

Distribuce platů a procentní podíly nízkopříjmových zaměstnanců ve veřejném sektoru se zaměřením na první rok pandemie covid-19*

Diana Bílková ^a, Vlastimil Beran ^b, Filip Červenka ^b

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, Praha, Česká republika

b Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, v. v. i., Praha, Česká republika

E-mail: bilkova@vse.cz (corresponding author); vlastimil.beran@vupsv.cz; filip.cervenka@vupsv.cz

Abstract

Salary Distribution and Percentages of Low-salary Workers in the Public Sector, Focusing on the First Year of the COVID-19 Pandemic

The objective of this paper is to analyse the distribution of salaries in the public sector with a focus on employees receiving a salary at the level of minimum wages in the initial period of the COVID-19 pandemic. Among the methods used is the construction of salary distribution models by gender and educational attainment and the creation of predictions using exponential smoothing. The results of the analysis show the highest increase in real salaries among women with the lowest education. The results further show that the highest benefit in terms of the average real monthly salary of both men and women comes from changing the employee's educational attainment from secondary education without A-level examination to secondary education with A-level examination. On the other hand, for women originally with primary education, obtaining an apprenticeship certificate does not have a significant effect on their real salary on average.

Keywords: Salaries in public sector, salary distribution models, percentage proportions of employees with lowest salaries, prediction, effects of COVID-19 pandemic on salaries

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

* Tento příspěvek byl podpořen z prostředků Institucionální podpory dlouhodobého koncepčního rozvoje vědy a výzkumu číslo IP400040 na Fakultě informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze a z prostředků výzkumného projektu číslo IP70101 „Vliv minimální mzdy na trh práce v ČR“ Výzkumného ústavu práce a sociálních věcí.

1. Úvod

Platy, tj. odměna za vykonanou práci ve veřejném, nepodnikatelském sektoru 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 podnikatelském sektoru, aby veřejné prostředky nebyly zneužívány, případně se jimi neplýtvalo. Plat můžeme definovat jako peněžitě plnění poskytované zaměstnavatelem zaměstnanci za práci vykonanou ve veřejném sektoru. Na rozdíl od mzdy v případě platu neexistuje nepeněžitě plnění, tedy plat ani jeho část nelze vyplácet v naturáliích. Mezi zaměstnavatele, kteří zaměstnanci za jeho vykonanou práci vyplácejí plat, patří stát, územní samosprávný 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 %, v dubnu 2023 činila 16,2 % a průměrná roční míra inflace v roce 2022 představovala 15,1 %) 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. V roce 2021 pobíralo v České republice plat na úrovni minimální mzdy přibližně 5,2 % zaměstnanců veřejného sektoru, v roce 2022 se tento podíl snížil na přibližně 4,5 %.

Platy ve veřejném sektoru 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.). Inflaci 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 vystoupala v průměru na rekordních 9,6 %).

Současná napjatá situace má svůj počátek již v roce 2020, kdy propukla koronavirová krize. Pandemie negativně ovlivnila zdraví ekonomik všech zemí světa (Andoh, 2020; Czech et al., 2020). Důvodem bylo především zastavení či omezení výroby a poskytovaných služeb a další vládní opatření proti šíření nemoci. Dopady těchto opatření byly z logiky věci velmi odlišné v různých odvětvích hospodářství, ale také na různé skupiny osob.

Pandemický šok obecně zasáhl nejvíce pracovníky v nestabilních a špatně chráněných pozicích (Bludell *et al.*, 2020). Autoři Carta a De Philippis (2021) tento závěr názorně ilustrují na případu Itálie, která byla první vážně postiženou evropskou zemí. Podíl pracovníků v uzavřených sektorech v Itálii byl nejvyšší v dolní pětině příjmového spektra (37 %) a naopak nejnižší v horní pětině příjmového spektra (29 %). Přesný opak platí pro podíl domácností s možností práce

z domova. V horní pětině příjmového spektra bylo až o 30 procentních bodů více pozic s možností home office než ve spodní pětině (Carta, De Philippis, 2021).

Česko v tomto ohledu nebylo výjimkou. Bittner (2020) k tomu uvádí, že pandemií a následnými restrikcemi vyvolaná hospodářská krize nejtíživěji dopadla na pracovníky v „prekérních“ zaměstnáních s neplnohodnotnými smlouvami. Bittner přitom zdůrazňuje kanály ve mzdové sféře, jako je především výdělečná činnost v režimu tzv. švarcsystému. Konstatuje přitom, že podíl OSVČ a kontraktů na dobu určitou, který byl celostátně na úrovni asi 16,45 %, dosahoval v uzavřených odvětvích bezmála 37 %.

Obdobné závěry prezentuje řada dalších autorů jako Hedvičáková a Kozubíková (2021), nebo Svobodová, Trlifajová a Zieglerová (2021). Švihlíková (2020) navíc poukazuje na fakt, že z daňových změn přijatých vládou pro zmírnění následků ekonomické krize těžili paradoxně především skupiny s vyššími příjmy.

Dělicí linie mezi pracovníky, kteří byli pandemií tvrdě zasaženi, a těmi, kteří se s ní dokázali vyrovnat, nevedla pouze skrze rozdílnou kvalifikaci. Nerovné dopady pozorujeme na globální úrovni a mezi jednotlivými zeměmi (Deaton, 2021; Yonzan, Lakner, Mahler, 2021), ale zároveň také uvnitř států mezi jednotlivými regiony (Palomino a kol., 2021; Irlacher a Koch, 2021; Červenka, 2022). Další dělicí linií byl časový horizont (Clark a kol., 2021), který zřejmě souvisel s rychlostí přijímání kompenzačních opatření a jejich účinností. Vzhledem ke specifikům českého trhu práce je taktéž klíčová otázka rozdílných dopadů na muže a ženy.

Autoři Dang a Nguyen (2021) na základě dat dotazníkového šetření ze Spojených států, Spojeného království, Itálie, Japonska, Jižní Koreje a Číny prokazují, že epidemie onemocnění covid-19 vedla během roku 2020 k nárůstům genderových nerovností. Ze zjištění autorů například vyplývá, že ženy měly v důsledku koronaviru o 24 % vyšší pravděpodobnost ztráty práce a příjmy žen poklesly v průměru o 50 % více než příjmy mužů.

Mohou se výše zmíněné poznatky vztahovat i na českou platovou sféru, která do značné míry nečelila přímým tržním tlakům a hospodářskému propadu v období pandemie? Primárním cílem této práce je analyzovat vývoj platů v České republice v období let 2014–2020 se speciálním zřetelem na zaměstnance s nejnižšími platy¹ a identifikovat dopady na dvě specifické skupiny zaměstnanců, a to zaměstnance s nízkou kvalifikací a na ženy. Obě tyto skupiny patřily dle dostupných závěrů zahraniční literatury mezi nejohroženější zaměstnance. Přesto nicméně zatím nebyly systematicky analyzovány ve specifickém případě, kterým je veřejný sektor.

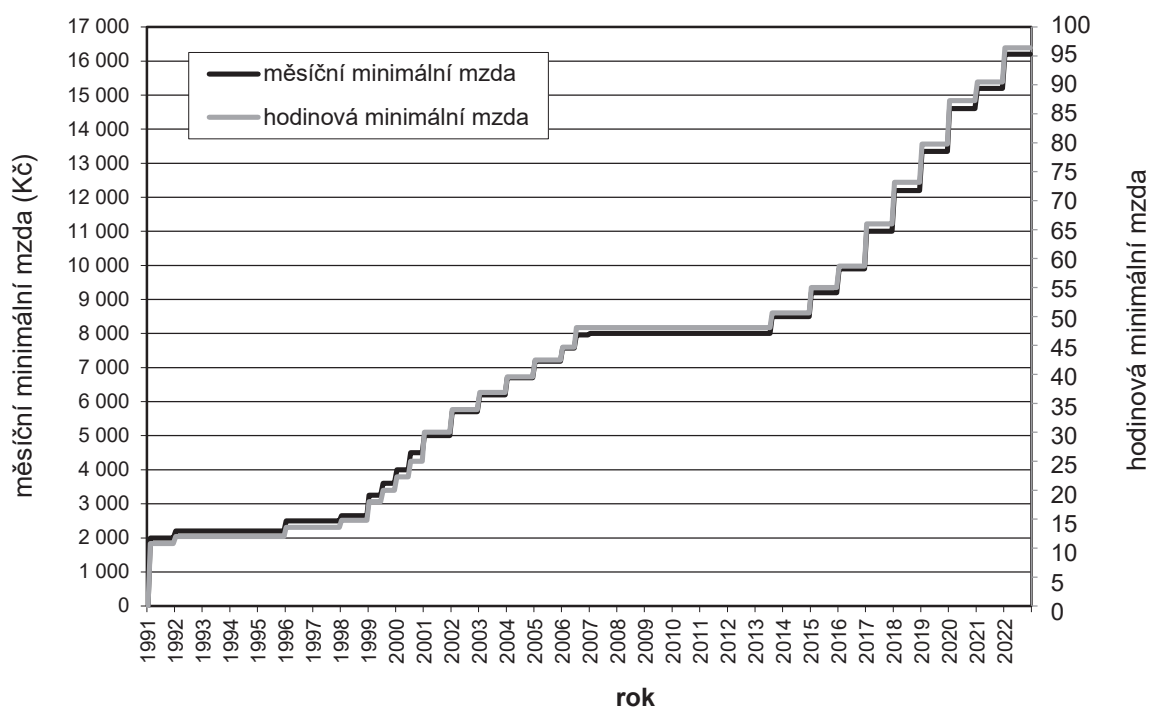
1 Primárním cílem této studie je vystihnout vývoj platových rozdělení v období let 2014–2020 se speciálním zřetelem na zaměstnance pobírající plat na úrovni minimální mzdy, v tomto případě v intervalu, jehož dolní mez tvoří minimální mzda platící k 1. lednu předešlého roku, a horní mez 1,3násobek minimální mzdy platné v daném roce, viz obrázek 2.

