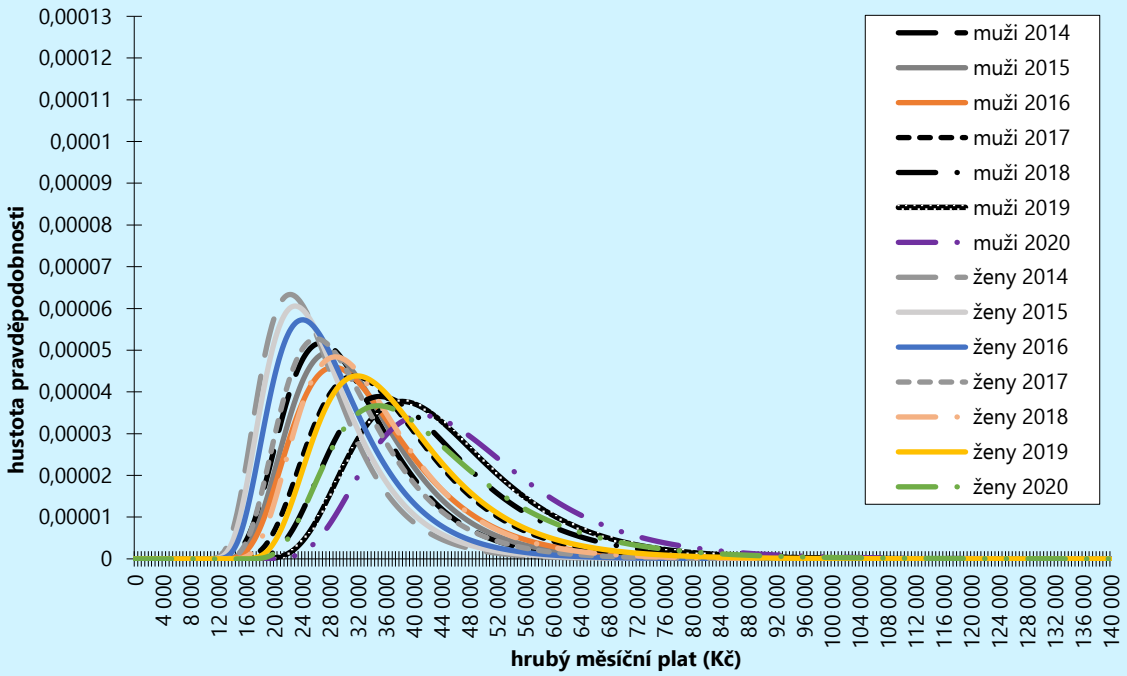
Zdroj: vlastní kalkulace; vlastní konstrukce

Obrázek č. 8 **Vývoj modelů celých platových rozdělení pro kategorii střední vzdělání s maturitou v období let 2014–2020**



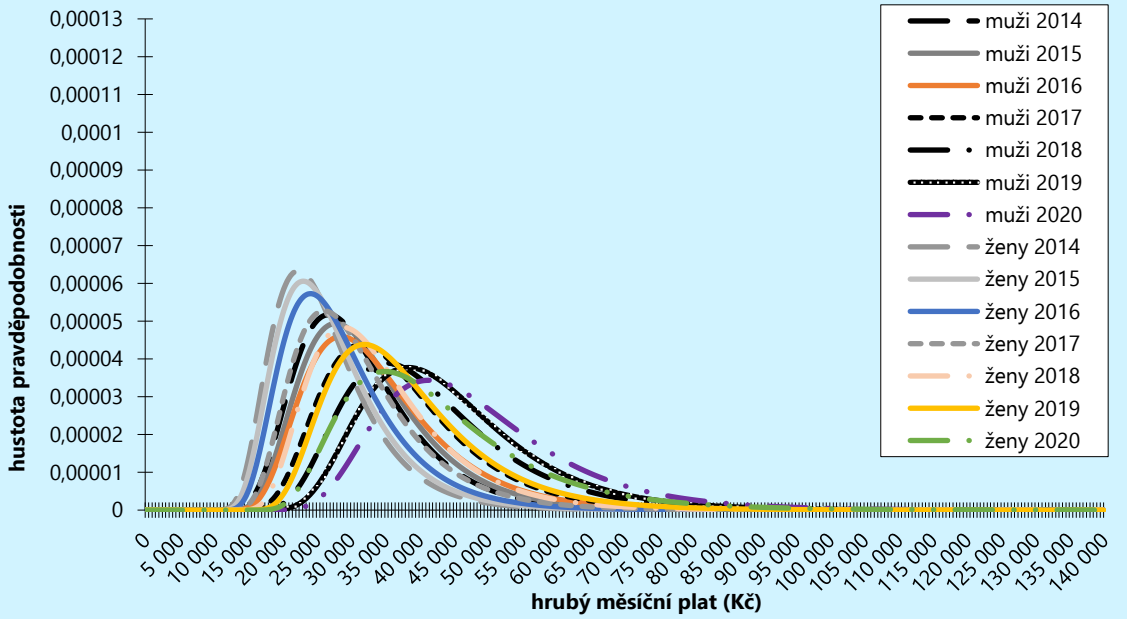
Zdroj: vlastní kalkulace; vlastní konstrukce

Obrázek č. 9 **Vývoj modelů celých platových rozdělení pro kategorii vyšší odborné a bakalářské vzdělání v období let 2014–2020**



Zdroj: vlastní kalkulace, vlastní konstrukce

Obrázek č. 10 **Vývoj modelů celých platových rozdělení pro kategorii vysokoškolské vzdělání v období let 2014–2020**



Zdroj: vlastní kalkulace, vlastní konstrukce

Obrázky č. 11 až 16 jsou ilustrativním příkladem konstrukce modelů vývoje časových řad procentních podílů zaměstnanců (mužů a žen) pracujících za plat na úrovni minimální mzdy v letech 2014–2020 s využitím exponenciálního vyrovnávání, které umožňují konstrukci predikcí procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro roky 2021–2023, v obou případech pro kategorii základní a nedokončené vzdělání. V obou případech bylo jako nejvhodnější vyhodnoceno Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání.

