

Technická univerzita v Liberci

Hospodářská fakulta



Studijní program :

6208V – Ekonomika a management

Studijní obor :

Organizace a řízení podniků

Objektivní metody měření diferenciace mezd

Objective Methods of Measuring of Wage Differentiation

Ing. Kateřina Gurinová

UNIVERZITNÍ KNIHOVNA
TECHNICKÉ UNIVERZITY V LIBERCI



3146086713

Školitel : Prof. Ing. Jan Ehleman, CSc., katedra informatiky

Počet stran : 112

Počet příloh : 49

Datum odevzdání : 24.3.2005

TECHNICKÁ UNIVERZITA V LIBERCI
Univerzitní knihovna
Voroněžská 1329, Liberec 1
PSČ 461 17

+ AUTOREFERÁT

KSY

U 459 H

112 s., [49] příl.

Resumé

Předkládaná doktorská disertační práce se zabývá objektivním měřením mzdové diferenciaci v souborech pracovníků, které se liší svou strukturou a rozsahem. Jejím cílem je ověřit použití různých metod měření diferenciaci mezd a především provést objektivní srovnání velikosti diferenciaci mezd v jednotlivých souborech pracovníků na mikroekonomické úrovni, tedy na konkrétním podniku. Za tímto účelem byl vybrán velký výrobní podnik, avšak vzhledem k tomu, že poskytnutí údajů o mzdách pracovníků bylo podmíněno skrytím názvu této organizace v textu práce, je nadále označován pouze jako podnik X.

Práce je rozdělena do osmi kapitol, včetně úvodu a závěru. V úvodu je stručné zhodnocení významu měření mzdové diferenciaci, a to především v souvislosti se změnou společenského systému v naší zemi v roce 1989, která s sebou mj. přinesla i radikální obrat v mzdové oblasti. Druhá kapitola je zaměřena na motivaci a odměňování pracovníků v rámci mzdového systému podniku. Je zde blíže specifikován pojem mzdové diferenciaci a v tomto kontextu je zdůrazněn její význam, jakožto nezastupitelného nástroje motivace pracovníků.

Třetí kapitola se zabývá metodami, používanými k měření mzdové diferenciaci. Je zde uveden výčet tradičních postupů, používaných v této oblasti, s důrazem na jejich klady a nedostatky. Pozornost je však věnována především objektivním metodám měření mzdové diferenciaci, a to jak diferenciaci absolutní, tak relativní. V této souvislosti je vyzdvihnout význam měření komplexní diferenciaci mezd a je zde rovněž uvedeno odvození vhodné míry komplexní diferenciaci. Právě tato charakteristika má totiž klíčový význam pro další práci.

Kapitola čtvrtá je zaměřena na datové zdroje. Získání konkrétních dat o mzdách pracovníků podniku X je zasazeno do rámce obecnějšího pohledu na danou tematiku. Tato část práce je věnována nejen způsobu získání dat, ale rovněž jejich úpravě a zpracování. Jedná se především o třídění dat podle zvolených kritérií na dílčí soubory, které jsou předmětem další analýzy. Součástí této kapitoly je také přehled základních deskriptivních charakteristik, používaných v následujících etapách práce, včetně tabulek s vypočtenými hodnotami těchto charakteristik pro sledované roky 2001-2003.

Kapitola pátá je věnována zpracování dat do formy rozdělení četností, které je provedeno na podkladě vhodně zvoleného druhu kvantilů. Na jeho základě jsou pak zkonstruovány histogramy rozdělení pracovníků podle výše mezd jako grafické východisko pro další úvahy. V šesté kapitole je analyzována úroveň mezd ve zkoumaných souborech pracovníků prostřednictvím nejvýznamnějších charakteristik úrovně, a to modu, mediánu a aritmetického průměru. Pozornost je věnována rovněž vztahům mezi středními hodnotami a šikmostí rozdělení.

Klíčovou částí práce je kapitola sedmá, která se zabývá již přímo měřením velikosti mzdové diferenciaci ve zkoumaných souborech pracovníků. K tomuto účelu jsou použity zvolené míry absolutní a relativní diferenciaci, získané výsledky jsou pak vzájemně porovnávány. Stěžejní je přitom srovnávání pořadí souborů, stanovených podle velikosti jednotlivých charakteristik. Dále je provedeno měření komplexní diferenciaci mezd, a to pomocí míry komplexní diferenciaci Δ_a , jejíž přínos pro objektivní měření diferenciaci mezd je zde demonstrován na konkrétních datech.

V osmé kapitole jsou porovnávány výsledky analýzy mzdové diferenciaci na úrovni podniku X a úrovni republikové. K tomuto účelu jsou použita data z grantu autorů *Cyhelský, L., Kaňoková, J., Gurinová, K.: Projekt návrhu objektivních metod měření diferenciaci mezd a vlivu jejích faktorů v různě strukturovaných souborech pracovních sil*. Smyslem tohoto srovnání je především posoudit, do jaké míry spolu výsledky měření mzdové diferenciaci na obou úrovních korespondují a v čem se naopak výrazněji odlišují.

Závěrem jsou shrnuty poznatky, získané aplikací zvolených teoretických postupů na data podniku X. Na jejich základě je zvolena metoda měření velikosti mzdové diferenciaci, která vede ke zcela objektivním a jednoznačným výsledkům, a kterou je možno aplikovat v jakémkoli konkrétním podniku.

Summary

Doctoral thesis submitted deals with the problems of the objective measurement of wage differentiation in groups of workers differing both by structure and size. Its goal is to verify the use of different methods of the measurement of wage differentiation and, above all, to perform an objective comparison of the quantity of wage differentiation in particular groups of workers at microeconomic level, so in particular company. For this purpose, the large manufacturing concern was selected, but, taking into consideration the fact, the providing of data about workers salaries was conditioned by the confidentiality of the name of this company in the text, it is further denoted only as X company.

Thesis submitted is subdivided into eight chapters including introduction and conclusion. At the beginning, brief evaluation of the meaning of the measurement of wage differentiation is presented, above all in connection with the change of political system in our country in 1989, which brought among other also underground turn in the area of wages. Second chapter is devoted to the problems of motivation and remuneration of workers within company salary structure. The conception of wage differentiation is closely specified here and, within this connexion, its meaning is stressed as an unfungible tool of workers motivation.

Third chapter deals with methods used for the measurement of wage differentiation. The listing of traditional approaches used in this area is given here, putting stress on their accomplishments and shortcomings. However, attention is paid above all to objective methods of the measurement of wage differentiation, both absolute and relative. In this connection, the meaning of the measurement of complex wage differentiation is highlighted and the derivation of the suitable measure of complex differentiation is given here as well. That is to say, just this characteristic plays key role in further study.

Fourth chapter is focussed on the problems of data sources. The obtaining of real data about salaries of the workers of X company is included into the frame of more general view of this topic. This part of thesis is devoted not only to the way of data obtaining, but also to data adjustment and processing. Above all, it is the problem of data sorting into subsets subjected to further analysis according to criteria selected. The part of this chapter is also an overview

of elementary descriptive characteristics used in further stages of this work, including tables with computed values of these characteristics during investigated period 2001-2003.

Fifth chapter is devoted to the problems of data processing resulting in frequency distribution constructed on the basis of suitably selected kind of percentiles. Having done this, histograms of the distribution of workers according to salary level are constructed as a graphical starting point for further considerations. In sixth chapter, the analysis of salaries level in groups of workers under investigation is performed by means of the most significant characteristics of central tendency, i.e. the mode, the median and the skewness of given distribution.

The key role plays seventh chapter dealing directly with the measurement of quantity of wage differentiation in the groups of workers under investigation. For this purpose, some selected measures of both absolute and relative differentiation are used and results obtained are mutually compared. In so doing, the comparison of the order of groups created according to the magnitude of individual characteristics is fundamental. Further, the measurement of complex wage differentiation is performed, namely using the measure of complex differentiation Δ_a and its contribution for objective measurement of wage differentiation is demonstrated here on real data.

In eighth chapter, the results of the analysis of wage differentiation at the level of X company and republic one are compared. For this purpose, data from the granted study of the authors *Cyhelský, L., Kaňoková, J., Gurinová, K.: The project of the proposal of objective methods of the measurement of wage differentiation and the influence of its factors in variously structured groups of labour forces*. The meaning of this comparison is above all to pass judgment on the degree both of correspondence and differences of the results of the measurement of wage differentiation.

In conclusion, the findings obtained by application of selected theoretical procedures on real data from X company are summarized. On their basis, the method of the measurement of magnitude of wage differentiation leading to quite objective and unambiguous results applicable in any company is selected.

OBSAH

Poděkování	2
Resumé.....	3
Summary	5
 1. Úvod	 9
 2. Motivace a odměňování pracovníků v podniku.....	 11
2.1 Mzda jako kategorie tržní ekonomiky.....	11
2.2 Mzdový systém	12
2.3 Právní rámec mzdy.....	14
2.4 Motivace	15
2.5 Diferenciace mezd jako nástroj motivace.....	17
 3. Metody měření diferenciace mezd	 21
3.1 Tradiční postupy při měření diferenciace mezd.....	22
3.1.1 Míry diferenciace mezd	22
3.1.2 Modely mzdových rozdělení	25
3.2 Objektivní metody měření diferenciace mezd	27
3.2.1 Absolutní a relativní diferenciace mezd	28
3.2.2 Komplexní diferenciace mezd	31
 4. Zdroje dat	 35
4.1 Způsoby získávání dat, jejich zpracování a úpravy	35
 5. Zpracování dat do formy rozdělení četností	 53
5.1 Volba optimálního počtu intervalů	53
5.2 Konstrukce rozdělení na podkladě kvantilů	55
5.2.1 Konstrukce histogramů rozdělení pracovníků podle výše mezd	62
 6. Analýza úrovně mezd ve zkoumaných souborech.....	 64
6.1 Charakteristiky úrovně mezd.....	64
6.2 Vztahy mezi hlavními středními hodnotami a šikmostí rozdělení.....	65
6.3 Výpočet a analýza hlavních středních hodnot	67
6.3.1 Aritmetický průměr a medián.....	67
6.3.2 Modus	72
6.4 Shrnutí analýzy mzdové úrovně.....	77
 7. Srovnání velikosti diferenciace mezd ve zkoumaných souborech	 78
7.1 Absolutní diferenciace mezd.....	79
7.2 Relativní diferenciace mezd.....	82
7.2.1 Stanovení pořadí souborů podle velikosti charakteristik σ_x a V_x	84
7.3 Komplexní diferenciace mezd	86
7.3.1 Stanovení pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciace	91
7.4 Shrnutí analýzy mzdové diferenciace	94

8. Porovnání analýzy mzdové diferenciaci na úrovni podnikové a republikové.....	95
9. Závěr	103
Seznam použité literatury	108
Seznam publikační činnosti doktoranda	110
Seznam příloh	111

Přílohy

1. Úvod

Jednou z nejvýznamnějších charakteristik, které přímo ovlivňují postavení každého jedince ve společnosti, je jeho mzda. Mzdová diferenciacie, tedy rozdílnost mezd, je proto zcela pochopitelně předmětem zájmu mnoha různých vědních oborů, například ekonomie, sociologie, psychologie a dalších.

Ekonomické základy diferenciacie příjmů jsou evidentní, vzhledem ke skutečnosti, že tato rozdílnost vyplývá z kvalitativně různých prací, kladoucích odlišný stupeň náročnosti na předpoklady jednotlivých pracovníků. Nelze však popřít, že mzdová diferenciacie je rovněž významně ovlivňována mnoha dalšími hledisky psychologickými, sociologickými, morálními i sociálně politickými. Pro podnik má mzdová diferenciacie mimořádný význam, neboť přímo působí na výkonnost zaměstnanců a tím i na produktivitu práce podniku. Lze říci, že velikost diferenciacie mezd je odrazem stupně využití hospodářské politiky.

Na diferenciaci příjmů spolupůsobí celá řada faktorů. Mezi nejvýznamnější lze zařadit hospodářskou politiku státu, tempo růstu hrubého domácího produktu, vnější ekonomické vztahy země a systém mzdové regulace. Dále je to rovněž mzdová soustava, úroveň zaměstnanosti či rozdíly v charakteru a obsahu práce. Všechny faktory, ovlivňující diferenciaci mezd, jsou do značné míry závislé na politickém systému země, její ekonomické situaci atd..

Není tedy třeba zdůrazňovat, že mzdová diferenciacie vystoupila významně do popředí zájmu v souvislosti se změnou společenského systému v naší zemi v roce 1989, která s sebou přinesla i zásadní změny v ekonomice. Přejít k tržnímu hospodářství způsobil v mzdové oblasti radikální obrát. Zatímco před rokem 1989 byly mzdové rozdíly mezi pracujícími poměrně nevýrazné a existovala uměle udržovaná plná zaměstnanost, současná situace je velmi odlišná. Bez nadsázky lze přitom konstatovat, že proměny v mzdové oblasti jsou velmi složitým procesem, doprovázeným celou řadou problémů, které je bezpodmínečně nutno řešit.

Jedním z těchto problémů je exaktní měření mzdové diferenciacie, a to zejména z hlediska srovnávání diferenciacie mezd v různě velkých a odlišně strukturovaných souborech pracovníků. Právě na tuto problematiku je zaměřena předkládaná doktorská disertační práce,

kteřá vychází z grantu autorů Cyhelský, L., Kaňoková, J., Gurinová, K.: *Projekt návrhu objektivních metod měření diferenciací mezd a vlivu jejích faktorů v různě strukturovaných souborech pracovních sil*.

Cílem práce je ověřit použití různých metod měření mzdové diferenciací a především provést objektivní srovnání velikosti diferenciací mezd v jednotlivých souborech pracovníků na mikroekonomické úrovni, tedy na konkrétním podniku. Součástí tohoto záměru je mj. ukázat na nedostatky tradičních metod, používaných při vyhodnocování diferenciací mezd a porovnávání její velikosti v různých souborech, a rovněž provést měření úrovně mezd vhodnými charakteristikami.

2. Motivace a odměňování pracovníků v podniku

2.1 Mzda jako kategorie tržní ekonomiky

Mzdu je v tržní ekonomice možno definovat jako cenu jednoho z výrobních faktorů, a to práce. Je vlastně cenou tohoto zboží pro jeho uživatele, tedy zaměstnavatele. Stanovení mzdy proto nemůže být libovolné, ale podléhá zákonům tržní ekonomiky, jinak řečeno, řídí se nabídkou a poptávkou.

V praxi není mnoho případů, kdy je nabídka a poptávka v rovnováze, a tudíž mzda odpovídá skutečné ceně práce. Většinou je situace taková, že jedna strana – nabídka či poptávka – převažuje, takže mzdu stlačuje či zvyšuje. Každý zaměstnavatel musí sám posoudit konkrétní situaci na trhu práce a podle toho se rozhodovat.

Pro podnikatele je mzda nákladem na výrobu a zároveň prostředkem konkurence při získávání kvalitních pracovních sil. Je proto nezbytné, aby byla v souladu s celkovou logikou fungování daného tržního subjektu. Vyšší náklady na pracovní sílu jsou akceptovatelné pouze tehdy, když přinesou vyšší kvalitu produkce či vyšší produktivitu práce. Jinak totiž pro podnik představují v dlouhodobém časovém horizontu konkurenční nevýhodu na trhu, což by mohlo s velkou pravděpodobností ohrozit jeho efektivnost.

Z hlediska zaměstnance je mzda peněžité plnění nebo plnění peněžité povahy (naturální mzda), kterou mu zaměstnavatel poskytuje jako odměnu za jeho práci. Je logické, že přáním každého pracovníka je mít co možno nejvyšší mzdu, aby si mohl zajistit životní úroveň podle svých představ.

Konkrétní výši mzdy by však měla odpovídat i určitá úroveň produktivity práce. Ta je u nás výrazně nižší než například ve vyspělých evropských státech a neroste dostatečně rychle, aby byl opodstatněn nárůst mezd, ke kterému průběžně dochází. Je proto nezbytné změnit systém odměňování a zaměřit se zejména na hmotnou zainteresovanost pracovníků, tedy snažit se zvýšit motivační účinnost mzdových systémů.

Z výše uvedených skutečností je tedy zřejmé, že v systému řízení firem působí mzda jako selektivní faktor, který vyčlení skupinu výrobců, kteří mzdové náklady dokážou zhodnotit, zatímco ostatní ze soutěže vypadnou. Ve vztahu k jednotlivým pracovníkům pak plní mzda zcela jednoznačně funkci stimulu k práci. Tento stimul je za optimálních podmínek možno v souladu s potřebami organizace zaměřit na podněcování zájmu pracovníka na žádoucím výkonu, kvalitě činnosti, rozvoji kvalifikace a schopností atd..

Mzda by měla být odměnou za skutečně odvedený výkon a odpovídat tudíž kvantitě a kvalitě výkonu, délce praxe, schopnostem, flexibilitě a mnoha dalším faktorům. Záleží však na konkrétním mzdovém systému, na které z těchto faktorů se zaměří, které zohlední více, které méně.

2.2 Mzdový systém

Mzda jako taková je v organizaci utvářena v určitém strukturovaném systému, který je označován jako mzdový systém. Mzdový systém podniku je ve své podstatě souhrn nástrojů a postupů, pomocí něhož se stanovuje mzda jednotlivých pracovníků podle předem daných kritérií. Mzdový systém je zároveň nedílnou součástí systému personálního řízení v organizaci, a to ve smyslu spolupůsobení na prosazování personálních záměrů firmy. Je tedy nutné uvědomit si, že jakákoli izolovaná mzdová opatření jsou většinou odsouzena k neúspěchu. Mzdový systém, který bude v praxi skutečně ovlivňovat chování pracovníka, by měl být srozumitelný jak co do formy odměny a její výše, tak z hlediska jeho logických vztahů, které vytvářejí základ stability a podmínek odměňování.

Aby mzdový systém motivoval pracovníka a zároveň nezvyšoval neúměrně náklady podniku, což by zhoršovalo konkurenceschopnost podniku, je nutné brát při konstrukci mzdového systému v úvahu některé základní cíle. Mezi ně patří kvalita pracovníků, individuální ochota a připravenost k výkonu, suma mezd jako nákladový faktor, vnitropodniková a nadpodniková spravedlnost. Mezi jednotlivými cíli existuje samozřejmě jistá vzájemná souvislost.

Nejzásadnějším cílem podniku je zajištění dlouhodobé existence na trhu. K tomuto cíli by měla směřovat veškerá činnost podniku, což se pochopitelně týká i stanovení mezd. Vhodně stanovená mzda přispívá k získávání kvalitních pracovních sil a jejich následnému formování. V tomto ohledu je nejdůležitější ztotožnění pracovníků s podnikovými cíli, které se odráží v ochotě napomáhat ze všech sil k jejich realizaci.

Velmi významným cílem podniku, k jehož realizaci mzdový systém značnou měrou přispívá, je zajištění spravedlivé mzdové diferenciace uvnitř firmy, a rovněž v porovnání se mzdovými relacemi na vnějším trhu práce. Vhodně zvolená mzdová politika, reprezentovaná mzdovým systémem, tedy stimuluje pracovníky k větší aktivitě při vykonávání pracovních úkolů a k aktivnějšímu přístupu k řešení problémů. Pokud má totiž pracovník vlastní zájem na úspěšnosti podniku, přestává být pouhým pasivním vykonavatelem zadaných úkolů, ale investuje i svou iniciativu a invenci ve prospěch společného cíle.

Je nutno vymezit mzdotvorné faktory a zároveň stanovit mzdové cíle podniku ve vazbě na ekonomické a sociální cíle podniku. K základním mzdotvorným faktorům patří:

- Pracovní funkce v podniku, její náročnost, odpovědnost z ní vyplývající
- Pracovní výkon a chování (jako výsledek hodnocení pracovníka)
- Ohodnocení mimořádných okolností práce (práce přesčas, zhoršené pracovní prostředí, rizikové faktory)
- Situace na trhu práce (možnost získání jednotlivých kategorií pracovníků).

Pracovní funkci lze objektivně ohodnotit pouze za použití metod hodnocení práce a pracovních funkcí, pomocí kterých je možné diferencovat požadavky na konkrétní vykonávanou práci bez ohledu na výkon konkrétního pracovníka. K takovým metodám patří například sumárně porovnávací metoda či analytická metoda hodnocení prací.

Výsledné hodnocení, získané některou z metod, se pak převádí do odstupňovaných mzdových tarifů, což jsou zpravidla peněžní ekvivalenty vynaložené práce za určitou časovou jednotku. Mzdové tarify pro jednotlivé tarifní stupně vytvářejí tzv. stupnici mzdových tarifů, která je základem většiny mzdových systémů. Podrobné zkoumání této problematiky není však předmětem této práce.

Velmi významnou okolností při odměňování je jeho transparentnost. Je jedním ze základních požadavků, kladených na mzdový systém podniku. V podstatě jsou rozlišovány dva typy, a to osobně neutrální transparentnost a individuální transparentnost. V prvním případě je zaměstnanci jeho zařazení do určitého tarifního stupně vysvětlováno pouze ve vztahu k mzdovému systému, pomocí argumentace bez čísel a faktů, ne porovnáním s ostatními pracovníky. Cílem je zabránit vzájemnému konfliktu pracovníků. Co se týče individuální transparentnosti, jde v podstatě o individuální zájem pracovníků o informace o mzdách. Tento zájem je různý, působí na něj mnoho faktorů.

Zaměstnavatel nemůže uskutečňovat všechny cíle mzdové politiky paralelně, vzhledem k jejich vzájemnému rozporu. Je nutno rozhodnout o prioritách, a to s ohledem na různé limitující faktory. Příkladem může být objem mzdových prostředků, který je limitován efektivností práce firmy, která je nucena držet svůj průměrný výdělek na úrovni průměru v oboru a regionu. Tato skutečnost pak omezuje možnosti firmy získat event. stabilizovat pracovníky s úzkoprofilovou kvalifikací.

2.3 Právní rámec mzdy

Naše současná legislativa upravuje pouze nejzákladnější práva a povinnosti organizace při poskytování mzdy a právo pracovníka na mzdu za vykonanou práci. Tento stav je důsledkem značné liberalizace v mzdové oblasti.

Subjekty v naší podnikatelské sféře jsou při odměňování legislativně omezeny Zákonem č. 1 /1992 Sb., o mzdě, odměně za pracovní pohotovost a o průměrném výděлку, ve znění pozdějších předpisů. V lednu 1992 byly zrušeny veškeré dosud platné centrální předpisy a nahrazeny výše uvedeným zákonem. Od zmíněného roku došlo k několika novelám a vydáním nových předpisů k provedení základních mzdových zákonů. Nové zákony vycházejí z ústavní Listiny základních práv a svobod, kde je zakotveno právo zaměstnance na spravedlivou odměnu za práci. Naše zákony musí také respektovat mezinárodní úmluvy, které se týkají ochrany mzdy.

Sociální aspekty jsou do procesu stanovení mzdy vneseny některými zákonnými normami, jako je např. zákon o minimální mzdě, nebo sjednanými mzdovými tarify a dalšími podmínkami stanovenými v kolektivních smlouvách podle zákona o mzdě a kolektivním vyjednávání.

Zákon o mzdě přinesl zásadní změnu v odměňování v podnikatelské sféře, neboť mzda již není stanovena centrální řídicí smlouvou, jako tomu bylo v direktivně řízené ekonomice, ale pracovník ji smluvně sjednává v individuální pracovní smlouvě nebo je sjednána ve smlouvě kolektivní. Právě to jí umožňuje odrážet relace na trhu práce.

Projevuje se snaha omezit vliv státních orgánů na minimum, takže stávající právní úprava v zásadě garantuje pouze základní práva zaměstnanců, jejich nejdůležitější mzdové nároky a ukládá některé zásadní povinnosti zaměstnavatelům při poskytování mzdy. Zákon se vztahuje na všechny zaměstnavatele (s výjimkou rozpočtových a většiny příspěvkových organizací).

2.4 Motivace

Jednou ze základních otázek při zkoumání odměňování je pojetí procesu motivace. Klíčovým poznatkem, z něhož vychází psychologie, je skutečnost, že v oblasti pracovní činnosti je chování člověka motivovanou činností. Toto chování vyplývá z jistých vnitřních pohnutek neboli motivů, které jsou jeho hlavními determinujícími faktory, a je zaměřeno k určitému cíli, který vtiskuje tomuto chování účel.

Základním prvkem motivačního procesu je tedy podnět neboli stimul, který vytváří konkrétní motiv pracovního jednání tím, že akceptuje určitou potřebu člověka. Celkový souhrn potřeb pak vytváří motivační strukturu, kterou můžeme také definovat jako souhrn cílů, na které je individuální motivace zaměřená. Podstatou motivace je propojení vnitřního motivu s vnějším objektivním stimulem, tedy přeměna způsobilosti k činu v aktivitu v určitém směru a o určité intenzitě. Proces stimulace je tak spojen především s využíváním standardních vnějších podnětů, o kterých lze předpokládat, že budou v souladu s vnitřní strukturou motivů.