Tabulka 1: Rozsahy souborů (počty zaměstnanců)

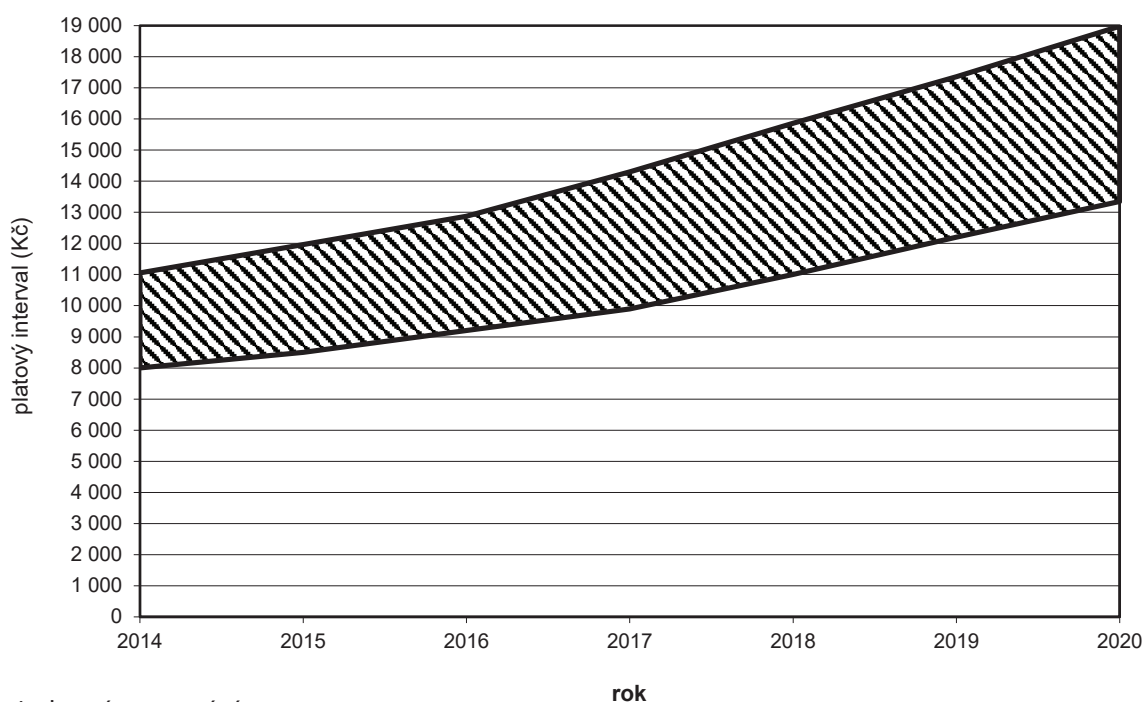
Rok	♂ ♀	Dosažené vzdělání				
		základní a nedokončené	střední bez maturity	střední s maturitou	vyšší odborné a bakalářské	vysokoškolské
2014	muži	4 134	27 575	63 978	20 944	61 896
	ženy	17 538	57 010	165 280	35 429	104 797
2015	muži	3 943	26 939	62 102	21 154	58 768
	ženy	15 892	55 594	157 539	35 147	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: Ministerstvo práce a sociálních věcí České republiky, vlastní výzkum

Obrázek 1: Vývoj měsíčních a hodinových částek minimální mzdy (Kč²) od okamžiku jejího zavedení v tehdejší Československu k 1. únoru 1991



Obrázek 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 zpracování

2 V období let 1991–1992 v Kčs.

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 veřejném sektoru, nejedná se tedy pouze o výběrový vzorek, nýbrž o populaci všech zaměstnanců nepodnikatelského sektoru České republiky. Jedná se o anonymizovaná individuální data za jednotlivé zaměstnance, statistickou jednotku tedy představuje zaměstnanec ve veřejném sektoru, 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 1. Z tabulky 1 vyplývá násobně rozsáhlejší zastoupení žen ve všech rozlišovaných zkoumaných souborech oproti mužům. Obrázek 1 demonstruje vývoj částek měsíční minimální mzdy od jejího zavedení v tehdejším Československu v únoru 1991.

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 platy jsou ve veřejném sektoru dlouhodobě odměňovány spíše ženy než muži a zaměstnanci s nejnižším dosaženým vzděláním.

H_2 : Situace ohrožených skupin se prohloubila s příchodem epidemie covid-19 a souvisejícími vládními opatřeními.

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

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 vyrovňávání, vhodný typ byl potom zvolen na základě interpolačních kritérií.

Data byla zpracována pomocí statistického programovacího prostředí SPSS.

2. Teorie a metodologie

2.1 Tříparametrické lognormální křivky a metoda maximální věrohodnosti

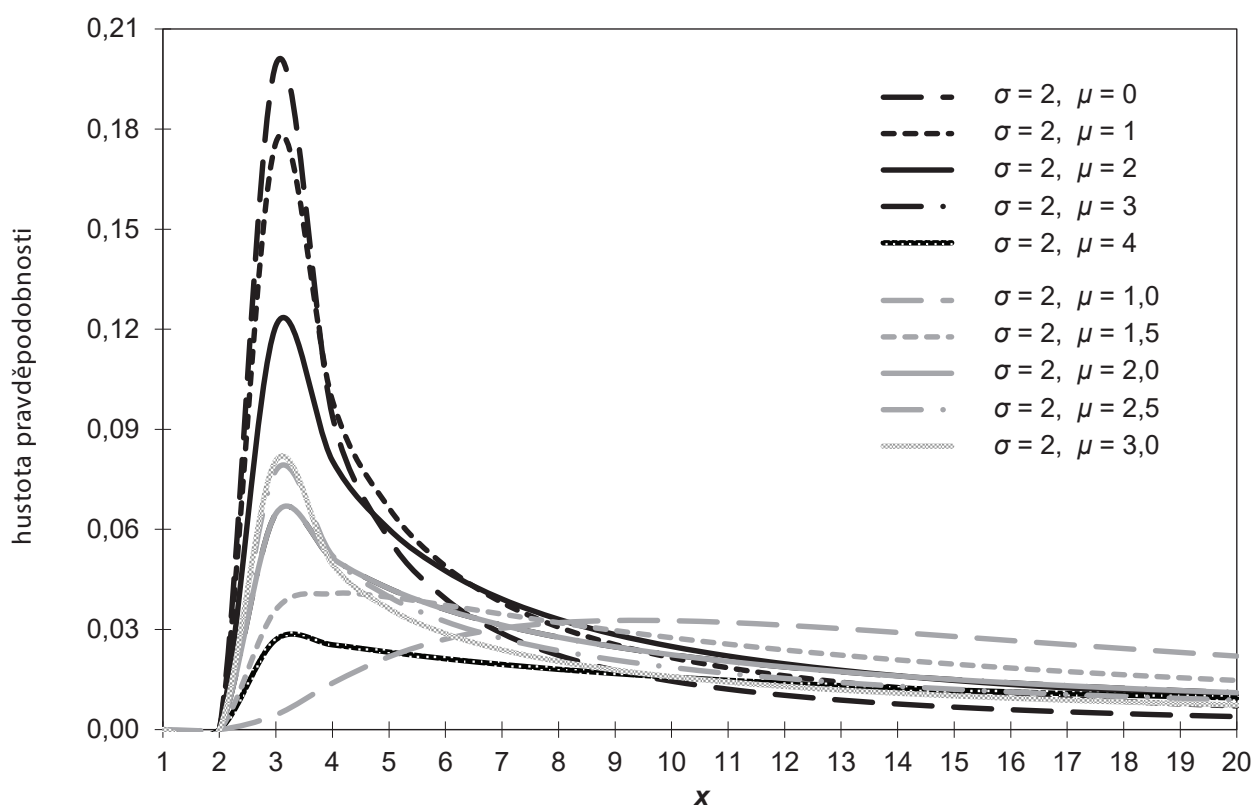
Náhodná veličina X má tříparametrické lognormální rozdělení s parametry μ , σ^2 a θ , přičemž $-\infty < \mu < \infty$, $\sigma^2 > 0$, $-\infty < \theta < \infty$, jestliže její hustota pravděpodobnosti má tvar:

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

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

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 3.

Obrázek 3: Hustota pravděpodobnosti tříparametrického lognormálního rozdělení v závislosti na hodnotách parametrů ($\theta = 2$)



Zdroj: vlastní zpracování

Parametr θ je teoretické minimum (počátek log-normálních 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 parametru³ θ , je odhad zbývajících dvou parametrů metodou maximální věrohodnosti poměrně jednoduchý.

Nechť náhodný výběr rozsahu n pochází z tříparametrického log-normálního rozdělení s hustotou pravděpodobnosti (1). Věrohodnostní funkce bude mít potom tvar:

$$L(x; \mu, \sigma^2, \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \mu, \sigma^2, \theta) = \quad (2)$$

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

Určíme logaritmus věrohodnostní funkce:

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

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

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

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

2.2 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

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

klesá směrem do minulosti podle exponenciální funkce $w_t = (1 - \alpha) \times \alpha^{n-t}$, 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).

3. Výsledky

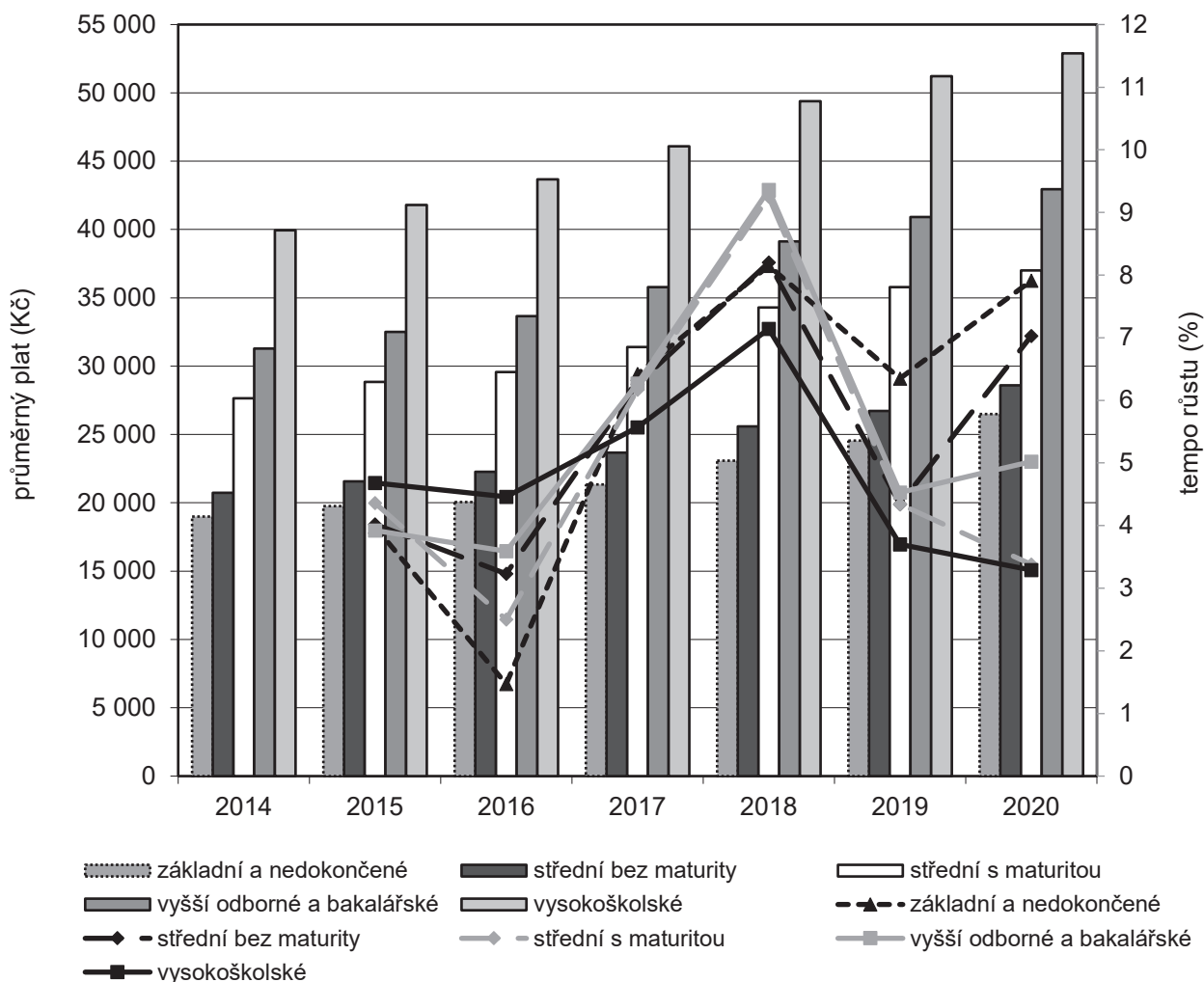
Obrázky 4 a 5 charakterizují vývoj reálného průměrného hrubého měsíčního platu (se základem v roce 2014) a tempa růstu⁴ reálného průměrného hrubého měsíčního platu mužů a žen podle dosaženého vzdělání. Sloupce v těchto obrázcích charakterizují vývoj reálného průměrného hrubého měsíčního platu⁵ zaměstnance ve veřejném sektoru České republiky, které jsou znázorněny na levé ose v Kč, křivky potom znázorňují vývoj tempa růstu reálného průměrného hrubého měsíčního platu, kterým odpovídá pravá osa grafu v procentech.