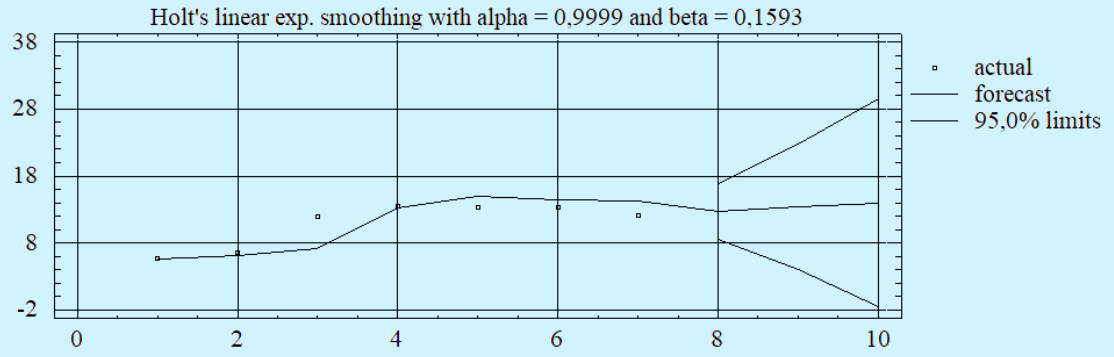
Obdobně bylo postupováno rovněž v případě zbývajících čtyř kategorií dosaženého vzdělání, přičemž vhodný typ exponenciálního vyrovnávání byl zvolen na základě interpolačních kritérií. Statistický software automaticky vyhodnotí nejvýhodnější kombinace vyrovnávacích konstant α a β.

Exponenciální vyrovnávání řadíme mezi adaptivní přístupy k modelování časových řad, využívá váženou metodu nejmenších čtverců, přičemž váhy se exponenciálně snižují směrem do minulosti. Výhoda exponenciálního vyrovnávání spočívá ve skutečnosti, že nejvyšší váhu přiřazujeme nejnovějším pozorováním.

Obrázky č. 11 (pro muže) a 14 (pro ženy) představují ilustrativní příklad modelů časových řad procentních podílů mužů a žen pracujících za plat na úrovni minimální mzdy v období let 2014–2020 pro kategorii základní a nedokončené vzdělání s využitím zvoleného Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání.

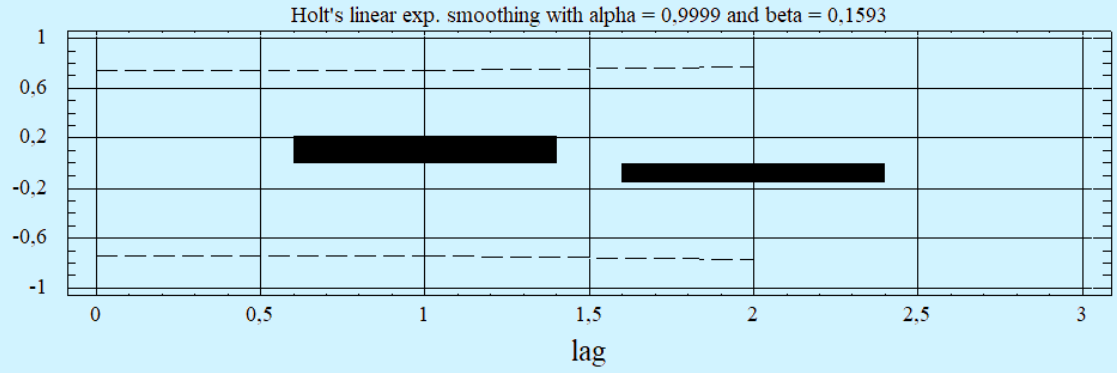
Vhodnost zvolených modelů byla ověřena s využitím výběrové reziduální autokorelační funkce a výběrové reziduální parciální autokorelační funkce a výpočtem Durbinovy-Watsonovy statistiky.

Obrázek č. 11 **Výsledky exponenciálního vyrovnávání časové řady procentních podílů mužů pobírajících plat na úrovni minimální mzdy – základní a nedokončené vzdělání – období let 2014–2020 včetně predikcí na období let 2021–2023**



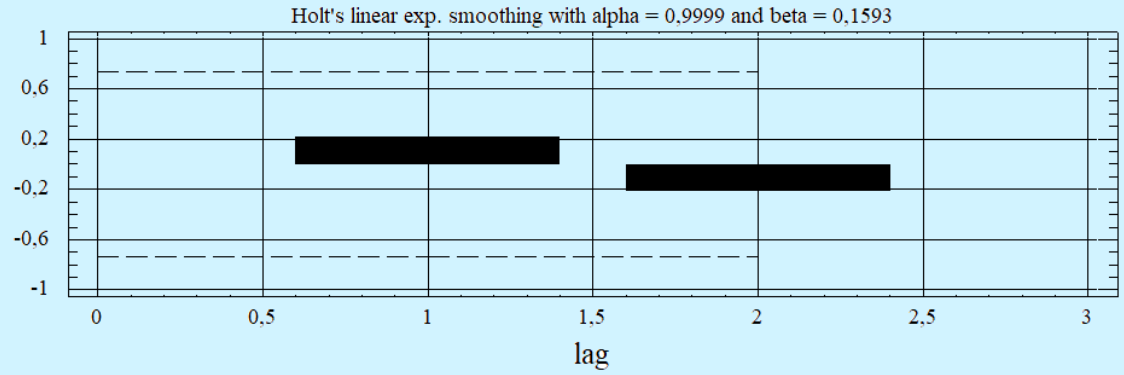
Zdroj: vlastní výzkum; výstup z SPSS

Obrázek č. 12 **Výběrová reziduální autokorelační funkce exponenciálního vyrovnávání časové řady procentních podílů mužů pobírajících plat na úrovni minimální mzdy – základní a nedokončené vzdělání – období let 2014–2020 včetně predikcí na období let 2021–2023**



