

Diana Bílková*

Abstract

Influence of Length of Practice on Wages of Employees in the Czech Republic in the Period from the Beginning of the Economic Recession in 2009

The present paper deals with the development of the gross monthly wage distribution according to the length of the practical experience of employees in the Czech Republic since the beginning of the global economic downturn in 2009, during the course of the crisis and in its aftermath. The gross monthly wage dependence on the length of the practice has been researched, the dependence intensity measurement being a part of the analysis. The trend analysis of gross monthly wage time series differentiated according to the length of the practice having been conducted, forecasts of wage levels for 2015 and 2016 were constructed with the use of the above analysis.

Keywords: wage level, wage variability, wage distribution, length of practice, wage dependence on the length of practice, wage level forecasts

JEL Classification: J31, H24, E24, D31

Úvod

Z ekonomické teorie i praxe plyne, že ve fázi životního cyklu, kdy je zaměstnanec mladý, dosahuje relativně nízké mzdy. Mzda postupně narůstá s tím, jak zaměstnanec získává postupně zkušenosti, rozvíjí své schopnosti a dovednosti a svůj lidský kapitál. Nízká mzda z mládí postupně s věkem a roky praxe roste, přičemž svého vrcholu dosahuje kolem 50. roku věku zaměstnance, aby poté mírně klesla. Pro mladého zaměstnance je cena volného času relativně nízká, zatímco pro staršího a zkušenějšího zaměstnance se zvyšuje. Uvedené tvrzení z Borjas (2009) budeme považovat za teoretickou hypotézu a následující text bude mimo jiné soustředěn na ověření této hypotézy na reálných datech.

Tematika mezd a příjmů obyvatelstva je stále aktuální a je předmětem výzkumu celé řady tuzemských i zahraničních autorů. Jako příklad lze uvést jejich krátký výčet: Dagum (1997), který soustředil svůj výzkum především na rozdělení příjmů, Kaasa (2006), který se zabývá faktory ovlivňujícími příjmovou nerovnost ve společnosti, Löster (2014), který se zabývá vývojem základních příjmových charakteristik v jednotlivých krajích ČR, Mallick (2008), který se zabýval příjmovými rozděleními a spotřebním nedostatkem,

* **Diana Bílková** (diana.bilkova@vse.cz, Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky.

Tento článek vznikl za finanční podpory prostředků institucionální subvence na dlouhodobý koncepční rozvoj vědy a výzkumu číslo IP400040 Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze.

Marek (2010), který zkoumá trendy vývoje mzdových rozdělení v ČR, Monti (2009), který se zabývá příjmovou nerovností mezi různými skupinami, Pacáková (2007), která zkoumala využití všeobecného lambda rozdělení při modelování příjmů domácností, Večerník (2007), který věnuje svoji pozornost situaci na českém trhu práce, nebo Wessels (2008), který se zabývá spotřebním modelem příjmové nerovnosti, a mnoha dalších.

Data pro tento výzkum pocházejí z oficiálních webových stránek Českého statistického úřadu (dále jen ČSÚ) za období let 2009–2014 a zahrnují zaměstnance v podnikatelské i nepodnikatelské sféře v České republice. Mzda přísluší zaměstnanci za vykonanou práci v soukromé (podnikatelské) sféře, plat v rozpočtovém (státním, veřejném, nepodnikatelském) sektoru. Z hlediska údajů prezentovaných na webu ČSÚ jsou pod termín mzdy zahrnuty jak mzdy v podnikatelské sféře, tak platy v nepodnikatelském sektoru. Šlo o data ve formě intervalového rozdělení četností s nestejně širokými intervaly mezd a s krajními otevřenými intervaly (individuální data nejsou běžně dostupná) v třídění podle délky praxe. Zaměstnanci byli členěni podle počtu odpracovaných let do 15 skupin s následující délkou praxe: do jednoho roku, jeden rok, dva roky, tři roky, čtyři roky, 5–6 let, 7–8 let, 9–10 let, 11–12 let, 13–14 let, 15–16 let, 17–18 let, 19–20 let, 21–30 let a 31 a více let. Toto třídění bylo převzato z oficiálních webových stránek ČSÚ (jiné členění nebylo možné vzhledem k povaze dat). Zkoumanou proměnnou představovala hrubá měsíční (nominální) mzda v Kč. Celkem bylo takto analyzováno 90 mzdových rozdělení.

Data byla zpracována s využitím statistických programových paketů SAS a Statgraphics a tabulkového kalkulátoru Microsoft Excel.

Hlavním cílem této studie bylo analyzovat vliv délky praxe zaměstnanců na úroveň jejich mezd. Přestože nástupní mzdu firmy často přehodnocují po skončení zkušební doby, vzhledem k povaze dat, která byla dostupná, jako nástupní mzda byla považována mzda zaměstnanců s délkou praxe do jednoho roku, čímž vzniká jisté zkreslení ve smyslu nepatrného nadhodnocení nástupní mzdy. Výzkum se zabýval otázkou, do jakého počtu odpracovaných let se zaměstnancům v České republice zvyšují mzdy v souvislosti s délkou praxe, než se mzdy ustálí na určité úrovni a také, jakým tempem se zvyšuje úroveň mezd zaměstnancům s různou délkou praxe. Neméně důležitým cílem tohoto výzkumu bylo zmapovat chování mzdových rozdělení (tříděných podle délky praxe) v čase včetně podchycení rozdílného chování těchto rozdělení v období hospodářské recese a v posledním roce zkoumaného období, který již můžeme považovat za období po odeznění recese. Nedílnou součástí výzkumu bylo ověřování závislosti výše mzdy na délce praxe včetně měření intenzity této závislosti a dále předpovědi úrovně mzdových rozdělení podle délky praxe na roky 2015 a 2016.

1. Vývoj mzdové úrovně a diferenciacce podle délky praxe

Při následujících výpočtech byly použity jednoduché popisné statistické charakteristiky, viz například Barber (1988) nebo Triola (1989).

Pokud by všichni zaměstnanci se stejnou délkou praxe v daném roce byli ohodnoceni stejně, jejich mzda by odpovídala hodnotám, které vystihuje obrázek 2 na str. 677. Ve skutečnosti však na tuto částku nedosáhnou přibližně dvě třetiny zaměstnanců s uvažovanou praxí, a to vzhledem k tomu, že jiní zaměstnanci pobírají i několikanásobky průměrné mzdy. Úroveň mezd vyjádřená mzdovým mediánem se tedy pohybuje pod těmito průměry, viz obrázek 1 na str. 677.

Tabulka 1 | Podíl (v %) výše prostřední hrubé měsíční mzdy na výši průměrné hrubé měsíční mzdy (ukazatel šikmosti)

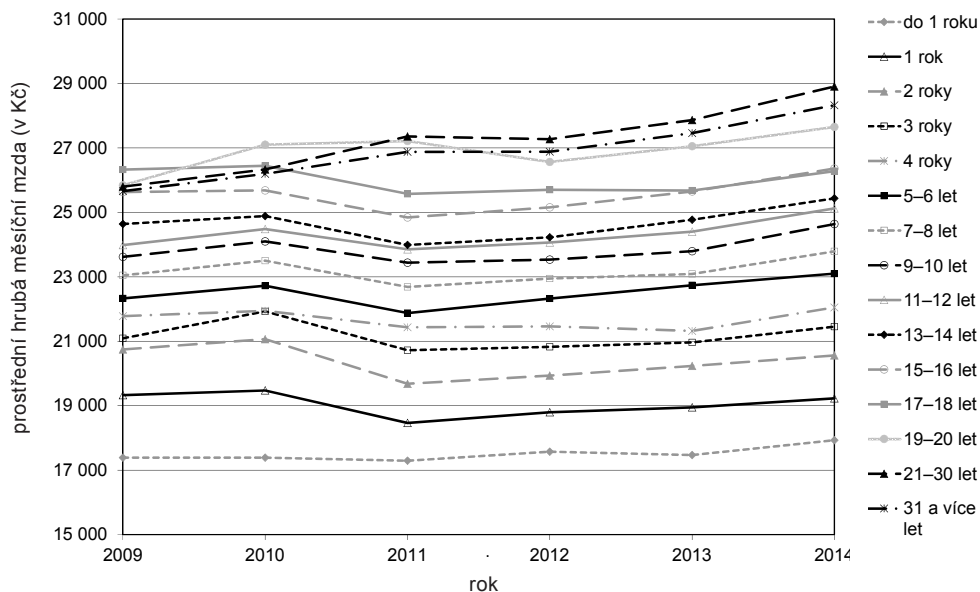
Délka praxe	Rok					
	2009	2010	2011	2012	2013	2014
do 1 roku	91,43	92,71	92,48	92,36	93,33	93,37
1 rok	91,63	91,78	92,95	93,10	92,22	92,92
2 roky	92,00	92,12	92,94	93,44	92,58	92,88
3 roky	91,17	92,16	92,78	92,86	92,81	92,46
4 roky	91,21	91,32	92,55	92,48	92,49	92,62
5–6 let	91,67	91,50	92,27	92,94	93,28	93,45
7–8 let	91,49	91,82	92,95	92,95	92,62	93,50
9–10 let	91,56	91,92	92,57	92,82	92,32	92,88
11–12 let	91,79	92,06	92,93	92,57	93,07	93,73
13–14 let	92,11	92,07	92,87	92,80	93,27	93,61
15–16 let	92,73	92,57	93,03	93,65	93,99	93,75
17–18 let	93,28	92,78	93,58	93,15	93,30	93,88
19–20 let	94,00	93,34	94,58	93,22	93,30	93,76
21–30 let	93,37	93,32	94,47	93,30	93,39	94,33
31 a více let	93,53	93,60	94,94	93,87	93,77	94,63