Obrázky 4 a 5 ukazují, do jaké míry roste úroveň platů zaměstnanců s rostoucím dosaženými vzděláním v období let 2014–2022. Z obrázku 4 plyne, že difference 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 22 041 Kč, v roce 2016 byla 23 613 Kč, v roce 2017 představovala 24 756 Kč, v roce 2018 potom 26 305 Kč a v letech 2018 a 2019 po řadě 26 668 Kč a 26 411 Kč. Můžeme tedy konstatovat, že tato difference má v čase lineárně rostoucí tendenci. Z obrázku 5 vyplývá, že difference mezi průměrným platem ženy s vysokoškolským vzděláním v roce 2014 a ženy se základním vzděláním v témže roce činila 16 382 Kč, v období let 2015–2020 tato difference byla po řadě 16 828 Kč, 17 988 Kč, 18 507 Kč, 19 412 Kč, 20 848 Kč a 20 830 Kč. Tato difference podobně jako v případě mužů vykazuje lineární trend ve smyslu růstu.

4 Tempo růstu časové řady v čase t se vypočte $k_t = 100 \times y_t/(y_{t-1}) - 100$, $t = 2, 3, \dots, n$, tempo růstu nelze stanovit pro $t = 1$.

5 Meziroční koeficient růstu spotřebitelských cen k_t v roce t byl vypočten s využitím meziroční míry inflace I_t (v %) v roce t následovně $ks_t = (I_t + 100)/100$, $t = 2, 3, \dots, n$. Reálný průměrný hrubý měsíční plat v roce t byl získán vydělením nominálního průměrného hrubého měsíčního platu v roce t meziročním koeficientem růstu spotřebitelských cen v roce t .

Obrázek 4: Vývoj reálného průměrného hrubého měsíčního platu (Kč) se základem v roce 2014 – v grafu znázorňují sloupce – a tempa růstu reálného průměrného měsíčního platu (%) – v grafu znázorňují křivky – mužů (nikoliv pouze s nejnižšími platy) v období let 2014–2020 podle dosaženého vzdělání

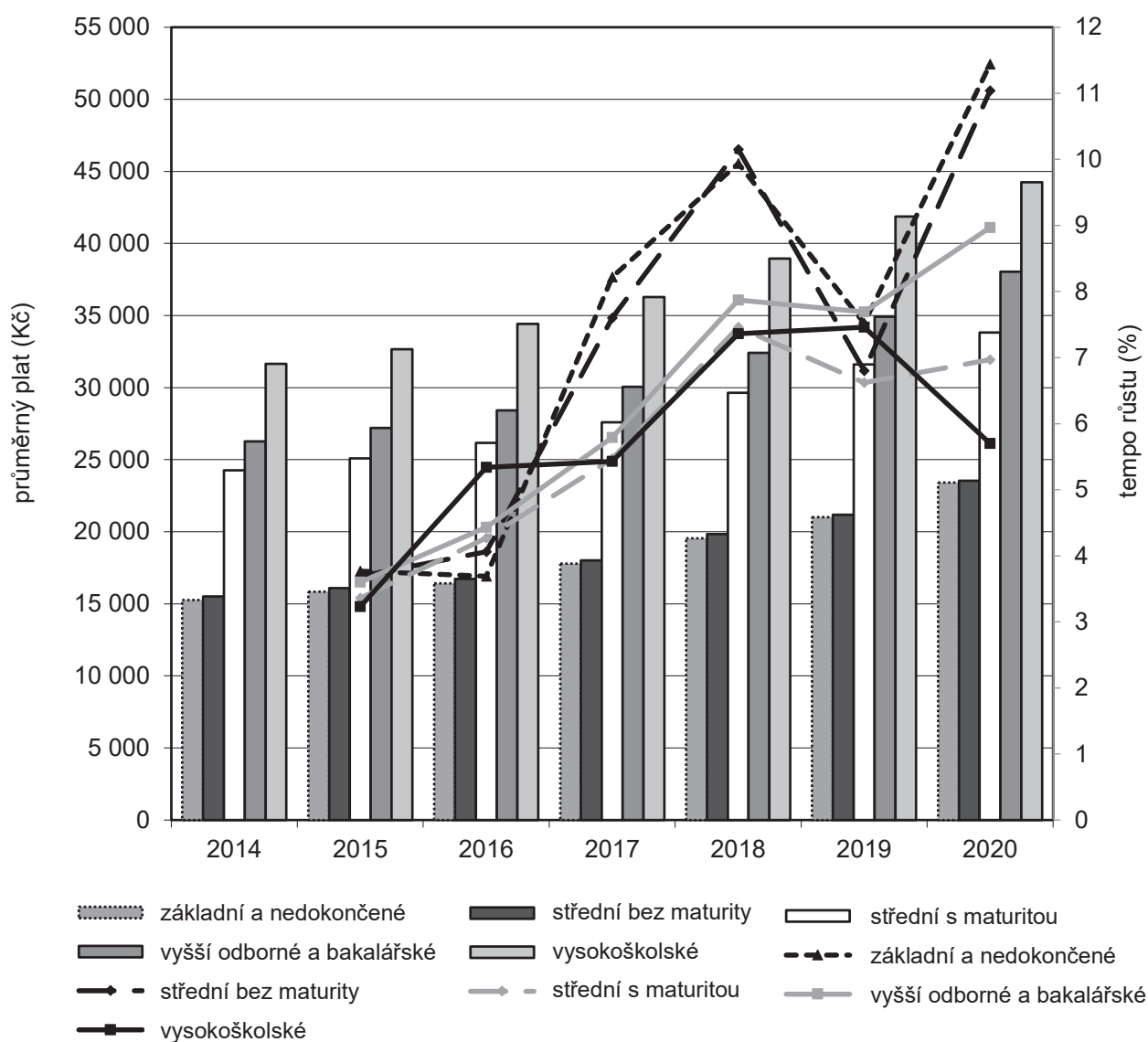


Zdroj: vlastní zpracování

Z obrázků 4 a 5 potažmo vyplývá, že průměrné roční tempo růstu (reálného) průměrného hrubého měsíčního platu v letech 2014–2020 je u mužů nejvyšší u kategorie základní a nedokončené vzdělání, kde představuje 5,69 %, a nejnižší u kategorie vysokoškolského vzdělání, kde činí 4,80 %. V případě žen je opět nejvyšší u kategorie základní a nedokončené vzdělání, kde činí 7,39 %, a nejnižší je u kategorie středního vzdělání s maturitou, kde představuje 5,68 %. 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 9 939 Kč).

V případě žen je nejvyšší rozdíl mezi úrovní platů na sebe navazujících kategoriích 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 10 286 Kč). Naopak nejnižší rozdíl mezi úrovní platů na sebe navazujících kategoriích 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 2 106 Kč a u žen pouhých 111 Kč).

Obrázek 5: Vývoj reálného průměrného hrubého měsíčního platu (Kč) se základem v roce 2014 – v grafu znázorňují sloupce – a tempa růstu reálného průměrného měsíčního platu (%) – v grafu znázorňují křivky – žen (nikoliv pouze s nejnižšími platy) v období let 2014–2020 podle dosaženého vzdělání



Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 2 ilustruje, o kolik procent si v průměru polepší zaměstnanec ve veřejném sektoru z hlediska průměrného hrubého měsíčního platu, zvýší-li své dosažené vzdělání o jednu kategorii. U mužů i žen je patrný nejvyšší „skok“ mezi středním vzděláním s maturitou a středním vzděláním bez maturity, kde v případě mužů neklesá v žádném analyzovaném roce pod 29 % a v případě žen dokonce pod 43 %. Z této tabulky je rovněž evidentní nepatrný nárůst průměrného hrubého měsíčního platu žen mezi kategorií dosaženého vzdělání střední vzdělání bez maturity a základním a nedokončeným vzděláním. Ženě se základním či nedokončeným vzděláním se tedy v tomto směru téměř nevyplatí získat výuční list.

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, 9 129 Kč, 9 248 Kč, 9 810 Kč, 10 427 Kč, 9 350 Kč a 8 648 Kč. Naopak nejnižší rozdíly mezi průměrným platem mužů a průměrným platem žen pozorujeme v období let 2014–2016 u kategorie dosaženého vzdělání střední s maturitou, kde je tento rozdíl po řadě 3 375 Kč, 3 765 Kč a 3 414 Kč. V následujícím období let 2017–2020 je nejnižší rozdíl mezi průměrným platem mužů a průměrným platem žen nejnižší u kategorie dosaženého vzdělání základní a nedokončené, kde tento rozdíl činí po řadě 3 561 Kč, 3 534 Kč, 3 530 Kč a 3 067 Kč, nicméně rozdíl mezi průměrným platem mužů a průměrným platem žen v období let 2017–2020 je u kategorie dosaženého vzdělání střední s maturitou jen o málo vyšší a představuje po řadě 3 807 Kč, 4 651 Kč, 4 177 Kč a 3 185 Kč.

Tabulka 2: Procentní navýšení průměrného hrubého měsíčního platu mužů a žen mezi dvěma po sobě seřazenými kategoriemi dosaženého vzdělání

	Muži				Ženy			
	Dosažené vzdělání				Dosažené vzdělání			
Rok	střední bez maturity	střední s maturitou	vyšší odborné a bakalářské	vysokoškolské	střední bez maturity	střední s maturitou	vyšší odborné a bakalářské	vysokoškolské
2014	9,14	33,30	13,13	27,67	1,60	56,46	8,20	20,51
2015	9,18	33,75	12,65	28,60	1,53	55,96	8,45	20,08
2016	11,07	32,80	13,85	29,68	1,90	56,28	8,61	21,13
2017	10,90	32,68	13,97	28,82	1,32	53,18	8,94	20,72
2018	10,94	33,97	14,09	26,20	1,51	49,44	9,35	20,16
2019	8,85	33,97	14,29	25,20	0,84	49,19	10,44	19,90
2020	7,95	29,41	16,10	23,14	0,47	43,71	12,51	16,30

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 3 demonstruje, z kolika procent se podílí (reálný) průměrný plat žen na průměrném platu mužů v odpovídajícím roce a korespondující kategorii dosaženého vzdělání. Je zřejmé, že průměrný plat muže je ve všech zvažovaných letech a všech rozlišovaných kategoriích dosaženého vzdělání podstatně vyšší než průměrný plat ženy ve stejném roce a odpovídající kategorii dosaženého vzdělání.