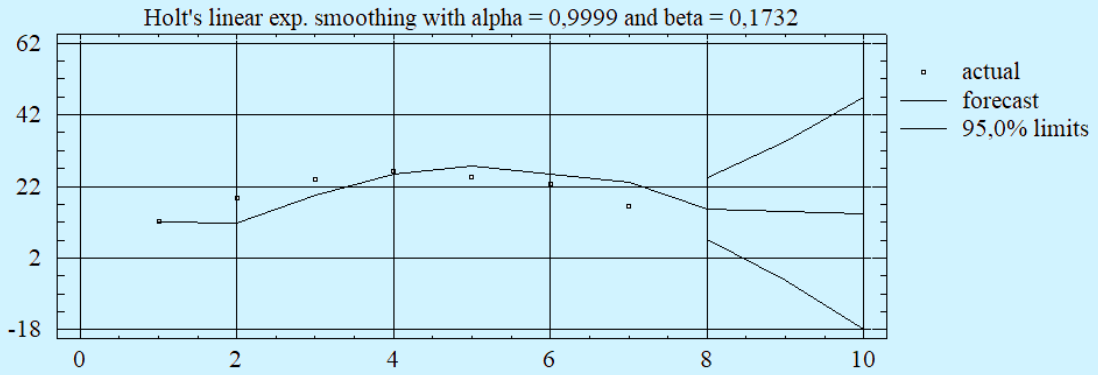
Zdroj: vlastní výzkum; výstup z SPSS

Obrázek č. 13 **Výběrová reziduální parciální autokorelační funkce exponenciálního vyrovnávání časové řady procentních podílů mužů pobírajících plat na úrovni minimální mzdy – základní a nedokončené vzdělání – období let 2014–2020 včetně predikcí na období let 2021–2023**



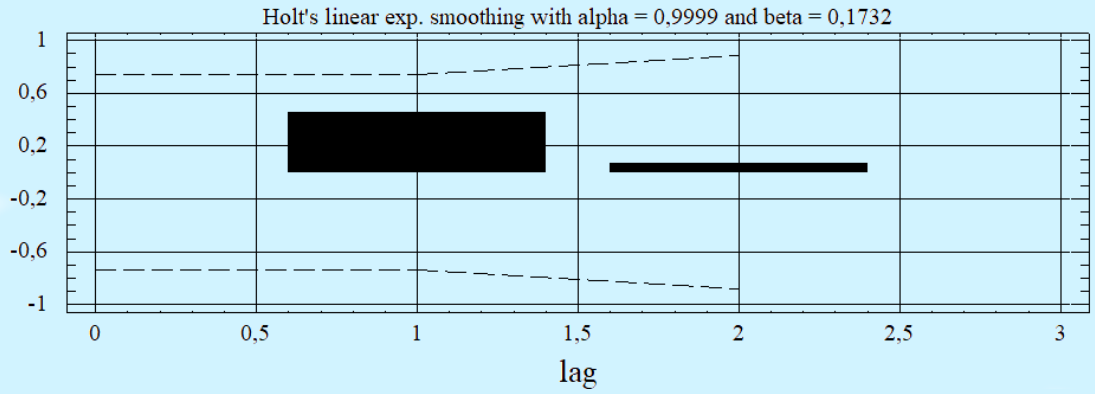
Zdroj: vlastní výzkum; výstup z SPSS

Obrázek č. 14 **Výsledky exponenciálního vyrovnávání časové řady procentních podílů žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy – základní a nedokončené vzdělání – období let 2014–2020 včetně predikcí na období let 2021–2023**



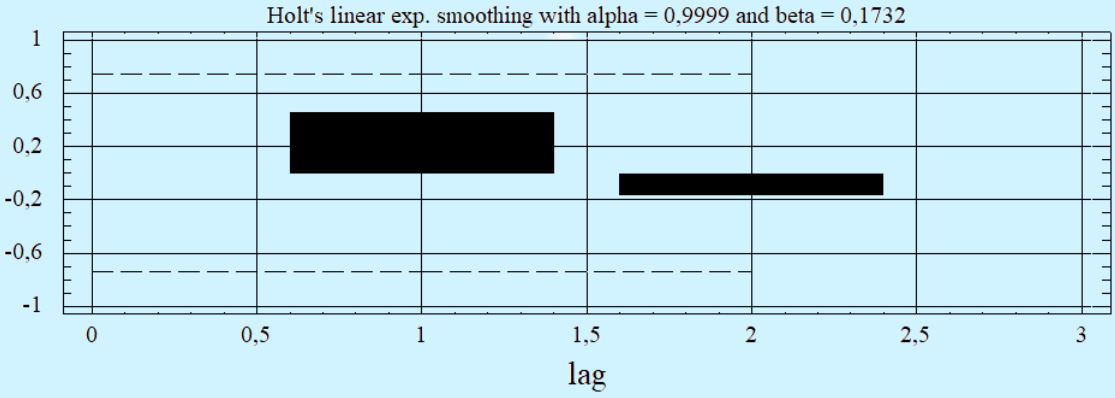
Zdroj: vlastní výzkum; výstup z SPSS

Obrázek č. 15 **Výběrová reziduální autokorelační funkce exponenciálního vyrovnávání časové řady procentních podílů žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy – základní a nedokončené vzdělání – období let 2014–2020 včetně predikcí na období let 2021–2023**



Zdroj: vlastní výzkum; výstup z SPSS

Obrázek č. 16 **Výběrová reziduální parciální autokorelační funkce exponenciálního vyrovnávání časové řady procentních podílů žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy – základní a nedokončené vzdělání – období let 2014–2020 včetně predikcí na období let 2021–2023**



Zdroj: vlastní výzkum; výstup z SPSS

Autokorelační funkce představuje nástroj k posouzení závislosti mezi jednotlivými hodnotami časové řady. Jedná se o proceduru, která odhaduje korelační koeficienty pro jednotlivé dvojice stejně vzdálených hodnot v časové řadě. Obrázky č. 12 a 15 graficky zobrazují průběh výběrové reziduální autokorelační funkce pro časové řady procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro kategorii základní a nedokončené vzdělání a vybrané Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání, kde jednotlivé sloupce reprezentují odhadnuté korelační koeficienty. V obrázcích je vidět čárkovaná linie ve vzdálenosti ± 2krát směrodatné chyby odhadu od nuly pro každý odhadnutý korelační koeficient. Tato hranice je důležitá pro určení významnosti jednotlivých korelačních koeficientů. Obecně platí, že korelační koeficienty reprezentované sloupci se nevýznamně odlišují od nuly, pokud sloupce nepřesáhnou (nahoře či dole) čárkované hranice. Naopak, sloupce tyto hranice přesahující poukazují na významnost příslušných korelačních koeficientů.