Zdroj: vlastní výzkum

Tabulka 1 poskytuje přehled, do jaké míry se podílí výše prostřední hrubé měsíční mzdy na příslušné průměrné hrubé měsíční mzdě. Je z ní například zřejmé, že prostřední hrubá měsíční mzda zaměstnanců bez jakékoliv získané praxe byla v roce 2009 o 8,57 % nižší než průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnanců s nulovým počtem odpracovaných let. Obdobně lze konstatovat, že prostřední hrubá měsíční mzda zaměstnanců s 31 a více odpracovanými roky byla v tomto roce o 6,47% nižší než průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnanců se stejnou délkou praxe a v témže roce. V roce 2014 byla prostřední hrubá měsíční mzda zaměstnanců bez praxe o 6,63% nižší než jejich průměrná hrubá měsíční mzda a u zaměstnanců s délkou praxe 31 a více odpracovaných let pouze o 5,37%. Na základě tabulky 1 lze obecně říci, že s rostoucí délkou praxe se hodnoty mediánu a průměru mezd relativně přibližují. Totéž lze konstatovat z hlediska vývoje mediánu a průměru mezd v čase směrem od minulosti k současnosti. Zvýšení podílu hodnoty mediánu mezd na hodnotě jejich aritmetického průmětu (mírný pokles šikmosti mzdových rozdělení) související jak s délkou praxe, tak z hlediska vývoje v čase (2009–2014), není ale nikterak závažné.

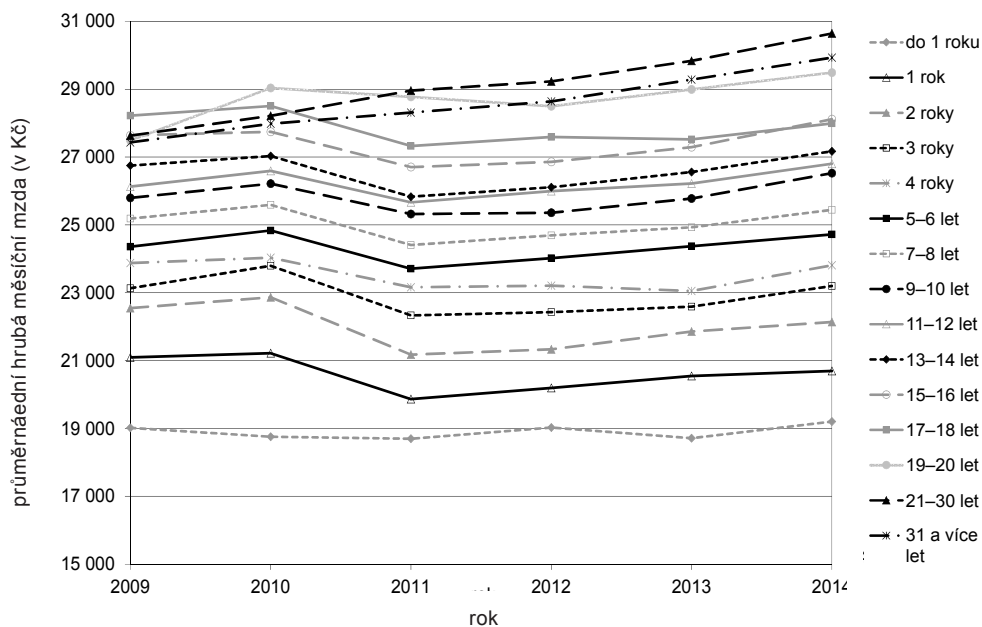
Tabulky 2 a 3 podávají informaci ohledně růstu úrovně mezd v závislosti na počtu odpracovaných let. Je však samozřejmé, že nejen délka praxe, ale i druh pracovní činnosti, ovlivňuje tempo růstu mezd.

Obrázek 1 | Průměrná hrubá měsíční mzda (v Kč)



Zdroj: vlastní výzkum

Obrázek 2 | Průměrná hrubá měsíční mzda (v Kč)



Zdroj: vlastní výzkum

Z tabulky 2 je například zřejmé, že prostřední hrubá měsíční mzda zaměstnanců v České republice v roce 2009 dosahovala svého maxima po odpracování 17–18 let, kdy je vyšší oproti nástupní prostřední hrubé měsíční mzdě (považována délka praxe do jednoho roku) ve stejném roce o 51,42 %. Poté se úroveň této mzdy ustálí na úrovni vyšší o 47–49 % oproti nástupní mzdě. Podobně z tabulky 3 vyplývá, že průměrná hrubá měsíční mzda v České republice v roce 2009 dosahuje rovněž svého maxima po odpracování 17–18 let, kdy je vyšší o 48,42 % oproti průměrné hrubé měsíční mzdě zaměstnanců v témže roce bez odpracovaných let. Poté se tato úroveň mzdy ustálila na úrovni vyšší o 44–46 % oproti nástupní mzdě. V roce 2014 prostřední i průměrná hrubá měsíční mzda dosahovala svého maxima po odpracování 21–30 let, přičemž prostřední mzda je oproti prostřední nástupní mzdě v témže roce vyšší až o 61,24 % a průměrná mzda o 59,59 % oproti průměrné nástupní mzdě. Z uvedených tabulek rovněž vyplývá, že v roce 2014 prostřední i průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnance po odpracování 5–6 let je vyšší téměř o 29 % oproti prostřední i průměrné mzdě zaměstnanců bez praxe v témže roce.

Tabulka 2 | Navýšení (v %) prostřední hrubé měsíční mzdy související s délkou praxe oproti prostřední nástupní hrubé měsíční mzdě (délka praxe do 1 roku)

Délka praxe	Rok					
	2009	2010	2011	2012	2013	2014
do 1 roku	–	–	–	–	–	–
1 rok	11,16	11,98	6,78	6,98	8,48	7,26
2 roky	19,31	21,14	13,82	13,45	15,85	14,69
3 roky	21,32	26,10	19,84	18,53	20,02	19,65
4 roky	25,27	26,21	23,97	22,14	22,07	22,99
5–6 let	28,43	30,68	26,51	27,05	30,17	28,84
7–8 let	32,54	35,14	31,20	30,59	32,20	32,69
9–10 let	35,85	38,59	35,56	33,93	36,23	37,42
11–12 let	37,96	40,78	37,95	36,96	39,71	40,13
13–14 let	41,71	43,11	38,74	37,88	41,83	41,87
15–16 let	47,42	47,70	43,68	43,15	46,86	47,03
17–18 let	51,42	52,08	47,90	46,27	47,01	46,59
19–20 let	48,63	55,85	57,40	51,18	54,88	54,23
21–30 let	48,39	51,42	58,21	55,21	59,54	61,24
31 a více let	47,58	50,64	55,45	52,99	57,23	58,00

Zdroj: vlastní výzkum

Z tabulek rovněž vyplývá, že postupem času se od roku 2009 do roku 2014 prodlužuje počet let délky praxe, než prostřední i průměrná hrubá měsíční mzda dosáhne svého maxima oproti nástupní prostřední a průměrné hrubé měsíční mzdě v daném roce (v roce 2010 po odpracování 19–20 let, což je delší praxe než v roce 2009, v letech 2011–2014 tato situace nastává u zaměstnanců s délkou praxe mezi 21–30 lety). Z tabulek 2 a 3 je také zřejmé, že v prvních letech doby zaměstnání roste úroveň mezd zaměstnanců spíše rychleji než zaměstnancům, kteří mají v téže době vyšší počet odpracovaných let. Vliv praxe na růst mezd se tedy v současné době zastaví po 21–30 odpracovaných letech.