Tabulka 4 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 5,5krát 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 3: Procentní podíly reálného průměrného hrubého měsíčního platu žen na reálném průměrném hrubém měsíčním platu mužů

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	74,57	86,95	83,71	78,16
2016	81,93	75,17	88,46	84,38	78,82
2017	83,31	76,11	87,87	84,00	78,72
2018	84,69	77,49	86,44	82,85	78,89
2019	85,62	79,32	88,33	85,35	81,74
2020	88,42	82,30	91,39	88,57	83,65

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 4: 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 roku⁶)

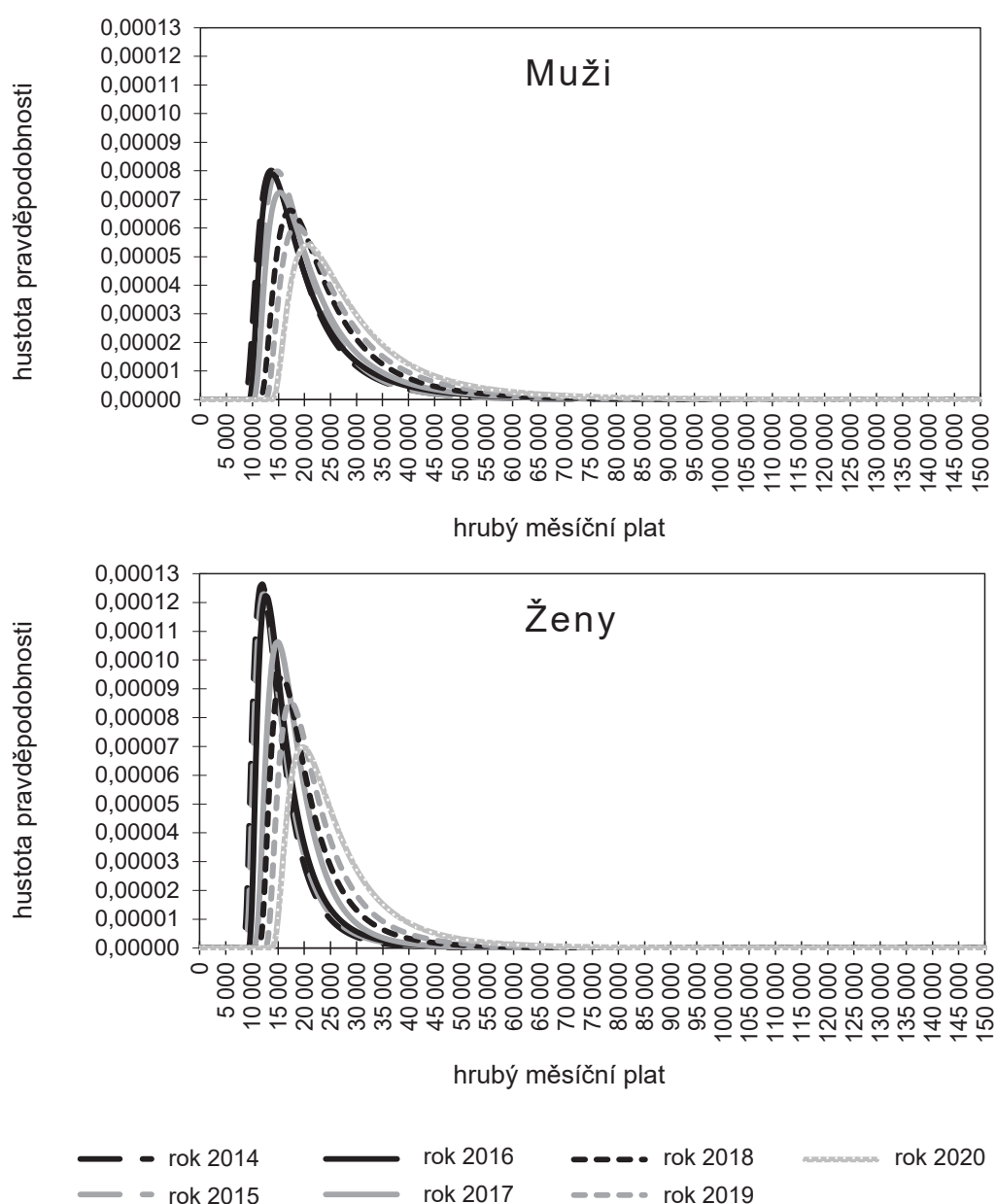
Rok	♂ ♀	Dosažené vzdělání				
		základní a nedokončené	střední bez maturity	střední s maturitou	vyšší odborné a bakalářské	vysokoškolské
2014	muži	5,61	2,14	0,35	0,10	0,09
	ženy	12,21	8,82	1,18	0,23	0,11
2015	muži	6,54	2,63	0,48	0,11	0,10
	ženy	18,86	14,28	1,94	0,32	0,14
2016	muži	11,88	3,45	1,14	0,52	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: vlastní zpracování

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

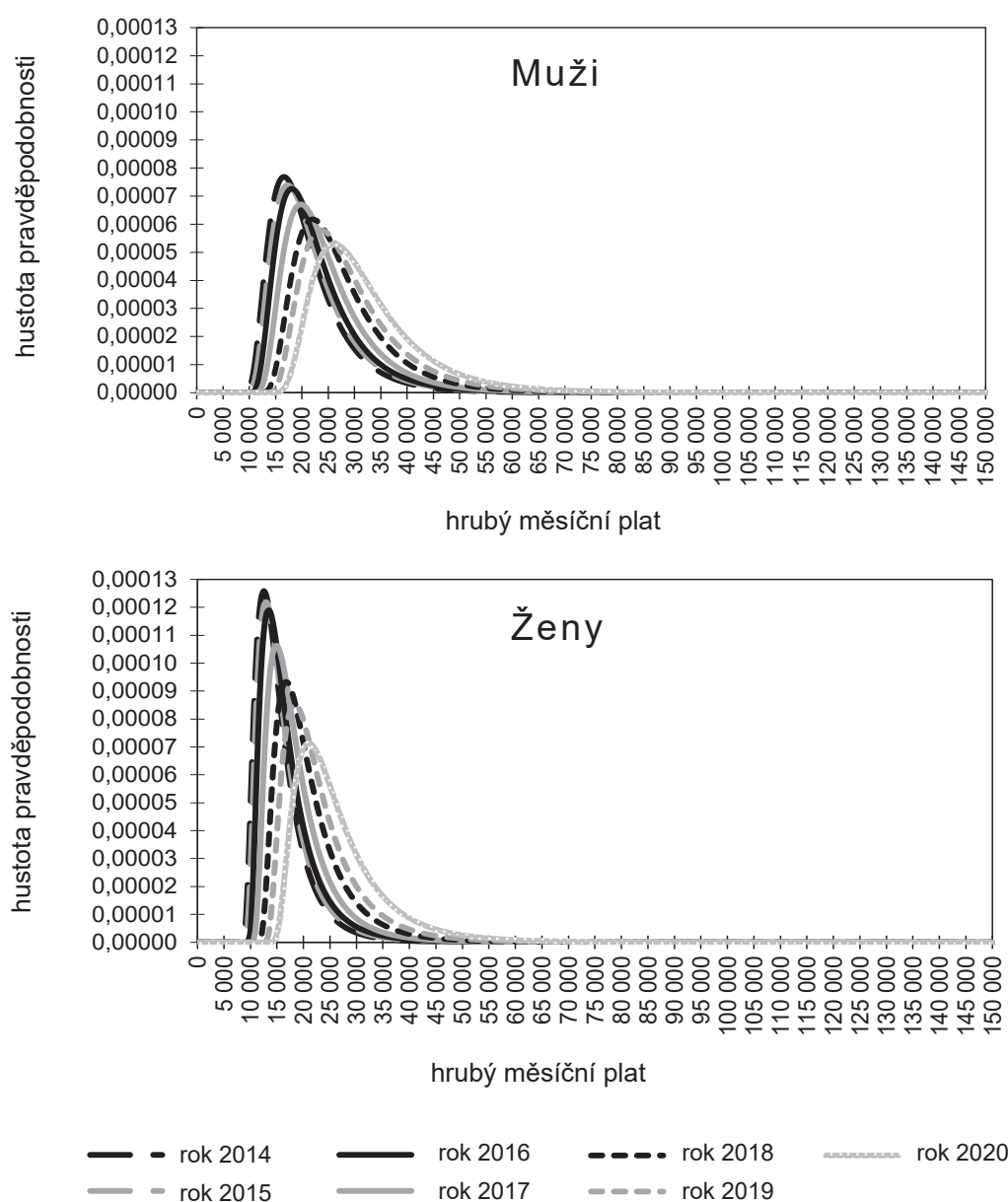
6 V roce 2014 se jedná o interval 8 000–11 050 Kč, v roce 2015 o interval 8 500–11 960 Kč, v roce 2016 o interval 9 200–12 870 Kč, v roce 2017 o interval 9 900–14 300 Kč, v roce 2018 o interval 11 000–15 860 Kč, v roce 2019 o interval 12 200–17 355 Kč a v roce 2020 o interval 13 350–18 980 Kč.

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



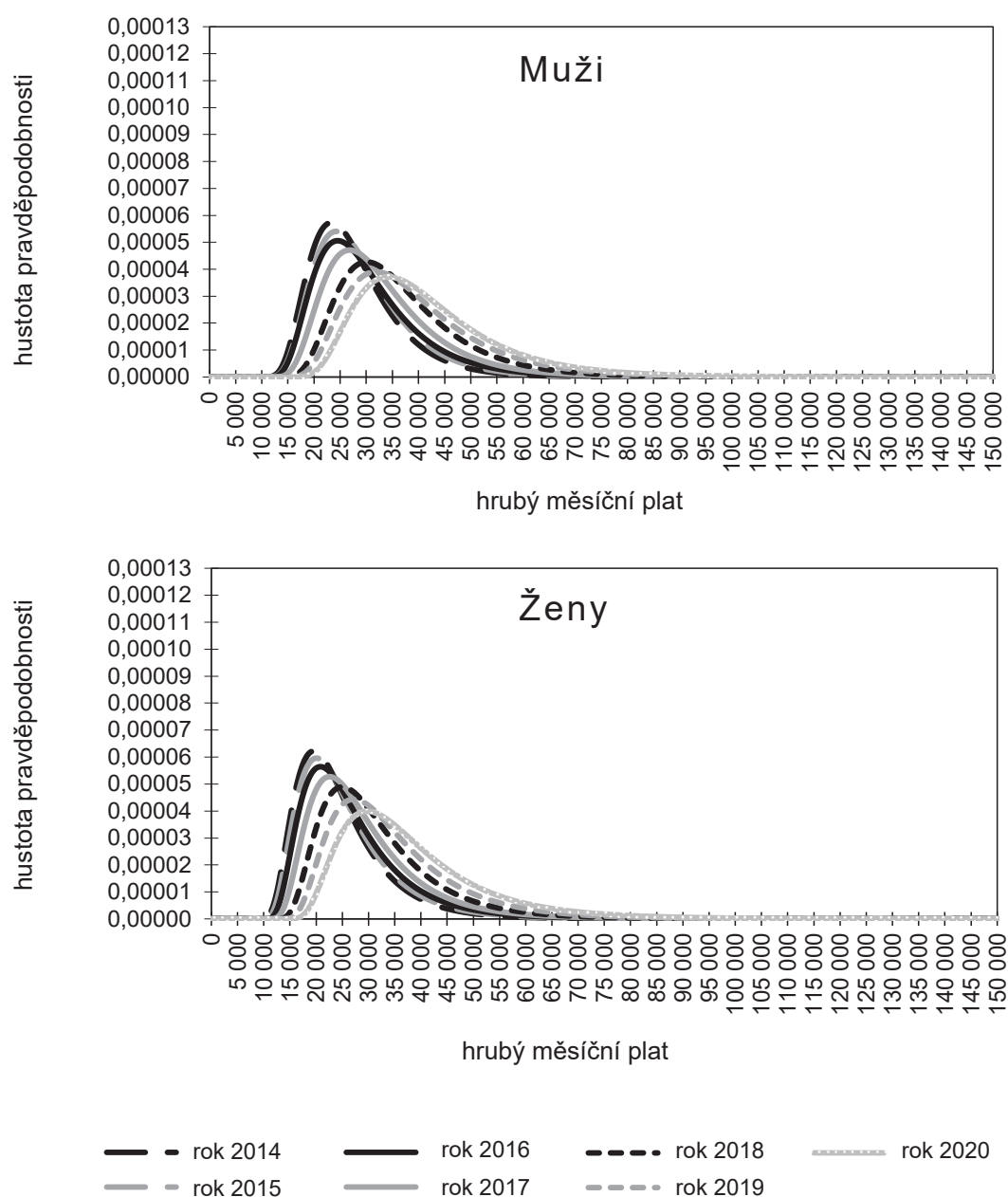
Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 7: Vývoj modelů celých platových rozdílů pro kategorii střední vzdělání bez maturity v období let 2014–2020