Parciální autokorelační funkce slouží podobně jako autokorelační funkce, jako nástroj k posouzení závislosti mezi jednotlivými hodnotami časové řady, odhaduje ale parciální korelační koeficienty pro jednotlivé dvojice hodnot v časové řadě. Podobně jako u autokorelační funkce, obrázky č. 13 a 16 graficky zobrazují průběh výběrové reziduální parciální autokorelační funkce pro časové řady procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro kategorii základní a nedokončené vzdělání a vybrané Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání. Jednotlivé sloupce reprezentují odhadnuté parciální korelační koeficienty. Čárkovaná linie v obrázcích opět představuje vzdálenost ± 2krát směrodatné chyby odhadu od bodu nula pro každý odhadnutý parciální korelační koeficient, tato linie je důležitá pro stanovení významnosti jednotlivých parciálních korelačních koeficientů. Parciální korelační koeficienty zastoupené sloupci se nevýznamně odlišují od nuly, pokud sloupce nepřesáhnou čárkované hranice. Sloupce přesahující tyto hranice poukazují na významnost příslušných parciálních korelačních koeficientů.

Z obrázků č. 12, 13, 15 a 16 je patrné, že žádný z odhadnutých korelačních koeficientů a odhadnutých parciálních korelačních koeficientů nepřekračuje čárkovanou linii. Na 5% hladině významnosti jsme tedy neprokázali statistickou významnost žádného z těchto odhadnutých

koeficientů. Je tedy zřejmé, že nesystematická složka nevykazuje autokorelaci, a tedy Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání je v obou případech vyhovující. Rovněž všechny hodnoty Durbinovy-Watsonovy statistiky se nacházely v intervalu (1,4; 2,6), jsou tedy blízké hodnotě dvě. Náhodné poruchy lze proto považovat za nezávislé a vybraný typ exponenciálního vyrovnávání můžeme pro obě časové řady považovat za vhodný. Podobným způsobem proběhlo ověření vhodnosti vybraných modelů exponenciálního vyrovnávání rovněž v případě časových řad procentních podílů mužů a žen pracujících za plat na úrovni minimální mzdy u zbylých čtyřech kategorií dokončeného vzdělání. Kvalitu modelů pro časové řady procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro jednotlivé kategorie dosaženého vzdělání lze tedy považovat za vyhovující.

Tabulka č. 4 ilustruje kvalitu modelů pro obě časové řady procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro kategorii základní a nedokončené vzdělání, na jejichž základě byly následně provedeny predikce procentních podílů mužů a žen pracujících za plat na úrovni minimální mzdy pro období let 2021–2023. Roční časové řady za období let 2014–2020 byly zkráceny o $m = 2$ pozorování, tedy o období let 2019–2020, přičemž prognózy pro tyto dva roky byly provedeny s využitím vybraného typu exponenciálního vyrovnávání, v případě obou těchto časových řad tedy s využitím Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání. Odchylky mezi predikovanými a skutečnými hodnotami byly vypočteny jako

$$\Delta_t(i) = P_t(i) - y_{t+i}, \tag{6}$$

kde $P_t(i)$ je predikce sledovaného ukazatele provedená v čase t o i časových jednotek dopředu (horizont predikce) a y_{t+i} je reálná hodnota predikovaného ukazatele v čase $t + i$. Tyto odchylky se nazývají chyby předpovědi pro daný čas t a horizont predikce i, viz tabulka č. 4. Jestliže $\Delta_t(i) < 0$, jedná se o tzv. podhodnocenou predikci, jestliže na druhé straně $\Delta t(i) > 0$, nastane nadhodnocená predikce. Velmi frekventovanou mírou variability relativních chyb předpovědi je Theilův koeficient nesouladu (Theilův koeficient II)

$$T_H^2 = \frac{\sum_{i=1}^{m} [P_t(i) - y_{t+i}]^2}{\sum_{i=1}^{m} y_{t+i}^2}. \tag{7}$$

Tento koeficient nesouladu může nabývat pouze nezáporných hodnot. Dolní nulové hranice nabývá pouze v případě bezchybných prognóz, kdy $P_t(i) = y_{t+i}$, $i = 1, 2, \ldots, m$. Čím více se Theilův koeficient nesouladu odchyluje od nuly (směrem do kladných hodnot), tím více se predikce liší od ideálních bezchybných prognóz. Odmocninu z Theilova koeficientu nesouladu lze interpretovat jako relativní chybu predikce. Uvedený přístup řadíme mezi tzv. extrapolační kritéria.

Tabulka č. 4 **Odchylky mezi predikovanými a skutečnými hodnotami (procentní body), hodnoty Theilova koeficientu nesouladu a relativní chyby predikce pro časové řady procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro kategorii základní a nedokončené vzdělání**

Rok	Muži			Ženy		
	skutečná hodnota	modelová hodnota	odchylka	skutečná hodnota	modelová hodnota	odchylka
2014	5,61	–	–	12,21	–	–
2015	6,54	–	–	18,86	–	–
2016	11,88	–	–	24,06	–	–
2017	13,58	–	–	26,13	–	–
2018	13,28	–	–	24,52	–	–
2019	13,34	15,72	2,38	22,65	28,27	5,62
2020	12,15	17,28	5,13	16,44	29,95	13,51
	T_H^2		0,0982	T_H^2		0,2733
	T_H		0,3134	T_H		0,5228

Zdroj: vlastní kalkulace

Z tabulky č. 4 vyplývá, že při konstrukci extrapolačních prognóz procentního podílu mužů se základním a nedokončeným vzděláním pracujících za plat na úrovni minimální mzdy jsme se v průměru dopustili chyby 31,34 % a při konstrukci extrapolačních prognóz procentního podílu žen se základním a nedokončeným vzděláním pobírajících plat na úrovni minimální mzdy jsme se v průměru dopustili chyby 52,28 %. Hodnoty Theilova koeficientu nesouladu a relativní chyby predikce jsou v případě časové řady za muže zcela přijatelné, v případě žen jsou o něco vyšší, což může být způsobeno krátkou délkou časových řad, nicméně jiná data nebyla k dispozici. Lze tedy konstatovat, že hodnoty Theilova koeficientu nesouladu a relativní chyby predikce ukazují na přijatelnou kvalitu zvolených modelů exponenciálního vyrovnávání. Uvedená aplikace Theilova koeficientu nesouladu a relativní predikce představuje ilustrativní příklad ověření vhodnosti zvolených typů exponenciálního vyrovnávání. Obdobné ověřování vhodnosti modelů bylo provedeno rovněž pro zbylé čtyři kategorie dosaženého vzdělání.