Tabulka 3 | Navýšení (v %) průměrné hrubé měsíční mzdy související s délkou praxe oproti průměrné nástupní hrubé měsíční mzdě (délka praxe do 1 roku)

Délka praxe	Rok					
	2009	2010	2011	2012	2013	2014
do 1 roku	–	–	–	–	–	–
1 rok	10,92	13,12	6,25	6,13	9,78	7,78
2 roky	18,57	21,91	13,26	12,13	16,79	15,28
3 roky	21,66	26,86	19,45	17,89	20,7	20,82
4 roky	25,57	28,13	23,88	21,98	23,18	23,99
5–6 let	28,08	32,42	26,81	26,25	30,24	28,73
7–8 let	32,44	36,45	30,55	29,76	33,22	32,50
9–10 let	35,65	39,78	35,43	33,27	37,73	38,14
11–12 let	37,41	41,77	37,28	36,64	40,10	39,58
13–14 let	40,66	44,11	38,17	37,23	41,93	41,50
15–16 let	45,34	47,92	42,83	41,16	45,83	46,42
17–18 let	48,42	51,98	46,16	45,02	47,07	45,79
19–20 let	44,56	54,81	53,92	49,78	54,93	53,58
21–30 let	45,31	50,43	54,89	53,63	59,44	59,59
31 a více let	44,26	49,21	51,43	50,53	56,49	55,88

Zdroj: vlastní výzkum

Je třeba připomenout, že tabulky 2 a 3 porovnávají, o kolik procent je vyšší prostřední nebo průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnanců, kteří mají v daném roce již odpracovaný určitý počet let než prostřední nebo průměrná hrubá měsíční mzda jiných zaměstnanců ve stejném roce, kteří ještě nemají v tomto roce žádnou praxi. Vzhledem k tomu, že jde vždy o porovnání dvou údajů ve stejném roce, nezahrnují tato procentní navýšení mezd vliv meziročního růstu mezd.

Tabulka 4 | Meziroční (průměrné) koeficienty růstu prostřední hrubé měsíční mzdy podle délky praxe

Délka praxe	Rok							
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Ø 2009–2013	Ø 2009–2014
do 1 roku	–	1,0002	0,9944	1,0163	0,9940	1,0265	1,0011	1,0062
1 rok	–	1,0075	0,9482	1,0181	1,0079	1,0149	0,9950	0,9990
2 roky	–	1,0155	0,9343	1,0130	1,0150	1,0162	0,9938	0,9982
3 roky	–	1,0396	0,9450	1,0052	1,0065	1,0232	0,9985	1,0034
4 roky	–	1,0077	0,9767	1,0013	0,9933	1,0342	0,9947	1,0025
5–6 let	–	1,0177	0,9626	1,0206	1,0184	1,0160	1,0045	1,0068
7–8 let	–	1,0198	0,9654	1,0115	1,0062	1,0303	1,0005	1,0064
9–10 let	–	1,0203	0,9726	1,0041	1,0110	1,0354	1,0018	1,0085
11–12 let	–	1,0207	0,9743	1,0090	1,0139	1,0295	1,0043	1,0093
13–14 let	–	1,0101	0,9640	1,0100	1,0225	1,0267	1,0014	1,0064
15–16 let	–	1,0021	0,9673	1,0125	1,0197	1,0277	1,0002	1,0056
17–18 let	–	1,0046	0,9670	1,0050	0,9990	1,0235	0,9938	0,9997
19–20 let	–	1,0488	1,0042	0,9761	1,0183	1,0221	1,0115	1,0136
21–30 let	–	1,0206	1,0389	0,9970	1,0217	1,0374	1,0195	1,0230
31 a více let	–	1,0209	1,0262	1,0002	1,0215	1,0315	1,0171	1,0200

Zdroj: vlastní výzkum

Tabulky 4–5 podávají informaci o tempu růstu – viz Brockwell (2002) nebo Cowper-twait (2009) úrovně hrubé měsíční mzdy v období hospodářské recese, jejíž počátek lze datovat k podzimu 2008, tedy důsledky jejího nastoupení se ekonomicky projeví především v roce 2009, kdy česká ekonomika zaznamenala následkem globální hospodářské recese propad o 4,8 %. Poté přišlo krátké oživení, které trvalo sotva dva roky a během kterého růst HDP nepřesáhl 2,3 %. Podniky tak neměly dostatek času na to, aby se vzpamatovaly a začaly investovat. Následoval další pád do recese – v roce 2012 ekonomika propadla o 0,8 % a v roce 2013 o 0,7 %. Přišlo tedy to, před čím řada analytiků varovala už v roce 2010: vleklá recese, která by mohla vyústit ve ztracenou dekádu. Tuto dvojistou recesi ekonomové považují ještě za závažnější, než byl propad ekonomiky v období let 1997–1998, kdy se ekonomika propadla o necelé 1 % HDP. Zatímco v roce 1999 se mohla Česká republika pochlubit růstem HDP o 1,4 %, v roce 2014 již zaznamenáváme růst HDP o 2 %.

Tabulka 5 | Meziroční (průměrné) koeficienty růstu průměrné hrubé měsíční mzdy podle délky praxe

Délka praxe	Rok							
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Ø 2009–2013	Ø 2009–2014
do 1 roku	–	0,9863	0,9968	1,0177	0,9836	1,0261	0,9960	1,0019
1 rok	–	1,0059	0,9362	1,0165	1,0175	1,0073	0,9935	0,9962
2 roky	–	1,0141	0,9260	1,0075	1,0245	1,0129	0,9922	0,9963
3 roky	–	1,0285	0,9386	1,0044	1,0070	1,0270	0,9940	1,0006
4 roky	–	1,0064	0,9637	1,0021	0,9933	1,0328	0,9912	0,9994
5–6 let	–	1,0197	0,9546	1,0132	1,0147	1,0142	1,0002	1,0030
7–8 let	–	1,0162	0,9537	1,0116	1,0098	1,0205	0,9975	1,0020
9–10 let	–	1,0163	0,9658	1,0014	1,0165	1,0291	0,9998	1,0056
11–12 let	–	1,0176	0,9652	1,0129	1,0085	1,0223	1,0008	1,0051
13–14 let	–	1,0105	0,9557	1,0107	1,0173	1,0230	0,9982	1,0031
15–16 let	–	1,0038	0,9625	1,0058	1,0161	1,0302	0,9968	1,0034
17–18 let	–	1,0100	0,9587	1,0097	0,9975	1,0172	0,9937	0,9984
19–20 let	–	1,0562	0,9910	0,9903	1,0174	1,0171	1,0134	1,0141
21–30 let	–	1,0211	1,0264	1,0094	1,0208	1,0270	1,0194	1,0209
31 a více let	–	1,0202	1,0116	1,0116	1,0226	1,0221	1,0165	1,0176

Zdroj: vlastní výzkum

Na základě těchto skutečností bylo za období recese v této studii považováno období let 2009–2013 a období po recesi pouze rok 2014. Z údajů v tabulkách 4 a 5 vyplývá, že po nástupu hospodářské recese mzdy nereagují svým poklesem okamžitě, neboť mezi roky 2009–2010 úroveň mezd ještě nepatrně rostla u všech zaměstnanců s různou délkou praxe s výjimkou průměrné mzdy zaměstnanců s praxí do jednoho roku, přesto lze konstatovat, že již mezi roky 2009–2010 se růst mezd v České republice prakticky zastavil. V tomto období nejvíce vzrostly mzdy zaměstnancům s délkou praxe 19–20 let, a to prostřední hrubá měsíční mzda o 4,88 % a průměrná hrubá měsíční mzda o 5,62 %. Poměrně výrazně v tomto období vzrostla úroveň mezd ještě zaměstnancům s délkou praxe tři roky, a to prostřední mzda o 3,96 % a průměrná mzda o 2,85 %. U ostatních skupin zaměstnanců v členění podle délky praxe vzrostla úroveň mezd nejvýše cca o 2 %, spíše však o ještě mnohem méně. Nejmenší navýšení prostřední hrubé měsíční mzdy mezi roky 2009–2010 lze vyzorovat u zaměstnanců bez jakékoliv získané praxe (praxe do jednoho roku), kdy toto navýšení činilo 0,02 % a v případě průměrné hrubé mzdy zaznamenáváme u této skupiny zaměstnanců dokonce pokles o 1,37 %.