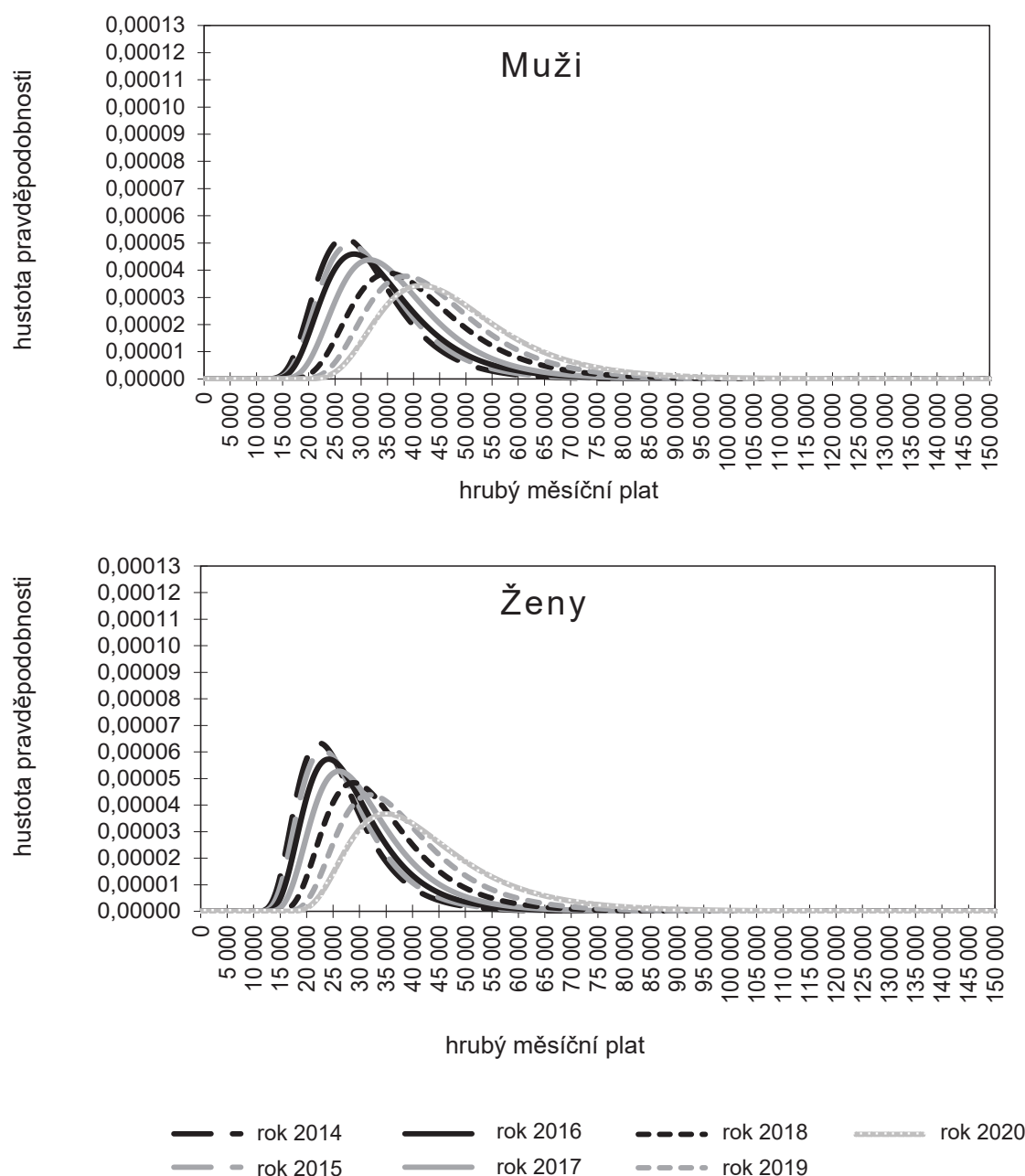
Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 8: Vývoj modelů celých platových rozdílů pro kategorii střední vzdělání s maturitou v období let 2014–2020



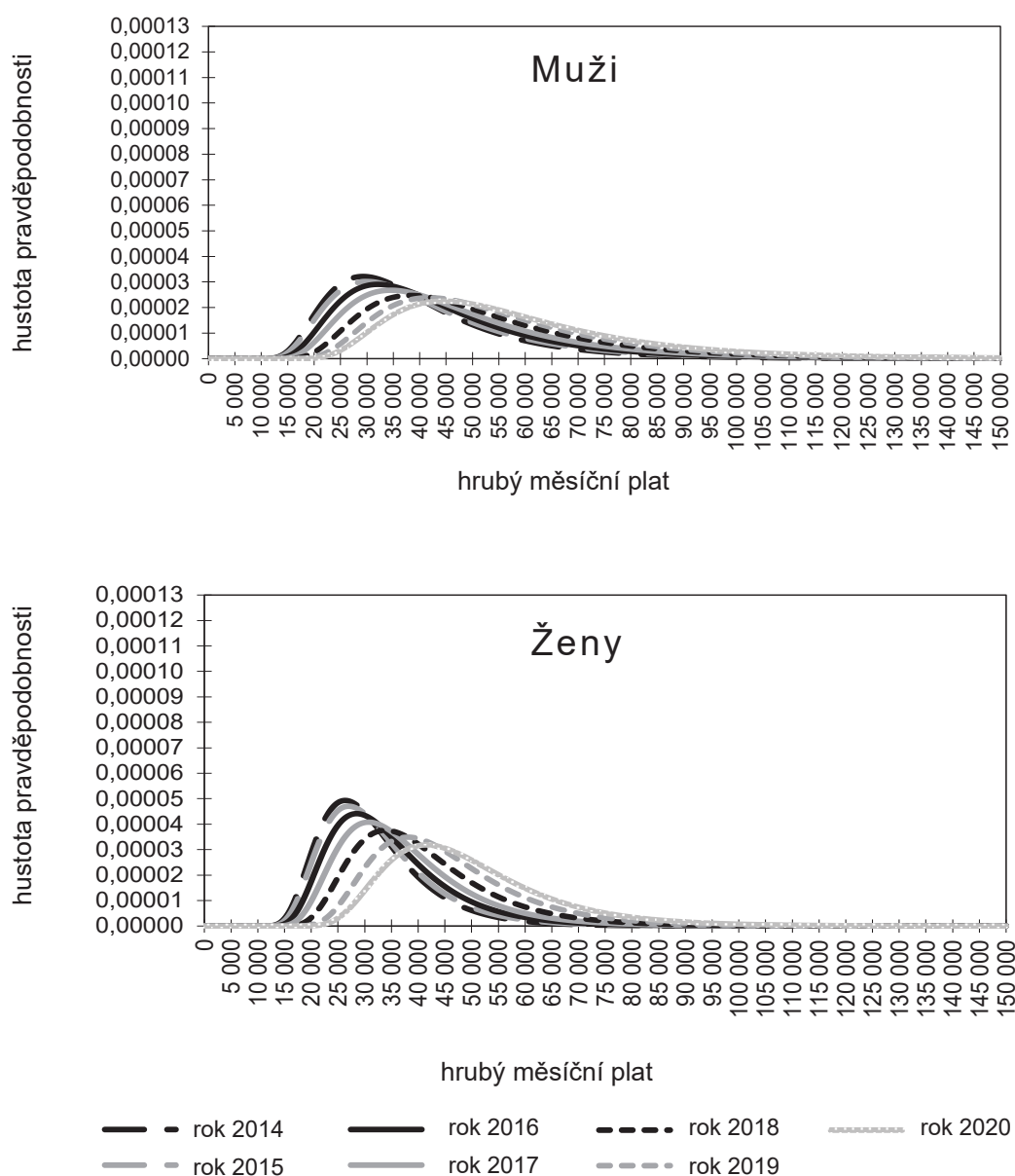
Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 9: Vývoj modelů celých platových rozdílů pro kategorii vyšší odborné a bakalářské vzdělání v období let 2014–2020



Zdroj: vlastní zpracování

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



Zdroj: vlastní zpracování

Obrázky 6–10 představují vývoj modelových rozdělení platů mužů a žen České republiky v období let 2014–2020 podle dosaženého vzdělání. Odhady parametrů tříparametrických log-normálních křivek byly porovnány metodou maximální věrohodnosti, přičemž za počáteční parametr těchto křivek θ (teoretické minimum) je považována částka minimální mzdy platná k 1. lednu předešlého roku. Výraz $\exp(\mu)$ je vzdálenost mediánu platu od tohoto teoretického minima. Parametry μ a σ^2 představují střední hodnotu a rozptyl logaritmu 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 6–10 můžeme dále konstatovat, že modely rozdělení platů žen jsou šikmější a špičatější s nižší polohou a variabilitou oproti odpovídajícím 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.

Z obrázků 6–10 je evidentní, že s tím, jak roste kategorie dosaženého vzdělání zaměstnanců, platová rozdělení mají tendenci se zplošťovat, klesá jejich špičatost a roste poloha i variabilita.

Obrázky 11–15 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.