Tabulka č. 5 **Exponenciální vyrovnávání pro časové řady procentních podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy za období let 2014–2020 – podle pohlaví a dosaženého vzdělání[6]**

♂♀	Dosažené vzdělání	MAPE[7]	Exponenciální vyrovnávání
Muži	základní a nedokončené	12,4636	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,9999 a β = 0,5930
	střední bez maturity	8,9760	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,6272 a β = 0,9999
	střední s maturitou	12,2331	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,9340 a β = 0,1365
	vyšší odborné a bakalářské	43,0807	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,1633 a β = 0,4206
	vysokoškolské	4,6354	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0.4485 a β = 0,3949
Ženy	základní a nedokončené	18,0037	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,9999 a β = 0,1732
	střední bez maturity	20,4588	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,9999 a β = 0,1852
	střední s maturitou	16,5758	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,9999 a β = 0,1423
	vyšší odborné a bakalářské	21,0629	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,4568 a β = 0,3446
	vysokoškolské	11,0095	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,4106 a β = 0,3614

Zdroj: vlastní kalkulace

Tabulka č. 6 **Predikce procentních podílů (%) zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro období let 2021–2023 konstruované na základě exponenciálního vyrovnávání časových řad v období let 2014–2020 – podle pohlaví a dosaženého vzdělání**

♂♀	Dosažené vzdělání	Predikce		
		2021	2022	2023
Muži	základní a nedokončené	12,77	13,39	14,01
	střední bez maturity	3,25	2,96	2,67
	střední s maturitou	1,54	1,67	1,81
	vyšší odborné a bakalářské	0,22	0,23	0,24
	vysokoškolské	0,14	0,15	0,16
Ženy	základní a nedokončené	15,79	15,15	14,50
	střední bez maturity	10,90	10,21	9,53
	střední s maturitou	2,03	2,05	2,06
	vyšší odborné a bakalářské	0,40	0,41	0,42
	vysokoškolské	0,17	0,17	0,17

Zdroj: vlastní kalkulace

Tabulka č. 5 nabízí vybrané typy exponenciálního vyrovnávání pro časové řady procentního podílu mužů a žen pracujících za plat na úrovni minimální mzdy za období let 2014–2020 pro všechny uvažované kategorie dosaženého vzdělání. Vhodné exponenciální vyrovnávání bylo zvoleno na základě interpolačních kritérií, tabulka č. 5 udává hodnoty jednoho z těchto kritérií, a to průměrné absolutní procentní chyby. Účelem je vybrat takový typ exponenciálního vyrovnávání, kde hodnoty

[6] Úrovně dosaženého vzdělání jsou klasifikovány podle metodologie Českého statistického úřadu.

[7] Průměrná absolutní procentní chyba.

interpolačních kritérií jsou, pokud možno co nejnižší. Z tabulky č. 5 je patrné, že ve všech uvedených případech bylo vyhodnoceno jako nejvhodnější Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání, ale kombinace hodnot vyrovnávacích konstant se pro jednotlivé časové řady liší.

Tabulka č. 7 **Exponenciální vyrovnávání pro časové řady procentních podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy za období let 2014–2019 – podle pohlaví a dosaženého vzdělání – a predikce těchto podílů (%) pro rok 2020**

⚥	Dosažené vzdělání	Exponenciální vyrovnávání	Predikce
Muži	základní a nedokončené	Jednoduché exponenciální vyrovnávání s α = 0,9999	13,34
	střední bez maturity	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,1159 a β = 0,0003	4,39
	střední s maturitou	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,0949 a β = 0,0041	1,53
	vyšší odborné a bakalářské	Brownovo kvadratické exponenciální vyrovnávání s with α = 0,0208	0,17
	vysokoškolské	Jednoduché exponenciální vyrovnávání s α = 0,9999	0,12
Ženy	základní a nedokončené	Brownovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,0097	22,38
	střední bez maturity	Brownovo lineární exponenciální vyrovnávání s with α = 0,0090	16,95
	střední s maturitou	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s α = 0,1977 a β = 0,9999	2,89
	vyšší odborné a bakalářské	Brownovo kvadratické exponenciální vyrovnávání s with α = 0,0521	0,36
	vysokoškolské	Brownovo kvadratické exponenciální vyrovnávání s with α = 0,0450	0,15