Předpokladem úspěchu při tvorbě motivačního programu organizace, včetně tvorby mzdového systému, je znalost individuální motivační struktury pracovníků a faktorů ovlivňujících pracovní spokojenost a postoje pracovníka ve vztahu k organizaci. Právě cílevědomé využívání existujících a vytváření nových stimulů k práci je jádrem procesu stimulace.

Mzdu lze zcela nepochybně považovat za jeden z nejvýznamnějších podnětů k práci, neboť prostřednictvím peněz má člověk možnost uspokojit celou řadu svých potřeb. Motivace k práci však rozhodně není izolovanou složkou lidské psychiky, závislou jen na hmotné odměně, ačkoli ekonomická praxe k takovému pojetí někdy silně inklinuje.

Z většiny výzkumů, provedených v posledních letech u nás i ve světě, je zřejmé, že mzda není jediným a někdy ani nejsilnějším faktorem motivace k práci. Motivace pracovníka je určena mnoha vnějšími i vnitřními podněty, z nichž lze na předních místech jmenovat výdělek, povahu práce, mezilidské vztahy na pracovišti, perspektivy zvyšování kvalifikace, dále například prestiž profese, úroveň organizace práce a mnoho dalších. V posledních letech nabývá na významu rovněž jistota pracovního místa a vlastní pozice v zaměstnání.

Samotná spokojenost pracovníka s výdělkem je tedy samozřejmě ve vztahu k práci kladným činitelem, který zvyšuje pracovní spokojenost. Bylo by však nesprávným zjednodušením a priori předpokládat dominanci tohoto faktoru. Většina pracovníků (zejména v kategorii dělníků) neočekává totiž nejvyšší možný výdělek, ale výdělek spravedlivý. Jinak řečeno, není rozhodující pouze absolutní úroveň mzdy, ale též její relace ke mzdám ostatním. Pojem „spravedlivá“ mzda tak v sobě zahrnuje i subjektivní hodnotící postoje k výdělku jiných pracovníků, až již jde o ostatní členy pracovní skupiny, pracovníky podniku nebo jiných profesí. Subjektivní odhad výše „spravedlivé“ mzdy je pochopitelně vždy relativní a prvotní je v tomto případě kvalita osoby pracovníka, který ji formuluje.

Lze v zásadě rozlišit dva druhy spravedlnosti v odměňování, z nichž první je spravedlnost vnitropodniková. V tomto případě není možno chápat pojem „spravedlnost“ jako subjektivní pocit správnosti mzdové relace, ale jako objektivní schopnost mzdového systému zdůvodnit každou složku mzdy na základě konkrétních kritérií, použitých pro její stanovení. V podniku, kde existuje takováto spravedlnost, musí vždy platit, že mzdy zaměstnanců,

provádějících stejnou práci, se liší pouze podle jejich výkonu a nejsou ovlivňovány dalšími faktory (např. protekce, osobní sympatie či antipatie atp.).

Druhým typem spravedlnosti je spravedlnost vnější, tedy nadpodniková a mezipodniková. V tomto případě je situace z pochopitelných důvodů složitější. Pracovník svůj výdělek porovnává s alternativami, které se mu nabízejí v souladu s jeho možnostmi a přáními na trhu práce v určitém regionu a oboru. Hodnotí, jak spravedlivě je odměňován v porovnání s pracovníky podniků s podobnou výrobou, či s ostatními pracujícími všeobecně. Pokud má pocit nespravedlnosti, působí na něj tato okolnost jako silně demotivující faktor, který má značný vliv na jeho výkonnost.

Zavedení spravedlnosti v odměňování je tedy evidentně velmi důležité, zároveň ale lze bez nadsázky konstatovat, že je to úkol značně složitý. Ideální stav je zřejmý - vytvořit systém, který vždy ohodnotí lepší práci vyšší mzdou a práci nekvalitní nižší mzdou. Problémem je zcela evidentně lidský faktor, tedy skutečnost, že o odměňování rozhodují lidé, takže nikdy není možno stoprocentně zaručit objektivitu a spravedlnost. Optimálním řešením by samozřejmě bylo nalezení takové mzdové struktury, která by byla akceptovatelná jak zaměstnanci, resp. organizací zastupující zájmy zaměstnanců, tak i zaměstnavatelem.

To je pochopitelně problém historického charakteru, který nemá konečné řešení. Teoreticky by však měl zaměstnavatel alespoň provádět pravidelná šetření o mzdách a na zjištěné skutečnosti pak adekvátně reagovat, to znamená hledat a ověřovat metody, vedoucí k řešení tohoto problému. Není zřejmě třeba zdůrazňovat, že realita se od výše nastíněného ideálu prozatím výrazně liší.

2.5 Diferenciace mezd jako nástroj motivace

Jak již bylo částečně naznačeno v předchozím textu, pod pojmem mzdová diferenciace se rozumí rozdíly ve mzdách, vyplývající z objektivních rozdílů mezi jednotlivými pracovními činnostmi, z rozdílných výsledků práce pracovníka a pracovní skupiny, z jejich rozdílných přínosů k celkovému hospodářskému výsledku firmy.

Mzdová diferenciacie tedy ve své podstatě představuje rozvrstvení mezd podle určitých hledisek, a to v závislosti na kvalifikovanosti a obtížnosti práce, její nebezpečnosti, významu z hlediska rozhodování, stupně řízení atd.. Mzdová politika má tak k dispozici prostředek pro vytvoření ekonomicky zdůvodněných relací mezi kategoriemi pracovníků s různou profesí a v různě obtížných podmínkách.

Význam diferenciacie mezd však spočívá zejména v tom, že je nezastupitelným nástrojem motivace pracovníků, který může vyvolat vyšší úsilí a lepší výsledky práce. To je ale pochopitelně reálné jen v případě takového mzdového systému, kdy pracovníci skutečně vidí, že jejich pracovní úsilí se reálně promítá do jejich hodnocení.

Míra diferenciacie mezd tudíž poskytuje důležitou informaci o stimulační účinnosti mzdy. V případě, kdy mzda klesne pod žádoucí a praxí ověřenou úroveň, přestává plnit funkci stimulu ke zvyšování výkonu, kvalifikace či k ochotě převzít větší osobní zodpovědnost. Je proto nezbytné sledovat mzdové relace mezi různými faktory, např. druhy prací, povolání, okruhy pracovníků či stupni řízení, i firemních mezd ve srovnání se mzdovými podmínkami firem konkurenčních, které působí ve stejném oboru činnosti a lokalitě.

Před rokem 1989 byly rozdíly ve mzdách v naší republice velmi nevýrazné, byla zde tedy patrná silná tendence k nivelizaci mezd, kterou je možno označit za protipól mzdové diferenciacie. Znamená totiž všeobecné přiblížení úrovně mezd, a to i v případě výrazně odlišných pracovních výsledků, vzdělání, profesí a podobně. Takovýto stav vede samozřejmě k nezájmu pracovníků, co se týče zvyšování jejich znalostí, kvalifikace a zlepšování pracovních výsledků. Nevyhnutelným důsledkem pak je zaostávání ve výkonnosti a celková stagnace. Za takovéto situace zřejmě nemá vážnější smysl se problematikou mzdové diferenciacie hlouběji zabývat.

V období let 1959–1989 si Československo v podstatě zachovávalo jakousi relativní stabilitu v rozdělení příjmů, což bylo dáno především historickým vývojem země, zvláště pak skutečností, že naše hospodářství bylo v tomto období velmi silně resistantní vůči pronikání jakýchkoli forem tržního mechanismu. Je zajímavé, že např. podle Atkinsona¹ představovalo socialistické Československo co do velikosti diferenciacie mezd výjimku i v samotné oblasti

¹ Atkinson, A. B., Micklewright, J.: *Economic Transformation in Eastern Europe and Distribution of Income*. Cambridge University Press. Cambridge 1992.

zemí východního bloku. Variabilita příjmů, měřena např. decilovým poměrem², byla výrazně nižší než například v Polsku, Maďarsku a dokonce i než v tehdejší Sovětské svazu.

Jak již bylo zmíněno, rozdíly mezi mzdami pracovníků byly v období socialismu velmi malé, pracovníci byli navíc zaměstnáváni plánovitě a velký důraz byl kladen na udržování „plné zaměstnanosti“. V důsledku to tedy znamenalo, že pracovníci byli velmi zřídka propouštěni, samozřejmě s výjimkou závažných provinění proti stávajícímu režimu a některých těžkých prohřešků, jakými jsou např. alkoholismus, krádeže apod.. Všechny výše uvedené skutečnosti se zcela zákonitě promítaly do malého zájmu pracujících o zvyšování jejich pracovního výkonu, kvalifikace, zlepšování kvality práce apod..

Teprve po roce 1989 a přechodu k tržní ekonomice získalo zkoumání diferenciací mezd zcela nový rozměr. S procesem privatizace došlo k obnovení soukromého sektoru, což mimo jiné znamenalo převratnou změnu rovněž v oblasti mzdové. Některé podniky se dostaly do vážných finančních problémů, v důsledku čehož začalo postupné propouštění pracovníků a s ním úzce související nárůst nezaměstnanosti. Za těchto okolností bylo zcela nezbytné neprodleně začít s nápravou chyb a nedostatků v odměňování pracovníků, přetrvávajících z období socialismu.

Mzdové difference se postupně začaly zvětšovat a tento proces, který lze nazvat denivelizací, v podstatě stále pokračuje. Teoreticky je pochopitelně možno takovýto vývoj bezvýhradně hodnotit jako nezbytný a pozitivní, je však třeba zdůraznit, že v praxi naráží na mnohá úskalí a je doprovázen závažnými problémy a nedostatky.

V současné době již samozřejmě existují velmi výrazné mzdové difference, například mezi příjmy špičkových manažerů a manuálně pracujících úspěšných firem, které mají

² Decilový poměr je jednou z měr variability, zkonstruovanou na základě kvantilů. Lze ho vypočítat podle vzorce:

$$Q_{10} = \frac{\tilde{x}_{90}}{\tilde{x}_{10}},$$

kde Q_{10} je decilový poměr

$\tilde{x}_{90}$ je 90 % kvantil

$\tilde{x}_{10}$ je 10 % kvantil.

naprosto reálné opodstatnění. Lze se však bohužel setkat i s opačnými případy, kdy velké difference v příjmech různých skupin pracovníků nejsou založeny na reálném základu a nejsou tedy logicky zdůvodnitelné a ospravedlnitelné.

Ze všech výše naznačených skutečností zřetelně vyplývá, že diferenciací mezd je v současnosti značně aktuálním tématem a nepochybně si zaslouží naši pozornost. Nelze však pochopitelně ustrnout pouze v rovině teoretických úvah, ale je zároveň třeba se věnovat hledání a rozvíjení adekvátních praktických metod, které nám umožní objektivní měření mzdové diferenciací v jakékoli reálné situaci, zejména pak na úrovni konkrétního podniku.

3. Metody měření diferenciací mezd

Pro posouzení velikosti mzdové diferenciací a dynamiky jejího vývoje existuje celá řada metod, především pak metod statistických. V současnosti je možno díky výpočetní technice relativně snadno zpracovávat obrovské datové soubory a provádět velmi komplikované výpočty. Tím se samozřejmě rozšiřují i možnosti, připadající při analytické práci v úvahu.

Bylo by však mylné domnívat se, že čím je aplikovaná metoda složitější a výpočetně náročnější, tím lepší přináší výsledky. Pod pojmem „lepší“ výsledek je pochopitelně míněn výsledek s lepší vypovídací schopností, který umožní co nejdokonaleji charakterizovat konkrétní zkoumanou situaci. Velmi významnou okolností je totiž interpretace charakteristik, získaných jednotlivými použitými metodami.

Všeobecně se doporučuje nepoužívat komplikovanější metody zpracování, pokud výsledky jimi získané nemají výrazné přednosti oproti výsledkům metod jednodušších. Problém totiž tkví ve skutečnosti, že čím je metoda komplikovanější, tím bývá většinou i značně náročnější interpretace jejích výsledků. Složitější metody rovněž kladou vyšší nároky na splnění určitých, danou metodou požadovaných předpokladů a podmínek pro jejich použití.

Pochopitelně může nastat i situace, kdy výsledky získané odlišnými výpočetními postupy se mezi sebou různí, někdy si dokonce přímo protířečí. Právě k tomuto jevu dochází v některých případech hodnocení velikosti mzdové diferenciací. Vzhledem k dosavadní neexistenci obecně akceptovatelné univerzální charakteristiky, která by umožnila jednoznačné hodnocení diferenciací mezd, bývá zvykem použít více různých metod, jejich výsledky pak mezi sebou porovnávat, hodnotit a analyzovat příčiny jejich rozdílnosti.

Téměř každá práce na téma mzdové diferenciací obsahuje více či méně podrobný výčet metod, existujících a používaných v dané oblasti ke zpracování konkrétních dat. V zásadě lze však konstatovat, že při analýze mzdové diferenciací jsou používány buď univerzální nebo speciální statistické charakteristiky a postupy. Vzhledem k jejich značnému

množství budou uvedeny pouze některé z nejčastěji používaných, a to ve stručné formě, s důrazem na výhody a nevýhody té které metody.

3.1 Tradiční postupy při měření diferenciací mezd

Základním východiskem při analýze mzdové diferenciací je nesporně zkoumání rozdělení četností. Metody této analýzy spočívají většinou ve srovnávání relativních četností počtu příjemců v jednotlivých skupinách s odpovídajícími relativními četnostmi vyplacených mezd. Přitom je největší důraz kladen na zjištění a zdůvodnění změn těchto relativních četností.

Při analýze mzdové diferenciací jsou běžně využívány všechny obecně známé charakteristiky deskriptivní statistiky, sloužící k popisu vlastností sledovaného souboru dat z hlediska úrovně, variability, šikmosti a špičatosti. Vzhledem k jejich elementárnímu charakteru se jimi na tomto místě nebudeme zabývat. Pozastavíme se pouze u těch, které jsou přímou součástí naší analýzy.

3.1.1 Míry diferenciací mezd

Míry absolutní diferenciací mezd

Během dlouhého vývoje statistické teorie byla vypracována celá řada různých charakteristik, které umožňují měření absolutní diferenciací mezd, a to často velmi odlišným způsobem. K nejznámějším z nich patří např. variační rozpětí a všemožná rozpětí kvantilová, jako kvartilové rozpětí, decilové rozpětí, percentilové rozpětí apod.. Neméně známé jsou i příslušné kvantilové odchylky, založené na výše uvedených kvantilových rozpětích.

Každá z těchto měr přináší důležité informace o dané problematice, avšak nelze říci, že by některá z nich hodnotila absolutní velikost diferenciací objektivně ve smyslu konzistence či exaktnosti. Jedná se v podstatě o to, že při porovnání mzdové diferenciací ve

dvou souborech nemusí vyšší hodnota dané konkrétní míry jednoznačně znamenat vyšší objektivní diferenciaci.

Neméně známé jsou i další charakteristiky absolutní diferenciaci, konstruované jako průměrné absolutní odchylky od nějaké, nejčastěji střední, hodnoty. Za všechny je možno jmenovat např. průměrnou absolutní odchylku od aritmetického průměru, průměrnou absolutní odchylku od mediánu, průměrnou absolutní odchylku od modu apod.. Tyto míry jsou oproti výše uvedeným charakteristikám přesnější, a to vzhledem ke své konstrukci, založené na odchylkách všech hodnot od určité konkrétní hodnoty. Ani ony však nesplňují požadavek konzistence a dostatečné exaktnosti, protože jsou do nich vneseny odečítané, nejčastěji nějaké střední hodnoty, které s objektivní absolutní diferenciací bezprostředně nesouvisí.

Kromě výše uvedených měř pochopitelně existuje řada dalších, některé z nich pak svojí konstrukcí přispívají k objektivnějšímu pohledu na měření absolutní diferenciaci. Jedná se především o rozptyl, resp. směrodatnou odchylku, jakožto neobjektivnější míru absolutní diferenciaci, kterou se blíže zabýváme v kapitole 3.2.

Míry relativní diferenciaci mezd

Stejně jako v případě absolutních měř variability existuje velké množství měř relativních, které jsou v podstatě konstruovány jako poměr některé již zmíněné absolutní míry a vhodné střední hodnoty. Trpí tedy zřejmě také podobnými nedostatky a stejně tak nejsou dostatečně konzistentními a exaktními charakteristikami.

Za nejvhodnější je všeobecně považován koeficient variace, který je definován jako směrodatná odchylka hodnot, dělená aritmetickým průměrem těchto hodnot. Tato míra je velmi známá, oblíbená a tedy i často používaná. Ani ona však dostatečně objektivně neměří relativní diferenciaci. Podobně jako u absolutní diferenciaci existují i pro měření relativní variability mezd další míry, které je možno označit za objektivní. Jejich konstrukci a interpretaci je věnována kapitola 3.2 této práce.

Speciální míry diferenciacce mezd

Kromě již uvedených charakteristik, používaných k měření mzdové variability, je v odborné literatuře popsána celá řada dalších, speciálních měr, zkonstruovaných právě za účelem hodnocení diferenciacce mezd. Blíže se pozastavíme pouze u ***Paretova koeficientu***³, který je různými autory poměrně často prezentován, a alespoň ve stručnosti uvedeme princip jeho konstrukce.

Wilfredo Pareto, který se zabýval formulací zákona o rozdělení důchodů, popsal speciální dvoupametrické rozdělení, jež lze matematicky postihnout následující funkcí:

$$P(y) = Ay^{-\alpha}, \quad (3.1)$$

kde $P(y)$ je procentní podíl jednotek s příjmem vyšším než y
 y je příjem
 A, α jsou parametry rozdělení.

Paretovo rozdělení se jeví jako vhodné zejména pro modelování horní větve rozdělení příjmů. Parametr α udává četnost skupiny příjemců vysoce nadprůměrných mezd. S růstem α se křivka rozdělení posouvá níže, počty příjemců nadprůměrných mezd klesají a dochází tak k poklesu velikosti mzdové diferenciacce. Výše uvedené rozdělení našlo své uplatnění především v sociálních vědách.

V současnosti se využívá spíše modifikovaných postupů, které byly zavedeny Paretovými následovníky. Jednotky souboru jsou nejprve seřazeny podle výše příjmu tak, že jednotka s nejvyšším příjmem zaujímá nejvyšší místo. Vychází se přitom z předpokladu, že křivka charakterizující rozdělení četností příjmů má dvojí průběh. Nejdříve lineárně klesá od nejvyšší mzdy přibližně ke střední hodnotě, odtud je pak její pokles velmi progresivní.

Za takové situace lze přibližně polovinu souboru s nadprůměrnými příjmy proložit regresní přímkou, jejíž obecný tvar je

³ Kleibl, J. a kol.: Metody personální práce, str. 67. VŠE. Praha 1996.

$$y = a + bx, \quad (3.2)$$

kde y je logaritmus příjmů

a je konstanta

b je regresní koeficient

x je logaritmus pořadí jednotky.

Hodnota regresního koeficientu b v rovnici (3.2), který byl Paretovými následovníky označen jako Paretův koeficient, je směrnici této přímky, jinak řečeno určuje její strmost. Tento koeficient nabývá hodnot z intervalu $\langle 0;1 \rangle$ a čím je jeho hodnota vyšší, tím větší je diferenciací mezd pracovníků. Je-li roven nule, příjmy všech pracovníků jsou si rovny. Pokud hodnota koeficientu klesne pod 0,3, je jeho vypovídací schopnost považována za nedostatečnou. Paretův koeficient lze používat i pro mezinárodní srovnání, protože se v řadě zemí zjišťuje a uvádí v oficiálních statistických pramenech. Nevýhodou této míry je, že charakterizuje diferenciaci příjmů pouze části zkoumaného souboru, a to osob s nadprůměrnými příjmy, přičemž zbylou část souboru vůbec nebere v potaz.

3.1.2 Modely mzdových rozdělení

Modely mzdových rozdělení vycházejí z předpokladu, že histogram četností, který zobrazuje mzdové rozdělení, lze proložit teoretickou křivkou polynomiálního tvaru, eventuálně některého známého pravděpodobnostního rozdělení.

Nejčastěji bývá za tímto účelem používáno **rozdělení logaritmicko-normální**, které je v současnosti všeobecně uznáváno jako nejvhodnější pravděpodobnostní model příjmových rozdělení. K jeho kladům patří mimo jiné i skutečnost, že parametry lze poměrně snadno interpretovat. Ve své nejjednodušší podobě je toto rozdělení dvouparametrické a je definováno jako rozdělení proměnné, jejíž logaritmus má normální rozdělení s parametry μ a σ^2 . Parametr μ je střední hodnotou logaritmu příjmů, parametr σ^2 je rozptylem těchto logaritmů. Rozdělení je jednovrcholové a asymetrické, sešikmené kladně.

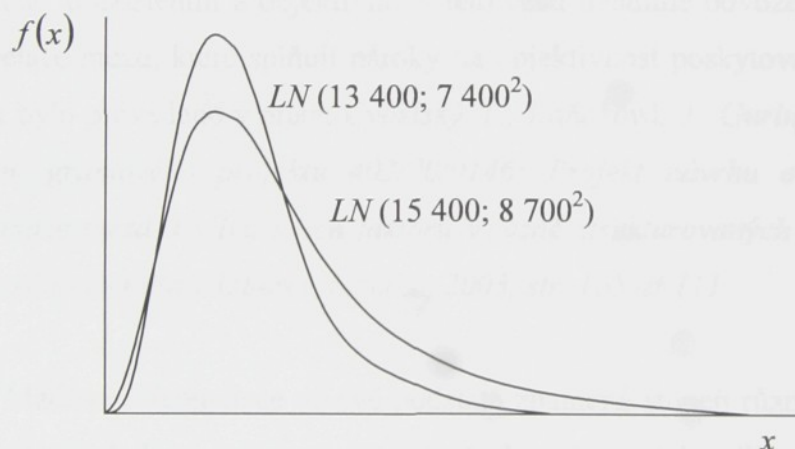
Funkce $f(x)$, která je hustotou pravděpodobnosti logaritmicko-normálního rozdělení, má tvar:

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right], \quad 0 < x < \infty \quad (3.3)$$

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

Pro větší názornost je v grafu č. 1 zobrazena hustota pravděpodobnosti logaritmicko-normálního rozdělení pro dvě různé kombinace parametrů μ a σ^2 .

Graf č. 1: Hustota pravděpodobnosti rozdělení $LN(13\,400; 7\,400^2)$ a $LN(15\,400; 8\,700^2)$



Zdroj: vlastní

Pro účely modelování příjmových rozdělení bývá rovněž používáno tříparametrického logaritmicko-normálního rozdělení, jehož třetí parametr θ je „teoretickým minimem“ tříparametrické křivky. Tento parametr tedy v podstatě udává umístění rozdělení na ose x . Funkce $f(x)$, která je hustotou pravděpodobnosti tohoto rozdělení, má tvar:

$$f(x) = \frac{1}{(x - \theta)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[\ln(x - \theta) - \mu]^2}{2\sigma^2}\right\}, \quad 0 < x < \infty, \theta < x \quad (3.4)$$

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

Je-li parametr θ roven 0, přechází tříparametrické rozdělení v dvoupametrické, jehož „teoretickým minimem“ je nula. Na tomto místě bychom rádi připomenuli, že čím je větší počet parametrů rozdělení, tím je všeobecně obtížnější jejich ekonomická interpretace. Proto je třeba vždy zvážit, jestli je použití modelu s vyšším počtem parametrů dostatečně přínosné. Právě výše uvedené logaritmicko-normální rozdělení je pravděpodobnostním modelem, který je dále využit k některým teoretickým úvahám, a to zejména v souvislosti se stanovením konkrétní podoby rozdělení četností, kdy je jeho význam nezastupitelný.

3.2 Objektivní metody měření diferenciacce mezd

V předcházejících partiích textu byla zmíněna celá řada metod měření diferenciacce mezd. V podstatě žádná z nich však nebyla shledána takovou, aby její výsledky byly dostatečně konzistentní a objektivní. V této části uvádíme odvození takových metod měření diferenciacce mezd, které splňují nároky na objektivnost poskytovaných výsledků, v podstatě tak, jak bylo provedeno v práci: *Cyhelský, L., Kaňoková, J., Gurinová, K.: Závěrečná zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146: Projekt návrhu objektivních metod měření diferenciacce mezd a vlivu jejích faktorů v různě strukturovaných souborech pracovních sil. Technická univerzita v Liberci. Liberec, 2003, str. 105 až 111.*

Mzdová diferenciacce ve své podstatě znamená stupeň různosti jednotlivých mezd. Je tedy objektivně dána celkovou úrovní všech vzájemných odlišností hodnot. Z n číselných hodnot, kterými jsou mzdy jednotlivých pracovníků, lze vytvořit celkem $\frac{n(n-1)}{2}$ různých dvojic hodnot. U každé z těchto dvojic lze stanovit, zda jsou to hodnoty významově stejné či různé. Při významové různosti pak lze určit, která z hodnot je větší. Z toho vyplývá, že takovéto hodnoty je možno uspořádat do neklesající posloupnosti $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_{n-1} \leq x_n$, kde x_1 je zároveň minimální hodnotou a x_n maximální hodnotou. Vzhledem ke skutečnosti, že mzda je kardinální proměnnou, je smysluplné porovnávat její hodnoty jak rozdílem, tak i podílem. Z tohoto důvodu je při měření mzdové diferenciacce zcela nezbytné uvažovat jak absolutní, tak i relativní diferenciaci.