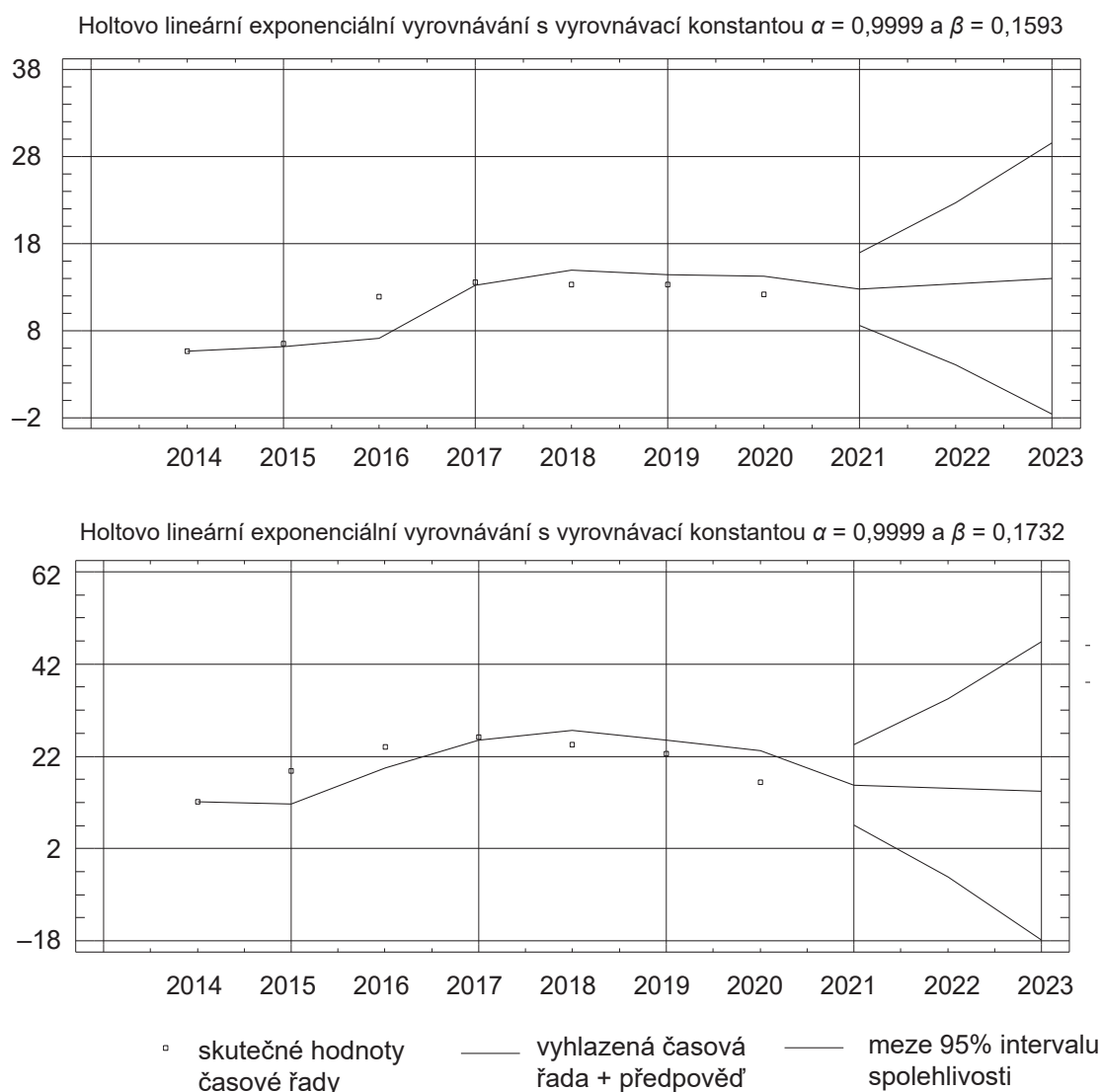
Obrázek 11 představuje ilustrativní příklad modelů časových řad procentních podílů mužů a žen pracujících za plat na úrovni minimální mzdy v období let 2014–2020 pro kategorii základní a nedokončené vzdělání s využitím zvoleného Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání.

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

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 12 a 14 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 ± 2 krát 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 (nahore či dole) čárkované hranice. Naopak, sloupce tyto hranice přesahující poukazují na významnost příslušných korelačních koeficientů.

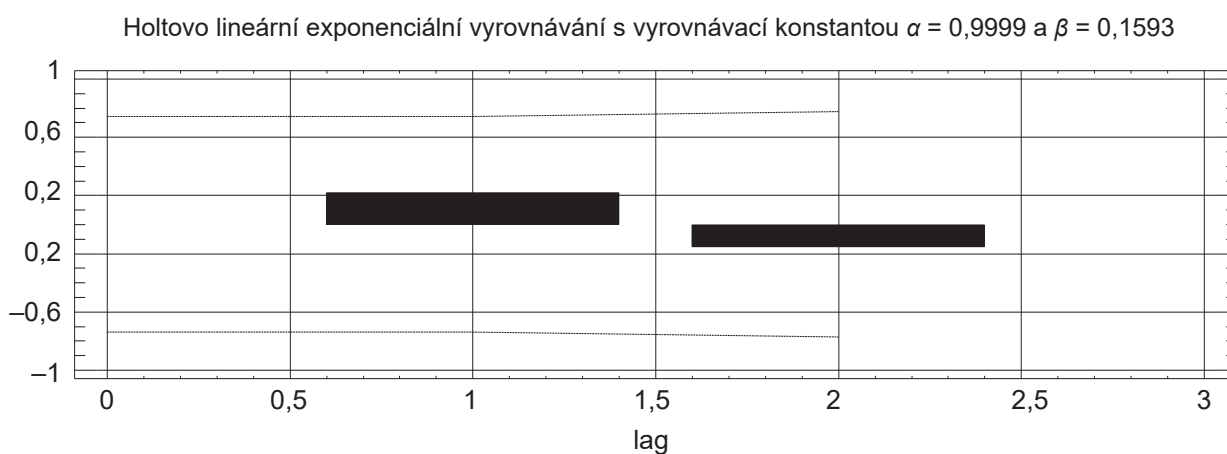
Obrázek 11: Výsledky Holtova exponenciálního vyrovnávání ($\alpha = 0,9999$ a $\beta = 0,1593$) časové řady procentních podílů mužů pobírajících plat na úrovni minimální mzdy a Holtova exponenciálního vyrovnávání ($\alpha = 0,9999$ a $\beta = 0,1732$) časové řady procentních podílů žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy – základní a nedokončené vzdělání – období let 2014–2020 včetně predikcí na období let 2021–2023



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SPSS

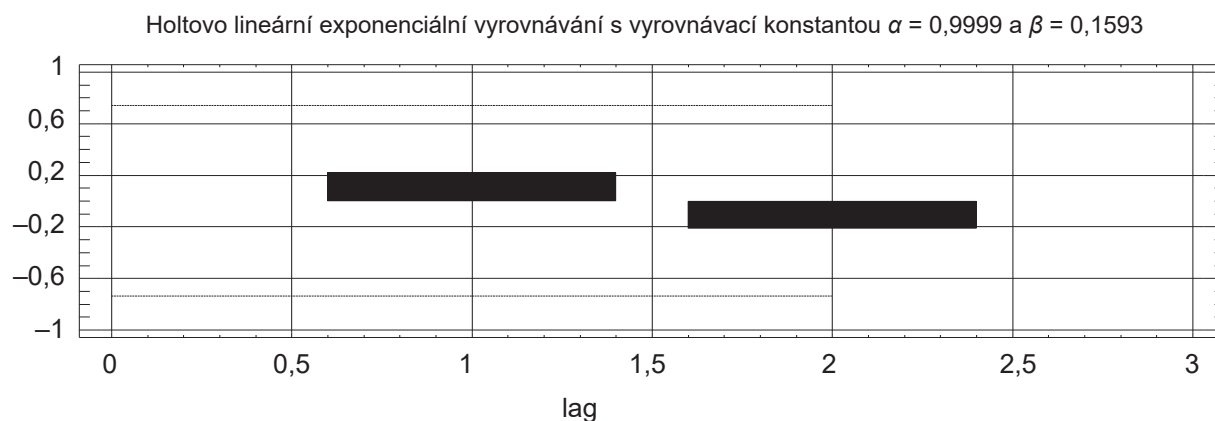
Parciální autokorelační funkce slouží podobně jako autokorelační funkce jako nástroj k posouzení závislosti mezi jednotlivými hodnotami časové řady, odhaduje ale parciální korelační koeficienty pro jednotlivé dvojice hodnot v časové řadě. Podobně jako u autokorelační funkce, obrázky 13 a 15 graficky 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 ± 2 krát 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.

Obrázek 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



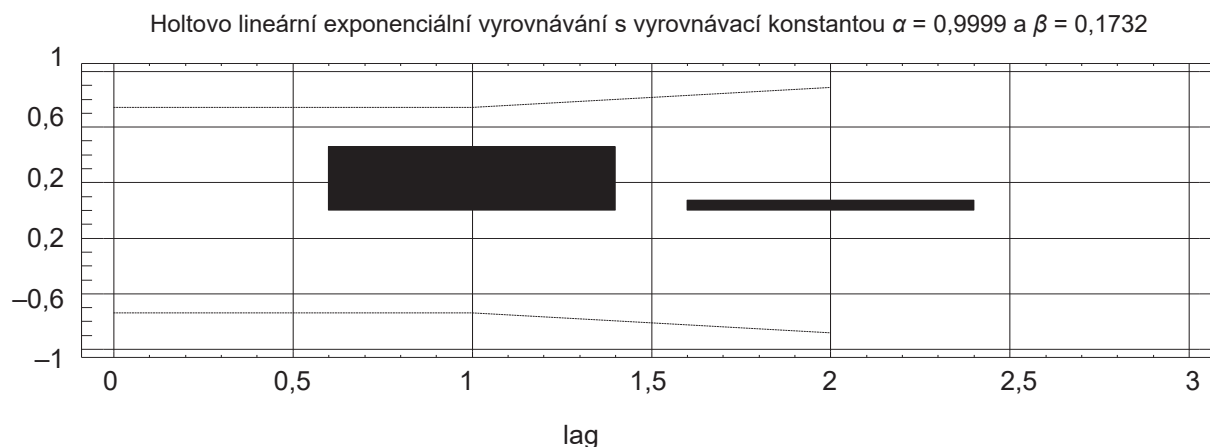
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SPSS

Obrázek 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



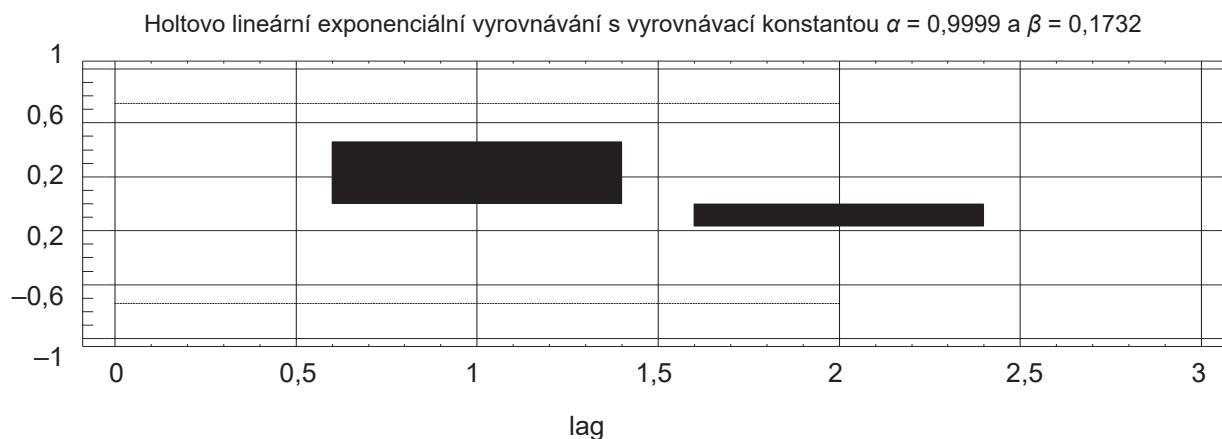
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SPSS

Obrázek 14: 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 zpracování, výstup ze SPSS

Obrázek 15: 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 zpracování, výstup ze SPSS

Z obrázků 12–15 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 čtyř 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 5: Odchyly 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

	Muži			Ženy		
Rok	skutečná hodnota	modelová hodnota	odchylka	skutečná hodnota	modelová hodnota	odchylka
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 zpracování

Tabulka 5 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. Odchyly mezi predikovanými a skutečnými hodnotami byly vypočteny jako:

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

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 odchyly se nazývají chyby předpovědi pro daný čas t a horizont predikce i , viz tabulka 5. 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):

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

Tento koeficient nesouladu může nabývat pouze nezáporných hodnot. Dolní nulové hranice nabývá pouze v případě bezchybných prognóz, kdy $P_t(i) = y_{t+i}$, $i = 1, 2, \dots, m$. 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.