Tabulka 6 | Směrodatné odchylky hrubé měsíční mzdy podle délky praxe (v Kč)

Délka praxe	Rok					
	2009	2010	2011	2012	2013	2014
do 1 roku	10 089	9 782	9 901	10 251	10 107	9 887
1 rok	10 465	10 701	10 703	10 669	11 039	10 716
2 roky	10 670	10 782	11 303	11 037	11 310	11 526
3 roky	11 029	10 888	11 325	11 353	11 337	11 515
4 roky	11 277	11 140	11 351	11 329	11 332	11 455
5–6 let	11 169	11 241	11 527	11 451	11 348	11 505
7–8 let	11 183	11 176	11 643	11 583	11 576	11 505
9–10 let	11 222	11 177	11 482	11 311	11 509	11 542
11–12 let	11 120	11 155	11 509	11 291	11 336	11 441
13–14 let	11 031	11 146	11 413	11 122	11 249	11 288
15–16 let	11 171	10 947	11 320	11 245	11 337	11 493
17–18 let	10 971	11 077	11 472	11 303	11 334	11 512
19–20 let	10 630	10 809	11 168	11 024	11 108	11 001
21–30 let	10 520	10 549	10 624	10 633	10 771	10 885
31 a více let	10 378	10 320	10 586	10 342	10 438	10 519

Zdroj: vlastní výzkum

Krizový pro vývoj úrovně mezd byl rok 2011, kdy úroveň mezd mezi roky 2010–2011 klesala u všech skupin zaměstnanců s výjimkou zaměstnanců s nejvyššími délkami praxe. Můžeme pozorovat pokles mediánu mezd u zaměstnanců s dvouletou praxí dokonce o 6,57 % a pokles průměrné mzdy u této skupiny zaměstnanců dokonce o 7,40 %. Naopak nejnižší pokles úrovně mezd můžeme paradoxně pozorovat právě u zaměstnanců s délkou praxe do jednoho roku, a to v případě mediánu mezd pokles o 0,56 % a v případě průměrné mzdy pokles pouze o 0,32 %. U pracovníků s dobou zaměstnání 19–20 let nepatrně vzrostl pouze medián mezd, a to o 0,42 %, průměrná mzda těchto pracovníků však poklesla o 0,90 %. Úroveň mezd roste v tomto roce pouze zaměstnancům s délkou praxe 21 a více let, i když tempo růstu mezd není nikterak závratné.

Roky 2012 a 2013 znamenají zlepšení z hlediska vývoje úrovně mezd téměř pro všechny skupiny zaměstnanců v členění podle délky absolvované praxe. V roce 2014 už rostou mzdy ve všech skupinách zaměstnanců podle délky praxe, přičemž tempo růstu prostřední mzdy neklesá pod 1,49 % (u zaměstnanců s délkou praxe jeden rok) a současně nepřevyšuje 3,74 % (u zaměstnanců s délkou praxe 21–30 let) a tempo růstu průměrné mzdy neklesá pod 0,73 % (u zaměstnanců s délkou praxe jeden rok) a současně nepřevyšuje 3,28 % (u zaměstnanců s délkou praxe čtyři roky).

Z tabulek 4 a 5 je rovněž patrné, že v období let hospodářské recese se růst úrovně mezd u všech rozlišovaných kategorií zaměstnanců podle délky praxe prakticky zastavil. Průměrné koeficienty růstu mediánu a průměru mezd za období let 2009–2013 buď ukazují na průměrný meziroční pokles mezd, anebo na průměrný meziroční růst, ale pouze velmi nepatrný. Pouze u zaměstnanců s délkou praxe 19 a více let úroveň mezd v období let 2009–2013 vzrostla v průměru ročně o více než 1 %. Tabulky 4 a 5 rovněž nabízejí srovnání průměrného meziročního růstu úrovně mezd za celé zkoumané období let 2009–2014 s průměrným meziročním růstem úrovně mezd let 2009–2013 v rámci období recese.

Tabulka 7 | Variační koeficienty hrubé měsíční mzdy podle délky praxe (v %)

Délka praxe	Rok					
	2009	2010	2011	2012	2013	2014
do 1 roku	53,05	52,15	52,96	53,88	54,01	51,49
1 rok	49,62	50,43	53,88	52,84	53,73	51,78
2 roky	47,32	47,15	53,38	51,74	51,75	52,07
3 roky	47,67	45,76	50,71	50,62	50,19	49,64
4 roky	47,23	46,35	49,01	48,82	49,16	48,12
5–6 let	45,86	45,26	48,62	47,67	46,56	46,54
7–8 let	44,41	43,67	47,70	46,92	46,44	45,22
9–10 let	43,50	42,63	45,35	44,61	44,65	43,51
11–12 let	42,56	41,95	44,84	43,43	43,24	42,69
13–14 let	41,24	41,24	44,18	42,60	42,35	41,55
15–16 let	40,42	39,46	42,39	41,87	41,54	40,88
17–18 let	38,87	38,86	41,98	40,97	41,18	41,12
19–20 let	38,67	37,23	38,81	38,68	38,31	37,30
21–30 let	38,07	37,39	36,68	36,38	36,10	35,52
31 a více let	37,83	36,88	37,39	36,11	35,64	35,14

Zdroj: vlastní výzkum

Tabulky 6 a 7 poskytují přehled o vývoji mzdové variability ve sledovaném období. Směrodatná odchylka mezd je definována jako kvadratický průměr odchylek individuálních mezd od jejich aritmetického průměru a udává tedy, jak se v průměru mzdy jednotlivých zaměstnanců odlišují od jejich aritmetického průměru. Variační koeficient mezd potom udává, z kolika procent se podílí směrodatná odchylka mezd na průměrné mzdě.

Tabulka 6 představuje vývoj absolutní variability hrubé měsíční mzdy zaměstnanců v rámci relativně homogenních skupin zaměstnanců členěných podle délky praxe. Ze zkušeností je známo, že vývoj absolutních charakteristik variability mezd úzce souvisí s růstem úrovně mezd v tom směru, že jestliže roste v čase úroveň mezd, rostou i charakteristiky absolutní variability. Protože růst úrovně mezd ve sledovaném období je ve všech homogenních skupinách zaměstnanců podle délky absolvované praxe většinou jen sporadický, nelze očekávat zřejmě systematický růst absolutní variability mezd v čase. Tomuto faktu odpovídají údaje v tabulce 6. Na základě údajů v této tabulce nelze konstatovat, že by směrodatné odchytky hrubé měsíční mzdy vykazovaly systematický nárůst v čase, spíše můžeme konstatovat, že nevykazují žádnou systematickou tendenci u téměř žádné z rozlišovaných kategorií délky získané praxe.

2. Závislost hrubé měsíční mzdy na délce praxe

Tabulka 8 poskytuje přehled statistické závislosti hrubé měsíční mzdy na délce praxe. Tato závislost byla ověřována pro každý rok zkoumaného období. K tomuto účelu lze teoreticky použít řadu testů, například jednofaktorovou analýzu rozptylu, známou pod názvem ANOVA, viz Roberts (1999) nebo Turner (2001).

Vzhledem velkým rozsahům výběrů, které jsou typické pro mzdová rozdělení (desítky až stovky tisíc zaměstnanců), lze však konstatovat, že pokaždé získáme tak velkou sílu testu, kdy test odkryje všechny sebenepatrnější odchytky od nezávislosti proměnných a povede vždy k zamítnutí testované hypotézy o nezávislosti. Test ANOVA v takovém případě povede k prokázání závislosti hrubé měsíční mzdy na délce praxe prakticky na jakékoliv hladině významnosti. Stejná situace nastane při ověřování předpokladů použití testu. K ověření předpokladů se proto v praxi často upouští. V praxi se často pouze posuzuje, zda se ve skupinách hodnot vysvětlované proměnné zjištěných na jednotlivých úrovních faktoru x , kterým by v daném případě byla délka praxe, nevyskytují vysloveně extrémní hodnoty a zda se hodnoty blízké podmíněným průměrům vyskytují častěji než hodnoty, jejichž vzdálenost od podmíněných průměrů je větší. Často se vychází pouze z intuitivního posuzování rozdílnosti podmíněných rozptylů. Není-li při malých výběrech tato rozdílnost mimořádně velká a je-li při velkých výběrech jen velmi malá, považuje se předpoklad o stejných rozptylech za přijatelný.

Vzhledem k velikosti rozptylů hrubé měsíční mzdy a také vzhledem ke skutečnosti, že rozptyl hrubé měsíční mzdy vychází v $K\check{c}^2$, byly v tabulce 6 spočítány směrodatné odchytky (podmíněné úrovní faktoru x) hrubé měsíční mzdy, jakožto druhé odmocniny z rozptylu. Z tabulky je zřejmé, že mezi jednotlivými úrovněmi faktoru x , tj. délkou praxe, nenacházíme výraznější odchytky. Směrodatná odchytky s rostoucí délkou praxe nejprve spíše roste a potom má spíše klesající tendenci. Tyto změny však nejsou nikterak markantní. Data tedy můžeme považovat za homoskedastická ve smyslu stejné variability na jednotlivých úrovních délky praxe.