3.2.1 Absolutní a relativní diferenciacce mezd

Absolutní diferenciacce mezd

Objektivně tedy představuje absolutní diferenciacce mezd u výše zmíněné uspořádané posloupnosti hodnot $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_{n-1} \leq x_n$ úroveň všech $\frac{n(n-1)}{2}$ nezáporných rozdílů $x_n - x_1, x_n - x_2, \dots, x_3 - x_2, x_2 - x_1$. Vhodnou exaktní a konzistentní mírou může tedy být buď aritmetický nebo kvadratický průměr výše uvedených rozdílů.

V případě aritmetického průměru se jedná o míru, známou jako **Giniova střední difference** (Δ), která se vypočte jako:

$$\Delta = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i>j}^n \sum_j^n (x_i - x_j) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} (x_{i+1} - x_i)(n-i)i. \quad (3.5)$$

Kvadratický průměr výše uvedených nezáporných rozdílů (Δ_K) se vypočte jako:

$$\Delta_K = \sqrt{\frac{2}{n(n-1)} \sum_{i>j}^n \sum_j^n (x_i - x_j)^2} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - x_j)^2}. \quad (3.6)$$

Protože platí, že

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - x_j)^2 &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i^2 - 2x_i x_j + x_j^2) = \\ &= \sum_{i=1}^n \left(n x_i^2 - 2x_i \sum_{j=1}^n x_j + \sum_{j=1}^n x_j^2 \right) = \\ &= n \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2 \left(\sum_{j=1}^n x_j \right) \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) + n \sum_{j=1}^n x_j^2 = \\ &= 2n \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2 \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 = \\ &= 2 \left[n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right], \end{aligned}$$

je

$$\Delta_K^2 = \frac{2}{n(n-1)} \left[n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right] = 2 \frac{n}{n-1} \left[\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} - \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \right)^2 \right].$$

Protože v hranaté závorce posledního výrazu je klasický rozptyl

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} - \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \right)^2, \text{ je}$$

$$\Delta_K^2 = 2 \frac{n}{n-1} \sigma^2. \quad (3.7)$$

A protože $\frac{n}{n-1} \sigma^2$ je výběrový rozptyl

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{n}{n-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}, \text{ je}$$

$$\Delta_K^2 = 2s^2 \quad (3.8)$$

a kvadratický průměr vzájemných nezáporných rozdílů je

$$\Delta_K = s\sqrt{2}. \quad (3.9)$$

Výraz (3.9) lze tedy nesporně označit za objektivní míru absolutní diferenciaci, a to ve smyslu konzistence i exaktnosti, stejně jako Giniovu střední diferenci. Otázkou je, které z charakteristik Δ a Δ_K dát přednost. Vzhledem ke známým vztahům mezi jednotlivými druhy průměrů je evidentní, že míra Δ_K je při stejné objektivní absolutní diferenciaci vždy větší než Giniova střední diference Δ , neboť v prvním případě jde o průměr kvadratický, ve

druhém případě pak o průměr aritmetický. Míra Δ_K tak měří stejnou objektivní absolutní diferenciaci vyšší hodnotou, to znamená přísněji.

Ve prospěch této míry hovoří též fakt, že její podstatnou součástí je klasická **směrodatná odchylka** σ , případně výběrová směrodatná odchylka s , které jsou při velkém rozsahu výběru prakticky totožné. Právě směrodatná odchylka, která je jedním ze dvou parametrů normálního rozdělení, v sobě spojuje objektivní měření absolutní variability jak ve smyslu vzájemných odchylek, tak i odchylek jednotlivých hodnot od průměru.

Z výše uvedeného lze učinit následující závěry. Za nejvhodnější míry absolutní diferenciacie mezd můžeme označit jak směrodatnou odchylku σ , respektive s , která udává kvadratický průměr rozdílů jednotlivých hodnot od aritmetického průměru těchto hodnot, tak Δ_K , která udává kvadratický průměr rozdílů hodnot od sebe navzájem.

Relativní diferenciacie mezd

Objektivní měření relativní diferenciacie mezd bude založeno na podílech dvojic hodnot $\frac{x_n}{x_1}, \frac{x_n}{x_2}, \dots, \frac{x_3}{x_2}, \frac{x_2}{x_1}$, kterých je celkem $\frac{n(n-1)}{2}$. Pro každý z těchto podílů přitom platí, jak vyplývá z předcházejících úvah, že je větší nebo roven jedné. Vzhledem k tomu, že výše uvedené podíly udávají, kolikrát je jedna hodnota větší než jiná, jako vhodná míra připadá v podstatě v úvahu pouze geometrický průměr těchto podílů. Tento geometrický průměr, který označíme Y , se vypočte jako:

$$Y = \left(\prod_{i>j} \prod_j \frac{x_i}{x_j} \right)^{\frac{2}{n(n-1)}} = \left[\prod_{i=1}^{n-1} \left(\frac{x_{i+1}}{x_i} \right)^{(n-i)} \right]^{\frac{2}{n(n-1)}}. \quad (3.10)$$

O míře (3.10) lze s určitostí prohlásit, že měří v exponenciální stupnici relativní diferenciaci objektivně, a to ve smyslu konzistence i exaktnosti. Hodnota $100Y - 100$ pak udává, o kolik procent se průměrně vzájemně liší mzdy jednotlivých pracovníků.

3.2.2 Komplexní diferenciacce mezd

Jak již bylo naznačeno v úvodu, jedním ze záměrů předkládané práce je praktické odzkoušení takové charakteristiky, která by odstranila dosavadní nesrovnalosti v interpretaci výsledků, získávaných tradičně používanými postupy. Ačkoli to není ve většině prací na dané téma zmiňováno, při výpočtu charakteristik mzdové diferenciacce dochází v některých případech k poměrně zásadním rozporům.

Dosavadní přístup k řešení této otázky lze charakterizovat následovně. Problém diferenciacce mezd je nejprve rozdělen na dva problémy dílčí, které jsou řešeny odděleně. Jednak je uvažována a měřena absolutní diferenciacce, jednak diferenciacce relativní. Takovýto postup však s sebou za určitých okolností může přinášet značné komplikace. Je totiž třeba si uvědomit, že míry absolutní a relativní diferenciacce vypovídají o odlišných skutečnostech, jak vyplývá ze samotné podstaty jejich konstrukce. Z tohoto úhlu pohledu je tedy lze při porovnávání velikosti diferenciacce dvou či více souborů považovat za nedostačující.

Výše zmíněný problém nastane v takovém případě, kdy pořadí souborů, stanovené podle velikosti absolutní míry diferenciacce, je v rozporu s pořadím, stanoveným podle velikosti míry relativní. V praxi je nutno zvolit jedno ze dvou možných řešení této situace, to znamená buď preferovat absolutní diferenciaci nebo dát přednost diferenciaci relativní. Častěji bývá upřednostněna možnost druhá, avšak je možno bez nadsázky konstatovat, že takovéto rozhodnutí nelze objektivně zdůvodnit.

Právě tato situace je důvodem, vedoucím ke snaze o objektivní změření komplexní diferenciacce, která vhodným způsobem skloubí oba již zmíněné postupy. Na základě doposud uvedených skutečností se jako vhodná míra komplexní diferenciacce jeví geometrický průměr všech vzájemných podílů hodnot umocněných (vážených) absolutními rozdíly. Vypočte se jako:

$$Y_e = \left[\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^n \left(\frac{x_i}{x_j} \right)^{(x_i - x_j)} \right]^{\frac{1}{n(n-1)}}. \quad (3.11)$$

Charakteristika (3.11) měří v exponenciální stupnici komplexní diferenciaci mezd objektivně ve smyslu konzistence, jednoznačnosti i exaktnosti. Hodnota $100Y_e - 100$ pak udává, o kolik procent se při přihlédnutí k absolutním rozdílům průměrně vzájemně liší mzdy jednotlivých pracovníků.

Stejně vhodnou objektivní mírou jako Y_e bude i charakteristika, vzniklá logaritmováním tohoto výrazu, která bude měřit komplexní diferenciaci ve stupnici aritmetické. V tomto případě jde tedy v podstatě o aritmetický průměr vzájemných absolutních rozdílů hodnot, násobených (vážených) logaritmy podílů těchto hodnot. Tato charakteristika se vypočte jako:

$$\Delta_a = \ln Y_e = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - x_j) \ln \left(\frac{x_i}{x_j} \right). \quad (3.12)$$

Hodnota Δ_a pak udává, o kolik se absolutně při přihlédnutí k podílům průměrně vzájemně liší mzdy jednotlivých pracovníků.

Protože platí, že

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - x_j) \ln \left(\frac{x_i}{x_j} \right) &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - x_j) (\ln x_i - \ln x_j) = \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i \ln x_i - x_i \ln x_j - x_j \ln x_i + x_j \ln x_j) = \\ &= \sum_{i=1}^n \left[nx_i \ln x_i - x_i \sum_{j=1}^n \ln x_j - (\ln x_i) \sum_{j=1}^n x_j + \sum_{j=1}^n x_j \ln x_j \right] = \\ &= n \sum_{i=1}^n x_i \ln x_i - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \left(\sum_{j=1}^n \ln x_j \right) - \left(\sum_{j=1}^n x_j \right) \left(\sum_{i=1}^n \ln x_i \right) + n \sum_{j=1}^n x_j \ln x_j = \\ &= 2n \sum_{i=1}^n x_i \ln x_i - 2 \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \left(\sum_{i=1}^n \ln x_i \right) = \\ &= 2n^2 \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i \ln x_i}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n} \right), \end{aligned}$$

je

$$\Delta_a = \frac{2n}{n-1} \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i \ln x_i}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n} \right).$$

Protože výraz v poslední závorce je klasická **kovariance hodnot a jejich logaritmů**

$$\begin{aligned} \sigma_{x, \ln x} &= \frac{\sum_{i=1}^n x_i \ln x_i}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\ln x_i - \overline{\ln x}) = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \ln x_i = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \ln x_i - \bar{x} \sum_{i=1}^n \ln x_i \right), \end{aligned} \quad (3.13)$$

je **míra komplexní diferenciace**

$$\Delta_a = 2 \frac{n}{n-1} \sigma_{x, \ln x}. \quad (3.14)$$

Protože platí, že

$$\sigma_{x, \ln x} = \frac{n-1}{n} s_{x, \ln x}, \text{ kde}$$

$$s_{x, \ln x} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\ln x_i - \overline{\ln x}) \quad (3.15)$$

je výběrová kovariance hodnot a jejich logaritmů, je možno psát též

$$\Delta_a = 2 s_{x, \ln x}. \quad (3.16)$$

Lze tedy konstatovat, že kovariance hodnot a jejich logaritmů $\sigma_{x, \ln x}$ podle (3.13), resp. $s_{x, \ln x}$ podle (3.15), které jsou pochopitelně při dostatečně velkém rozsahu výběru prakticky totožné, v sobě vhodným způsobem spojují objektivní hodnocení jak absolutní, tak relativní diferenciace.

Výše uvedená míra Δ_a beze zbytku překonává jednostrannost doposud používaných charakteristik absolutní a relativní variability, které již byly popsány dříve, neboť reaguje správně na všechny změny, přicházejí při praktické aplikaci těchto postupů v úvahu. Znamená to, že při neměnné absolutní variabilitě a zmenšení relativní variability se míra zmenší, při neměnné absolutní variabilitě a zvětšení relativní variability se zvětší, při neměnné relativní variabilitě a zvětšení absolutní variability se zvětší.

Právě tato charakteristika tedy umožňuje měřit objektivně a jednoznačně komplexní mzdovou diferenciaci a stanovit jednoznačné pořadí velikosti mzdové diferenciaci v různých souborech. Lze ji proto plným právem označit za zcela vyhovující míru diferenciaci mezd ve smyslu konzistence i exaktnosti získaných výsledků. Naším cílem je ukázat přednosti této charakteristiky oproti tradičně používaným metodám měření diferenciaci mezd, a to na základě analýzy konkrétních datových souborů. Dalším nezbytným krokem je tedy aplikace zvolené teoretické metody měření mzdové diferenciaci na co možno nejrozsáhlejší empirický materiál, získaný na mikroekonomické úrovni, konkrétně řečeno na data pocházející ze mzdové evidence určitého podniku.

4. Zdroje dat

Obecně lze konstatovat, že z hlediska kvality výsledků všech statistických výpočtů, analýz či prognóz jsou primárně velmi významné zdroje dat. V zásadě přicházejí v úvahu následující dvě možnosti. Buď máme k dispozici jednotlivé konkrétní údaje, v našem případě o mzdách jednotlivých pracovníků, nebo jsou data již uspořádána ve formě intervalového rozdělení četností a jednotlivé údaje nám nejsou dostupné.

V prvním případě je nespornou výhodou znalost hodnot zkoumaného znaku u všech statistických jednotek souboru, v této práci konkrétně mezd jednotlivých pracovníků, která umožňuje exaktně stanovit statistické charakteristiky a uplatnit velmi širokou škálu statistických postupů. Na druhou stranu však nelze opomenout, že s takovými datovými soubory jsou spojené i určité problémy. Jednak je často obtížné údaje získat, a to zejména v případě mezd, jednak jde většinou o velmi rozsáhlé soubory, obsahující obrovské množství údajů. Práce s nimi je tak poměrně náročná a zcela nemyslitelná bez využití výpočetní techniky.

Máme-li k dispozici data, která již jsou uspořádána do intervalového rozdělení četností, je situace v mnohém odlišná. Mzdy jednotlivých pracovníků jsou v takovém případě již seskupeny do intervalů, jejichž hranice jsou dané a nemůžeme je ovlivnit, neboť jednotlivé hodnoty neznáme. Na základě těchto intervalů jsou pak prováděny všechny další výpočty, což v důsledku znamená, že možnosti při aplikaci různých statistických postupů jsou do značné míry omezené.

4.1 Způsoby získávání dat, jejich zpracování a úpravy

Z výše uvedených skutečností vyplývá, že pro potřeby předkládané práce je zcela nezbytné disponovat souborem mezd všech pracovníků určité organizace, to znamená čerpat údaje přímo z prvotní mzdové evidence konkrétního podniku. V souvislosti se záměrem práce je totiž třeba si uvědomit, že analýza diferenciací mezd prostřednictvím výše uvedených objektivních metod vyžaduje porovnání velikosti mzdové diferenciací různých souborů pracovníků, u nichž je reálný předpoklad odlišné úrovně a tedy i diferenciací mezd. Takové

skupiny pracovníků získáme pouze tříděním datového souboru podle vhodně zvolených znaků. Ze statistického pohledu je tedy nezbytné, aby zpracovávaný soubor byl dostatečně rozsáhlý, protože jedině pak lze očekávat splnění předpokladů pro korektní aplikaci statistických metod.

Prakticky to znamená nutnost zvolit pro zpracování organizaci se značně velkým počtem pracovníků, aby všechny podsoubory, vzniklé tříděním podle určitých kritérií, byly dostatečně rozsáhlé. Je však možné, že i v případě velkého rozsahu základního souboru se po vytvoření souborů dílčích počet jednotek v některých z nich ukáže ze statistického hlediska nedostatečným. Uvedená situace není v praxi neobvyklá a pokud nastane, je třeba ji zohlednit při aplikaci konkrétních postupů a při interpretaci získaných výsledků.

V souladu s výše uvedenými skutečnostmi bylo tedy rozhodnuto vybrat některý z velkých výrobních podniků, ve kterém lze předpokládat např. dostatečné zastoupení různých typů vzdělání, poměrně rovnoměrné zastoupení obou pohlaví, apod.. Jak již bylo zdůrazněno, je získání kvalitní a dostatečně široké údajové základny možno považovat za klíčový moment celé analýzy, a právě z tohoto důvodu byla dané problematice věnována náležitá pozornost⁴.

Data byla nakonec získána díky mimořádné vstřícnosti a velkému pochopení jisté organizace, která nám pro účely této práce zpřístupnila svoji mzdovou evidenci, samozřejmě za přísného dodržení naprosté anonymity jednotlivých údajů. Podle dohody jméno dané organizace v tomto textu vůbec nefiguruje, a v případě potřeby je nahrazeno označením „podnik X“.

⁴ Významným problémem při realizaci tohoto záměru se však ukázal naprosto negativní postoj všech postupně oslovených organizací k myšlence zpřístupnit údaje o mzdách svých pracovníků, i když pouze pro účely vědeckého zkoumání. Všeobecně lze konstatovat, že organizace si zcela striktně nepřejí, aby byly jejich mzdové evidence komukoli zpřístupněny k nahlédnutí, natož pak k následné práci s daty. Na jedné straně zde zřejmě hraje úlohu v našich podmínkách velmi zakořeněná obava ze zneužití poskytnutých údajů. Na druhou stranu lze však v některých případech předpokládat i důvody jiného charakteru. Obava ze zneužití dat je však na tomto místě bezpředmětná, a to vzhledem k bezvýhradně dodržované anonymitě jednotlivých údajů. Podnikům byla navíc nabídnuta i možnost skrytí jejího názvu v celém textu, avšak ani tento krok dlouho nevedl k úspěchu.

Pro účely statistické analýzy je pochopitelně nedostatečné zkoumat údaje za jediný rok, neboť v takovém případě není možno sledovat vývoj v čase. Se získáním empirických dat za delší časový úsek, řekněme alespoň pěti let, jsou však obvykle spjaty jisté obtíže. Jejich jádro většinou tkví ve skutečnosti, že meziroční srovnatelnost dat za delší časový úsek bývá v konkrétní organizaci často dosti problematickou záležitostí. V případě mzdové evidence podniku to souvisí zejména s poměrně častými a v některých případech velmi radikálními změnami metodiky, především pak vzhledem ke zpracování dat prostřednictvím různých počítačových programů.

Naším původním záměrem bylo zkoumání dat za pětileté období, avšak vzhledem k výše uvedeným okolnostem došlo posléze ke zredukování počtu sledovaných let. V této práci jsou tak použita data za tři po sobě jdoucí období, a to roky 2001, 2002 a 2003. V době získání údajů byl přitom rok 2003 nejnovějším dostupným obdobím. V letech před rokem 2001 byla v podniku používána odlišná metodika mzdové evidence a uvedení dat na porovnatelnou úroveň by bylo velmi obtížně proveditelné.

Podnik X je významným výrobním podnikem, řadícím se počtem pracovníků mezi podniky velké. V jednotlivých letech se počet jeho zaměstnanců, tedy rozsah námi zkoumaných souborů, pohyboval mezi 1 932 osobami v roce 2001 a 1 576 osobami v roce 2003. Soubory takovéto velikosti by měly být ze statistického hlediska dostatečné pro zajištění dobré vypovídací schopnosti vypočtených charakteristik a spolehlivosti učiněných závěrů.

Jak již bylo uvedeno, zdrojem zpracovávaných dat je mzdová evidence podniku X, a jde tedy o velmi rozsáhlé soubory dat, obsahující obrovské množství položek. Zpracování původních dat do takové formy, která umožní konkrétní výpočty a aplikaci statistických metod, by pochopitelně bylo nemyslitelné bez využití výpočetní techniky⁵.

⁵ Pro účely této práce byl zvolen počítačový program Excel, který byl v dané situaci shledán nejvhodnějším. Byly provedeny i pokusy využít speciální statistický software Statgraphics, avšak vzhledem k rozsáhlosti souborů a potřebě zpracování mnoha tabulek a grafů byl nakonec program Excel upřednostněn, jakožto operativnější.

Vzhledem k tomu, že mzdová evidence podniku zahrnovala i mzdy pracovníků, kteří neodpracovali za sledované období plný počet pracovních hodin, bylo nejprve třeba provést v tomto smyslu korektní úpravy. V takovéto situaci lze v zásadě postupovat dvojím způsobem. Buď pracovníky, kteří neodpracovali plný počet hodin, ze souboru vyloučit, nebo u nich provést přepočet na srovnatelnou úroveň. Vzhledem k tomu, že v prvním případě by došlo k poměrně značné ztrátě informací, byla zvolena možnost druhá.

Pokud by výše zmíněné úpravy prvotních dat nebyly provedeny, zcela nepochybně by to v negativním smyslu ovlivnilo všechny získané výsledky a závěry této práce. Lze logicky předpokládat, že skutečná diferenciací příjmů by v takovém případě byla značně nadhodnocena oproti reálnému stavu. Teprve po uvedení datových souborů za všechny tři sledované roky na srovnatelnou úroveň se přistoupilo k samotnému zpracování údajů.

Struktura souboru

Z předcházejících úvah je zřejmé, že vzhledem k našemu záměru porovnávat mzdovou diferenciací různých souborů pracovníků bylo nejprve nezbytné rozhodnout, jaké dílčí soubory pracovníků vytvořit, jinak řečeno podle jakých znaků základní soubor roztřídit. Nakonec byla zvolena následující tři kritéria:

- pohlaví
- nejvyšší dosažené vzdělání
- kombinace pohlaví se vzděláním .

Původně bylo zvažováno ještě použití dalšího třídícího kritéria, a to věku. Ten je nepochybně rovněž významným faktorem, spolupůsobícím na vývoj úrovně a diferenciací mezd. V tomto směru se však objevily značné problémy, vyplývající z charakteru a struktury prvotních dat, tedy mzdové evidence podniku. Ukázalo se totiž, že roztřídění pracovníků do věkových kategorií by bylo značně komplikované, neboť věk jako takový v této evidenci nefiguruje. Vzhledem k rozsáhlosti datových souborů za jednotlivé roky by bylo zařazení pracovníků do věkových skupin velice zdoluhavým procesem. Nakonec tedy bylo rozhodnuto použít pouze výše uvedených kritérií.

Proměnná pohlaví má pochopitelně dvě varianty, a to muž a žena, proměnná vzdělání má v našem případě v souladu s prvotní evidencí podniku X variant pět. Je to vzdělání základní, vyučení, střední vzdělání bez maturity, střední vzdělání s maturitou a vysokoškolské vzdělání. Roztříděním základního souboru podle výše uvedených znaků vzniklo 17 dílčích souborů, které jsou spolu se souborem základním předmětem naší analýzy.

Základní popisné charakteristiky

Jako základ pro další etapy této práce byly za pomoci programu Excel vypočteny pro všech 18 souborů potřebné popisné statistické charakteristiky. Jejich konstrukce a interpretace je blíže specifikována v kapitolách č. 6 a č. 7. Jedná se o následující charakteristiky:

- rozsah souboru n
- minimum $x_{\min}$
- maximum $x_{\max}$
- variační rozpětí $R = x_{\max} - x_{\min}$
- kvantily $x_{0,05}, x_{0,1}, \dots, x_{0,95}$
- medián $\tilde{x} = x_{0,5}$
- kvartilové rozpětí $R_q = x_{0,75} - x_{0,25}$
- modus $\hat{x}$
- aritmetický průměr $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
- rozptyl $\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$
- směrodatná odchylka $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$
- koeficient variace $V_x = \frac{\sigma_x}{\bar{x}}$
- koeficient šikmosti $\alpha = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{n\sigma_x^3}$

- kovariance hodnot a jejich logaritmů $\sigma_{x, \ln x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\ln x_i - \overline{\ln x})$

Vypočtené hodnoty výše uvedených charakteristik pro jednotlivé soubory ve sledovaných letech 2001 – 2003 jsou obsahem tabulek č. 1 – č. 12.