Z tabulky 5 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. 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 chyby predikce představuje ilustrativní příklad ověření vhodnosti zvolených typů exponenciálního vyrovnávání. Obdobné ověřování vhodnosti modelů bylo provedeno rovněž pro zbylé čtyři kategorie dosaženého vzdělání.

Tabulka 6 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 zvažované kategorie dosaženého vzdělání. Vhodné exponenciální vyrovnávání bylo zvoleno na základě interpolačních kritérií, tabulka 6 udává hodnoty jednoho z těchto kritérií, a to průměrné absolutní procentní chyby. Účelem je vybrat takový typ exponenciálního vyrovnávání, kde hodnoty interpolačních kritérií jsou, pokud možno, co nejnižší. Z tabulky 6 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 7 nabízí predikce procentních podílů zaměstnanců veřejného sektoru pobírajících plat na úrovni minimální mzdy pro roky 2021–2023 zvláště 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 pobírajících plat na úrovni minimální mzdy do budoucna rovněž použít pro odhad dopadu jednak koronavirové pandemie a jednak války na Ukrajině na vývoj sledovaného ukazatele v rozlišení podle pohlaví a dosaženého vzdělání.

Tabulka 6: Exponenciální vyrovnávání pro časové řady procentních podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy za období let 2014–2020 – podle pohlaví a dosaženého vzdělání⁷

♂ ♀	Dosažené vzdělání	MAPE ⁸	Exponenciální vyrovnávání
Muži	základní a nedokončené	12,4636	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,9999$ a $\beta = 0,5930$
	střední bez maturity	8,9760	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,6272$ a $\beta = 0,9999$
	střední s maturitou	12,2331	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,9340$ a $\beta = 0,1365$
	vyšší odborné a bakalářské	43,0807	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,1633$ a $\beta = 0,4206$
	vysokoškolské	4,6354	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,4485$ a $\beta = 0,3949$
Ženy	základní a nedokončené	18,0037	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,9999$ a $\beta = 0,1732$
	střední bez maturity	20,4588	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,9999$ a $\beta = 0,1852$
	střední s maturitou	16,5758	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,9999$ a $\beta = 0,1423$
	vyšší odborné a bakalářské	21,0629	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,4568$ a $\beta = 0,3446$
	vysokoškolské	11,0095	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,4106$ a $\beta = 0,3614$

Zdroj: vlastní zpracování

⁷ Úrovně dosaženého vzdělání jsou klasifikovány podle metodologie Českého statistického úřadu.

⁸ Průměrná absolutní procentní chyba.

Tabulka 7: 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 zpracování

Z tabulky 7 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 nižší 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 7.

Tabulka 8: 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	
Muži	základní a nedokončené	Jednoduché exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,9999$	
	střední bez maturity	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,1159$ a $\beta = 0,0003$	4,39
	střední s maturitou	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,0949$ a $\beta = 0,0041$	1,53
	vyšší odborné a bakalářské	Brownovo kvadratické exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,0208$	0,17
	vysokoškolské	Jednoduché exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,9999$	0,12
Ženy	základní a nedokončené	Brownovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,0097$	
	střední bez maturity	Brownovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,0090$	16,95
	střední s maturitou	Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,1977$ a $\beta = 0,9999$	2,89
	vyšší odborné a bakalářské	Brownovo kvadratické exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,0521$	0,36
	vysokoškolské	Brownovo kvadratické exponenciální vyrovnávání s $\alpha = 0,0450$	0,15

Zdroj: vlastní zpracování

V tabulce 8 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 9, 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 9 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 5,94 procentních bodů a pro kategorii žen se středním vzděláním bez maturity 5,37 procentních bodů, v případě mužů mají uvedené rozdíly o něco menší hodnotu, tj. po řadě 1,19 a 1,02 procentních bodů.

Tabulka 9: 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)

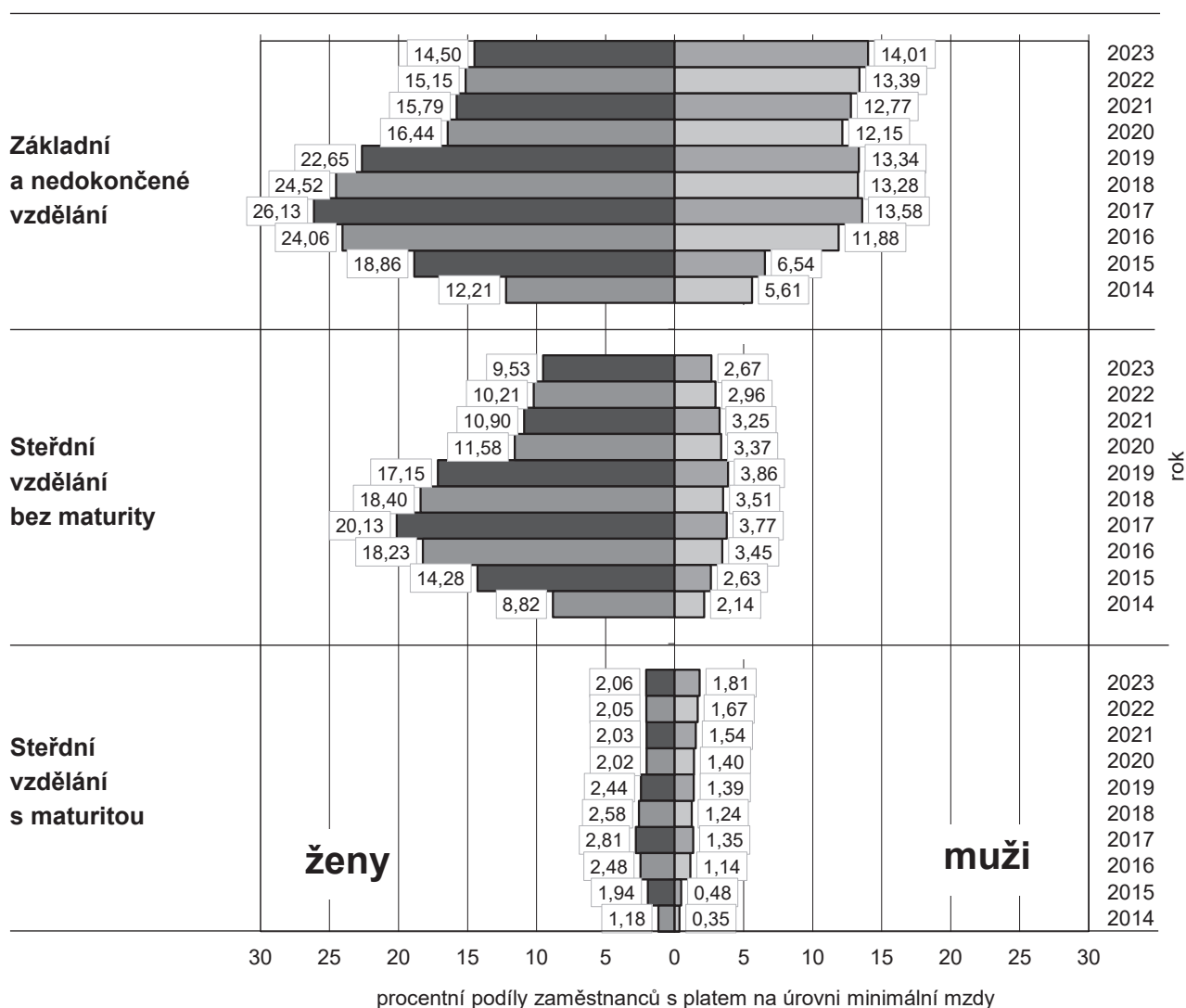
♂ ♀		Procentní podíl		Odhadnutá hodnota – skutečná hodnota
		skutečná hodnota	odhadnutá hodnota (predikce)	
Muži	základní a nedokončené	12,15	13,34	1,19
	střední bez maturity	3,37	4,39	1,02
	střední s maturitou	1,40	1,53	0,13
	vyšší odborné a bakalářské	0,17	0,19	0,02
	vysokoškolské	0,11	0,12	0,01
Ženy	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 zpracování

Z výsledků můžeme do určité míry usuzovat, že koronavirová pandemie mohla mít za následek určité snížení podílů zaměstnanců (především žen) pobírajících plat na úrovni minimální mzdy. Vysvětlením tohoto jevu může být skutečnost, že po nástupu pandemie covid-19 v České republice byly propouštěny především nízkopříjmové ženy, jelikož medián hrubého měsíčního platu zaměstnaných žen rostl mnohem rychleji než medián hrubého měsíčního platu zaměstnaných mužů. 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.

Predikce procentních podílů zaměstnanců veřejného sektoru pobírajících plat na úrovni minimální mzdy umožňují odhadnout vliv pandemie covid-19 na nízkopříjmové zaměstnance ve veřejném sektoru pro rok 2020. Do budoucna (až budou k dispozici data za následující roky) bude možno na základě získaných predikcí odhadnout vliv této pandemie na nízkopříjmové zaměstnance rovněž v roce 2021 a rovněž zčásti i vliv energetické krize spojené s konfliktem na Ukrajině. Zde je třeba zdůraznit, že konstruované predikce umožní odhadnout pouze odchylku podílu nízkopříjmových zaměstnanců v daném období od podílu nízkopříjmových zaměstnanců, který by teoreticky nastal za předpokladu zachování stejných podmínek z předešlého období.

Obrázek 16: Vývoj procentních podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy podle pohlaví pro tři nejnižší rozlišované kategorie dosaženého vzdělání⁹ v období let 2014–2020 včetně predikcí těchto podílů pro období let 2021–2023



Zdroj: vlastní zpracování

⁹ Z hlediska vyšších kategorií dosaženého vzdělání jsou tyto procentní podíly zanedbatelné.

Obrázek 16 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 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 16 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.