Z podstaty testu jednofaktorové analýzy rozptylu se předpokládá, že meziskupinová variabilita je vysvětlitelná daným faktorem, zatímco vnitroskupinová variabilita jím vysvětlitelná není. Z hlediska analýzy rozptylu se tedy provádí rozklad celkové variability na meziskupinovou a vnitroskupinovou variabilitu, přičemž zdrojem závislosti je tedy meziskupinová variabilita. Tabulka 8 ukazuje, že variabilita hrubé měsíční mzdy uvnitř jednotlivých skupin (variabilita v rámci jednotlivých úrovní délky praxe) jasně převažuje nad variabilitou hrubé měsíční mzdy mezi jednotlivými skupinami (variabilita

mezi jednotlivými úrovněmi délky praxe) ve všech letech sledovaného období. Podíl vnitroskupinové variability na celkové variabilitě v jednotlivých letech neklesá pod hodnotu 92,33 % v roce 2014. Tato skutečnost svědčí ve prospěch velmi slabé závislosti hrubé měsíční mzdy na délce praxe. Hodnoty poměru determinace (v tabulce 8 vyznačeny tučně) ve všech letech analyzovaného období nepřesahují 7,67 % v roce 2014. V tabulce jsou uvedeny nejdůležitější charakteristiky variability vypočtené za celý výběrový soubor v daném roce (zahrnující všechny úrovně délky praxe v daném roce), které byly odhadnuty z intervalového rozdělení četností.

Tabulka 8 | Analýza závislosti hrubé měsíční mzdy na délce praxe

Rok	Analýza rozptylu				
	rozptyl průměrů (meziskupinová variabilita)	průměrný rozptyl (vnitroskupinová variabilita)	celkový rozptyl (celková variabilita)	celková směrodatná odchylka	celkový variační koeficient
2009	6 701 933	117 965 754	124 667 687	11 165	46,02
	5,38%	94,62%	100 %		
2010	7 785 796	118 036 093	125 821 889	11 217	45,57
	6,19%	93,81 %	100 %		
2011	8 808 739	124 559 165	133 367 904	11 549	48,88
	6,60%	93,40%	100 %		
2012	8 417 515	123 277 482	131 694 997	11 476	47,85
	6,39%	93,61 %	100 %		
2013	9 154 479	125 140 257	134 294 736	11 589	47,65
	6,82%	93,18%	100 %		
2014	10 430 616	125 499 768	135 930 384	11 659	47,01
	7,67%	92,33%	100 %		

Zdroj: vlastní výzkum

Vzhledem k povaze dat, kdy nebyla k dispozici individuální data hrubé měsíční mzdy za jednotlivé zaměstnance, ale pouze data ve formě intervalového rozdělení četností, nebylo přistoupeno k použití metod regresní a korelační analýzy. Tato skutečnost nebude však vzhledem k nízkým hodnotám poměru determinace na závalu, neboť poměr determinace měří intenzitu závislosti v obecném smyslu, a tedy těsnost závislosti vysvětlované proměnné na vysvětlující proměnné vystižená nějakou regresní funkcí musí vyjít vždy slabší. Jinými slovy, hodnoty koeficientu nebo indexů determinace vystihující sílu konkrétní závislosti (lineární, kvadratické, apod.) budou vždy nižší, než je hodnota příslušného (už tak nízkého) poměru determinace. Prakticky tato skutečnost znamená, že jen velmi malou část variability pozorovaných hodnot vysvětlované proměnné by se podařilo vysvětlit jakoukoliv zvolenou regresní funkcí.

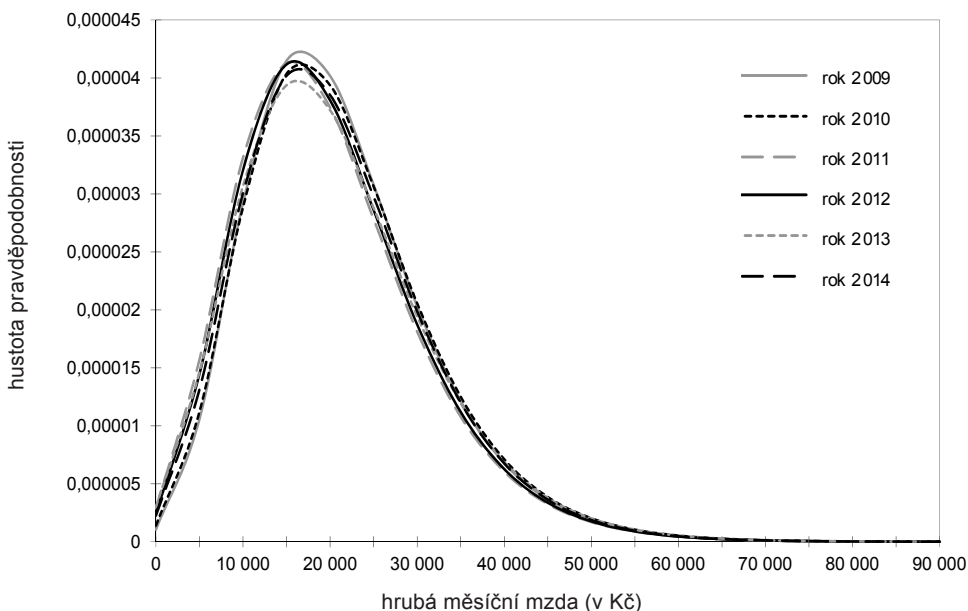
3. Modelování mzdových rozdění podle délky praxe

Obrázky 3–8 nabízejí představu o vývoji tvaru mzdových rozdění v čase pro vybrané délky praxe. Jde o modelové křivky hustoty pravděpodobnosti tříparametrických logaritnicko-normálních křivek, viz Bartošová (2006). Konstrukce grafů zachycujících tvary výběrových rozdění nebyla možná vzhledem k povaze dat (intervalová rozdění četností s nesterjně širokými intervaly). Parametry tříparametrických logaritnicko-normálních křivek byly odhadnuty metodou L-momentů bodového parametrického odhadu, viz Hosking (1990), Hosking (1997) nebo Kyselý (2007). L-momenty někdy přinášejí dokonce vydatnější odhady parametrů parametrických rozdění než odhady pořízené metodou maximální věrohodnosti.

Obrázky 3–6 charakterizují vývoj teoretických rozdění hrubých měsíčních mezd zaměstnanců s nejkratší délkou praxe, obrázky 7 a 8 zachycují potom vývoj teoretických rozdění hrubých měsíčních mezd zaměstnanců s nejdelší délkou praxe. Obdobným způsobem se chovají rozdění hrubých měsíčních mezd zaměstnanců s ostatními délkami praxe. Z obrázků 3–8 je zřejmé, že logaritnicko-normální křivky představující vývoj mzdových rozdění v čase se do značné míry překrývají. Uvedené obrázky jenom potvrzují závěry, které již byly zmíněny výše.

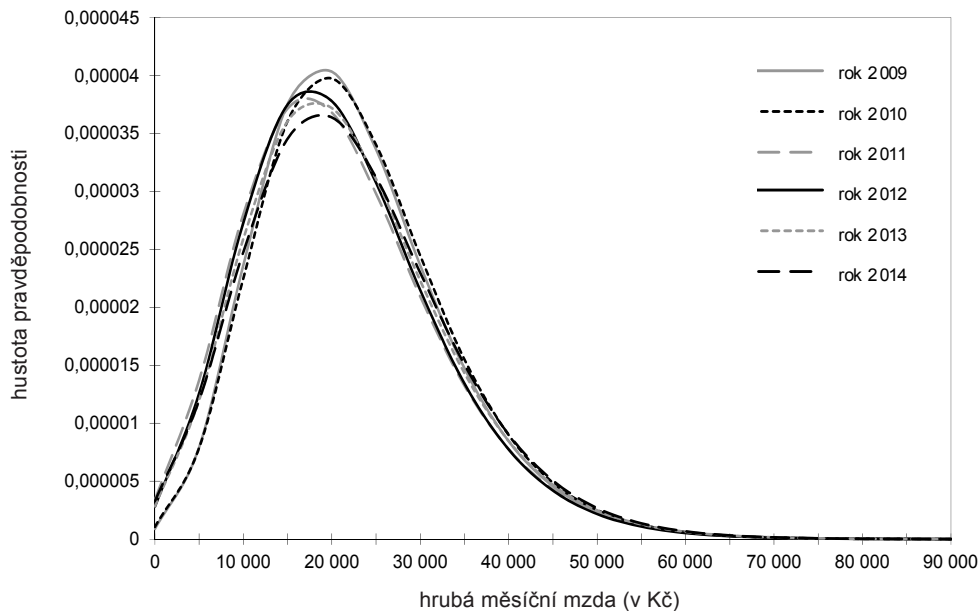
S výjimkou nejdelší praxe se ve sledovaném období úroveň mzdových rozdění téměř nemění, ani vývoj variability mzdových rozdění nezaznamenává systematickou tendenci, šikmost jen velmi nepatrně klesá (tabulka 1) a tvary rozdění četností zůstávají v čase prakticky neměnné (obrázky 3–6). Nepatrně jinou situaci můžeme pozorovat u zaměstnanců s nejdelší praxí (obrázky 7 a 8), kde již mzdová hladina v zásadě nepatrně narůstá, s jedinou výjimkou (medián mezd zaměstnanců s délkou praxe 21–30 let v roce 2012), po celé zkoumané období.