Tabulka č. 1: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		Počet osob	Modus	Medián	Průměr	Rozptyl	Směrodatná odchylka	Koeficient variace	Kovariance
Celkem v tom	Celkem	1 932	9 244	11 322	12 607	35 876 704	5 990	0,475	2 052
	Základní	420	8 787	9 130	9 828	8 463 259	2 909	0,296	747
	Vyučen(a)	1 054	10 706	11 490	12 379	18 518 308	4 303	0,348	1 388
	Střední bez maturity	32	11 388	11 246	12 812	66 035 840	8 126	0,634	3 130
	Střední s maturitou	383	12 169	12 710	14 330	36 318 844	6 027	0,421	2 050
	Vysokoškolské	43	22 915	25 252	29 848	311 702 665	17 655	0,591	8 922
Muži v tom	Celkem	1 094	11 306	12 623	14 279	45 618 951	6 754	0,473	2 261
	Základní	154	8 816	10 168	11 158	12 111 748	3 480	0,312	928
	Vyučen(a)	677	11 172	12 600	13 512	19 154 940	4 377	0,324	1 303
	Střední bez maturity	12	x	11 945	16 585	152 184 051	12 336	0,744	6 408
	Střední s maturitou	216	12 657	14 307	15 829	36 391 459	6 033	0,381	1 907
	Vysokoškolské	35	25 100	27 320	32 486	337 573 637	18 373	0,566	9 171
Ženy v tom	Celkem	838	8 614	9 668	10 425	14 774 962	3 844	0,369	1 139
	Základní	266	7 531	8 653	9 058	4 765 596	2 183	0,241	493
	Vyučen(a)	377	8 549	9 722	10 344	10 958 897	3 310	0,320	995
	Střední bez maturity	20	13 102	10 622	10 548	5 252 047	2 292	0,217	499
	Střední s maturitou	167	12 657	11 557	12 391	29 737 812	5 453	0,440	1 745
	Vysokoškolské	8	x	17 777	18 305	43 482 349	6 594	0,360	2 154

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 2: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		Počet osob	Minimum	Maximum	Variační rozpětí	Dolní kvartil	Horní kvartil	Kvartilové rozpětí	Koeficient šikmosti
Celkem	Celkem	1 932	4 498	88 909	84 411	9 018	14 312	5 294	3,83
	v tom	420	5 576	24 773	19 197	7 854	11 193	3 339	1,78
	Vyučen(a)	1 054	4 498	29 791	25 293	9 315	14 727	5 412	1,10
	Střední bez maturity	32	6 166	49 450	43 284	9 061	13 011	3 950	3,45
Muži	Střední s maturitou	383	5 834	52 255	46 421	10 750	16 004	5 254	2,14
	Vysokoškolské	43	9 248	88 909	79 661	18 020	39 116	21 096	1,47
	Celkem	1 094	6 130	88 909	82 779	10 291	16 205	5 914	3,85
	v tom	154	6 287	24 773	18 486	8 768	12 146	3 378	1,70
Ženy	Vyučen(a)	677	6 130	29 791	23 661	10 230	15 759	5 529	1,12
	Střední bez maturity	12	6 166	49 450	43 284	10 139	16 794	6 655	2,05
	Střední s maturitou	216	6 561	52 255	45 694	11 915	17 807	5 892	2,03
	Vysokoškolské	35	9 248	88 909	79 661	19 049	43 442	24 393	1,29
Ženy	Celkem	838	4 498	41 730	37 232	7 953	11 998	4 045	2,67
	v tom	266	5 576	18 516	12 940	7 361	10 553	3 192	1,00
	Vyučen(a)	377	4 498	22 626	18 128	7 944	12 093	4 149	0,90
	Střední bez maturity	20	6 226	13 918	7 692	9 034	12 740	3 706	- 0,21
	Střední s maturitou	167	5 834	41 730	35 896	9 323	13 056	3 733	2,88
	Vysokoškolské	8	10 655	26 353	15 698	12 679	23 801	11 122	0,08

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 3: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		5. perc.	10. perc.	15. perc.	20. perc.	25. perc.	30. perc.	35. perc.	40. perc.	45. perc.	50. perc.
Celkem	Celkem	6 813	7 475	8 169	8 619	9 018	9 467	9 974	10 401	10 899	11 322
	v tom	6 459	6 947	7 216	7 578	7 854	8 181	8 451	8 686	8 866	9 130
	Vyučen(a)	6 808	7 693	8 415	8 823	9 315	9 727	10 123	10 619	11 104	11 490
	Střední bez maturity	6 695	7 816	7 974	8 435	9 061	9 646	10 038	10 439	10 949	11 246
	Střední s maturitou	8 353	8 961	9 514	10 274	10 750	11 154	11 756	12 038	12 464	12 710
	Vysokoškolské	11 630	12 573	14 046	16 619	18 020	19 068	20 082	22 262	24 419	25 252
Muži	Celkem	8 169	8 833	9 318	9 881	10 291	10 866	11 293	11 673	12 107	12 623
	v tom	7 599	7 916	8 427	8 578	8 768	8 993	9 234	9 567	9 862	10 168
	Vyučen(a)	8 265	8 943	9 379	9 918	10 230	10 854	11 251	11 581	12 019	12 600
	Střední bez maturity	7 142	7 998	8 318	8 954	10 139	10 905	11 320	11 555	11 722	11 945
	Střední s maturitou	9 641	10 483	10 926	11 346	11 915	12 339	12 681	13 184	13 988	14 307
	Vysokoškolské	12 229	15 863	17 267	18 404	19 049	19 452	22 098	24 587	25 399	27 320
Ženy	Celkem	6 370	6 778	7 156	7 498	7 953	8 362	8 592	8 848	9 255	9 668
	v tom	6 348	6 539	7 001	7 162	7 361	7 637	7 893	8 147	8 412	8 653
	Vyučen(a)	6 272	6 656	7 070	7 436	7 944	8 286	8 505	8 833	9 195	9 722
	Střední bez maturity	7 037	7 730	7 965	8 330	9 034	9 462	9 751	9 984	10 186	10 622
	Střední s maturitou	7 044	8 358	8 664	9 085	9 323	9 819	10 206	10 635	11 048	11 557
	Vysokoškolské	11 256	11 858	12 394	12 536	12 679	12 839	13 043	13 246	14 688	17 777

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 4: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		55. perc.	60. perc.	65. perc.	70. perc.	75. perc.	80. perc.	85. perc.	90. perc.	95. perc.
Celkem	Celkem	11 781	12 242	12 868	13 487	14 312	15 385	16 661	18 418	22 654
	v tom	9 541	9 885	10 383	10 733	11 193	11 591	12 021	13 208	15 481
	Vyučen(a)	12 000	12 594	13 244	13 949	14 727	15 544	16 576	17 826	20 734
	Střední bez maturity	11 439	11 664	12 231	12 862	13 011	13 044	13 861	14 441	26 414
	Střední s maturitou	13 057	13 585	14 304	14 977	16 004	17 155	18 546	22 354	26 717
Muži	Vysokoškolské	25 804	27 331	28 635	32 779	39 116	43 566	45 137	50 162	61 531
	Celkem	13 236	13 922	14 474	15 293	16 205	17 224	18 643	21 152	25 143
	v tom	10 717	11 211	11 599	11 738	12 146	12 933	14 068	15 723	17 308
	Základní	13 112	13 695	14 189	15 005	15 759	16 637	17 639	19 773	22 027
	Vyučen(a)	12 195	12 664	13 229	14 051	16 794	21 842	25 806	29 150	38 620
Ženy	Střední bez maturity	14 796	15 333	16 243	16 917	17 807	18 977	21 448	23 327	27 831
	Střední s maturitou	28 111	30 418	33 919	39 428	43 442	44 725	48 966	57 041	65 170
	Vysokoškolské	10 072	10 565	10 964	11 405	11 998	12 628	13 249	14 547	16 569
	Celkem	8 826	9 154	9 603	9 988	10 553	10 908	11 249	11 887	13 098
	v tom	10 053	10 474	10 928	11 498	12 093	13 049	14 188	15 416	16 653
	Základní	11 029	11 218	11 443	11 891	12 740	12 961	13 033	13 126	13 834
	Vyučen(a)	11 869	12 328	12 609	12 787	13 056	13 333	14 247	15 935	22 530
	Střední bez maturity	20 867	22 402	22 769	23 136	23 801	24 585	25 368	25 742	26 048
	Střední s maturitou									
	Vysokoškolské									

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 5: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		Počet osob	Modus	Medián	Průměr	Rozptyl	Směrodatná odchylka	Koeficient variace	Kovariance
Celkem v tom	Celkem	1 635	11 448	12 039	14 183	76 169 436	8 729	0,615	3 197
	Základní	350	9 749	9 971	10 568	8 792 664	2 965	0,281	723
	Vyučen(a)	861	11 958	12 105	13 028	18 894 136	4 347	0,334	1 326
	Střední bez maturity	27	10 987	11 179	14 612	117 703 320	10 849	0,742	4 935
	Střední s maturitou	352	13 260	14 003	16 961	87 991 752	9 380	0,553	3 726
Muži v tom	Vysokoškolské	45	28 337	36 138	42 428	611 354 726	24 726	0,583	12 403
	Celkem	934	10 475	13 826	16 373	106 767 066	10 333	0,631	3 896
	Základní	128	9 507	11 167	11 905	11 925 592	3 453	0,290	872
	Vyučen(a)	557	12 004	13 391	14 223	19 554 224	4 422	0,311	1 239
	Střední bez maturity	7	x	11 803	23 215	355 340 675	18 850	0,812	12 411
Ženy v tom	Střední s maturitou	202	13 338	16 319	19 133	103 677 500	10 182	0,532	3 956
	Vysokoškolské	40	23 406	39 317	45 473	599 672 199	24 488	0,539	11 112
	Celkem	701	10 916	10 519	11 266	20 645 205	4 544	0,403	1 325
	Základní	222	8 616	9 497	9 797	5 400 157	2 324	0,237	496
	Vyučen(a)	304	11 227	10 509	10 638	10 310 610	3 211	0,302	896
	Střední bez maturity	20	9 195	10 851	11 600	12 041 608	3 470	0,299	933
	Střední s maturitou	150	13 203	12 270	14 037	52 421 696	7 240	0,516	2 551
	Vysokoškolské	5	x	15 312	18 068	43 649 369	6 607	0,366	1 908

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 6: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		Počet osob	Minimum	Maximum	Variační rozpětí	Dolní kvartil	Horní kvartil	Kvartilové rozpětí	Koeficient šikmosti
Celkem	Celkem	1 635	5 974	143 988	138 014	9 804	15 578	5 774	5,11
	v tom	350	5 974	25 646	19 672	8 640	11 662	3 022	1,81
	Vyučen(a)	861	5 987	37 587	31 600	10 072	15 248	5 176	1,27
	Střední bez maturity	27	6 561	57 982	51 421	9 483	14 021	4 538	2,97
	Střední s maturitou	352	6 702	75 413	68 711	11 799	18 837	7 038	2,69
Muži	Vysokoškolské	45	11 409	143 988	132 579	24 578	54 627	30 049	1,77
	Celkem	934	6 212	143 988	137 776	11 219	17 492	6 273	4,66
	v tom	128	7 382	25 646	18 264	9 593	13 364	3 771	1,56
	Vyučen(a)	557	6 212	37 587	31 375	11 142	16 248	5 106	1,35
	Střední bez maturity	7	8 258	57 982	49 724	9 469	32 762	23 293	1,18
Ženy	Střední s maturitou	202	7 306	75 413	68 107	13 289	20 268	6 979	2,58
	Vysokoškolské	40	15 098	143 988	128 890	25 137	57 981	32 844	1,82
	Celkem	701	5 974	54 917	48 943	8 674	12 384	3 710	3,75
	v tom	222	5 974	25 054	19 080	8 132	10 912	2 780	1,74
	Základní	304	5 987	24 343	18 356	8 349	12 224	3 875	0,90
	Střední bez maturity	20	6 561	21 070	14 509	9 567	13 067	3 500	1,02
	Střední s maturitou	150	6 702	54 917	48 215	10 171	13 989	3 818	2,99
	Vysokoškolské	5	11 409	26 644	15 235	13 550	23 425	9 875	0,54

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 7: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		5. perc.	10. perc.	15. perc.	20. perc.	25. perc.	30. perc.	35. perc.	40. perc.	45. perc.	50. perc.
Celkem	Celkem	7 406	8 239	8 860	9 400	9 804	10 278	10 757	11 213	11 598	12 039
	v tom										
	Základní	7 009	7 676	7 996	8 321	8 640	8 812	9 119	9 514	9 690	9 971
	Vyučen(a)	7 289	8 308	9 047	9 631	10 072	10 455	10 986	11 340	11 705	12 105
	Střední bez maturity	7 451	7 938	8 256	8 529	9 483	10 254	10 501	10 521	10 581	11 179
	Střední s maturitou	8 949	9 636	10 325	11 101	11 799	12 199	12 715	13 136	13 537	14 003
	Vysokoškolské	15 141	18 832	22 406	23 896	24 578	25 105	27 832	31 736	34 744	36 138
Muži	Celkem	8 930	9 575	10 006	10 585	11 219	11 689	12 139	12 706	13 219	13 826
	v tom										
	Základní	8 213	8 642	8 813	9 279	9 593	9 645	9 833	10 138	10 694	11 167
	Vyučen(a)	9 085	9 684	10 064	10 509	11 142	11 572	12 008	12 375	12 843	13 391
	Střední bez maturity	8 280	8 302	8 324	8 787	9 469	10 151	10 726	11 085	11 444	11 803
	Střední s maturitou	9 644	11 126	11 970	12 731	13 289	13 720	14 311	15 024	15 721	16 319
	Vysokoškolské	19 765	23 184	24 261	24 680	25 137	30 826	32 622	35 998	37 647	39 317
Ženy	Celkem	6 812	7 294	7 809	8 198	8 674	8 940	9 400	9 741	10 167	10 519
	v tom										
	Základní	6 754	7 216	7 681	7 963	8 132	8 472	8 700	8 848	9 108	9 497
	Vyučen(a)	6 725	7 093	7 413	7 853	8 349	8 776	9 099	9 642	10 167	10 509
	Střední bez maturity	7 392	7 482	8 126	9 101	9 567	10 178	10 466	10 511	10 521	10 851
	Střední s maturitou	8 183	9 085	9 477	9 870	10 171	10 638	11 353	11 661	12 048	12 270
	Vysokoškolské	11 837	12 265	12 694	13 122	13 550	13 902	14 255	14 607	14 960	15 312

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 8: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		55. perc.	60. perc.	65. perc.	70. perc.	75. perc.	80. perc.	85. perc.	90. perc.	95. perc.
Celkem	Celkem	12 543	13 209	13 923	14 608	15 578	16 613	17 927	20 541	25 984
	v tom									
	Základní	10 342	10 652	10 902	11 353	11 662	12 081	12 999	14 092	16 055
	Vyučen(a)	12 548	13 219	13 937	14 551	15 248	16 130	16 846	18 166	21 513
	Střední bez maturity	11 866	12 031	12 111	13 062	14 021	15 340	16 882	25 022	33 487
Muži	Střední s maturitou	14 839	15 573	16 285	17 731	18 837	20 012	21 732	26 583	36 930
	Vysokoškolské	39 129	42 698	49 596	50 792	54 627	60 547	63 497	68 492	77 848
	Celkem	14 408	15 028	15 741	16 585	17 492	18 966	20 872	23 629	32 277
	v tom									
	Základní	11 473	11 712	12 091	12 820	13 364	14 002	15 167	16 518	17 465
Ženy	Vyučen(a)	13 912	14 443	14 972	15 546	16 248	16 830	17 908	20 223	23 340
	Střední bez maturity	17 547	23 290	29 034	31 674	32 762	33 849	36 915	43 937	50 960
	Střední s maturitou	17 517	18 116	18 993	19 803	20 268	21 511	23 695	30 750	40 721
	Vysokoškolské	42 763	49 189	50 691	53 807	57 981	62 046	65 695	70 212	79 946
	Celkem	10 871	11 209	11 551	11 962	12 384	13 147	14 058	15 668	17 410
	Základní	9 796	10 120	10 425	10 725	10 912	11 350	11 790	12 374	14 078
	Vyučen(a)	10 921	11 150	11 495	11 739	12 224	13 025	14 317	15 984	17 179
	Střední bez maturity	11 554	12 025	12 070	12 395	13 067	13 492	14 983	15 546	16 649
	Střední s maturitou	12 569	13 038	13 281	13 605	13 989	15 176	16 037	20 026	28 149
	Vysokoškolské	16 935	18 557	20 180	21 802	23 425	24 069	24 713	25 357	26 000

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 9: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		Počet osob	Modus	Medián	Průměr	Rozptyl	Směrodatná odchylka	Koeficient variace	Kovariance
Celkem	Celkem	1 576	11 306	11 734	13 394	54 911 316	7 410	0,553	2 412
	v tom	332	11 045	10 149	10 527	8 919 877	2 987	0,284	739
	Vyučen(a)	811	11 286	11 543	12 276	12 280 914	3 644	0,297	1 004
	Střední bez maturity	50	11 811	13 058	15 324	51 886 389	7 203	0,470	2 953
	Střední s maturitou	343	11 723	13 761	15 943	53 824 414	7 337	0,460	2 510
	Vysokoškolské	40	21 971	29 449	35 589	665 741 217	25 802	0,725	14 227
Muži	Celkem	874	11 530	13 443	15 358	75 894 844	8 712	0,567	2 899
	v tom	119	8 874	11 310	12 032	12 902 871	3 592	0,299	922
	Vyučen(a)	512	11 492	12 709	13 319	13 717 445	3 704	0,278	953
	Střední bez maturity	23	13 194	19 659	19 868	64 738 253	8 046	0,405	3 182
	Střední s maturitou	186	14 246	16 778	18 164	46 952 558	6 852	0,377	2 173
	Vysokoškolské	34	32 471	30 364	39 308	688 895 187	26 247	0,668	13 337
Ženy	Celkem	702	11 066	10 652	10 950	18 064 820	4 250	0,388	1 075
	v tom	213	11 032	9 776	9 687	4 764 932	2 183	0,225	466
	Vyučen(a)	299	11 210	10 393	10 492	7 514 143	2 741	0,261	671
	Střední bez maturity	27	11 174	11 327	11 753	9 177 388	3 029	0,258	804
	Střední s maturitou	157	11 684	11 868	13 312	49 472 502	7 034	0,528	2 066
	Vysokoškolské	6	x	13 847	14 516	19 148 173	4 376	0,301	1 003

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 10: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		Počet osob	Minimum	Maximum	Variační rozpětí	Dolní kvartil	Horní kvartil	Kvartilové rozpětí	Koeficient šikmosti
Celkem	Celkem	1 576	3 080	120 847	117 767	9 708	14 697	4 989	6,25
	v tom	332	6 130	26 570	20 440	8 552	11 718	3 166	1,89
	Vyučen(a)	811	6 080	29 350	23 270	9 663	14 121	4 458	1,15
	Střední bez maturity	50	6 087	39 775	33 688	10 984	18 095	7 111	1,30
	Střední s maturitou	343	7 292	79 011	71 719	11 641	18 580	6 939	3,13
Muži	Vysokoškolské	40	10 338	120 847	110 509	19 432	42 060	22 628	1,95
	Celkem	874	6 711	120 847	114 136	11 112	16 813	5 701	5,78
	v tom	119	6 870	26 570	19 700	9 392	13 476	4 084	1,79
	Vyučen(a)	512	6 711	29 350	22 639	10 775	15 242	4 467	1,16
	Střední bez maturity	23	6 990	39 775	32 785	12 787	25 849	13 062	0,53
Ženy	Střední s maturitou	186	8 822	44 754	35 932	13 676	20 224	6 548	1,76
	Vysokoškolské	34	12 014	120 847	108 833	23 473	42 163	18 690	1,86
	Celkem	702	6 080	79 011	72 931	8 635	11 937	3 302	7,11
	v tom	213	6 130	21 527	15 397	7 925	11 027	3 102	1,06
	Vyučen(a)	299	6 080	23 946	17 866	8 444	11 720	3 276	1,05
	Střední bez maturity	27	6 087	18 368	12 281	9 318	13 653	4 335	0,11
	Střední s maturitou	157	7 292	79 011	71 719	10 452	13 515	3 063	5,99
	Vysokoškolské	6	10 338	22 557	12 219	11 739	15 063	3 324	1,45

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 11: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		5. perc.	10. perc.	15. perc.	20. perc.	25. perc.	30. perc.	35. perc.	40. perc.	45. perc.	50. perc.
Celkem	Celkem	7 383	8 101	8 810	9 337	9 708	10 286	10 801	11 080	11 407	11 734
	v tom	6 758	7 387	7 727	8 100	8 552	8 838	9 314	9 610	9 954	10 149
	Vyučen(a)	7 383	8 135	8 821	9 382	9 663	10 190	10 722	11 039	11 312	11 543
	Střední bez maturity	7 245	7 678	8 255	10 615	10 984	11 599	11 797	12 203	12 604	13 058
	Střední s maturitou	8 949	9 663	10 690	11 365	11 641	11 939	12 370	12 895	13 373	13 761
	Vysokoškolské	11 967	13 931	15 294	17 873	19 432	22 205	23 111	24 056	25 267	29 449
Muži	Celkem	8 707	9 479	9 939	10 701	11 112	11 535	11 936	12 370	12 919	13 443
	v tom	8 011	8 636	8 826	9 040	9 392	9 915	10 228	10 773	11 003	11 310
	Základní	8 596	9 447	9 678	10 222	10 775	11 152	11 445	11 807	12 247	12 709
	Vyučen(a)	11 720	11 829	12 137	12 413	12 787	13 140	14 029	14 849	17 046	19 659
	Střední bez maturity	11 015	11 831	12 174	12 989	13 676	14 103	14 486	15 122	16 026	16 778
	Střední s maturitou	16 505	18 310	19 504	22 168	23 473	24 144	25 267	29 384	30 136	30 364
	Vysokoškolské	6 807	7 376	7 796	8 162	8 635	9 058	9 435	9 781	10 205	10 652
Ženy	Celkem	6 603	7 126	7 389	7 691	7 925	8 171	8 598	9 052	9 447	9 776
	v tom	6 776	7 172	7 758	7 980	8 444	8 802	9 152	9 504	9 857	10 393
	Základní	7 223	7 515	7 678	8 049	9 318	10 128	10 717	10 919	10 986	11 327
	Střední bez maturity	8 173	8 949	9 326	9 663	10 452	10 815	11 332	11 504	11 648	11 868
	Střední s maturitou	10 521	10 704	10 888	11 071	11 739	12 407	13 075	13 743	13 795	13 847
	Vysokoškolské										

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 12: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 – charakteristiky

Kategorie vzdělání		55. perc.	60. perc.	65. perc.	70. perc.	75. perc.	80. perc.	85. perc.	90. perc.	95. perc.
Celkem	Celkem	12 148	12 715	13 338	13 893	14 697	15 871	16 978	19 167	23 588
	v tom									
	Základní	10 624	10 843	11 039	11 292	11 718	12 081	12 814	13 638	15 881
	Vyučen(a)	11 923	12 414	12 942	13 550	14 121	14 931	15 921	16 808	18 825
	Střední bez maturity	13 412	14 221	14 879	15 172	18 095	21 389	24 560	26 824	28 422
	Střední s maturitou	14 382	15 135	16 421	17 387	18 580	19 481	20 859	22 913	29 376
	Vysokoškolské	30 293	30 860	35 221	38 923	42 060	42 436	44 693	65 735	101 647
Muži	Celkem	13 876	14 440	15 178	16 036	16 813	17 852	19 560	22 345	27 899
	v tom									
	Základní	11 832	12 113	12 557	13 117	13 476	14 100	15 104	16 154	17 227
	Vyučen(a)	13 212	13 605	13 976	14 575	15 242	16 029	16 766	17 607	20 734
	Střední bez maturity	21 210	23 071	24 297	24 855	25 849	26 975	27 532	28 742	29 017
	Střední s maturitou	17 561	18 286	18 834	19 421	20 224	21 166	22 781	26 844	30 781
	Vysokoškolské	32 029	36 182	39 525	42 050	42 163	43 489	51 880	77 618	102 224
Ženy	Celkem	10 890	11 129	11 373	11 641	11 937	12 582	13 294	14 378	16 191
	v tom									
	Základní	9 997	10 165	10 637	10 851	11 027	11 191	11 517	11 799	12 957
	Vyučen(a)	10 795	11 012	11 181	11 444	11 720	12 117	12 913	14 115	15 915
	Střední bez maturity	11 810	12 299	12 760	13 194	13 653	14 152	14 302	15 036	15 296
	Střední s maturitou	12 206	12 569	12 972	13 292	13 515	14 303	15 381	17 508	22 586
	Vysokoškolské	13 899	13 951	14 322	14 692	15 063	15 433	17 214	18 995	20 776

Zdroj: vlastní výpočet

5. Zpracování dat do formy rozdělení četností

Jak již bylo uvedeno, je mzda pracovníků numerická, resp. kardinální proměnná, a jako taková většinou nabývá v reálném souboru dat za podnik velkého množství variant. Právě z tohoto důvodu bývá nezbytné zpracovávané údaje vhodným způsobem zpřehlednit. Jednou z obvykle používaných forem zpřehlednění je sestavení tabulky intervalového rozdělení četností.

Podstatou tohoto postupu je vědomé zanedbání odlišností mezi sobě blízkými variantami proměnné, a to prostřednictvím rozdělení variačního rozpětí na určitý počet disjunktních intervalů. Jinak řečeno, jistý počet sobě blízkých obměn sloučíme vždy do jednoho intervalu, přičemž varianty náležející do jednoho intervalu považujeme za ekvivalentní a při výpočtech je zastupujeme středem daného intervalu. Při výše popsaném postupu je pochopitelně jedním z nejvýznamnějších úkolů stanovení vhodného počtu intervalů a tím i jejich délky.

5.1 Volba optimálního počtu intervalů

Stanovení nejvhodnějšího počtu intervalů je poměrně komplikované, a to zejména vzhledem k neexistenci striktního pravidla, univerzálně použitelného pro jakoukoli situaci. Přesto je samozřejmě nutné se s tímto problémem vyrovnat a za daných konkrétních podmínek vždy zvolit co možná nejlepší řešení. V odborné literatuře se lze setkat s mnoha přibližnými vzorci, které umožňují stanovit vhodný počet intervalů, přičemž větší význam je všeobecně přikládán těm, které berou v potaz rozsah souboru n ⁶.

Patrně nejčastěji je používáno Sturgessovo pravidlo, které přináší při praktické aplikaci poměrně uspokojivé výsledky, a to zvláště pro soubory většího rozsahu. Tento vzorec vychází z Pascalova trojúhelníku a jeho přibližná formulace je

$$k \approx 1 + 3,3 \log_{10} n, \quad (5.1)$$

⁶ Kaňok, M.: Statistické metody v marketingu, str. 28.

kde k je počet tříd

n je rozsah souboru .