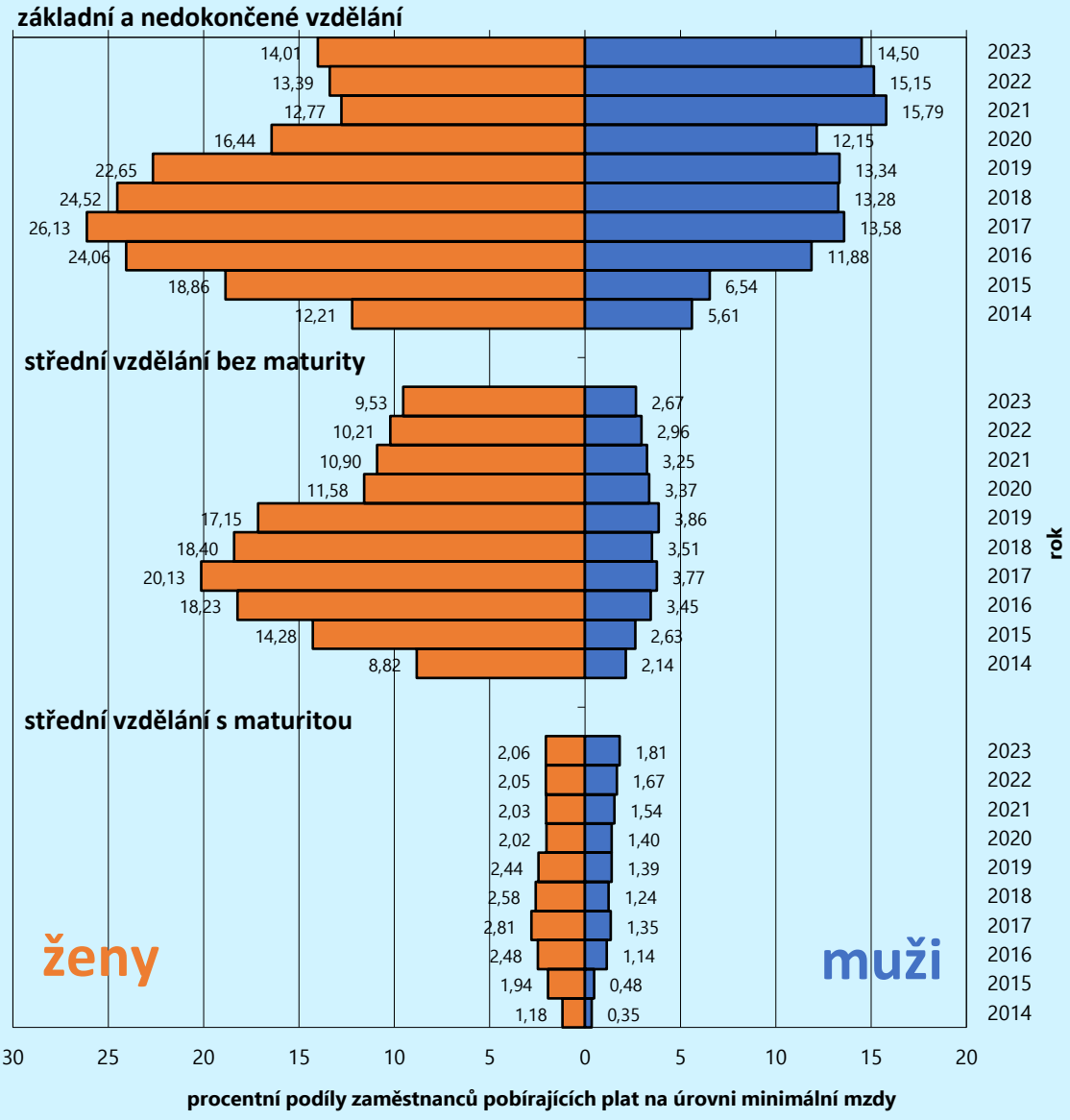
Zdroj: vlastní kalkulace

Tabulka č. 8 **Skutečné procentní podíly (%) a odhadnuté procentní podíly (%) zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy v roce 2020 a odpovídající odchylky mezi odhadnutou a skutečnou hodnotou těchto procentních podílů (procentní body)**

⚥	Vzdělání	Procentní podíl		Odhadnutá hodnota – skutečná hodnota
		skutečná hodnota	odhadnutá hodnota (predikce)	
Muži	základní a nedokončené	12,15	13,34	1,19
	střední bez maturity	3,37	4,39	1,02
	střední s maturitou	1,40	1,53	0,13
	vyšší odborné a bakalářské	0,17	0,19	0,02
	vysokoškolské	0,11	0,12	0,01
Ženy	základní a nedokončené	16,44	22,38	5,94
	střední bez maturity	11,58	16,95	5,37
	střední s maturitou	2,02	2,89	0,87
	vyšší odborné a bakalářské	0,33	0,36	0,03
	vysokoškolské	0,14	0,15	0,01

Zdroj: vlastní kalkulace

Obrázek č. 17 **Vývoj procentních podílů (%) zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy podle pohlaví a tři nejnižší rozlišované kategorie dosaženého vzdělání[8] v období let 2014–2020 včetně predikcí těchto podílů pro období let 2021–2023**



Zdroj: vlastní kalkulace; vlastní konstrukce

Tabulka č. 6 nabízí predikce procentních podílů zaměstnanců veřejné sféry pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro roky 2021–2023 zvlášť pro muže a ženy a pro jednotlivé rozlišované kategorie dosaženého vzdělání, které jsou zkonstruované za předpokladu neměnných podmínek. Kromě přehledu, které tato tabulka nabízí, bude možno uvedené procentní podíly zaměstnanců

[8] Z hlediska vyšších kategorií dosaženého vzdělání jsou tyto procentní podíly zanedbatelné.

pobírajících plat na úrovni minimální mzdy do budoucna rovněž použít pro odhad dopadu jednak coronavirové pandemie a jednak války na Ukrajině na vývoj sledovaného ukazatele v rozlišení podle pohlaví a dosaženého vzdělání.

Z tabulky č. 6 je zřejmé, že nejvyšší procentní podíl zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy lze pro období predikce opět předpokládat pro kategorii základní a nedokončené vzdělání. S rostoucí úrovní dosaženého vzdělání lze předpokládat klesající podíl zaměstnanců (mužů i žen) pobírajících plat na úrovni minimální mzdy, jinými slovy, čím vyšší bude dosažené vzdělání zaměstnance, tím menší bude pravděpodobnost, že tento zaměstnanec bude pobírat plat na úrovni minimální mzdy. Pro období predikce lze rovněž počítat s tím, že procentní podíl žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy bude vyšší než procentní podíl mužů pobírajících plat na úrovni minimální mzdy v odpovídajícím roce a pro odpovídající kategorii dosaženého vzdělání. Podrobný přehled ohledně předpokládaného vývoje z hlediska procentních podílů mužů a žen s nejnižšími platy v rámci jednotlivých kategorií dosaženého vzdělání skýtá tabulka č. 6.

V tabulce č. 7 jsou obsaženy zvolené typy exponenciálního vyrovnávání, na jejichž základě byly zkonstruovány predikce pro rok 2020 časových řad procentních podílů mužů a žen pobírajících hrubý měsíční plat na úrovni minimální mzdy podle kategorie dosaženého vzdělání na základě vývoje příslušné časové řady v období 2014–2019 a jinak nezměněných podmínek. Srovnání uvedených predikovaných hodnot se skutečnými hodnotami příslušných procentních podílů za rok 2020 umožňuje odhadnout vliv koronavirové krize na vývoj tohoto ukazatele. Tento vliv ilustrují hodnoty v tabulce č. 8, kde jsou uvedeny jednak skutečné hodnoty zkoumaných časových řad v roce 2020 a jednak predikované hodnoty pro tentýž rok za předpokladu nezměněných podmínek. Z tabulky č. 8 je patrné, že všechny predikované hodnoty časových řad jsou více či méně vyšší, než jsou odpovídající reálné hodnoty pro rok 2020, neboli rozdíl predikovaná minus reálná hodnota je vždy kladný, přičemž vyšších hodnot nabývá tento rozdíl pro kategorie s nižším dosaženým vzděláním, a to zejména v případě žen.

Například pro kategorii žen se základním či nedokončeným vzděláním činí tento rozdíl 5,94procentních bodů a pro kategorii žen se středním vzděláním bez maturity 5,37procentních bodů, v případě mužů mají uvedené rozdíly o něco menší hodnotu, tj. po řadě 1,19 a 1,02procentních bodů. Z výsledků můžeme do určité míry usuzovat, že coronavirová pandemie mohla mít za následek určité snížení podílů zaměstnanců (především žen) pobírajících plat na úrovni minimální mzdy. Vysvětlením tohoto jevu ale může být skutečnost, že po nástupu pandemie covid-19 v České republice byli propouštěni především zaměstnanci s velmi nízkou kvalifikací, a tedy i nízkými platy. Pro vyšší kategorie dosaženého vzdělání (počínaje kategorií střední vzdělání s maturitou) je rozdíl mezi predikovanou a reálnou hodnotou podílu zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy zanedbatelný.