Obrázek 3 | Vývoj hustoty pravděpodobnosti hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou praxe 1 rok



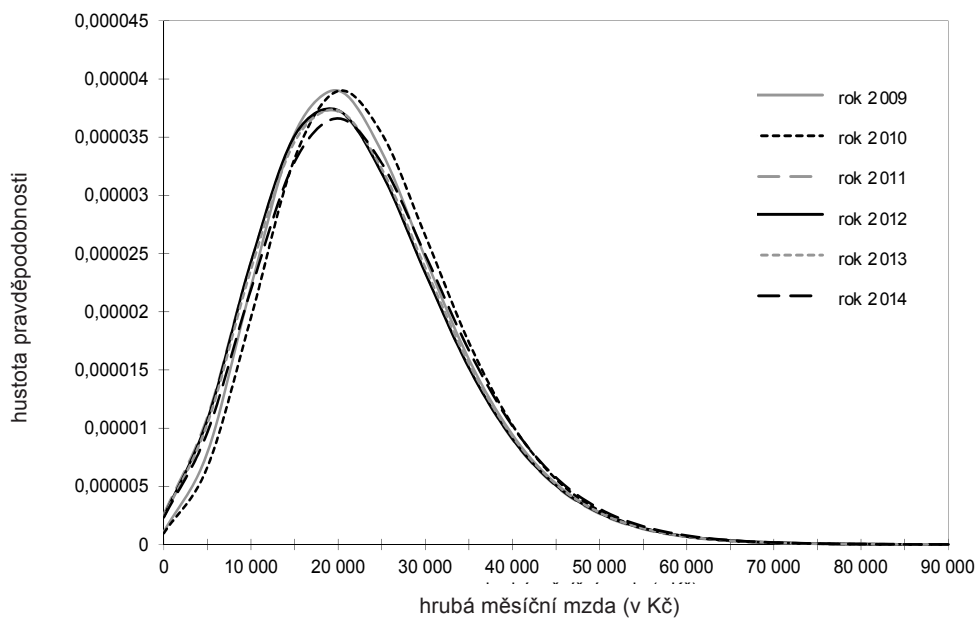
Zdroj: vlastní výzkum

Obrázek 4 | Vývoj hustoty pravděpodobnosti hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou praxe 2 roky



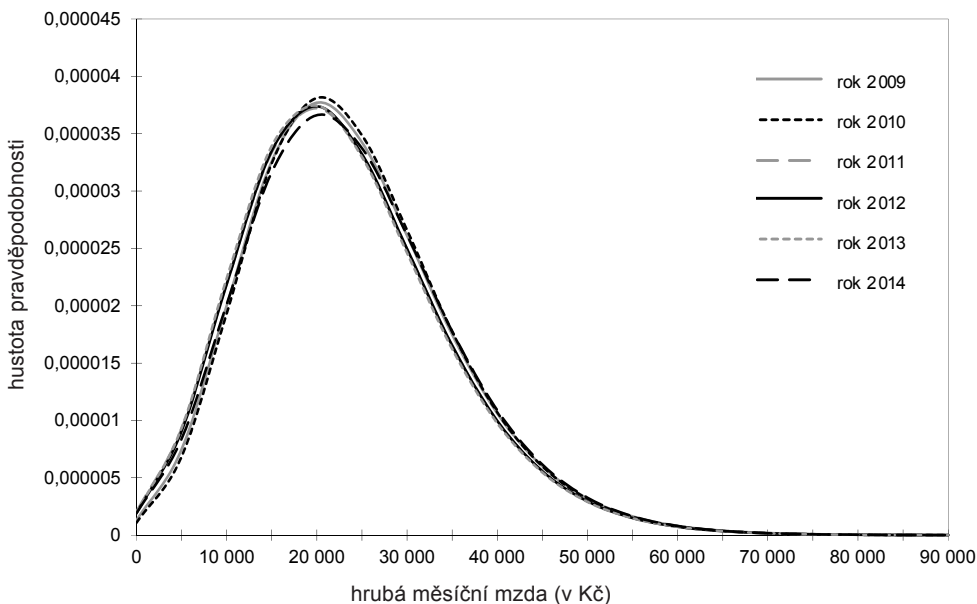
Zdroj: vlastní výzkum

Obrázek 5 | Vývoj hustoty pravděpodobnosti hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou praxe 3 roky



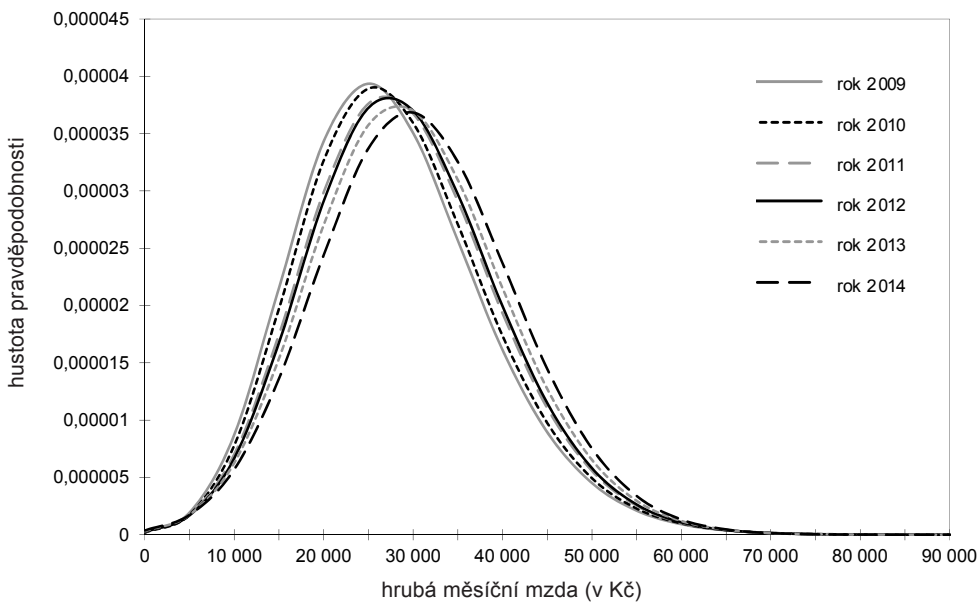
Zdroj: vlastní výzkum

Obrázek 6 | Vývoj hustoty pravděpodobnosti hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou praxe 4 roky



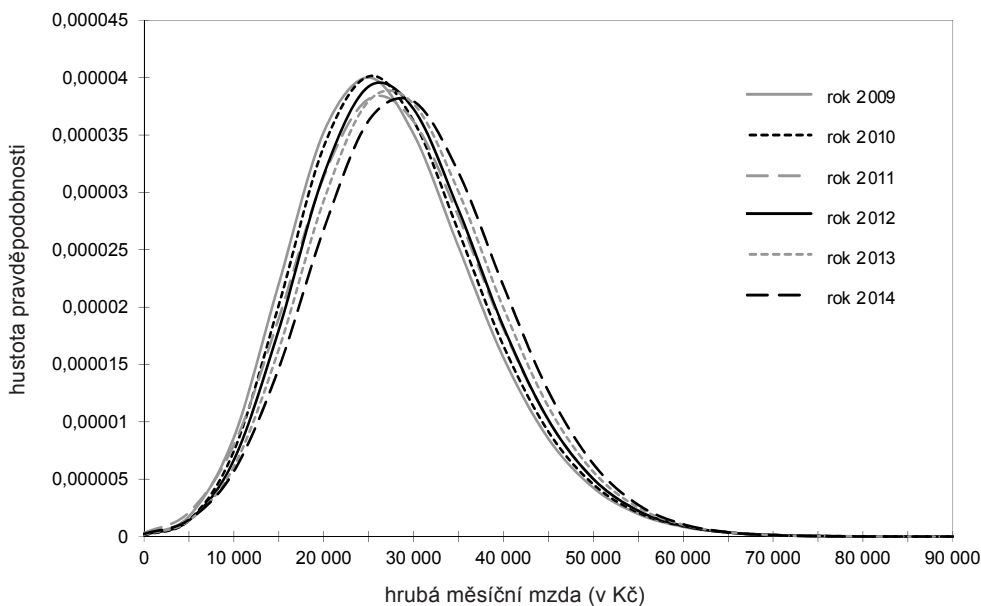
Zdroj: vlastní výzkum

Obrázek 7 | Vývoj hustoty pravděpodobnosti hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou praxe 21–30 let



Zdroj: vlastní výzkum

Obrázek 8 | Vývoj hustoty pravděpodobnosti hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou praxe 31 a více let



Zdroj: vlastní výzkum

V případě vývoje směrodatné odchylky mezd v čase zaměstnanců s délkou praxe 21–30 let výjimečně zaznamenáváme mírný systematický nárůst, což zachycuje vývoj modelových logaritmicko-normálních křivek v čase na obrázku 7, kde překrytí křivek není již tak zjevné jako na obrázcích 3–6. Na základě výše uvedeného lze tedy konstatovat, že rozdělení hrubé měsíční mzdy zaměstnanců v členění podle délky praxe si zachovávají svůj tvar prakticky u všech rozlišovaných délek praxe po celé období výzkumu.