Při zpracování středně velkých souborů dat je možno použít pro stanovení vhodného počtu intervalů rovněž vzorec

$$k = 5 \cdot \log n , \quad (5.2)$$

kde k je počet tříd

n je rozsah souboru .

V případě práce se soubory menšího rozsahu bývá v literatuře často označován za vhodnější např. vzorec

$$k = \sqrt{n} , \quad (5.3)$$

kde k je počet tříd

n je rozsah souboru .

Stanovení optimálního počtu intervalů je přitom do značné míry spíše záležitostí subjektivní úvahy, která by vždy měla vycházet z potřeb konkrétní analýzy. Intervaly mohou být obecně různě dlouhé, většinou je však upřednostňováno třídění dat do intervalů o konstantní délce. Takovýto postup má totiž určité výhody z hlediska dalšího zpracování a je preferován zejména u souměrných rozdělení četností. V případě některých asymetrických rozdělení bývá považováno za vhodnější volit nestejnou délku intervalu, avšak při takovém postupu je třeba značné obezřetnosti, vzhledem k mimořádně silnému prvku subjektivity⁷.

Nelze opomenout, že významnou formou zpřehlednění dat, která často doprovází konstrukci intervalového rozdělení četností, je jejich vizualizace prostřednictvím grafického zobrazení. Vhodným způsobem grafického znázornění intervalového rozdělení četností je histogram četností. Tento sloupkový graf sestává z obdélníků, jejichž obsahy jsou úměrné četnostem příslušných intervalů. V případě stejné délky intervalů mluvíme o histogramu ekvidistantním, pracujeme-li s intervaly různě dlouhými, jedná se o histogram neekvidistantní.

⁷ Kaňok, M.: Statistické metody v marketingu, str. 29.

Lze konstatovat, že výše uvedené způsoby zpracování dat numerické proměnné do intervalového rozdělení četností mnohdy nevedou v důsledku své subjektivity k příliš jednoznačné představě o objektivním tvaru daného rozdělení. Podle našeho názoru lze získat poněkud objektivnější pohled na tvar intervalového rozdělení četností v případě, že ke stanovení hranic intervalů použijeme kvantily. Právě tento postup je aplikován na námi zpracovávané datové soubory.

5.2 Konstrukce rozdělení na podkladě kvantilů

Jak již bylo uvedeno, ke třídění našich podnikových dat bylo po zvážení situace rozhodnuto použít rozdělení, založeného na určitém druhu kvantilů. Toto řešení bylo z výše zmíněných důvodů upřednostněno před klasickým intervalovým rozdělením četností se stejnými intervaly, jehož subjektivita při stanovení hranic intervalů se odráží v rozdílných výsledných tvarech rozdělení četností, a v důsledku může vést k poměrně značné deformaci našich představ a úsudků. Zvolený postup v zásadě vede k vytvoření různě dlouhých intervalů, přičemž četnost každého intervalu je konstantní. Vzhledem k tomu, že hranicemi intervalů jsou kvantily, je konstrukce takového rozdělení svým způsobem objektivizována. To však pochopitelně neznamená, že nemůže dojít k určitým deformacím, a to zejména v případě souborů malého rozsahu.

Je zřejmé, že v této situaci nehraje velikost souboru tak významnou roli, jako v případě klasického intervalového rozdělení četností, neboť volba konkrétního druhu kvantilů nám dává možnost ovlivnit obsazení, tj. četnost jednotlivých intervalů. Hledání objektivně nejlepší varianty intervalového rozdělení, sestaveného na podkladě kvantilů, je věnována následující kapitole předkládané práce. Stanovení optimálního počtu intervalů je v tomto případě totožné s volbou nejvhodnějšího druhu kvantilů, neboť právě tato volba se projeví ve výsledném počtu intervalů a zásadně ovlivní objektivitu našeho pohledu.

Snaha o konstrukci maximálně objektivních intervalových rozdělení mezd pracovníků je v našem případě motivována potřebou zkonstruovat na základě těchto rozdělení, resp. na podkladě zvolených druhů kvantilů neekvidistantní histogramy, které nám poskytnou v rámci daných možností co nejobjektivnější pohled na tvar daného rozdělení mezd. Obecně lze

konstatovat, že příliš malý počet intervalů vede k velice hrubému a zjednodušenému pohledu na rozdělení četností zkoumaného znaku, což samozřejmě platí i při konstrukci kvantilových rozdělení. V takovém případě totiž nevyhnutelně dochází ke stírání charakteristických rysů daného znaku, což je ze statistického hlediska zcela nežádoucí efekt. Vzhledem ke sledovanému cíli, kterým je objektivní posouzení tvaru mzdových rozdělení, je totiž nezbytné, aby grafické zobrazení, v tomto případě histogram, zkonstruovaný na základě minima, maxima a zvoleného druhu kvantilů, dalo vyniknout právě charakteristickým zvláštnostem zkoumaného znaku.

To samozřejmě není při nedostatečném počtu intervalů dost dobře možné. Intervaly mezi jednotlivými kvantily jsou v takovém případě většinou příliš dlouhé a variabilita hodnot, náležejících do jednoho intervalu, je často neúnosně vysoká. Dochází k přílišnému zjednodušení našeho pohledu a k potlačení a negování významných rysů zkoumaného souboru dat. Závažným nedostatkem v tomto směru je rovněž skutečnost, že při eventuálním objektivně daném dvou či vícevrcholovém rozdělení s vrcholy uvnitř variačních oborů není vůbec možné tento fakt odhalit.

Protipólem nedostatečného počtu intervalů je extrém opačný, tedy situace, kdy zvolený počet intervalů je příliš velký. V takovém případě rovněž není možno správně postihnout důležité zákonitosti, charakteristické pro daný soubor, a to především vzhledem k rozmělněnosti informace, obsažené ve zkoumaných datech. Přílišná roztříštěnost údajů také většinou neumožňuje provedení kvalitní analýzy.

Na tomto místě bychom rádi připomenuli, že při modelování příjmových rozdělení je v současnosti za nejvhodnější pravděpodobnostní model považováno logaritmicko-normální rozdělení, které je asymetrické, kladně sešikmené a má jeden vrchol. V případě optimálně zvoleného počtu intervalů lze tedy logicky předpokládat, že by tvar vytvořeného intervalového rozdělení četností měl přibližně odpovídat těmto teoretickým předpokladům. To platí pochopitelně i pro rozdělení, zkonstruovaná na podkladě kvantilů.

Vraťme se proto nyní k problematice stanovení vhodného druhu kvantilů pro konstrukci konkrétních rozdělení. Z logického hlediska není důvodu, proč by se ke stanovení optimálního počtu intervalů a tím i vhodného druhu kvantilů, nedalo použít Sturgessova pravidla podle vzorce (5.1). Je však třeba vzít v potaz, že zkoumané datové soubory za roky

2001 - 2003 se vzájemně velmi liší svým rozsahem n , to znamená počtem pracovníků, náležejících do jednotlivých souborů. Tak například v roce 2001 byl rozsah největšího z osmnácti vytvořených souborů 1 635 osob, zatímco nejmenší soubor měl rozsah pouze 5 osob. Velmi podobná je situace i v ostatních letech sledovaného období.

Na první pohled je tedy zřejmé, že nelze stanovit „společný“ optimální počet intervalů tak, aby vyhovoval pro všechny dílčí soubory v daném roce. Nabízí se samozřejmě možnost, použít pro každý soubor takový počet intervalů, který přímo koresponduje se Sturgessovým pravidlem. V takovém případě by bylo nutno vypočítat kvantily příslušného typu individuálně pro každý soubor, avšak tento postup je do značné míry těžkopádný a poměrně zdlouhavý. Vzhledem k výše zmíněné skutečnosti, že Sturgessovo pravidlo není závazným předpisem, bylo rozhodnuto postupovat poněkud volnějším způsobem. Ten je demonstrován nejprve na datech za rok 2001, který je výchozím rokem zkoumaného období, a následně uplatněn i pro roky 2002 a 2003. Potřebné údaje pro jednotlivé roky jsou uvedeny v tabulkách č. 13 - č. 15.

Před samotným stanovením optimálního počtu intervalů pro jednotlivé soubory však je třeba řešit problém, související s již dříve zmíněným nedostatečným rozsahem některých dílčích souborů. Jde o soubory menší než 30 jednotek, u nichž nelze ze statistického hlediska hovořit o hromadném jevu a provedené výpočty a úvahy proto nemají potřebnou vypovídací schopnost. Jak již bylo řečeno, lze sice při třídění reálných podnikových dat vznik takovýchto souborů předpokládat, bohužel však dost dobře není možno se ho vyvarovat. V případě námi zpracovávaných dat vzniklo po provedení třídění celkem deset souborů o rozsahu menším než 30 jednotek, z toho tři v roce 2001, čtyři v roce 2002 a tři v roce 2003.

Nejjednodušším řešením, které se nám nabízí, je úplné vyloučení takovýchto souborů ze zpracování. Avšak vzhledem k tomu, že uvedené počty malých souborů jsou v našem případě relativně vysoké a při jejich vyloučení by došlo k poměrně značné ztrátě informací, bylo po zvážení všech okolností a po provedení některých pomocných propočtů rozhodnuto postupovat následovně. Pro účely této práce budeme za extrémně malé soubory považovat takové, jejichž rozsah je 15 a méně jednotek, takže ze zpracování vyloučíme pouze 5 nejmenších souborů.

V roce 2001 jsme tak výše uvedeným způsobem vyloučili ze zpracování dva soubory, a to muže se středním vzděláním bez maturity a ženy se vzděláním vysokoškolským. Nyní

stanovíme vhodný počet intervalů podle Sturgessova pravidla. Jak vidíme v tabulce č. 13, ve dvanácti souborech se počet intervalů pohybuje v rozmezí 8 až 12, ve čtyřech souborech je 5 nebo 6. V prvním případě budeme tedy považovat za únosné sestavit rozdělení na pokladě decilů, pro druhou skupinu souborů pak rozdělení na podkladě kvintilů. Na základě takto zvoleného druhu kvantilů pak zkonstruujeme pro jednotlivé soubory neekvidistantní histogramy, které přispějí k co možno neobjektivnějšímu pohledu na tvar rozdělení mezd. Otázkou pochopitelně je, do jaké míry ovlivní výše uvedené zjednodušení kvalitu získaných výsledků. V zásadě existují následující možnosti, které je třeba vzít v potaz.

Za prvé: zvolený počet intervalů koresponduje se Sturgessovým pravidlem. Pak lze celkem oprávněně předpokládat, že počet takto vzniklých vrcholů kvantilových rozdělení je dán objektivně, tedy že je určen strukturou zkoumaného souboru. Příkladem může být soubor žen celkem o rozsahu 838 osob, kde při aplikaci výše uvedeného postupu vzniklo třívrcholové rozdělení. K objektivním faktorům, které působí značnou heterogenost tohoto souboru, může patřit například věková struktura souboru apod..

Za druhé: zvolený počet intervalů je nižší než stanovuje Sturgessovo pravidlo (v tomto konkrétním případě maximálně o dva intervaly). Lze tedy předpokládat, že nedochází ke zkreslování reality vlivem nadměrného rozmělnění informace. I za této situace lze tak vznik vícevrcholových rozdělení zřejmě považovat za objektivně zdůvodnitelný. Jako příklad lze uvést soubor pracovníků celkem, kde konstrukce rozdělení na základě decilů vede ke vzniku dvouvrcholového rozdělení. Nabízí se logické vysvětlení nehomogenosti tohoto souboru, kterou je smíšenost podle pohlaví. Nelze však pochopitelně vyloučit ani vliv dalších faktorů.

Za třetí: zvolený počet intervalů je vyšší než stanovuje Sturgessovo pravidlo. V takovém případě obecně nelze vyloučit, že vícevrcholové rozdělení nemá objektivní charakter, ale vzniklo příliš velkou roztržitostí údajů, díky které nabyly vrchu některé jednotlivé zvláštnosti na úkor charakteristických vlastností. Avšak vzhledem k tomu, že jsme ze zpracování vyloučili soubory s patnácti a méně jednotkami, nepřichází tato situace v našem případě reálně v úvahu.

V tabulce č. 13 jsou pro rok 2001 kromě počtu statistických jednotek v jednotlivých zkoumaných souborech a počtu intervalů, stanoveného podle Sturgessova pravidla, uvedeny také počty vrcholů rozdělení, které v jednotlivých případech vzniknou při použití decilů, resp.

kvintilů, jako hranic intervalů. Jednotlivá intervalová rozdělení, vytvořená na základě zvolených druhů kvantilů, na tomto místě nebudeme uvádět vzhledem k jejich vysokému počtu.

Tabulka č. 13: Počty intervalů a vrcholů rozdělení - rok 2001

Soubor		Počet osob	Počet interv. podle Sturg. prav.	Počet vrcholů rozdělení z	
				decilů	kvintilů
Pracovníci celkem		1 932	12	2	
v tom vzdělání	základní	420	10	1	
	vyučen(a)	1 054	11	1	
	střední bez maturity	32	6		1
	střední s maturitou	383	10	2	
	vysokoškolské	43	6		1
Muži celkem		1 094	11	1	
v tom vzdělání	základní	154	8	2	
	vyučen(a)	677	10	1	
	střední bez maturity	12	x	x	x
	střední s maturitou	216	9	3	
	vysokoškolské	35	6		1
Ženy celkem		838	11	3	
v tom vzdělání	základní	266	9	2	
	vyučen(a)	377	10	3	
	střední bez maturity	20	5		2
	střední s maturitou	167	8	2	
	vysokoškolské	8	x	x	x

Zdroj: vlastní výpočet

Jak vyplývá z tabulky č. 13, jednovrcholová rozdělení vznikla pouze v sedmi souborech, dvouvrcholová rozdělení v šesti souborech a ve zbylých třech souborech vznikla rozdělení třívrcholová. Reálná rozdělení, vytvořená z našich konkrétních podnikových údajů, odpovídají tedy výše zmíněnému jednovrcholovému modelu, představovanému logaritmicko-normálním rozdělením, pouze v méně než polovině případů. Není to nijak překvapující zjištění, neboť při práci s reálnými daty dochází k poměrně výrazným odchylkám od teoretických modelů dosti často. Jedním z důvodů je nepochybně relativně malý rozsah zkoumaných souborů.

Totožný postup pro určení vhodného druhu kvantilů, resp. optimálního počtu intervalů, jaký byl aplikován na data za rok 2001, je použit i pro další dva roky zkoumaného období. Vzhledem k tomu, že struktura a charakter údajů za roky 2002 a 2003 jsou obdobné jako v roce 2001, není důvodu tento postup měnit. Údaje, získané výše popsaným způsobem, jsou uvedeny v tabulkách č. 14 a č. 15. Je tak možno posoudit, jak se situace v jednotlivých letech zkoumaného období vyvíjela a zjistit případné zvláštnosti a anomálie.

Tabulka č. 14: Počty intervalů a vrcholů rozdělení - rok 2002

Soubor		Počet osob	Počet interv. podle Sturg. prav.	Počet vrcholů rozdělení z	
				decilů	kvintilů
Pracovníci celkem		1 635	12	2	
v tom vzdělání	základní	350	9	2	
	vyučen(a)	861	11	2	
	střední bez maturity	27	6		2
	střední s maturitou	352	9	1	
	vysokoškolské	45	6		1
Muži celkem		934	11	2	
v tom vzdělání	základní	128	8	2	
	vyučen(a)	557	10	2	
	střední bez maturity	7	x	x	x
	střední s maturitou	202	9	3	
	vysokoškolské	40	6		2
Ženy celkem		701	10	2	
v tom vzdělání	základní	222	9	2	
	vyučen(a)	304	9	3	
	střední bez maturity	20	5		1
	střední s maturitou	150	8	3	
	vysokoškolské	5	x	x	x

Zdroj: vlastní výpočet

V roce 2002 byly z důvodu nedostatečného rozsahu vyloučeny ze zpracování dva soubory, a to muži se středním vzděláním bez maturity a ženy se vzděláním vysokoškolským. Z tabulky č. 14 je zřejmé, že v roce 2002 se jednovrcholová rozdělení vytvořila pouze ve třech souborech, dvouvrcholová v deseti souborech a ke vzniku třívrcholového rozdělení došlo ve třech případech. Oproti roku 2001 tedy počet jednovrcholových rozdělení značně poklesl, a to na úkor většího počtu rozdělení dvouvrcholových. Počet třívrcholových rozdělení se v meziročním srovnání nezměnil.

Příčiny tohoto vývoje lze zřejmě těžko exaktně určit, avšak je třeba vzít v potaz například skutečnost, že v roce 2002 došlo k meziročnímu snížení celkového počtu pracovníků, tedy rozsahu základního souboru, a to o 297 osob. V důsledku toho nastaly zřejmě určité změny i ve struktuře pracovníků podle pohlaví a vzdělání, které se mohou odrazit ve výsledném tvaru jednotlivých rozdělení a tedy i v počtu jejich vrcholů.

Tabulka č. 15: Počty intervalů a vrcholů rozdělení - rok 2003

Soubor		Počet osob	Počet interv. podle Sturg. prav.	Počet vrcholů rozdělení z	
				decilů	kvintilů
Pracovníci celkem		1576	12	1	
v tom vzdělání	základní	332	9	3	
	vyučen(a)	811	11	2	
	střední bez maturity	50	7		1
	střední s maturitou	343	9	3	
	vysokoškolské	40	6		1
Muži celkem		874	11	2	
v tom vzdělání	základní	119	8	3	
	vyučen(a)	512	10	3	
	střední bez maturity	23	5		2
	střední s maturitou	186	8	2	
	vysokoškolské	34	6		1
Ženy celkem		702	10	3	
v tom vzdělání	základní	213	9	3	
	vyučen(a)	299	9	3	
	střední bez maturity	27	6		2
	střední s maturitou	157	8	2	
	vysokoškolské	6	x	x	x

Zdroj: vlastní výpočet

V roce 2003 byl pro příliš malý rozsah vyloučen ze zpracování pouze jeden soubor, a to ženy s vysokoškolským vzděláním. Tabulka č. 15 pro rok 2003 ukazuje na další změny ve struktuře souboru. Počet jednovrcholových rozdělení se v porovnání s rokem předešlým o jedno zvýšil, avšak větší posun lze pozorovat mezi dvou a třívrcholovými rozděleními. Rozdělení dvouvrcholových je pouze šest, zatímco třívrcholových sedm, tedy o čtyři více než v roce minulém. Mezi roky 2002 a 2003 došlo opět ke zmenšení rozsahu základního souboru, to ale bylo daleko méně výrazné než v předcházejícím roce, neboť činilo pouze 59 osob. Důvody změn ve tvaru zkoumaných rozdělení mají tedy zřejmě i různé jiné důvody. Nabízí se

zde, kromě již zmíněných změn ve struktuře osob podle pohlaví a vzdělání, další významný faktor, kterým jsou změny ve věkové struktuře souboru. Ty však nejsme na základě členění našich dat schopni blíže specifikovat.

5.2.1 Konstrukce histogramů rozdělení pracovníků podle výše mezd

Jak již bylo předesláno, jako grafický podklad pro následnou analýzu zkoumaných dat byly zvoleny histogramy na podkladě kvantilů, přičemž konkrétní druh kvantilů, resp. počet intervalů, použitý v jednotlivých případech, je stanoven v předcházející partii této práce. Pro přehlednost jsou druhy kvantilů, na jejichž základě jsou histogramy pro jednotlivé soubory ve sledovaných letech sestaveny, uvedeny v tabulce č. 16.

Vzhledem k tomu, že hranice neekvidistantních intervalů představují námi zvolené kvantily, jsou četnosti jednotlivých intervalů konstantní a výška obdélníků, tvořících histogram (H), charakterizuje intenzitu zkoumaného znaku. Při grafickém zpracování bylo tedy nutno provést výpočty výšek obdélníků pro jednotlivé histogramy (H), a to podle vzorce:

$$H = \frac{C}{K_i - K_{i-1}}, \quad (5.4)$$

kde H je relativní kvantilová výška

C je vhodná konstanta (v našich výpočtech = 100 000)

K_i je i -tý kvantil

K_{i-1} je $i-1$. kvantil.

Jednotlivé histogramy, zkonstruované na podkladě zvolených druhů kvantilů pro zkoumané soubory ve sledovaných letech 2001 - 2003, jsou uvedeny jako přílohy č. 1 - č. 49. Při samotné konstrukci grafů se však v mnoha případech projevil značně negativní dopad velkého variačního rozpětí hodnot jednotlivých souborů. K neúnosné optické deformaci celého grafu dochází zvláště při konstrukci histogramů na základě decilů, která je z velké části důsledkem velmi výrazného rozdílu mezi hodnotou devátého decilu a hodnotou maximální.

Proto bylo rozhodnuto sestrojít histogramy na podkladě decilů pouze z devadesáti procent hodnot, tedy tak, aby maximum v grafickém znázornění nefigurovalo. Vzhledem k ověřené skutečnosti, že ani v jednom případě nevede takovéto zjednodušení ke změně počtu vrcholů daných rozdělení, považujeme je za akceptovatelné. V souborech, pro něž jsou histogramy sestrojeny na základě kvintilů, není optické zkreslení tak kritické, a je proto použito úplného zobrazení, včetně hodnoty maximální.

Tabulka č. 16: Druhy kvantilů použité pro konstrukci histogramů v letech 2001-2003

Soubor		Druh kvantilů použitý v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		decily	decily	decily
v tom vzdělání	základní	decily	decily	decily
	vyučen(a)	decily	decily	decily
	střední bez maturity	kvintily	kvintily	kvintily
	střední s maturitou	decily	decily	decily
	vysokoškolské	kvintily	kvintily	kvintily
Muži celkem		decily	decily	decily
v tom vzdělání	základní	decily	decily	decily
	vyučen(a)	decily	decily	decily
	střední bez maturity	*) x	*) x	kvintily
	střední s maturitou	decily	decily	decily
	vysokoškolské	kvintily	kvintily	kvintily
Ženy celkem		decily	decily	decily
v tom vzdělání	základní	decily	decily	decily
	vyučen(a)	decily	decily	decily
	střední bez maturity	kvintily	kvintily	kvintily
	střední s maturitou	decily	decily	decily
	vysokoškolské	*) x	*) x	*) x

Zdroj: vlastní výpočet

*) Soubory, které byly pro nedostatečný rozsah vyloučeny ze zpracování.

6. Analýza úrovně mezd ve zkoumaných souborech

Jakkoli je zpracování dat formou tabulek a grafů významné a nezastupitelné, při práci s kardinální proměnnou, jakou je mzda, se nabízí velmi široká škála dalších analytických postupů a metod. Tabulky a grafické znázornění jsou pouze prvním krokem, vedoucím k získání představy o zkoumaných souborech z hlediska sledovaných znaků. Neumožňují však dostatečné zhuštění informací, jinak řečeno zpřehlednění objektivních rysů zkoumaného znaku v každém souboru. Za tímto účelem je třeba stanovit číselné charakteristiky, které dovolují relativně snadné vzájemné srovnávání různých souborů.

Ačkoli je předmětem našeho zájmu především zkoumání a měření variability mezd, je před samotným měřením mzdové diferenciaci nezbytně nutné věnovat pozornost také úrovni, jinak řečeno obecné výši hodnot sledovaného znaku. To je možné zejména prostřednictvím stanovení a prozkoumání nejvýznamnějších středních hodnot. Tyto charakteristiky úrovně jsou důležité nejen samy o sobě, ale také např. z hlediska souvislosti se šikmostí rozdělení a z našeho zorného úhlu pochopitelně především vzhledem k jejich významu pro měření variability.

6.1 Charakteristiky úrovně mezd

Pro objektivní měření a především pak porovnávání úrovně kardinálních proměnných, mezi něž mzda náleží, je nezbytné stanovit nejen průměr, ale i některé další charakteristiky, zejména pak medián a modus. Ve statistické praxi naší republiky jsou při měření úrovně mezd preferovány mzdy průměrné před všemi ostatními, tedy i před mzdami prostředními a nejčtetnějšími. Tato skutečnost se odráží v tom, že státní statistická služba ve svých publikacích v podstatě prezentuje pouze průměrné mzdy. Tato okolnost bývá při ekonomických interpretacích většinou zcela opomíjena, což není zcela správné.

Z určitého úhlu pohledu je sice takováto preference objektivně pochopitelná, a to vzhledem k návaznosti průměru na součet. Vynásobením průměrné mzdy počtem zaměstnanců totiž dojdeme k celkovému úhrnu mezd, což je nezbytné zvláště pro úvahy a

postupy makroekonomické. Charakterizování mzdové úrovně průměrem tedy slouží a vyhovuje především plátcům mezd.

Přestože, jak bylo uvedeno výše, je tedy průměrná mzda velmi cennou a nezastupitelnou charakteristikou mzdové úrovně, není často sama o sobě schopna přinést plnou objektivní představu o úrovni mezd. Tato skutečnost pramení ze samé podstaty průměru, který je funkcí všech hodnot v daném souboru, zahrnuje tedy i všechna případná odlehlá pozorování. Právě extrémní hodnoty mohou mít na objektivitu průměru značný vliv. V případě, kdy se v souboru vyskytují výrazné extrémy, může docházet ke zkreslení, které má negativní dopad na vypovídací schopnost průměru.