Obrázek č. 17 nabízí závěrečné srovnání vývoje procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy v letech 2014–2020 pro tři nejnižší rozlišované kategorie dosaženého vzdělání včetně predikcí těchto procentních podílů pro období let 2021–2023. Obrázek č. 17 zcela potvrzuje, že fenomén platů na úrovni minimální mzdy ohrožuje více ženy než muže a dále kategorie dosaženého vzdělání základní a nedokončené na prvním místě a střední vzdělání bez maturity na místě druhém. Z obrázku č. 17 je rovněž zřejmé, že čím vyšší je dosažené vzdělání zaměstnance, tím nižší je pravděpodobnost, že jeho plat bude na úrovni minimální mzdy a že počínaje středním vzděláním s maturitou není problematika platů mužů a žen na úrovni minimálních mezd výrazným problémem.

Závěr

Obecně je známo, že rozdělení příjmů domácností či mezd a platů zaměstnanců se vyznačují kladnou šikmostí, tj. vrchol rozdělení je spíše vlevo a rozdělení příslušných výdělků je protáhlé směrem doprava, (viz obrázky č. 6–10). Prakticky to znamená, že většina výdělků (příjmů, mezd či platů) je podprůměrných, tj. že většina domácností nedosáhne na průměrný příjem domácnosti, resp. většina zaměstnanců nedosáhne na průměrnou mzdu v podnikatelské sféře či průměrný plat v nepodnikatelské sféře.

Na základě provedeného výzkumu se potvrzuje, že úroveň platů žen je ve všech kategoriích dosaženého vzdělání a ve všech letech zkoumaného období podstatně nižší než úroveň platů mužů. Tento rozdíl je nejvyšší v případě kategorie vysokoškolského vzdělání, ve všech letech kolísá okolo 10 000 Kč (pouze v roce 2014 činí 8 282 Kč), což však nemusí být způsobeno pouze genderovou diskriminací, ale do určité míry i skutečností, že muži zastávají častěji ředitelské a jiné vedoucí pozice v různých institucích. Dle očekávání, s rostoucí úrovní dosaženého vzdělání roste i roveň platů mužů i žen, přičemž nejvyšší skok v úrovni platů mezi dvěma sousedními kategoriemi dosaženého vzdělání zaznamenáváme v případě mužů mezi vysokoškolským vzděláním na jedné straně a vyšším odborným a bakalářským vzděláním na straně druhé (od roku 2016 tento rozdíl převyšuje 10 000 Kč) a v případě žen mezi středním vzdělání s maturitou a střením vzděláním bez maturity (od roku 2018 převyšuje tento rozdíl 10 000 Kč). Naopak nejnižší skok v úrovni platů je patrný v případě mužů i žen mezi středním vzděláním bez maturity na jedné straně a základním či nedokončeným vzdělání na druhé straně (v případě mužů tento rozdíl od roku 2017 představuje přibližně 2 500 Kč, v případě žen je tento rozdíl velmi malý až zanedbatelný, tj. v řádech nižších stokorun).

Zkonstruované modely platových rozdělení podle pohlaví a dosaženého vzdělání ukazují, že nejvyšší šikmost a špičatost a nejnižší úroveň a variabilita jsou patrné pro všechny rozlišené kategorie dosaženého vzdělání a jak pro muže, tak pro ženy, vždy na počátku zkoumaného období 2014–2020, přičemž v čase směrem k roku 2020 má šikmost a špičatost tendenci klesat a úroveň a variabilita má tendenci narůstat. V zásadě lze konstatovat, že platová rozdělení žen jsou šikmější a špičatější a vyznačují se nižší úrovní i variabilitou platů oproti korespondujícím platovým rozdělením mužů. Podobně z analýzy plyne, že nejšikmější a nejšpičatější jsou platová rozdělení v nejnižší kategorii dosaženého vzdělání, která se současně vyznačují nejnižší úrovní i variabilitou platů. S růstem dosaženého vzdělání mají rozdělení platů mužů i žen tendenci se zplošťovat, klesá jejich špičatost a roste úroveň a variabilita platů.

Procentní podíl žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy je vyšší než procentní podíl mužů ve všech letech sledovaného období a pro všechny rozlišované kategorie dosaženého vzdělání. Dle očekávání, procentní podíl zaměstnanců (mužů i žen) pracujících za plat na úrovni minimální mzdy je nejvyšší u nejnižší kategorie dosaženého vzdělání, tj. u kategorie základní a nedokončené vzdělání, na druhém místě je kategorie střední vzdělání bez maturity. S rostoucí úrovní dosaženého vzdělání má podíl zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy tendenci se snižovat a z výsledků je zřejmé, že počínaje kategorií dosaženého vzdělání střední vzdělání s maturitou fenomén platů na úrovni minimální mzdy přestává být naléhavým problémem. Nejnižší tyto procentní podíly, jak lze očekávat, jsou zaznamenány u kategorie vysokoškolské vzdělání.

Pandemie covidu-19 měla dopad v podstatě na všechny sféry lidského života, platů zaměstnanců ve veřejné sféře nevyjímaje. Pandemie přicházela ve vlnách a zpočátku s každou další

vlnou téměř pokaždé sílila na intenzitě. Jelikož bylo toto onemocnění dosud naprosto neznámé, vláda České republiky začala zavádět velmi přísná opatření ve snaze zabránit šíření tohoto viru. Rovněž ředitelé firem a podniků ve veřejné správě museli neustále monitorovat nová opatření a snažit se na pracovišti vytvářet takové podmínky k výkonu práce, aby vše bylo v souladu s platnými vládními opatřeními. V mnoha případech bylo nejlepším možným řešením těchto situací přejít na flexibilnější formu výkonu práce, a to k výkonu pracovní činnosti z domova, pokud to forma výkonu zaměstnání dovolovala. Rovněž firmy v nepodnikatelské sféře se snažily udržet si klíčové zaměstnance, nicméně jedním z nepříjemných opatření v rámci řešení tíživé ekonomické situace bylo i propuštění zaměstnanců, většinou se jednalo o zaměstnance s nízkou kvalifikací, a tedy s nízkými platy. To je pravděpodobně i příčinou poklesu procentních podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy v roce 2020 pro kategorie zaměstnanců s nejnižším dosaženým vzděláním (základní a nedokončené vzdělání a střední vzdělání bez maturity), a to především u žen. Z hlediska dopadů coronavirové pandemie na procentní podíl zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy můžeme odhadovat spíše snížení těchto podílů. Uvedená skutečnost nemusí být paradoxně signálem zlepšení situace pracovníků pracujících ve veřejné sféře za nízké platy, ale naopak tendencí propouštět zaměstnance s nízkou kvalifikací v této tíživé situaci, jak již bylo uvedeno výše. Lze konstatovat, že obě výzkumné hypotézy lze považovat za prokázané.