4. Diskuse

V úvodu tohoto článku byly popsány negativní vlivy koronavirové pandemie na různé skupiny osob v čele s nízkokvalifikovanými pracovníky a ženami. Popsané vzorce byly potvrzeny řadou autorů napříč zeměmi v Evropě, východní Asii i Severní Americe. Následně popsané výsledky získané naší analýzou dat české platové sféry mohou být na první pohled v rozporu s těmito zjištěními.

Z údajů v obrázcích 4 a 5 můžeme vyčíst, že ženy s nejnižší kvalifikací (vzdělání základní a nedokončené, střední bez maturity) zaznamenaly v roce 2020 vyšší procentní nárůst reálného platu než ženy s maturitou nebo vyšším vzděláním, a dokonce vyšší růst než vykázala jakákoliv vzdělanostní skupina v případě mužů. Ještě více proti intuici jdou hodnoty tabulky 3, která uvádí podíly průměrného platu žen a mužů. V roce 2020, kdy pandemie udeřila, se tento poměr zvýšil u všech vzdělanostních stupňů zhruba o tři procentní body a ve všech případech se tak dostal na nejvyšší pozorovanou hodnotu za celé období. Na základě uvedených hodnot by se mohla nabízet interpretace, že nízkokvalifikované ženy v české platové sféře zaznamenaly díky pandemii paradoxně období velké prosperity, kdy jejich reálné odměny rostly a doháněly platy mužů. Abychom tuto interpretaci mohli vyslovit, je však nutné důkladně zvážit vstupní data.

Vstupní data nepředstavují pracovní příjmy všech žen v České republice, ale pouze příjmy žen zaměstnaných v platové sféře. Při pohledu na tabulku 1 je zřetelně patrné, že počet žen v dostupném vzorku s příchodem roku 2020 klesá. Vysvětlení růstu reálných platů může být paradoxně důsledkem faktu, že to byly právě ženy s nejnižšími platy a kvalifikací, které byly krizí nejvíce zasaženy, a to do té míry, že o své zaměstnání přišly a vypadly tak z dostupného datového souboru. Přikládáme se k tomuto vysvětlení a domníváme se, že jej podporuje i zjištěný pokles podílu žen s nízkým stupněm vzdělání pracujících za minimální mzdu, ilustrovaný například v tabulce 4 a obrázku 16.

V tabulce 9 si můžeme všimnout, že ženy s nízkým vzděláním (základním a nedokončeným, středním bez maturity) jsou jediné dvě skupiny, jejichž predikce se výrazně odlišují od skutečných hodnot. Rozdíl mezi odhadem a skutečností je v případě těchto dvou skupin násobně vyšší, než u jakékoliv jiné skupiny mužů nebo žen s vyšší úrovní vzdělání.

5. 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 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 podnikatelském sektoru či průměrný plat v nepodnikatelském sektoru.

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). Dle očekávání s rostoucí úrovní dosaženého vzdělání roste i úroveň 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 vzděláním s maturitou a středním 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 vzděláním 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 je procentní podíl zaměstnanců (mužů i žen) pracujících za plat na úrovni minimální mzdy 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 klesat 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 covid-19 ovlivnila v podstatě všechny sféry lidského života, platů zaměstnanců ve veřejném sektoru nevyjímaje. Pandemie přicházela ve vlnách a zpočátku s každou další vlnou téměř pokaždé zesílila. Protože bylo toto onemocnění dosud naprosto neznámé, vláda České republiky začala zavádět velmi přísná opatření ve snaze zabránit šíření tohoto viru. Ředitelé firem a podniků veřejného sektoru museli rovněž sledovat nová vládní opatření a vytvářet na pracovišti podmínky k výkonu práce, které jsou v souladu s právě platnými vládními opatřeními. V řadě případů představoval nejlepší možné řešení přechod na flexibilnější formu výkonu práce, kterou byla pracovní činnost z domova v případech, kdy to forma výkonu práce umožňovala. Firmy a podniky nepodnikatelského sektoru se také snažily o udržení klíčových zaměstnanců, přesto propouštění zaměstnanců představovalo jedno z nepříjemných opatření z hlediska řešení tíživé situace. Propouštění byli především zaměstnanci s nízkou kvalifikací a potažmo s nízkými platy, což představuje pravděpodobně příčinu poklesu procentních podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy v roce 2020 pro kategorie zaměstnanců s nejnižším dosaženým vzděláním (základní a nedokončené vzdělání, střední vzdělání bez maturity), především žen. Z hlediska dopadů pandemie covid-19 na procentní podíl zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy lze z výsledků usuzovat spíše na snížení těchto podílů. Tuto skutečnost dokládají rovněž predikce zmiňovaných podílů pro rok 2020 konstruované za jinak nezměněných podmínek, které vycházejí ve všech případech vyšší, než je realita v roce 2020, a to především u nižších kategorií dosaženého vzdělání. Paradoxně nemusí být tato skutečnost signálem o zlepšení situace nízkopříjmových pracujících ve veřejném sektoru, 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.

I když úřady práce vykazují více pracovních míst, než představuje skutečná evidence nezaměstnaných, jedná se stále o málo kvalifikovaná místa. Drtivá většina volných míst je velmi špatně finančně ohodnocená, a proto nejsou pro tuzemské pracovníky příliš lákavá. Atraktivní jsou spíše pro zahraniční pracovníky. Trh práce se navíc mění a bude potřeba stále více rekvalifikací. Jev, který zaznamenáváme ohledně predikcí vývoje klesajících procentních podílů žen pobírajících plat na úrovni minimální mzdy, lze zdůvodnit současným nedostatkem nízkokvalifikovaných pracovníků na trhu práce. Zatímco nízkokvalifikované ženy pobírají odměnu za vykonanou práci ve veřejném sektoru na úrovni minimální mzdy, muži vykonávající nekvalifikovanou, ale fyzicky náročnější profesi jsou současně již nyní o něco lépe placeni. Nedostatek nízkokvalifikovaných

zaměstnanců může vytvářet tlak na růst platů, přestože tento vliv ve veřejném sektoru má určitě nižší intenzitu než v sektoru soukromém.

Česká minimální mzda se řadí v rámci Evropské unie k nejnižším. Za Českou republikou následuje pouze Slovensko, Chorvatsko, Lotyšsko, Rumunsko, Maďarsko a Bulharsko. Je ale nutné dodat, že spousta občanů pracuje za minimální výplatu pouze na papíře kvůli daním či exekucím. Zkonstruované predikce procentních podílů zaměstnanců pobírajících plat na úrovni minimální mzdy (a současně predikovaný pokles tohoto podílu u žen) vychází z nízké úrovně minimální mzdy v České republice. Při razantním navýšení minimální mzdy (například na úroveň průměrné minimální mzdy v Evropské unii) lze tak očekávat i razantní zvýšení podílu zaměstnanců pobírajících plat na úrovni nové, zvýšené minimální mzdy. Razantní zvýšení minimální mzdy může však celkově mít neblahé dopady na trh práce (zvýšení nezaměstnanosti), přičemž odvody do státního rozpočtu z takto razantně zvýšené minimální mzdy nemusí odpovídat příslušnému navýšení z důvodu působení šedé ekonomiky. Navíc, nárůst nezaměstnanosti může podnítit další výdaje ze státního rozpočtu. Z hlediska doporučení pro fiskální politiku navrhuje proto přiměřené zvýšení tempa růstu minimální mzdy (např. v průběhu následujících pěti let) tak, aby se na konci tohoto období minimální mzda stabilizovala na určitém procentu úrovně mezd a platů v České republice s následnou pravidelnou valorizací podle růstu úrovně mezd a platů v celé České republice.

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 2014–2020 a za předpokladu nezměněných podmínek, s reálnými hodnotami těchto podílů, které budou v budoucnu již známy. 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 a s ní spojené energetické a inflační krize v letech 2022–2023.

Literatura

- Andoh, R. (2020). The Impact of COVID-19 on Global Economy: The Case of the Czech Republic. *International Journal of Multidisciplinary Sciences and Advanced Technology*, 1(2), 22–29.
- Bittner, J. (2020). *Ekonomické nerovnosti a koronavirus*. Praha: Rosa Luxemburg Stiftung.
- Blundell, R., Costa Dias, M., Joyce, R., et al. (2020). COVID-19 and Inequalities. *Fiscal studies*, 41(2), 291–319, <https://doi.org/10.1111/1475-5890.12232>
- Carta, F., De Philippis, M. (2021). *The Impact of the COVID-19 Shock on Labour Income Inequality: Evidence from Italy*. Bank of Italy Occasional Paper No. 606. , <https://doi.org/10.32057/0.QEF.2021.606>

- Clark, A. E., d'Ambrosio, C., Lepinteur, A. (2021). The Fall in Income Inequality during COVID-19 in Four European Countries. *The Journal of Economic Inequality*, 19, 489–507, <https://doi.org/10.1007/s10888-021-09516-4>
- Czech, K., Wielechowski, M., Kotyza, P., et al. (2020). Shaking Stability: COVID-19 Impact on the Visegrad Group Countries' Financial Markets. *Sustainability*, 12(15), 62–82, <https://doi.org/10.3390/su12156282>
- Červenka, F. (2022). Economic Inequality and Support for Anti-system Parties. In: Nálepová, V., Blašítková, M. *Příspěvek prezentovaný na mezinárodní vědecké konferenci Hospodářská politika/Economic Policy*, 6.–8. září 2022. Ostrava: Vysoká škola PRIGO. ISBN 978-80-87291-32-0.
- Dang, H.-A. H., Nguyen, C. V. (2021). Gender Inequality during the COVID-19 Pandemic: Income, Expenditure, Savings, and Job Loss. *World Development*, 140, 1–10, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105296>
- Deaton, A. (2021). *COVID-19 and Global Income Inequality*. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 28392, <https://doi.org/10.3386/w28392>
- Hedvičáková, M., Kozubíková, Z. (2021). Impacts of COVID-19 on the Labour Market – Evidence from the Czech Republic. *Příspěvek prezentovaný na mezinárodní vědecké konferenci Hradecké ekonomické dny/Hradec Economic Days Hradec Králové*, 25.–26. března 2021. Hradec Králové: Univerzita Hradec Králové.
- Irlacher, M., Koch, M. (2021). Working from Home, Wages, and Regional Inequality in the Light of COVID-19. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 241(3), 373–404, <https://doi.org/10.1515/jbnst-2020-0030>
- Palomino, J. C., Rodríguez, J. G., Sebastian, R. (2022). *The COVID-19 Shock on the Labour Market: Poverty and Inequality Effects across Spanish Regions*. INET Oxford Working Paper No. 2021-06.
- Svobodová, A., Trlifajová, L., Zieglerová, A. (2021). *Prekarizování pracovníci a pracovnice v době pandemie COVID-19. Jak reakce na pandemii COVID-19 násobí zranitelnost lidí v nejistých zaměstnáních*. Praha: SPOT Centrum pro společenské otázky.
- Švihlíková, I. (2020). Koronavirus a makroekonomická opatření české vlády. *Fórum sociální politiky*, 14(5), 37–39.
- Yonzan, N., Lakner, C., Mahler, D. G. (2021). Is COVID-19 Increasing Global Inequality. *World Bank Blogs* [online], 7. října 2021. Dostupné z: <https://blogs.worldbank.org/opendata/covid-19-increasing-global-inequality>