Zvláště z tohoto důvodu je vhodné použít pro charakterizování úrovně mezd i další charakteristiky, jejichž konstrukce není založena na všech hodnotách souboru, a které průměr vhodně doplňují. Právě k takovým patří výše zmíněný medián, jakožto prostřední mzda, a modus, jako nejčetnější mzda. Tyto charakteristiky úrovně rovněž objektivně hodnotí mzdovou úroveň a lze konstatovat, že na rozdíl od průměru nejsou ovlivněny extrémními hodnotami.

Je nepochybné, že v reálných podmínkách bude jak mediální, tak i modální mzda ve většině souborů nižší než mzda průměrná. Za takovéto situace tedy průměrná mzda do určité míry nadhodnocuje skutečnou mzdovou úroveň. Vztahy mezi středními hodnotami, konkrétně mezi průměrem, modem a mediánem, bezprostředně souvisejí se šikmostí rozdělení četností zkoumaného znaku. Této problematice bude ještě věnována pozornost dále.

6.2 Vztahy mezi hlavními středními hodnotami a šikmostí rozdělení

Aritmetický průměr sice představuje velmi významnou charakteristiku obecné úrovně znaku, avšak neposkytuje žádnou informaci ani představu o tvaru rozložení sledovaného znaku v daném souboru. Stejná hodnota aritmetického průměru se může vyskytovat při naprosto odlišných tvarech rozdělení četností.

Pouze v případě zcela symetrického rozdělení reprezentuje aritmetický průměr současně také nejčetnější hodnotu znaku, tedy modus, a je zároveň i prostřední hodnotou, která dělí statistický soubor na dvě stejně četné části, tedy mediánem. V takové situaci lze konstatovat, že aritmetický průměr je hodnotou typickou, tedy nejčetnější. Jedině v symetrickém rozdělení tak platí, že

$$\hat{x} = \tilde{x} = \bar{x} , \quad (6.1)$$

kde $\hat{x}$ je modus

$\tilde{x}$ je medián

$\bar{x}$ je aritmetický průměr .

V případě asymetrických rozdělení jsou vztahy mezi hlavními středními hodnotami poněkud složitější. Je známo, že v tzv. kladně sešikmeném rozdělení platí, že

$$\hat{x} < \tilde{x} < \bar{x} . \quad (6.2)$$

Na základě dříve uvedeného je zřejmé, že právě takovýto tvar má teoreticky rozdělení mezd, které je předmětem našeho zkoumání. Je tedy jasné, že nejenom střední hodnoty, ale i šikmost rozdělení jsou v přímé souvislosti s analyzovanou problematikou. Tak například čím nesouměrnější je rozdělení hodnot znaku, tím více se aritmetický průměr odchyluje od nejčetnější hodnoty, jinak řečeno je méně „typický“. V takové situaci dochází pochopitelně ke značnému oslabení jeho významu, a je proto nezbytné zabývat se blíže i dalšími středními hodnotami, vhodně doplňujícími aritmetický průměr.

Souvislost mezi souměrností rozdělení a středními hodnotami tedy je, jak plyne z dosavadních úvah, zcela evidentní. Střední hodnoty jako takové však neposkytují ve smyslu měření šikmosti rozdělení žádnou informaci, a proto je vhodné doplnit analýzu o některou **charakteristiku šikmosti rozdělení**, která nám umožní šikmost rozdělení objektivním způsobem změřit. Takovýchto charakteristik existuje celá řada, přičemž většina z nich se vyznačuje značnou výpočetní náročností. To však vzhledem k využití výpočetní techniky již není v současnosti problémem.

S ohledem na charakter a strukturu analyzovaných dat bylo rozhodnuto použít ke změření šikmosti rozdělení mezd v jednotlivých zkoumaných souborech charakteristiku, již uvedenou v přehledu v kapitole 4.1, kterou je

$$\alpha = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{n\sigma_x^3}, \quad (6.3)$$

kde α je míra šikmosti

n je rozsah souboru

x_i je i-tá hodnota

$\bar{x}$ je aritmetický průměr

σ_x je směrodatná odchylka .

Interpretace charakteristiky α , vypočtené podle (6.3), je následující: v symetrickém rozdělení nabývá hodnoty nula, v rozdělení sešikmeném kladně nabývá kladné hodnoty a v záporně sešikmeném rozdělení je záporná.

6.3 Výpočet a analýza hlavních středních hodnot

6.3.1 Aritmetický průměr a medián

Při stanovení aritmetického průměru a mediánu pro jednotlivé soubory pracovníků je situace vcelku jednoduchá. Aritmetický průměr je přímo vypočten z jednotlivých hodnot, tj. mezd jednotlivých pracovníků, a to podle standardního vzorce, uvedeného již v přehledu popisných charakteristik v kapitole 4.1

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad (6.4)$$

kde $\bar{x}$ je aritmetický průměr

n je rozsah souboru

x_i je i-tá hodnota .

Problémem není ani stanovení mediánu, kterým je 50 % kvantil, tedy prostřední hodnota v řadě mezd jednotlivých pracovníků, uspořádané neklesajícím způsobem. Vývoj průměru a mediánu ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v čase, tedy ve všech třech sledovaných letech, je uveden v tabulkách č. 17 a č. 18. Vzájemné bezprostřední porovnání hodnot těchto charakteristik v rámci jednotlivých let je pak přehlednější v tabulkách č. 1, č. 5 a č. 9 (viz. kapitola 4).

Z údajů v tabulkách je zřejmé, že hodnoty aritmetického průměru jsou ve sledovaných letech 2001 - 2003 ve všech kategoriích vzdělání vyšší než hodnoty mediánové, pouze se dvěma výjimkami. První z nich je patrná v souboru žen se středním vzděláním bez maturity v roce 2001, druhá v souboru žen se základním vzděláním v roce 2003. V těchto souborech medián průměrnou hodnotu převyšuje, avšak lze konstatovat, že nikterak výrazně.

Tabulka č. 17: Vývoj aritmetického průměru ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v letech 2001 - 2003

Soubor		Aritmetický průměr (v Kč) v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		12 607	14 183	13 394
v tom vzdělání	základní	9 828	10 568	10 527
	vyučen(a)	12 379	13 028	12 276
	střední bez maturity	12 812	14 612	15 324
	střední s maturitou	14 330	16 961	15 943
	vysokoškolské	29 848	42 428	35 589
Muži celkem		14 279	16 373	15 358
v tom vzdělání	základní	11 158	11 905	12 032
	vyučen(a)	13 512	14 223	13 319
	střední bez maturity	16 585	23 215	19 868
	střední s maturitou	15 829	19 133	18 164
	vysokoškolské	32 486	45 473	39 308
Ženy celkem		10 425	11 266	10 950
v tom vzdělání	základní	9 058	9 797	9 687
	vyučen(a)	10 344	10 638	10 492
	střední bez maturity	10 548	11 600	11 753
	střední s maturitou	12 391	14 037	13 312
	vysokoškolské	18 305	18 068	14 516

Zdroj: vlastní výpočet

Jak již bylo zdůrazněno, v případě malých rozsahů souborů lze očekávat různé anomálie a odchylky od normálu, související s nedostatečným počtem statistických jednotek. Rádi bychom připomenuli, že v kapitole č. 5 byly při konstrukci intervalových rozdělení, resp. histogramů na podkladě kvantilů, ze zpracování vyloučeny soubory s rozsahem 15 a méně jednotek. Jednotlivé statistické charakteristiky jsou vypočteny pro všech 18 souborů pracovníků, avšak je třeba mít na paměti, že jejich vypovídací schopnost je v malých souborech značně problematická. Výjimkou je modus, jehož odhad nelze bez vytvoření intervalového rozdělení provést, takže jeho hodnoty pro soubory s patnácti a méně jednotkami není možno za dané situace stanovit.

**Tabulka č. 18: Vývoj mediánu ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč
v letech 2001 - 2003**

Soubor		Medián (v Kč) v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		11 322	12 039	11 734
v tom vzdělání	základní	9 130	9 971	10 149
	vyučen(a)	11 490	12 105	11 543
	střední bez maturity	11 246	11 179	13 058
	střední s maturitou	12 710	14 003	13 761
	vysokoškolské	25 252	36 138	29 449
Muži celkem		12 623	13 826	13 443
v tom vzdělání	základní	10 168	11 167	11 310
	vyučen(a)	12 600	13 391	12 709
	střední bez maturity	11 945	11 803	19 659
	střední s maturitou	14 307	16 319	16 778
	vysokoškolské	27 320	39 317	30 364
Ženy celkem		9 668	10 519	10 652
v tom vzdělání	základní	8 653	9 497	9 776
	vyučen(a)	9 722	10 509	10 393
	střední bez maturity	10 622	10 851	11 327
	střední s maturitou	11 557	12 270	11 868
	vysokoškolské	17 777	15 312	13 847

Zdroj: vlastní výpočet

Je evidentní, že námi vypočtené hodnoty charakteristik s výše uvedenými teoretickými úvahami o vlastnostech a vztazích středních hodnot do značné míry korespondují. Praktický dopad této skutečnosti je zřejmý. Připomeneme-li si, že medián je prostřední hodnota, tedy taková mzda, která dělí soubory na dvě stejně četné poloviny, je jasné, že nadhodnocení

vzniklé v případě použití aritmetického průměru je nepochybné a v některých souborech poměrně značné.

Sledujeme-li rozdíly ve vývoji průměru a mediánu v souboru mužů a v souboru žen je zřejmé, že obě charakteristiky jsou podle očekávání významně vyšší v souboru mužů, a to bez výjimky ve všech letech a ve všech souborech. Vývoj absolutních rozdílů mezi průměrem mezd mužů a žen (tj. průměr v souboru mužů – průměr v souboru žen) v letech 2001 - 2003 je uveden v tabulce č. 19 a vývoj těchto rozdílů v případě mediánu pak v tabulce č. 20.

Tabulka č. 19: Vývoj rozdílu průměru ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč mezi muži a ženami v letech 2001 - 2003

Soubor		Rozdíl (v Kč) v roce		
		2001	2002	2003
Celkem		3 854	5 107	4 408
v tom vzdělání	základní	2 100	2 108	2 345
	vyučen(a)	3 168	3 585	2 827
	střední bez maturity	6 037	11 615	8 115
	střední s maturitou	3 438	5 096	4 852
	vysokoškolské	14 181	27 405	24 792

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 20: Vývoj rozdílu mediánu ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč mezi muži a ženami v letech 2001 - 2003

Soubor		Rozdíl (v Kč) v roce		
		2001	2002	2003
Celkem		2 955	3 307	2 791
v tom vzdělání	základní	1 515	1 670	1 534
	vyučen(a)	2 878	2 882	2 316
	střední bez maturity	1 323	952	8 332
	střední s maturitou	2 750	4 049	4 910
	vysokoškolské	9 543	24 005	16 517

Zdroj: vlastní výpočet

Absolutní rozdíly průměru v souborech mužů a žen se ve zkoumaných letech pohybovaly mezi 2 100 Kč a 27 405 Kč. Rozpětí těchto hodnot, které činilo 25 305 Kč, lze tedy označit za velmi široké. Z údajů je patrné, že rozdíly průměru se zvětšují s růstem stupně vzdělání, a to s jedinou výjimkou. Tou je střední vzdělání s maturitou, které se výše uvedenému trendu vymyká, a to ve všech třech letech. Z pohledu meziročního srovnání lze konstatovat, že v roce 2003 byly absolutní rozdíly globálně vzato menší než v roce 2002.

Absolutní rozdíly mediánu ve sledovaných letech činily od 952 Kč do 24 005 Kč, jejich rozpětí 23 053 Kč tedy bylo užší než v případě průměru. Také zde lze pozorovat tendenci ke zvětšování rozdílů v závislosti na růstu vzdělání, trend však není zdaleka tak jednoznačný, jako u průměru. Totéž je možno konstatovat o vývoji rozdílů mediánu v čase, který nejeví takovou pravidelnost, jako u rozdílů průměru.

Absolutní nárůst mediánu byl ve sledovaném období u žen mírně vyšší než u mužů, výraznější rozdíl lze pozorovat v případě relativního nárůstu, a to 3,7 bodu ve prospěch žen. V případě průměru byla situace poněkud jiná. Nárůst této charakteristiky u mužů byl v letech 2001-2003 o 554 Kč vyšší než u žen, relativní vzestup byl vyšší o 2,6 bodu. Vývoj mediánu a průměru v čase lze tedy hodnotit jako do značné míry odlišný.

Sledujeme-li vývoj úrovně mezd v jednotlivých souborech, vzniklých tříděním pracovníků podle nejvyššího dosaženého stupně vzdělání, je zde nepochybně patrná všeobecná tendence k nárůstu úrovně mzdy s růstem vzdělání. V reálném souboru, který je zkoumán, však lze pozorovat některé výjimky. V případě průměru jsou to soubory mužů se středním vzděláním bez maturity a s maturitou, kde byl ve všech sledovaných letech nižší průměr zaznamenán u osob s vyšším stupněm vzdělání. Co se týče mediánu, je podobná anomálie zřejmá v roce 2003, v letech předešlých pak obdobná situace nastala mezi soubory mužů vyučených a se středním vzděláním bez maturity. Odrazem tohoto stavu v souboru mužů je adekvátní chování charakteristik v souboru osob celkem.

Ve všech případech, které vybočují ze všeobecné tendence k růstu úrovně mzdy s růstem vzdělání, figuruje tedy nějakým způsobem soubor mužů se středním vzděláním bez maturity. Z výše uvedeného by bylo zřejmě logicky možno usuzovat na skutečnost, že střední vzdělání bez maturity je u mužů poměrně problematicky hodnoceným typem vzdělání, jehož

reálné uplatnění v rámci podniku není jednoznačné. Takovýto závěr však nelze za daných okolností považovat za opodstatněný.

Jedná se totiž o soubor s velmi malým rozsahem, pohybujícím se od nejnižší hodnoty 7 osob do maximálně 23 osob. A právě u souborů s tak malým rozsahem je třeba brát v potaz velmi nízkou vypovídací schopnost vypočtených charakteristik. Je jasné, že hodnoty charakteristik mohou být do značné míry ovlivněny jednotlivými údaji, zvláště pak extrémními hodnotami. Namísto charakteristických rysů zkoumaného znaku tak snadno mohou vystoupit do popředí některé rysy individuální.

6.3.2 Modus

Modus je bezpochyby charakteristikou, která velmi vhodně doplňuje aritmetický průměr v případě výše zmíněného asymetrického rozdělení. Z tohoto důvodu lze stanovení modální hodnoty považovat za neodmyslitelnou součást analýzy mzdových rozdělení. V případě zkoumání statistického znaku, který nabývá velkého počtu variant, jakým je například právě mzda, nelze však pochopitelně modus počítat přímo z daných údajů o všech jednotkách souboru. Takováto situace vyžaduje, aby bylo nejprve provedeno roztrídění do intervalů, což umožní následné odhadnutí modální hodnoty vhodnou metodou.

Cit. Kohn, S., str. 78: „Co však představuje modus v těch skutečných případech, kdy četnost souboru je číslo konečné a kdy rozpětí hodnot znaku je rozděleno na konečné intervaly? Bude snad modem prostřední hodnota takového intervalu, na niž připadá největší četnost? Ale vždyť prostřední hodnota takového intervalu není dána jako určitá veličina: podle toho jak stanovíme hranice intervalu, budou se měnit prostřední hodnoty intervalů. ... Chceme-li tedy určit modus elementární cestou, setkáváme se s podstatnými překážkami. Je ovšem pravda, že máme-li sestrojenou ideální křivku určité rovnice, odpovídající danému empirickému frekvenčnímu polygonu, můžeme stanovit modus, jakožto hodnotu znaku, která odpovídá maximální pořadnici této křivky. Ale určení modu tímto způsobem je málo přístupné většině statistiků - praktiků.“

Pro účely této práce byla pro odhad modálních hodnot zvolena cesta, vedoucí přes stanovení modálních intervalů na základě rozdělení souboru na určitý počet stejně četných skupin a následnou interpolaci hodnoty modu na základě vzorce

$$\hat{x} = \frac{x_D \cdot (n_S - n_H) + x_H \cdot (n_S - n_D)}{2n_S - n_H - n_D}, \quad (6.5)$$

kde $\hat{x}$ je modus

x_D je dolní hranice modálního intervalu

x_H je horní hranice modálního intervalu

n_D je předcházející četnost

n_S je modální četnost

n_H je následující četnost.

Jinými slovy, jedná se o odhad hodnoty modu ze sousedních kvantilů určitého druhu. Otázka jaký druh kvantilů v konkrétním případě zvolit, tedy jinak řečeno na jaký počet stejně četných skupin soubor dat rozdělit, je řešena v kapitole 5.1 této práce, která se danou problematikou podrobněji zabývá. Interpolace konkrétní hodnoty modu podle vzorce (6.5) pro jednotlivé soubory je pak provedena na základě toho druhu kvantilů, který byl v kapitole 5.1 vybrán jako nejvhodnější. Vývoj modálních hodnot pro sledované tři roky je uveden v tabulce č. 21.

Jakožto typická hodnota souboru nám modus zcela nepochybně poskytuje velmi cennou informaci ohledně úrovně souboru, avšak v souvislosti s jeho interpretací je na tomto místě třeba připomenout reálnou situaci při zpracování našich podnikových dat. Zatímco aritmetický průměr a medián jsou charakteristiky exaktně stanovené z jednotlivých hodnot souboru, modus je pořízen výše popsanou metodou odhadu.

V důsledku to tedy znamená, že vypočtená hodnota této charakteristiky je závislá na dalším faktoru, kterým je zmíněná volba určitého druhu kvantilů. Jedná se přitom o proces, jehož charakter je do určité míry subjektivní. Z tohoto důvodu je proto třeba přistupovat k hodnocení a interpretaci odhadnutých modálních hodnot s jistou dávkou opatrnosti.

**Tabulka č. 21: Vývoj modu ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč
v letech 2001 - 2003**

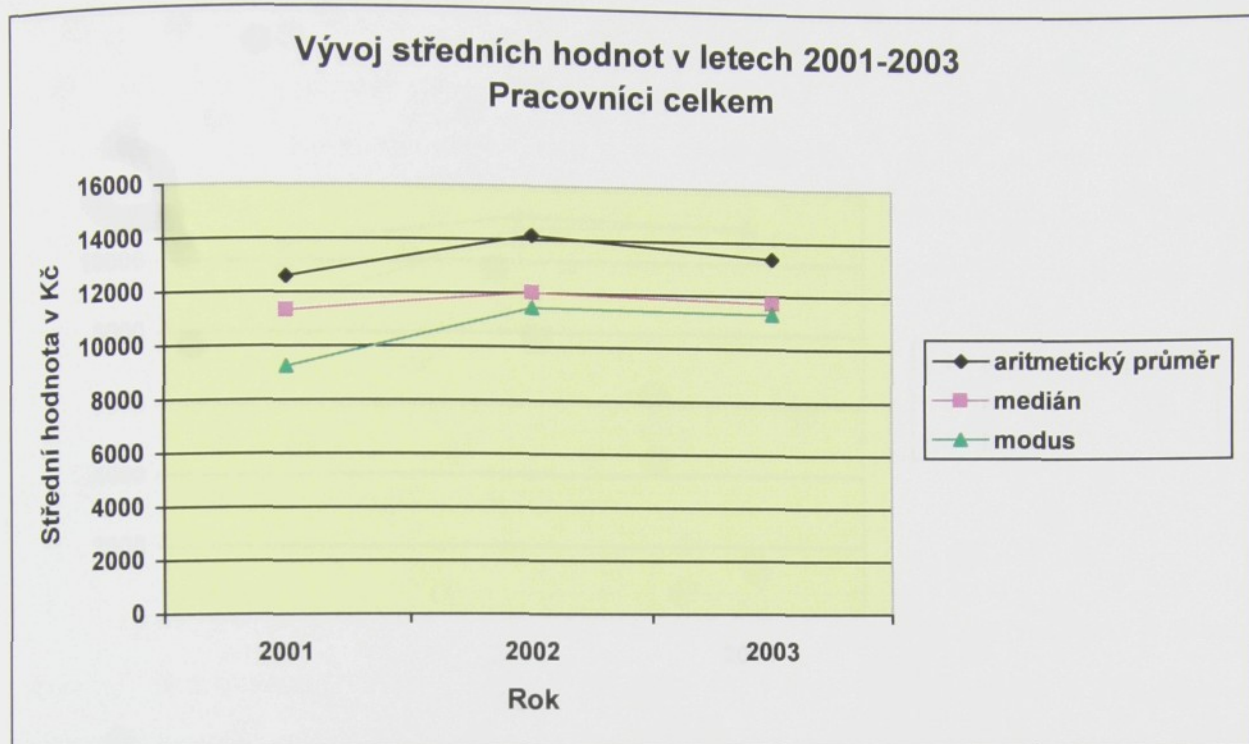
Soubor		Modus (v Kč) v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		9 244	11 448	11 306
v tom vzdělání	základní	8 787	9 749	11 045
	vyučen(a)	10 706	11 958	11 286
	střední bez maturity	11 388	10 987	11 811
	střední s maturitou	12 169	13 260	11 723
	vysokoškolské	22 915	28 337	21 971
Muži celkem		11 306	10 475	11 530
v tom vzdělání	základní	8 816	9 507	8 874
	vyučen(a)	11 172	12 004	11 492
	střední bez maturity	x	x	13 194
	střední s maturitou	12 657	13 338	14 246
	vysokoškolské	25 100	23 406	32 471
Ženy celkem		8 614	10 916	11 066
v tom vzdělání	základní	7 531	8 616	11 032
	vyučen(a)	8 549	11 227	11 210
	střední bez maturity	13 102	9 195	11 174
	střední s maturitou	12 657	13 203	11 684
	vysokoškolské	x	x	x

Zdroj: vlastní výpočet

Při statistické analýze dat hraje významnou úlohu jejich vizualizace prostřednictvím grafického znázornění. Ke zlepšení naší celkové představy o vztazích zkoumaných tří středních hodnot jsou v tomto případě určeny grafy č. 2 - č. 4, které zobrazují jejich vývoj v období sledovaných let 2001 - 2003 ve třech hlavních souborech, kterými jsou pracovníci celkem, muži celkem a ženy celkem.

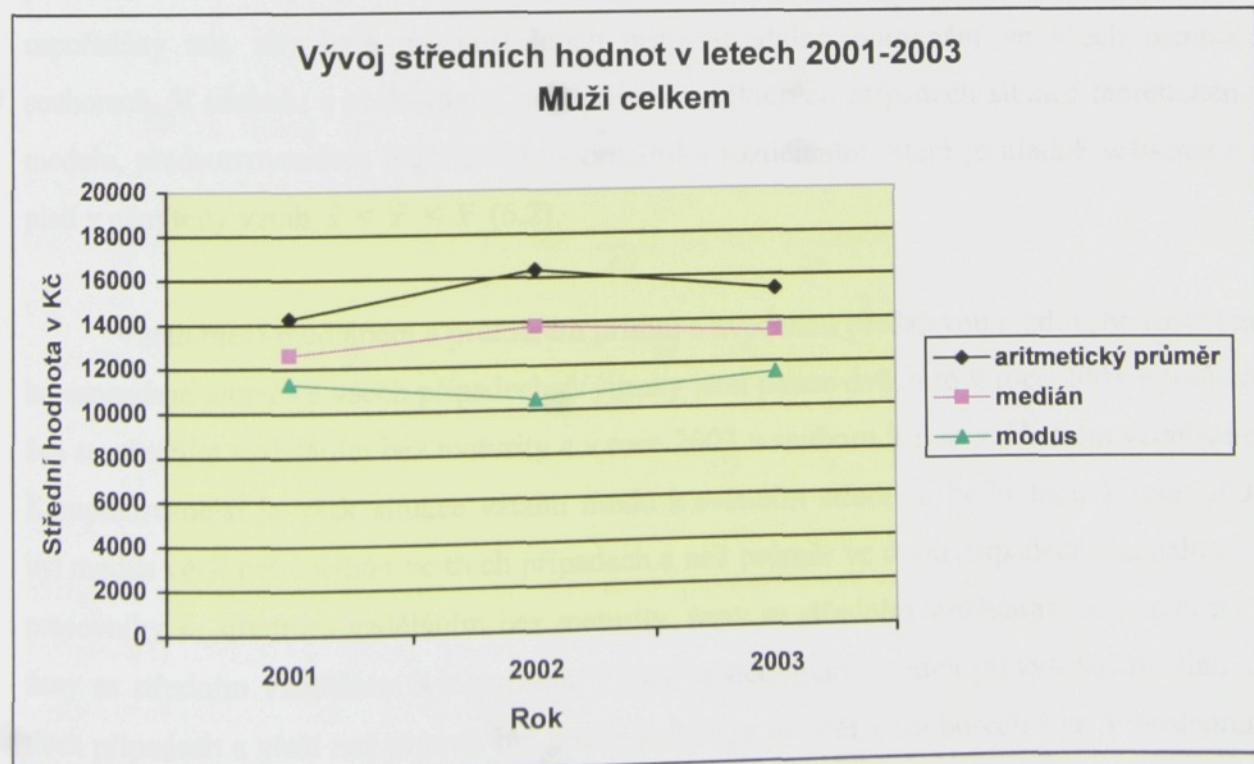
Uvedené grafy zjevně potvrzují skutečnost, že velikost zkoumaných středních hodnot je v globálu významně větší u mužů než u žen. Na první pohled je rovněž patrná značná podobnost vývoje středních hodnot v souborech pracovníků celkem a mužů, zatímco v případě žen jsou evidentní odchylky. Vývoj průměru a mediánu a jejich vztah lze přitom ve sledovaném období ve všech třech souborech označit za poměrně vyrovnaný a možno říci, že i vzájemně podobný. Naproti tomu modus vykazuje velmi výrazné výkyvy, patrné především v souboru žen. Ty však mohou být pochopitelně ovlivněny již zmíněnou skutečností, že modus je pořízen metodou odhadu, takže jim není vhodné přikládat zásadní význam.