4. Předpovědi úrovně mezd podle délky praxe

Předpovědi prostřední a průměrné hrubé měsíční mzdy pro roky 2015 a 2016 byly konstruovány na základě využití metod trendové analýzy, viz Brockwell (2002) nebo Cowpervait (2009). Volba vhodné trendové funkce byla provedena s využitím interpolačních kritérií. Z obrázků 9–14 (trendové funkce mediánu mezd pro vybrané délky praxe) je patrné, že hodnoty mediánu mezd za roky 2009–2014 se přimykají velmi těsně ke zvolené trendové funkci. Tyto obrázky jsou typické pro aplikaci trendové analýzy mediánu i průměru mezd v rámci každé individuální délky praxe. Protože uvažované trendové funkce velmi přesně vystihují hodnoty příslušných časových řad mediánu i průměru mezd, nebylo při analýze potřebné využít exponenciální vyrovnávání. Z obrázků 9–14 a rovněž z tabulek 9–10 plyne, že v naprosté většině případů byla jako nejvhodnější vyhodnocena kvadratická trendová funkce. Ve dvou případech byla jako nejvýstižnější vybrána trendová funkce ve tvaru S-křivky a v jednom případě lineární trendová funkce.

Tabulka 9 | Předpovědi prostřední hrubé měsíční mzdy (v Kč) pro roky 2015 a 2016

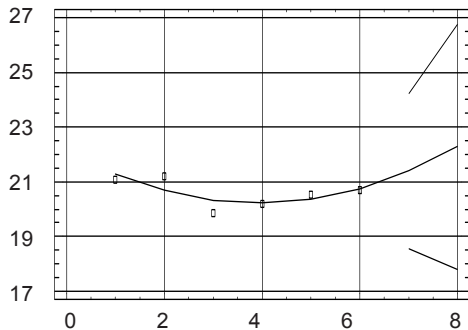
Délka praxe	Trendová funkce	Předpověď	
		2015	2016
do 1 roku	Kvadratický trend = $17\,560,3 - 190,818t + 40,411t^2$	18 205	18 620
1 rok	Kvadratický trend = $20\,098,5 - 714,054t + 94,946t^2$	19 753	20 463
2 roky	Kvadratický trend = $21\,811,8 - 935,550t + 120,821t^2$	21 183	22 060
3 roky	Kvadratický trend = $21\,867,0 - 481,429t + 64,714t^2$	21 668	22 157
4 roky	Kvadratický trend = $22\,429,5 - 550,018t + 76,554t^2$	22 331	22 929
5–6 let	Kvadratický trend = $22\,893,2 - 485,557t + 87,071t^2$	23 761	24 581
7–8 let	Kvadratický trend = $23\,739,1 - 550,904t + 89,982t^2$	24 292	25 091
9–10 let	Kvadratický trend = $24,341,9 - 564,346t + 98,054t^2$	25 196	26 103
11–12 let	Kvadratický trend = $24\,581,3 - 460,211t + 88,875t^2$	25 715	26 588
13–14 let	Kvadratický trend = $25\,574,3 - 867,711t + 139,804t^2$	26 351	27 580
15–16 let	Kvadratický trend = $26\,605,3 - 968,282t + 154,089t^2$	27 378	28 721
17–18 let	Kvadratický trend = $27\,209,4 - 794,686t + 103,714t^2$	26 729	27 490
19–20 let	S-křivkový trend = $\exp. (10,225 - 0,060712/t)$	27 335	27 364
21–30 let	Kvadratický trend = $25\,385,8 + 470,593t + 14,679t^2$	29 399	30 090
31 a více let	Lineární trend = $25\,185,7 + 489,886t$	28 615	29 105

Zdroj: vlastní výzkum

S využitím trendové analýzy byly konstruovány předpovědi prostřední a průměrné hrubé měsíční mzdy pro roky 2015 a 2016 podle délky odpracovaných let. Na základě porovnání hladiny mezd z obrázků 1 a 2, obrázků 9–14 a tabulek 9 a 10 lze konstatovat, že úroveň mezd v České republice v následujících dvou letech poroste. Zjištěné skutečnosti jsou v souladu s očekáváním ekonomů, kteří předpokládají v následujícím období další růst úrovně mezd jako po každé recesi. Česká ekonomika ožívá, hrubý domácí produkt výrazně roste, volných pracovních míst je nejvíce od začátku recese na podzim 2008. Ekonomika České republiky se nachází přibližně jednu třetinu ode dna ekonomického cyklu a vytváří prostor k vzestupu. Nižší růst mezd, který byl v prvním čtvrtletí 2015 pouze o 2,2 %, může být způsoben nabíráním nových pracovníků s nižšími mzdami.

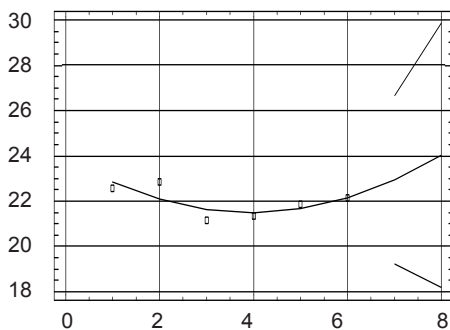
**Obrázek 9 | Trendová analýza mediánu
hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou
praxe 1 rok**

(X 1000)



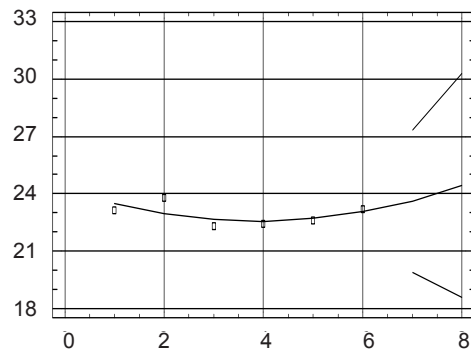
**Obrázek 10 | Trendová analýza mediánu
hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou
praxe 2 roky**

(X 1000)



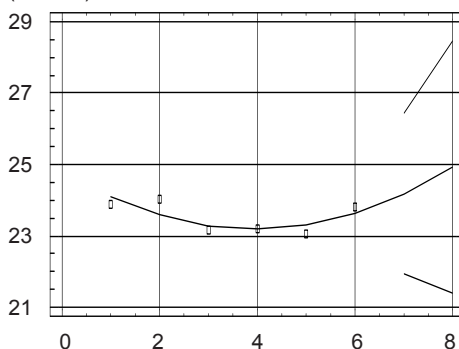
**Obrázek 11 | Trendová analýza mediánu
hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou
praxe 3 roky**

(X 1000)



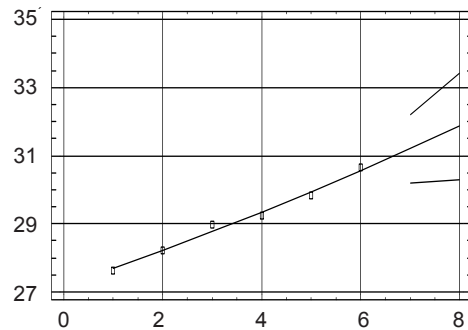
**Obrázek 12 | Trendová analýza mediánu
hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou
praxe 4 roky**

(X 1000)



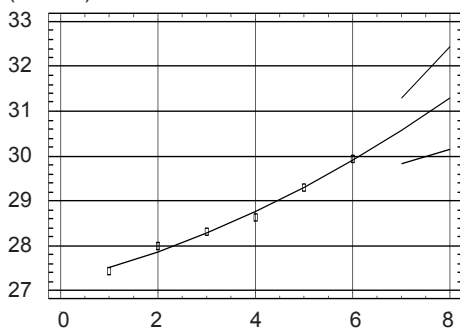
**Obrázek 13 | Trendová analýza mediánu
hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou
praxe 21–30 let**

(X 1000)



**Obrázek 14 | Trendová analýza mediánu
hrubé měsíční mzdy zaměstnanců s délkou
praxe 31 a více let**

(X 1000)