Další možnosti zkoumání v dané oblasti lze spatřovat v komparaci v této studii zkonstruovaných predikcí časových řad procentních podílů mužů a žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro jednotlivé kategorie dosaženého vzdělání pro období let 2021–2023 na základě odpovídajících časových řad z období let 2014–2023 a za předpokladu nezměněných podmínek, s reálnými hodnotami těchto podílů, které budou v budoucnu již známé. Porovnání těchto predikovaných hodnot procentních podílů s jejich reálnými hodnotami umožní odhadnout nejen vliv pandemie covid-19 na zkoumaný ukazatel v letech 2020–2021 (rok 2020 je již zachycen v této studii), ale rovněž i vliv války na Ukrajině s ní spojené energetické a inflační krize v letech 2022–2023.

Literatura

ANNALA, C. N. & J. WINFREE, 2011. Salary Distribution and Team Performance in Major League Baseball. *Sport Management Review*, 14(2), 167–175. DOI: https://doi.org/10.1016/j.smr.2010.08.002

ARLT, J. & ALTOVÁ, M., 2009. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.

ASANTE, J., YAHAYA, W. & YABOWAAH, F. A. (2020). Motivating Employees using Equitable Pay Systems in Ghana: The Single Spine Salary Structure in Perspective. *Asian Journal of Management*, 11(3), 321–328. DOI: 10.5958/2321-5763.2020.00050.5

CHAUDHRY, M. S., SABIR, H. M., RAFI, N. & KALYAR, M. N. (2011). Exploring the Relationship between Salary Satisfaction and Job Satisfaction: A Comparison of Public and Private Sector Organizations. *The Journal of Commerce*, 3(4), 1–14.

CROTHERS, L. M., SCHMIDT, A. J., HUGHES, T. L., LIPINSKI, J., THEODORE, L. A., RADLIFF, K. & WARD, S. (2010). Gender Differences in Salary in a Female-Dominated Profession. *Gender in Management*, 25(7), 605–626. DOI: https://doi.org/10.1108/17542411011081392

De REE, J., MURALIDHARAN, K., PRADHAN, M. & ROGERS, H. (2018). Double for Nothing? Experimental Evidence on an Unconditional Teacher Salary Increase in Indonesia. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(2), 993–1 039. DOI: https://doi.org/10.1093/qje/qjx040

KHALIQ, A. (2021). Effect of Salary, Promotion, and Relationships with Colleagues on Secondary School Teachers' Job Satisfaction. *Pakistan Journal of Educational Research and Evaluation*, 4(1), 1–20.

KWIEK, M. (2018). Academic Top Earners. Research Productivity, Prestige Generation, and Salary Patterns in European Universities. *Science and Public Policy*, 45(1), 1–13. DOI: https://doi.org/10.1093/scipol/scx020

LEIBBRANDT, A. & LIST, J. A. (2015). Do Women Avoid Salary Negotiations? Evidence from a Large-Scale Natural Field Experiment. *Management Science*, 61(9), 2 016–2 024. https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.1994

LIU, T., YANG, L., NG, J. a NYLAND, B. (2022). Reference Effect of Preschool Teachers' Salary and Its Influence on Preschools' Service Quality: An Empirical Study in China. *Journal of Elementary Education*, 11(1), 1–10. DOI: 10.11648/j.ijeedu.20221101.11

PITCHAY, A. A., MEERA, A. K. M. & SALEEM, M. (2015). Factors Influencing the Behavioral Intentions of Muslim Employees to Contribute to Cash-Waqf Through Salary Deductions. *Journal of King Abdulaziz University: Islamic Economics*, 28(1), 57–90. DOI: 10.4197 / Islec. 28-1.3

QUAN, T. T., MAI, P. P. MY, P. T. C., NOGALSKI, B. & TIEN, N. H. (2022). Reform of the Salary System to Improve Competitiveness in Public Sector of Vietnam's Ekonomy. *International Journal of Multidisciplinary Research and Growth Evaluation*, 3(1), 512–519.

SCHWEITZER, L., LYONS, S. KURON, L. K. J. & NG, E. S. W. (2014). The Gender Gap in Pre-Career Salary Expectations: A Test of Five Explanations. *Career Development International*, 19(4), 404–425. DOI: https://doi.org/10.1108/CDI-12-2013-0161

SHARMA, J. P. & BAJPAI, N. (2011). Salary Satisfaction as an Antecedent of Job Satisfaction: Development of a Regression Model to Determine the Linearity between Salary Satisfaction and Job Satisfaction in a Public and a Private Organization. *European Journal of Social Sciences*, 18(3), 450–461.

TAYLOR, L. L., LAHEY, J. N., BECK, M. I. & FROYD, J. E. (2020). How to Do a Salary Equity Study: With an Illustrative Example from Higher Education. *Public Personnel Management*, 49(1), 57–82. DOI: https://doi.org/10.1177/0091026019845119

THORSTEINSON, T. J. (2011). Initiating Salary Discussions With an Extreme Request: Anchoring Effects on Initial Salary Offers. *Journal of Applied Social Psychology*, 41(7), 1 774–1 792. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2011.00779.x

XUE, H., GAO, X. & FAN, A. (2020). Does the Salary of Elementary and Middle School Teachers Affect Students' Participation in Extracurricular Tutoring? *Best Evidence in Chinese Education*, 6(1), 769–787. Available from: https://eric.ed.gov/?id=EJ1288113

YANG, C. H. & LIN, H. Y. (2012). Is There Salary Discrimination by Nationality in the NBA? Foreign Talent or Foreign Market. *Journal of Sports Economics*, 13(1), 53–75. DOI: https://doi.org/10.1177/1527002510391617