Graf č. 2: Vývoj aritmetického průměru, mediánu a modu v letech 2001-2003 - celkem



Zdroj: vlastní

Graf č. 3: Vývoj aritmetického průměru, mediánu a modu v letech 2001-2003 - muži



Zdroj: vlastní

průměru ve čtyřech souborech. V tomto roce se však anomálie objevila již rovněž v souborech pracovníků celkem a mužů.

Uvedené skutečnosti nepochybně úzce souvisejí s již zmíněnými problémy, zákonitě vyvstávajícími při analýze reálných dat, a to především v souvislosti s relativně malým rozsahem zkoumaných souborů. Výše zdůrazněna již byla rovněž skutečnost, že modální hodnoty jsou pořízeny metodou odhadu, která za určitých okolností může v důsledku své subjektivity vést k určitému zkreslení závěrů.

6.4 Shrnutí analýzy mzdové úrovně

Analýza podnikových dat v globálu koresponduje s objektivně existujícími a obecně známými skutečnostmi. V první řadě je to fakt, že v úrovni mezd mužů a žen existují významné rozdíly, a to jednoznačně ve smyslu celkově vyšší úrovně mezd mužů. Přitom největší odchylky lze pozorovat při měření úrovně mezd průměrem, kde jsou rozdíly mezi mzdami mužů a žen výrazně vyšší než v případě mediánu, resp. modu. Tato skutečnost je ostatně v souladu s již uvedeným vztahem zkoumaných tří středních hodnot, vycházejícím z teoretického pravděpodobnostního modelu, kterým je logaritmicko-normální rozdělení.

Analýza údajů dále ukazuje na závislost úrovně mezd pracovníků na nejvyšším dosaženém stupni jejich vzdělání, avšak situace není zdaleka ve všech zkoumaných souborech jednoznačná. Setkáváme se totiž s celou řadou anomálií, které lze připsat na vrub různým faktorům. K nejvýznamnějším z nich patří nedostatečný rozsah některých souborů, v jehož důsledku nemohou plně vyniknout určité charakteristické rysy námi zkoumaného znaku.

Vývoj mzdové úrovně v čase vykazuje ve sledovaném období let 2001 - 2003 značnou nepravidelnost. V mnoha souborech lze například zaznamenat nárůst hodnot charakteristik úrovně mezd v roce 2002 a jejich následný pokles v roce 2003. Z hlediska stanovení vývojového trendu je však tříleté období velmi krátké a tudíž se různé výkyvy a nepravidelnosti dají očekávat. K hlubší analýze v tomto směru by pochopitelně bylo zapotřebí disponovat údaji za mnohem delší časový úsek.

7. Srovnání velikosti diferenciací mezd ve zkoumaných souborech

Některé konkrétní metody, používané k měření diferenciací mezd, jsou stručně charakterizovány ve třetí kapitole této práce. V subkapitole 3.2 jsou pak podrobněji rozebrány charakteristiky, umožňující skutečně objektivní měření mzdové diferenciací, a to se zvláštním důrazem na konstrukci míry komplexní diferenciací Δ_a . Na tuto teoretickou partii navazuje aplikace zvolených charakteristik variability na data podniku X, která je předmětem další části této práce. Uvedený postup nám umožní porovnání velikosti mzdové diferenciací v jednotlivých souborech pracovníků, které se vzájemně liší svou strukturou a rozsahem.

V rámci čtvrté kapitoly byly pro všechny soubory pomocí programu Excel vypočteny základní deskriptivní charakteristiky, které jsou uvedeny pro jednotlivé roky sledovaného období v tabulkách č. 1 – č. 12 (viz. kapitola 4, str. 41-52). K měření variability jsou určeny následující z nich: variační rozpětí, kvartilové rozpětí, směrodatná odchylka, rozptyl, variační koeficient a kovariance hodnot a jejich logaritmů. Pro účely dalšího zkoumání jsou v souladu s vytčeným cílem použity pouze některé z těchto měr, a to směrodatná odchylka, koeficient variace a kovariance hodnot a jejich logaritmů, která je podstatnou součástí míry komplexní diferenciací Δ_a , kterou je možno označit za objektivní míru diferenciací mezd, vhodnou ke srovnávání jednotlivých souborů (viz. kapitola 3.2).

Při srovnávání velikosti diferenciací mezd ve dvou či více souborech pracovníků prostřednictvím odlišných charakteristik variability dochází někdy k situaci, kdy si získané závěry protiřečí. V praxi to pak znamená, že pořadí souborů stanovené podle velikosti míry absolutní diferenciací nekoresponduje s pořadím stanoveným podle velikosti míry relativní diferenciací. V takovém případě je třeba se rozhodnout, kterou charakteristiku preferovat, avšak takové rozhodnutí není možno logicky zdůvodnit. Tento rozpor však lze eliminovat použitím charakteristiky komplexní diferenciací, jak je teoreticky prokázáno v kapitole 3.2.

Naším záměrem je proto demonstrovat výše uvedenou situaci na reálných podnikových datech, která máme k dispozici. Jednoduše řečeno, ke změření velikosti diferenciací mezd v jednotlivých souborech použijeme jednak míru absolutní variability, jednak míru variability relativní, a podle jejich velikosti stanovíme pořadí jednotlivých souborů z hlediska velikosti diferenciací mezd. Poté porovnáme takto vytvořená pořadí, takže

bude evidentní, zda jsou shodná či nikoli. Vycházíme přitom z předpokladu, že v některých případech se projeví již zmíněné antagonismy, k jejichž odstranění navrhuje použití charakteristiku komplexní diferenciací mezd Δ_a .

K měření velikosti absolutní diferenciací mezd je pro účely této práce zvolena směrodatná odchylka, k měření velikosti relativní diferenciací je použit koeficient variace. Právě porovnání reálných výsledků, získaných prostřednictvím těchto dvou charakteristik, umožní zjistit, zda se naše hypotéza o vzniku odlišných pořadí potvrdila v reálné situaci podniku X.

7.1 Absolutní diferenciací mezd

Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.2.1, je *směrodatná odchylka* objektivní mírou absolutní diferenciací mezd, a její výpočet lze provést podle vzorce

$$\sigma_x = + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} , \quad (7.1)$$

kde σ_x je směrodatná odchylka

n je rozsah souboru

x_i je i -tá hodnota

$\bar{x}$ je aritmetický průměr .

Tato charakteristika umožňuje stanovit, o kolik Kč se jednotlivé hodnoty mezd v určitém souboru pracovníků průměrně liší od svého aritmetického průměru. Tabulka č. 22 ukazuje vývoj směrodatné odchylky v jednotlivých letech pro námi zkoumané soubory. Z uvedených údajů je patrné, že mezi roky 2001 a 2002 byl v naprosté většině souborů, konkrétně v šestnácti z nich, zaznamenán nárůst absolutní variability. Naproti tomu mezi roky 2002 a 2003 lze pozorovat opačný trend. Z celkových osmnácti souborů došlo ke vzestupu absolutní variability pouze ve čtyřech případech.

Tabulka č. 22: Vývoj směrodatné odchylky ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v letech 2001 - 2003

Soubor		Směrodatná odchylka σ_x v Kč v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		5 990	8 729	7 410
v tom vzdělání	základní	2 909	2 965	2 987
	vyučen(a)	4 303	4 347	3 644
	střední bez maturity	8 126	10 849	7 203
	střední s maturitou	6 027	9 380	7 337
	vysokoškolské	17 655	24 726	25 802
Muži celkem		6 754	10 333	8 712
v tom vzdělání	základní	3 480	3 453	3 592
	vyučen(a)	4 377	4 422	3 704
	střední bez maturity	12 336	18 850	8 046
	střední s maturitou	6 033	10 182	6 852
	vysokoškolské	18 373	24 488	26 247
Ženy celkem		3 844	4 544	4 250
v tom vzdělání	základní	2 183	2 324	2 183
	vyučen(a)	3 310	3 211	2 741
	střední bez maturity	2 292	3 470	3 029
	střední s maturitou	5 453	7 240	7 034
	vysokoškolské	6 594	6 607	4 376

Zdroj: vlastní výpočet

Prakticky to tedy znamená, že v roce 2002 se mzdy jednotlivých pracovníků v průměru odlišovaly od svého průměru více než v roce předešlém, avšak v následujícím roce 2003 se situace zvrátila a došlo k opětovnému přibližování mezd ke mzdě průměrné, a to ve většině zkoumaných souborů. Ve třetině souborů dokonce absolutní variabilita poklesla pod úroveň, zaznamenanou v roce 2001. Hodnoty směrodatné odchylky se v jednotlivých souborech pohybovaly od 2 183 Kč u žen se základním vzděláním v roce 2001 a 2003 až po 26 247 Kč v souboru mužů s vysokoškolským vzděláním v roce 2003. Takovéto rozpětí je možno považovat za velmi široké a signalizuje, že mezi jednotlivými soubory jsou rozdíly v úrovni mzdové diferenciaci skutečně výrazné.

Nejprve se zaměříme na závislost variability mezd na pohlaví příjemců. V této souvislosti lze na základě logických předpokladů formulovat tezi, že variabilita mezd v souborech mužů je větší, než v souborech žen. K takovému předpokladu nás opravňuje zejména skutečnost, že soubory mužů vykazují všeobecně vyšší celkovou úroveň mezd, tudíž v nich lze logicky předpokládat i vyšší absolutní variabilitu. Údaje v tabulce č. 22 ukazují, že

ve všech sledovaných letech byla absolutní variabilita mezd u mužů jednoznačně vyšší než u žen, a to s jedinou výjimkou, kterou představují osoby se středním vzděláním s maturitou v roce 2003. Tam byla sice absolutní diferenciací mezd žen vyšší než u mužů, avšak toto převýšení bylo velmi nevýrazné. Lze tedy konstatovat, že předpokládaná tendence k závislosti mzdové diferenciací na pohlaví se na podnikových datech skutečně projevuje.

Zajímavé je rovněž zkoumání závislosti variability mezd na úrovni dosaženého vzdělání. Zde se z logického hlediska nabízí teze, že variabilita mezd roste se stupněm vzdělání, což koresponduje s představou o vyšší úrovni mezd při vyšším stupni vzdělání. Zde však situace není zdaleka tak jednoznačná, jako v případě závislosti na pohlaví. Již v případě analýzy úrovně mezd podle stupně vzdělání se totiž projeví určité anomálie, které se pravděpodobně odrážejí i v diferenciací mezd.

V souborech pracovníků celkem, roztríděných dle stupně vzdělání, se teoretický předpoklad nepotvrdil ve dvou případech, a to v letech 2001 a 2002 u vzdělání středního bez maturity a středního s maturitou. Obdobná situace je též v souborech mužů, a to ve všech třech sledovaných letech. V souborech žen lze anomálie pozorovat v roce 2001 mezi ženami vyučenými a se středním vzděláním bez maturity, dále pak v letech 2002 a 2003 mezi ženami se středním vzděláním s maturitou a ženami s vysokoškolským vzděláním.

Souhrnně lze konstatovat, že předpokládaná tendence k růstu diferenciací mezd v závislosti na růstu stupně vzdělání je z podnikových dat patrná, avšak v některých případech dochází k poměrně výrazným odchylkám. Ty se vyznačují jistou pravidelností a rovněž závislostí na pohlaví příjemců mezd. Velmi zajímavá je skutečnost, že ve všech případech, kdy se situace vymyká zmíněné tendenci, figuruje tak či onak soubor osob se středním vzděláním s maturitou. Ukazuje to zřejmě na skutečnost, že právě soubory osob s tímto stupněm vzdělání vykazují určité specifické rysy, a jejich chování je do značné míry odlišné od ostatních skupin.

Na tomto místě však je třeba si uvědomit, že směrodatná odchylka objektivně měří pouze absolutní variabilitu, a tuto skutečnost vzít v potaz při porovnávání diferenciací mezd mezi jednotlivými soubory. Hlavní problém tkví ve skutečnosti, že vyšší hodnota dané míry v určitém souboru nemusí jednoznačně znamenat vyšší objektivní diferenciací mezd. Jinak řečeno, přestože je směrodatná odchylka jakožto charakteristika absolutní variability

objektivní, není možno opomíjet její nedostatky při porovnávání mzdové diferenciaci ve dvou a více souborech, které se liší rozsahem, strukturou, úrovní hodnot apod..

7.2 Relativní diferenciaci mezd

K měření relativní diferenciaci mezd v našich souborech pracovníků je použito *koeficientu variace*. Ten je totiž jednou z nejčastěji používaných charakteristik relativní variability mezd, přestože trpí nedostatky, zmíněnými v kapitole 3.1. Výpočet této charakteristiky byl proveden podle vzorce

$$V_x = \frac{\sigma_x}{\bar{x}} , \quad (7.2)$$

kde V_x je koeficient variace

σ_x je směrodatná odchylka

$\bar{x}$ je aritmetický průměr .

Hodnota koeficientu variace nás informuje, jak se směrodatná odchylka podílí na celkové úrovni hodnot souboru, která je ve vzorci (7.2) reprezentována aritmetickým průměrem. Vypočtené hodnoty variačního koeficientu pro ukazatel průměrná hrubá měsíční mzda v Kč ve sledovaném období jsou uvedeny v tabulce č. 23. V letech 2001 - 2003 se hodnoty variačního koeficientu analyzovaného ukazatele pohybovaly ve zkoumaných souborech pracovníků mezi 21,7 % u žen se středním vzděláním bez maturity v roce 2001 a 81,2 % u mužů se středním vzděláním bez maturity v roce 2002. Je evidentní, že maximum i minimum se nalézají ve zcela jiných souborech, než při měření absolutní variability směrodatnou odchylkou.

Vývoj koeficientu variace v čase je velmi nevyrovnaný, avšak v globálu lze spíše hovořit o tendencích k meziročnímu poklesu hodnot. Mezi roky 2001 a 2002 k němu došlo v osmi souborech, tedy téměř v polovině případů. Od roku 2002 do roku 2003 se relativní variabilita snížila dokonce ve třinácti souborech, tj. téměř ve třech čtvrtinách z celkového

počtu souborů. Sledujeme-li vývoj mezi posledním a prvním rokem zkoumaného období, je pokles koeficientu variace patrný v deseti případech.

Z výše uvedeného vyplývá, že při měření variability prostřednictvím variačního koeficientu usuzujeme na celkově výraznější meziroční snižování variability, než při použití zvolené míry absolutní variability, tj. směrodatné odchylky. Je tedy možno konstatovat, že při posuzování vývoje diferenciací mezd v čase dochází při aplikaci dvou výše uvedených charakteristik k určitým nesrovnalostem.

Tabulka č. 23: Vývoj koeficientu variace ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v letech 2001 - 2003

Soubor		Koeficient variace V_x v Kč v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		0,475	0,615	0,553
v tom vzdělání	základní	0,296	0,281	0,284
	vyučen(a)	0,348	0,334	0,297
	střední bez maturity	0,634	0,742	0,470
	střední s maturitou	0,421	0,553	0,460
	vysokoškolské	0,591	0,583	0,725
Muži celkem		0,473	0,631	0,567
v tom vzdělání	základní	0,312	0,290	0,299
	vyučen(a)	0,324	0,311	0,278
	střední bez maturity	0,744	0,812	0,405
	střední s maturitou	0,381	0,532	0,377
	vysokoškolské	0,566	0,539	0,668
Ženy celkem		0,369	0,403	0,388
v tom vzdělání	základní	0,241	0,237	0,225
	vyučen(a)	0,320	0,302	0,261
	střední bez maturity	0,217	0,299	0,258
	střední s maturitou	0,440	0,516	0,528
	vysokoškolské	0,360	0,366	0,301

Zdroj: vlastní výpočet

Zaměříme-li se na bližší zkoumání závislosti diferenciací mezd na pohlaví, jeví se situace zcela jednoznačně. Relativní variabilita, měřená koeficientem variace, byla v souborech mužů prakticky ve všech sledovaných letech vyšší než v souborech žen. Jedinou výjimku představují soubory pracovníků se středním vzděláním s maturitou v letech 2001 a

2003, kde byla vyšší diferenciací mezd zaznamenána u žen. Závěry, získané aplikací koeficientu variace a směrodatné odchylky, si tedy v tomto případě nijak výrazněji neodporují.

Sledujeme-li závislost variability mezd na dosaženém stupni vzdělání, objevují se obdobné tendence, jako při měření prostřednictvím směrodatné odchylky. V souborech pracovníků celkem došlo k anomáliím v letech 2001 - 2003 u osob se středním vzděláním bez maturity a se středním vzděláním s maturitou, kdy soubory pracovníků s vyšším stupněm vzdělání vykazují nižší variabilitu mezd. V souborech mužů je situace totožná jako u pracovníků celkem, zatímco v souborech žen je patrná jiná tendence. Zde byla anomálie zaznamenána mezi ženami vyučenými a se středním vzděláním bez maturity a dále mezi ženami se středním vzděláním s maturitou a s vysokoškolským vzděláním, a to ve všech třech sledovaných letech.

7.2.1 Stanovení pořadí souborů podle velikosti charakteristik σ_x a V_x

Při měření diferenciací mezd je velmi důležitá možnost objektivního stanovení pořadí jednotlivých zkoumaných souborů podle velikosti mzdové diferenciací. Právě na tento problém se proto nyní zaměříme. Vytvoříme pořadí souborů podle velikosti směrodatné odchylky a koeficientu variace a porovnáme je. Vzhledem k tomu, že jednotlivé dílčí soubory vznikly tříděním souboru základního, jsou ve své podstatě částmi jednoho celku. Z tohoto důvodu je pořadí podle velikosti mzdové diferenciací vždy stanoveno podle vzdělání, a to samostatně pro pracovníky celkem, muže a ženy. Celkově je takto vytvořeno devět pořadí, která jsou uvedena v tabulkách č. 24 - č. 26, a to pro všechny sledované roky.

Pořadí jednotlivých souborů ve sledovaných letech podle velikosti směrodatné odchylky je uvedeno vždy v levé polovině příslušného sloupce pro daný rok, zatímco pořadí podle velikosti variačního koeficientu je uvedeno v pravé polovině tohoto sloupce. Pořadí jsou přitom sestavena od nejvyšší variability k nejnižší, tedy tak, že soubor s pořadovým číslem 1 má variabilitu maximální, soubor s pořadovým číslem 5 pak variabilitu minimální.

Tabulka č. 24: Pořadí souborů podle velikosti směrodatné odchylky a koeficientu variace v letech 2001 - 2003 v souborech pracovníků celkem

Soubor		Pořadí souborů podle σ_x a V_x v roce					
		2001		2002		2003	
		σ_x	V_x	σ_x	V_x	σ_x	V_x
Pracovníci celkem		x	x	x	x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	5	5	5	5
	vyučen(a)	4	4	4	4	4	4
	střední bez maturity	2	1	2	1	3	2
	střední s maturitou	3	3	3	3	2	3
	vysokoškolské	1	2	1	2	1	1

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 25: Pořadí souborů podle velikosti směrodatné odchylky a koeficientu variace v letech 2001 - 2003 v souborech mužů

Soubor		Pořadí souborů podle σ_x a V_x v roce					
		2001		2002		2003	
		σ_x	V_x	σ_x	V_x	σ_x	V_x
Muži celkem		x	x	x	x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	5	5	5	4
	vyučen(a)	4	4	4	4	4	5
	střední bez maturity	2	1	2	1	2	2
	střední s maturitou	3	3	3	3	3	3
	vysokoškolské	1	2	1	2	1	1

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 26: Pořadí souborů podle velikosti směrodatné odchylky a koeficientu variace v letech 2001 - 2003 v souborech žen

Soubor		Pořadí souborů podle σ_x a V_x v roce					
		2001		2002		2003	
		σ_x	V_x	σ_x	V_x	σ_x	V_x
Ženy celkem		x	x	x	x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	4	5	5	5	5
	vyučen(a)	3	3	4	3	4	3
	střední bez maturity	4	5	3	4	3	4
	střední s maturitou	2	1	1	1	1	1
	vysokoškolské	1	2	2	2	2	2

Zdroj: vlastní výpočet

Bližší pohled na jednotlivá pořadí ukazuje některé zajímavé skutečnosti. Tak například nejnižší mzdová diferenciaci je sice všeobecně patrná v souborech osob se základním vzděláním, avšak při měření směrodatnou odchylkou a koeficientem variace nastávají určité rozdíly. Zatímco při použití σ_x jsou soubory osob s nejnižším stupněm vzdělání vždy na posledním, tedy pátém místě, při použití V_x tomu tak ve dvou případech není (muži 2003, ženy 2001). V těchto srovnáních má nejnižší diferenciaci mezd jiný soubor, zatímco osoby se základním vzděláním jsou na místě čtvrtém.

Protipólem nejnižší diferenciaci mezd je diferenciaci maximální, která je z globálního hlediska patrná u osob se vzděláním vysokoškolským. Porovnáváním pořadí jsme však došli k následujícím odlišnostem. Při měření diferenciaci pomocí σ_x jsou osoby s vysokoškolským vzděláním na prvním místě celkem sedmkrát (zatímco dvakrát jsou na místě druhém), měříme-li diferenciaci pomocí V_x je tomu tak pouze dvakrát (v sedmi případech jsou na místě druhém).

Uvedené rozdíly v pořadích, stanovených podle velikosti směrodatné odchylky a koeficientu variace, nejsou pochopitelně ojedinělé. Podobná je totiž situace i u ostatních typů vzdělání. Z tabulek č. 24 - č. 26 je zcela evidentní, že ani v jednom z devíti námi provedených srovnání nedošlo k celkové shodě obou pořadí, získaných na základě vybraných charakteristik variability. Tato situace je nepochybně v souladu s již dříve vyslovenou hypotézou o rozporech, vznikajících při měření mzdové diferenciaci prostřednictvím odlišných charakteristik variability. Otázkou nyní je, které ze stanovených pořadí za dané situace upřednostnit.

7.3 Komplexní diferenciaci mezd

Právě výše uvedené rozpory v pořadích, stanovených podle velikosti různých charakteristik variability, jsou přesvědčivým důvodem pro aplikaci charakteristiky komplexní variability Δ_a , odvozené v kapitole 3.2. Ta v sobě vhodným způsobem spojuje objektivní hodnocení jak absolutní, tak i relativní diferenciaci, takže plně vyhovuje i nejpřísnějším požadavkům. Její použití odstraňuje reálně existující antagonismy, demonstrovány v kapitole

7.2 na podnikových datech. Vzhledem k tomu, že *míra komplexní diferenciace* Δ_a se vypočte jako

$$\Delta_a = 2 \frac{n}{n-1} \sigma_{x, \ln x}, \quad (7.3)$$

kde Δ_a je míra komplexní diferenciace

n je rozsah souboru

$\sigma_{x, \ln x}$ je kovariance hodnot a jejich logaritmů,

je její podstatnou součástí klasická *kovariance jednotlivých hodnot a jejich logaritmů*

$$\sigma_{x, \ln x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\ln x_i - \overline{\ln x}), \quad (7.4)$$

kde $\sigma_{x, \ln x}$ je kovariance hodnot a jejich logaritmů

n je rozsah souboru

x_i je i-tá hodnota

$\bar{x}$ je aritmetický průměr

$\ln x_i$ je přirozený logaritmus x_i

$\overline{\ln x}$ je průměr přirozených logaritmů x_i .

Hodnoty kovariance $\sigma_{x, \ln x}$, vypočtené podle vzorce (7.4), jsou uspořádány v tabulce č. 27, hodnoty charakteristiky Δ_a , vypočtené na základě vzorce (7.3), jsou v tabulce č. 28. Charakteristika Δ_a nás informuje, o kolik Kč se v určitém souboru v průměru vzájemně liší mzdy jednotlivých pracovníků s přihlédnutím ke všem možným vzájemným relacím hodnot mezd. Ve sledovaných letech se hodnoty Δ_a v jednotlivých souborech pohybovaly mezi minimem 936 Kč u žen se základním vzděláním v roce 2003 až po maximum 29 184 Kč u pracovníků s vysokoškolským vzděláním v roce 2003. Toto rozpětí je velmi široké a ukazuje na skutečnost, že rozdíly ve velikosti diferenciace mezd mezi jednotlivými soubory jsou značné.