Zdroj obr. 9–14: vlastní výzkum

Tabulka 10 | Předpovědi průměrné hrubé měsíční mzdy (v Kč) pro roky 2015 a 2016

Délka praxe	Trendová funkce	Předpověď	
		2015	2016
do 1 roku	Kvadratický trend = $19\,243,6 - 309,100t + 48,786t^2$	19 470	19 893
1 rok	Kvadratický trend = $22\,126,3 - 973,568t + 124,089t^2$	21 392	22 280
2 roky	Kvadratický trend = $23\,923,7 - 1\,224,650t + 154,839t^2$	22 938	24 036
3 roky	Kvadratický trend = $24\,271,5 - 870,661t + 111,339t^2$	23 633	24 432
4 roky	Kvadratický trend = $24\,826,2 - 826,879t + 104,893t^2$	24 178	24 924
5–6 let	Kvadratický trend = $25\,137,2 - 635,664t + 93,821t^2$	25 285	26 057
7–8 let	Kvadratický trend = $26\,120,9 - 790,596t + 111,232t^2$	26 037	26 915
9–10 let	Kvadratický trend = $26\,748,0 - 796,821t + 123,464t^2$	27 220	28 275
11–12 let	Kvadratický trend = $26\,843,2 - 576,343t + 92,857t^2$	27 359	28 175
13–14 let	Kvadratický trend = $27\,848,0 - 1\,000,860t + 147,000t^2$	28 045	29 249
15–16 let	Kvadratický trend = $28\,854,5 - 1\,152,020t + 169,411t^2$	29 092	30 481
17–18 let	Kvadratický trend = $29\,141,5 - 783,161t + 96,268t^2$	28 377	29 037
19–20 let	S-křivkový trend = $\exp. (10,292 - 0,065\,553/t)$	29 211	29 245
21–30 let	Kvadratický trend = $27\,161,8 + 505,557t + 10,214t^2$	31 201	31 860
31 a více let	Kvadratický trend = $27\,216,4 + 258,921t + 31\,321t^2$	30 564	31 292

Zdroj: vlastní výzkum

Závěr

V současné době již mzdy v ČR nerostou zdaleka takovým tempem, jako během poslední dekády 20. století. Zatímco na počátku tisíciletí meziroční tempo růstu prostřední hrubé měsíční mzdy prakticky neklesá pod 5 %, hospodářská a finanční recese způsobila zpomalení růstu mezd a jejich zmrazování. Z hlediska vývoje úrovně mezd byl v České republice kritický rok 2011, kdy zaznamenáváme poměrně markantní pokles úrovně mezd u všech zaměstnanců s výjimkou zaměstnanců s nejdelší délkou praxe.

V roce 2014 představovala nástupní hrubá měsíční mzda (mzda zaměstnanců s délkou praxe do jednoho roku) v České republice v průměru 19 202 Kč. Zaměstnanci s dvouletou praxí měli v roce 2014 mzdu vyšší v průměru o 15 % než zaměstnanci bez praxe. S přibývajícím věkem praxe mzda dále roste. Mzdy rostou v závislosti na počtu odpracovaných let nejrychleji během prvních deseti let praxe, kdy zaměstnanci v roce 2014 vydělávali v průměru o 38 % více hrubého oproti zaměstnancům, kteří byli v téže roce na počátku kariéry. Čím vyšší je počet odpracovaných let zaměstnance, tím vyšší mzdy dosahuje, ale výrazně pozitivní vliv má délka praxe do odpracování přibližně prvních

deseti let. Poté je vliv délky praxe na výši mzdy již výrazně nižší. Procentní navýšení prostřední i průměrné hrubé měsíční mzdy související s délkou praxe oproti prostřední a průměrné nástupní hrubé měsíční mzdě v roce 2014 dosahuje svého maxima po odpracování zhruba 21–30, kde se zejména u vysokoškolsky vzdělaných zaměstnanců budou nacházet zaměstnanci okolo věku 50 let. Z hlediska vývoje úrovně mezd podle odpracovaných let, pracovníci, kteří v roce 2014 měli odpracováno 21–30 let, měli v průměru o 60 % vyšší mzdu, než pracovníci s délkou praxe do jednoho roku. Poté procento růstu mezd vzhledem k nástupním mzdám opět klesá. Hypotézu stanovenou v úvodní části můžeme tedy považovat za prokázanou. Závislost výše mzdy na počtu odpracovaných let lze považovat za statisticky významnou prakticky na jakékoliv hladině významnosti, její těsnost není ale nikterak závratná.

Pro všechna mzdová rozdělení platí, že medián mezd je menší než jejich aritmetický průměr, což souvisí s kladným zešikmením mzdových rozdělení. Přestože pro všechny rozlišované délky praxe podíl mediánu mezd na jejich aritmetickém průměru v čase narůstá, je tato tendence jen velmi nepatrná a tvary rozdělení četností mezd se v tomto období příliš nemění, úroveň mezd roste pouze pomalu, rozdělení jsou spíše homoskedastická. Mírně větší pohyb mzdových rozdělení v čase zaznamenáváme pouze u mzdových rozdělení zaměstnanců s delší praxí. Na základě analýzy časových řad hrubé měsíční mzdy očekáváme pro roky 2015 a 2016 růst úrovně mezd prakticky pro všechny rozlišované kategorie délky praxe.

Literatura

- Barber, G. M. (1988). *Elementary Statistics for Geographers*. New York: Guilford. ISBN 0-89862-777-X.
- Bartošová, J. (2006). Logarithmic-Normal Model of Income Distribution in the Czech Republic. *Austrian Journal of Statistics*, 35(2 & 3), 215–222.
- Borjas, G. J. (2009). *Labor Economics*. New York: McGraw-Hill. ISBN 978-0-07-017270-8.
- Brockwell, P. J.; Davis, R. A. (2002). *Introduction to Time Series and Forecasting*. New York: Springer. ISBN 978-0-387-95351-9.
- Cowperwait, P. S. P.; Matcalfe, A. V. (2009). *Introductory Time Series with R*. New York: Springer. ISBN 978-0-387-88697-8.
- Dagum, C. (1997). A Systemic Approach to the Generation of Income Distribution Models. *Journal of Income Distribution*, 6(1), 105–126.
- Hosking, J. R. M. (1990). L-moments: Analysis and Estimation of Distributions Using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, 52(1), 105–124.
- Hosking, J. R. M.; Wallis, J. R. (1997). *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-moments*. New York: Cambridge University Press. ISBN 978-0-521-43045-6.
- Kaasa, A. (2006). Factors of Income Inequality and Their Influence Mechanisms: A Review of the Empirical Literature. *Journal of Income Distribution*, 15(1), 9–41. Dostupné z: <http://jid.journals.yorku.ca/index.php/jid/article/view/497>
- Kyselý, J.; Pícek, J. (2007). Regional Growth Curves and Improved Design value Estimates of Extreme Precipitation Events in the Czech Republic. *Climate research*, 33(3), 243–255, <http://dx.doi.org/10.3354/cr033243>

- Löster, T. (2014). *Vývoj základních příjmových charakteristik v jednotlivých krajích ČR v letech 2005-2013*. Příspěvek prezentovaný na konferenci Nerovnost a chudoba v Evropské unii a na Slovensku, Košice. ISBN 978-80-553-1909-4.
- Mallick, S. K. (2008). Income Distribution and Consumption Deprivation: An Analytical Link. *Journal of Income Distribution*, 17(2), 25–36.
- Marek, L. (2010). The Trend of Wage Distributions in Czech Republic in the Years 1995-2008 Analysis. *Politická ekonomie*, 58(2), 186–206, <http://dx.doi.org/10.18267/j.polek.726>
- Monti, M.; Santoro, A. (2009). A Note on Between-Group Inequality with an Application to Households. *Journal of Income Distribution*, 18(3–4), 49–62.
- Pacáková, V.; Sipková, L. (2007). Generalized Lambda Distributions of Household's Incomes. *E+M Ekonomie a Management*, 10(1), 98–107.
- Roberts, M. J.; Russo, R. (1999). *A Student's Guide to Analysis of Variance*. New York: Routledge. ISBN 0-415-16565-2.
- Triola, M. F. (1989). *Elementary Statistics*. Redwood City: The Benjamin/Cummings Publishing Company. ISBN 0-8053-0271-9.
- Turner, J. R.; Thayer, J. F. (2001). *Introduction to Analysis of Variance*. Thousand Oaks: Sage Publications. ISBN 0-8039-7074-9.
- Večerník, J. (2007). The Czech Labour Market: Historical, Structural and Policy Perspectives. *Prague Economic Papers*, 16(3), 220–236, <http://dx.doi.org/10.18267/j.pep.306>
- Wessels, W. J. (2008). A Consumption Model of Income Inequality. *Journal of Income Distribution*, 17(2), 5–24.