**Tabulka č. 27: Vývoj kovariance ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč
v letech 2001 - 2003**

Soubor		Kovariance $\sigma_{x,\ln x}$ v Kč v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		2 052	3 197	2 412
v tom vzdělání	základní	747	723	739
	vyučen(a)	1 388	1 326	1 004
	střední bez maturity	3 130	4 935	2 953
	střední s maturitou	2 050	3 726	2 510
	vysokoškolské	8 922	12 403	14 227
Muži celkem		2 261	3 896	2 899
v tom vzdělání	základní	928	872	922
	vyučen(a)	1 303	1 239	953
	střední bez maturity	6 408	12 411	3 182
	střední s maturitou	1 907	3 956	2 173
	vysokoškolské	9 171	11 112	13 337
Ženy celkem		1 139	1 325	1 075
v tom vzdělání	základní	493	496	466
	vyučen(a)	995	896	671
	střední bez maturity	499	933	804
	střední s maturitou	1 745	2 551	2 066
	vysokoškolské	2 154	1 908	1 003

Zdroj: vlastní výpočet

Vývoj míry komplexní diferenciaci v letech 2001 - 2003 ukazuje, že v globálu byla diferenciaci mezd v roce 2003 větší než v roce 2001. Zatímco ve výchozím roce sledovaného období činily vzájemné průměrné rozdíly mezd jednotlivých pracovníků podniku 4 106 Kč, v roce 2003 to bylo 4 827 Kč, tj. o 721 Kč více. Nejvyšší hodnota Δ_a však byla u pracovníků celkem zaznamenána v roce 2002, kdy dosáhla 6 398 Kč.

Z vývoje Δ_a v dílčích souborech, vytvořených podle nejvyššího dosaženého stupně vzdělání je zřejmé, že celkový nárůst mzdové diferenciaci ve zkoumaném období lze přičíst na vrub především růstu mzdové diferenciaci v souborech pracovníků s vysokoškolským vzděláním a se středním vzděláním s maturitou. V ostatních dílčích souborech došlo v letech 2001 - 2003 naopak k více či méně výraznému poklesu velikosti míry Δ_a . Rozdílný trend vývoje v čase je patrný mezi soubory mužů a žen celkem. Zatímco vzájemné průměrné rozdíly mezd jednotlivých mužů se ve sledovaných letech zvýšily o 1 279 Kč, u žen byl naproti tomu ve stejném období zaznamenán pokles Δ_a o 128 Kč.

Tabulka č. 28: Vývoj míry komplexní diferenciací ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v letech 2001 - 2003

Soubor		Míra komplex. diferenciací Δ_a v Kč v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		4 106	6 398	4 827
v tom vzdělání	základní	1 498	1 450	1 482
	vyučen(a)	2 779	2 655	2 010
	střední bez maturity	6 462	10 250	6 027
	střední s maturitou	4 111	7 473	5 035
	vysokoškolské	18 269	25 370	29 184
Muži celkem		4 526	7 800	5 805
v tom vzdělání	základní	1 868	1 758	1 860
	vyučen(a)	2 610	2 482	1 910
	střední bez maturity	13 981	28 959	6 653
	střední s maturitou	3 832	7 951	4 369
	vysokoškolské	18 881	22 794	27 482
Ženy celkem		2 281	2 654	2 153
v tom vzdělání	základní	990	996	936
	vyučen(a)	1 995	1 798	1 347
	střední bez maturity	1 051	1 964	1 670
	střední s maturitou	3 511	5 136	4 158
	vysokoškolské	4 923	4 770	2 407

Zdroj: vlastní výpočet

Bližší zkoumání závislosti mzdové diferenciací na pohlaví příjemců mezd ukazuje, že obecný předpoklad vyšší variability v souborech mužů než v souborech žen, který byl formulován již v kapitole 7.1 této práce, potvrdilo i měření diferenciací prostřednictvím Δ_a . Je evidentní, že takováto situace nastala ve všech porovnávaných souborech mužů a žen ve všech letech, a to bez jediné výjimky. Nejvýraznější rozdíl mezi mzdovou diferenciací mužů celkem a žen celkem lze pozorovat v roce 2002, a to 5 146 Kč. V roce 2001 tento rozdíl činil pouze 2 245 Kč, v roce 2003 to bylo 3 652 Kč.

V oblasti zkoumání závislosti mzdové diferenciací na úrovni dosaženého vzdělání byla v kapitole 7.1 vyslovena teze, že s vyšším stupněm vzdělání lze očekávat vyšší variabilitu mezd. Takovouto tendenci do určité míry potvrzují i vypočtené hodnoty charakteristiky komplexní diferenciací mezd, avšak situace není v tomto případě zdaleka tak jednoznačná, jako u závislosti na pohlaví. Anomálie lze pozorovat ve všech letech v souborech pracovníků celkem a mužů celkem mezi vzděláním středním bez maturity a středním s maturitou. V souborech žen je situace zcela jiná. V roce 2001 došlo k anomálii

mezi vyučenými a středním vzděláním bez maturity a v letech 2002 a 2003 mezi středním vzděláním s maturitou a vysokoškolským vzděláním. Jde tedy o prakticky totožný závěr, jako při posuzování této problematiky prostřednictvím směrodatné odchylky a variačního koeficientu.

Nyní se blíže zaměříme na diferenciaci mezd ve dvou krajních kategoriích vzdělání. Nejnižší stupeň vzdělání je v našem případě reprezentován vzděláním základním, u něhož se v roce 2003 mzdy jednotlivých pracovníků vzájemně průměrně lišily o 1 482 Kč, což bylo o 16 Kč, tj. 1,1 % méně než v roce 2001. Naproti tomu mzdy pracovníků s vysokoškolským, tedy nejvyšším vzděláním, vykazovaly v roce 2003 výrazně vyšší úroveň diferenciaci, neboť se průměrně lišily o 29 184 Kč. To představovalo oproti roku 2001 nárůst ve výši 10 915 Kč, tj. 59,7 %.

Hodnota míry komplexní diferenciaci mezd tak byla roce 2003 v souboru pracovníků s vysokoškolským vzděláním o 27 702 Kč vyšší než u pracovníků se vzděláním základním. Od roku 2001 se přitom tento rozdíl zvýšil o 65,2 %, tedy poměrně výrazně. Jak v souboru pracovníků celkem, tak v souboru mužů vykazovaly rozdíly v diferenciaci mezd mezi osobami se základním a vysokoškolským vzděláním během sledovaného období nepřetržitý nárůst. Pouze u žen byla v roce 2003 patrná určitá anomálie, a to v důsledku atypického poklesu Δ_a .

Sledujme nyní rozdíly v diferenciaci mezd mezi osobami se základním vzděláním a vyučenými, tedy u dvou nejnižších kategorií vzdělání, které následují bezprostředně po sobě. V souboru pracovníků celkem se rozdíly Δ_a pohybovaly od 1 281 Kč v roce 2001 do 528 Kč v roce 2003, což představuje pokles v čase o 58,8 %. Také v souborech mužů došlo k poklesu zkoumaného rozdílu diferenciaci, a to dokonce o 93,3 %. Zatímco v roce 2001 činil rozdíl 742 Kč, do roku 2003 se snížil až na 50 Kč. Obdobný trend vývoje sledovaného rozdílu lze pozorovat i v souborech žen, a to z 1 005 Kč na 411 Kč, tj. o 59,1 %.

Z výše uvedených skutečností lze zřejmě vyvodit následující závěry. Zatímco rozdíly v diferenciaci mezd mezi pracovníky s nejnižším a nejvyšším stupněm vzdělání lze obecně považovat za velmi vysoké, přičemž během sledovaných let můžeme pozorovat jejich nárůst, v případě dvou nejnižších kategorií vzdělání, tedy vzdělání základního a vyučených, jsou

rozdíly v diferenciaci mezd poměrně malé. Jejich vývojová tendence je přitom v období let 2001-2003 jednoznačně klesající.

Tato fakta evidentně korespondují s reálně opodstatněnou představou, že s rostoucím stupněm vzdělání mají rozdíly v diferenciaci mezd tendenci se zvyšovat. Jak již bylo řečeno, tento obecný trend lze sice logicky pokládat za platný, avšak v případě zpracování podnikových dat se často prosazují již zmíněné specifické rysy a zvláštnosti, které vedou k výrazným odchylkám od očekávaného schématu. Tak je tomu i v případě námi zkoumaných souborů, takže při analýze rozdílů velikosti mzdové diferenciace mezi jednotlivými stupni vzdělání nemohou pochopitelně být naše závěry jednoznačné. Narážíme zde na mnohé anomálie, zvláště pak v případě již zmíněných velmi malých souborů.

7.3.1 Stanovení pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciace

Za velmi významnou přednost míry komplexní diferenciace považujeme to, že na rozdíl od jiných charakteristik variability umožňuje díky svým vlastnostem jednoznačně uspořádat různé soubory pracovníků podle velikosti mzdové diferenciace. V tabulkách č. 29 - č. 31 je proto uvedeno pořadí zkoumaných souborů podle velikosti míry komplexní diferenciace Δ_a , a to od souboru s nejvyšší diferenciací do souboru s diferenciací nejmenší. Soubor s nejvyšší hodnotou Δ_a má tak pořadové číslo 1.

**Tabulka č. 29: Pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciace Δ_a
v letech 2001 - 2003 v souborech pracovníků celkem**

Soubor		Pořadí souborů podle Δ_a v roce		
		2001	2002	2003
Pracovníci celkem		x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	5
	vyučen(a)	4	4	4
	střední bez maturity	2	2	2
	střední s maturitou	3	3	3
	vysokoškolské	1	1	1

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 30: Pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciaci Δ_a v letech 2001 - 2003 v souborech mužů

Soubor		Pořadí souborů podle Δ_a v roce		
		2001	2002	2003
Muži celkem		x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	5
	vyučen(a)	4	4	4
	střední bez maturity	2	1	2
	střední s maturitou	3	3	3
	vysokoškolské	1	2	1

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 31: Pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciaci Δ_a v letech 2001 - 2003 v souborech žen

Soubor		Pořadí souborů podle Δ_a v roce		
		2001	2002	2003
Ženy celkem		x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	5
	vyučen(a)	3	4	4
	střední bez maturity	4	3	3
	střední s maturitou	2	1	1
	vysokoškolské	1	2	2

Zdroj: vlastní výpočet

Takto stanovená pořadí souborů je na základě doposud uvedených faktů možno prohlásit za objektivně platná a z tohoto důvodu je doporučujeme upřednostnit před pořadími, stanovenými podle jiných měř variability. Bezprostřední porovnání všech pořadí, získaných na základě námi použitých tří charakteristik variability, umožňují tabulky č. 32 - č. 34. Z uvedených údajů vyplývá, že z celkových devíti pořadí, vytvořených podle velikosti charakteristiky komplexní diferenciaci Δ_a , jich je sedm shodných s pořadími, stanovenými podle velikosti směrodatné odchylky, zatímco dvě pořadí korespondují s pořadími, která byla stanovena podle velikosti koeficientu variace. Lze tedy konstatovat, že na základě našich konkrétních údajů můžeme usuzovat na častější shodu pořadí podle velikosti Δ_a a σ_x než podle velikosti Δ_a a V_x .

Tabulka č. 32: Pořadí souborů podle velikosti směrodatné odchytky, koeficientu variace a míry komplexní diferenciacie v letech 2001 - 2003 v souborech pracovníků celkem

Soubor		Pořadí souborů podle σ_x , V_x a Δ_a v roce								
		2001			2002			2003		
		Δ_a	σ_x	V_x	Δ_a	σ_x	V_x	Δ_a	σ_x	V_x
Pracovníci celkem		x	x	x	x	x	x	x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	5	5	5	5	5	5	5
	vyučen(a)	4	4	4	4	4	4	4	4	4
	střední bez maturity	2	2	1	2	2	1	2	3	2
	střední s maturitou	3	3	3	3	3	3	3	2	3
	vysokoškolské	1	1	2	1	1	2	1	1	1

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 33: Pořadí souborů podle velikosti směrodatné odchytky, koeficientu variace a míry komplexní diferenciacie v letech 2001 - 2003 v souborech mužů

Soubor		Pořadí souborů podle σ_x , V_x a Δ_a v roce								
		2001			2002			2003		
		Δ_a	σ_x	V_x	Δ_a	σ_x	V_x	Δ_a	σ_x	V_x
Muži celkem		x	x	x	x	x	x	x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	5	5	5	5	5	5	4
	vyučen(a)	4	4	4	4	4	4	4	4	5
	střední bez maturity	2	2	1	1	2	1	2	2	2
	střední s maturitou	3	3	3	3	3	3	3	3	3
	vysokoškolské	1	1	2	2	1	2	1	1	1

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 34: Pořadí souborů podle velikosti směrodatné odchytky, koeficientu variace a míry komplexní diferenciacie v letech 2001 - 2003 v souborech žen

Soubor		Pořadí souborů podle σ_x , V_x a Δ_a v roce								
		2001			2002			2003		
		Δ_a	σ_x	V_x	Δ_a	σ_x	V_x	Δ_a	σ_x	V_x
Ženy celkem		x	x	x	x	x	x	x	x	x
v tom vzdělání	základní	5	5	4	5	5	5	5	5	5
	vyučen(a)	3	3	3	4	4	3	4	4	3
	střední bez maturity	4	4	5	3	3	4	3	3	4
	střední s maturitou	2	2	1	1	1	1	1	1	1
	vysokoškolské	1	1	2	2	2	2	2	2	2

Zdroj: vlastní výpočet

Tuto skutečnost je zřejmě logicky možno spojovat s faktem, že směrodatná odchylka je objektivní mírou pro měření absolutní variability, zatímco variační koeficient za objektivní míru relativní variability označit nelze. To však samozřejmě neznamená, že jsme oprávněni směrodatnou odchylku při měření mzdové diferenciaci a priori upřednostnit.

7.4 Shrnutí analýzy mzdové diferenciaci

V sedmé kapitole této práce je pro srovnávání velikosti diferenciaci mezd v jednotlivých souborech pracovníků použito různých charakteristik variability, což umožňuje přehledně demonstrovat problémy, které jsou s takovýmto postupem spojené. Jakožto míra absolutní diferenciaci mezd byla použita směrodatná odchylka, relativní diferenciaci pak byla měřena prostřednictvím koeficientu variace. Dále byla vypočtena charakteristika komplexní diferenciaci mezd Δ_a .

V souladu s předpoklady, vyplývajícími z dosud prezentovaných teoretických úvah, se potvrdilo, že při stanovení pořadí souborů podle velikosti výše zmíněných charakteristik variability σ_x a V_x , dochází k mnoha rozporům. Především jde o skutečnost, že vytvořená pořadí se vzájemně liší, přičemž žádné z nich nelze z logického hlediska preferovat. V důsledku toho nelze jednoznačně stanovit, ve kterém souboru pracovníků je diferenciaci mezd vyšší než v jiném, což je situace naprosto neuspokojivá. Řešení daného problému spočívá v aplikaci charakteristiky komplexní diferenciaci, která vzhledem ke svým vlastnostem existující antagonismy odstraňuje. Pořadí souborů pracovníků, stanovené podle velikosti této charakteristiky, je tak možno prohlásit za objektivní.

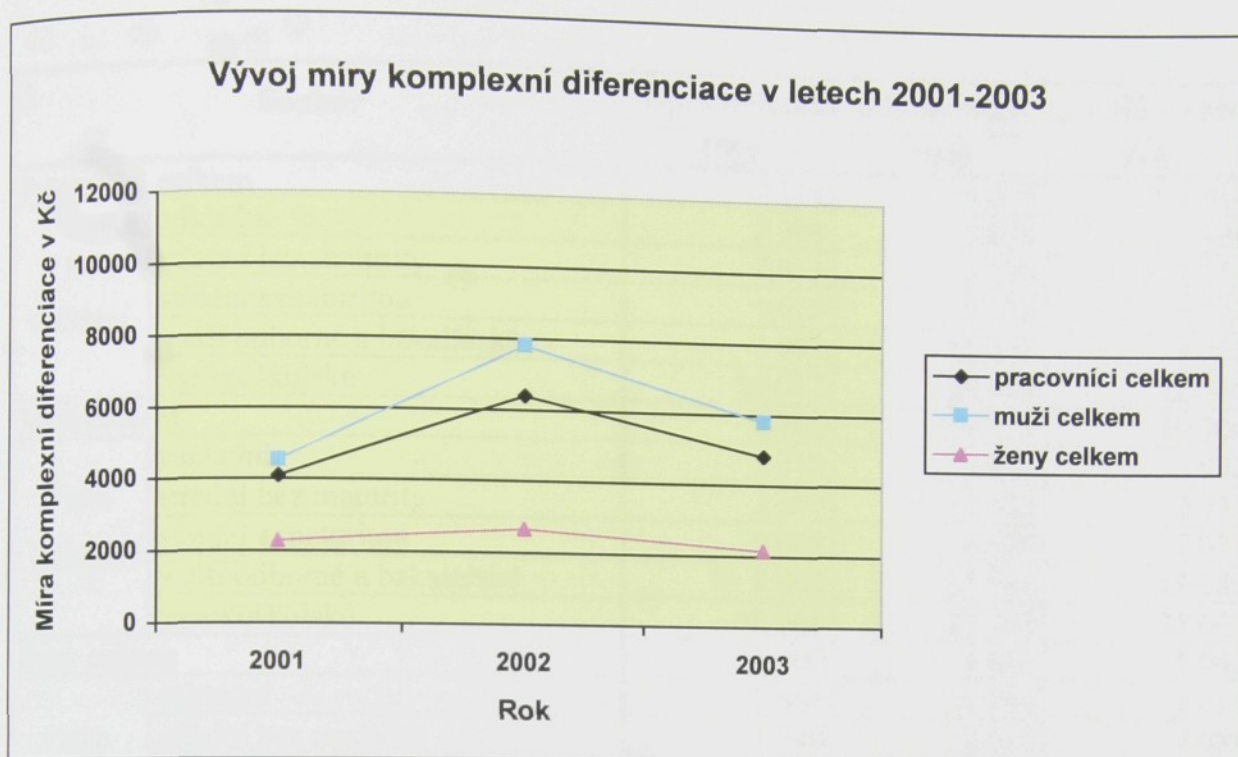
8. Porovnání analýzy mzdové diferenciaci na úrovni podnikové a republikové

Tato kapitola je zaměřena na porovnání závěrů, získaných aplikací charakteristiky komplexní diferenciaci ve sledovaném podniku X, se závěry již dříve zmíněné práce „Cyhelský, L., Kaňoková, J., Gurinová, K.: Závěrečná zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146: Projekt návrhu objektivních metod měření diferenciaci mezd a vlivu jejích faktorů v různě strukturovaných souborech pracovních sil. Technická univerzita v Liberci. Liberec, 2003.“ Na tomto místě považujeme za vhodné připomenout, že na rozdíl od souboru dat za konkrétní podnik X jsou datové soubory zpracovávány ve výše uvedeném grantu soubory výběrovými. V následujícím srovnání mzdové diferenciaci podniku X a ČR jako celku prostřednictvím míry komplexní diferenciaci se však tento fakt z našeho pohledu v podstatě nijak negativně neodráží.

Globální představu o vývoji míry komplexní diferenciaci Δ_a v příslušném sledovaném období v ČR a v podniku X pro soubory pracovníků celkem, mužů celkem a žen celkem si můžeme utvořit na základě grafů č. 5 a č. 6. Vizualizace dat zcela jasně ukazuje, že mezi vývojem zkoumané míry v rámci ČR a podniku X lze nalézt řadu společných charakteristických rysů, a to zvláště co se týče velikosti hodnot této míry v jednotlivých souborech. Je zřejmé, že hodnoty Δ_a v souborech mužů jsou nad úrovní hodnot v souboru pracovníků celkem, zatímco u žen je tomu právě naopak. Dále je patrná celková výrazně vyšší úroveň hodnot Δ_a v ČR a také její rovnoměrnější vývoj v čase. Všechny tyto tendence budou podrobněji analyzovány dále.

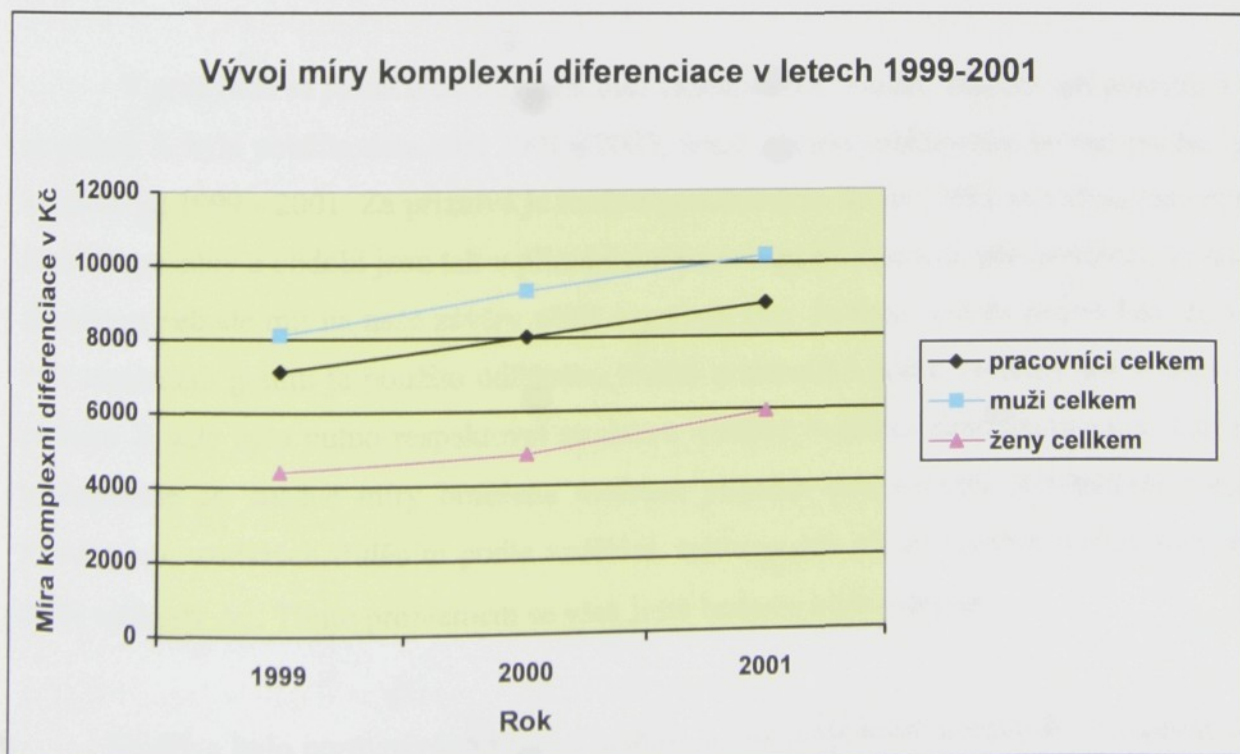
Hodnoty míry komplexní diferenciaci Δ_a v ČR ve sledovaných letech 1999-2001, převzaté z výše jmenované práce, jsou uvedeny v tabulce č. 35. Provedme tedy nyní srovnání hodnot míry Δ_a v ČR s hodnotami, vypočtenými za podnik X, které jsou prezentovány v tabulce č. 28. Naším úmyslem je zaměřit se především na zjištění, do jaké míry spolu získané závěry korespondují, a v jakých situacích jsou patrné odlišnosti. Před tímto srovnáním je však třeba nejprve zmínit některé důležité skutečnosti.

Graf č. 5: Vývoj míry komplexní diferenciace Δ_a v letech 2001-2003 v podniku X



Zdroj: vlastní

Graf č. 6: Vývoj míry komplexní diferenciace Δ_a v letech 1999-2001 v ČR



Zdroj: vlastní

Tabulka č. 35: Vývoj míry komplexní diferenciacce ukazatele průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v ČR v letech 1999 - 2001

Soubor		Míra komplex. diferenciacce Δ_a v Kč v roce		
		1999	2000	2001
Pracovníci celkem		7 114	8 038	8 914
v tom vzdělání	základní	2 308	2 828	2 896
	střední bez maturity	2 864	3 120	3 154
	střední s maturitou	4 628	5 336	5 720
	vyšší odborné a bakalářské	6 882	11 444	8 358
	vysokoškolské	16 012	20 410	22 440
Muži celkem		8 106	9 270	10 206
v tom vzdělání	základní	2 310	2 914	2 992
	střední bez maturity	2 390	2 698	2 732
	střední s maturitou	5 668	6 534	7 018
	vyšší odborné a bakalářské	9 862	15 566	13 180
	vysokoškolské	18 968	23 752	25 660
Ženy celkem		4 400	4 846	5 942
v tom vzdělání	základní	1 684	1 946	2 010
	střední bez maturity	1 740	2 016	2 084
	střední s maturitou	2 656	3 194	3 528
	vyšší odborné a bakalářské	3 734	5 452	4 458
	vysokoškolské	6 834	9 874	11 928

Zdroj: Cyhelský, L., Kaňoková, J., Gurinová, K.: Závěrečná zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2002. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2003.

V první řadě se jedná o časový nesoulad zkoumaných období. Zatímco při analýze dat za podnik X byla použita data z let 2001 - 2003, údaje z celorepublikového šetření pocházejí z období let 1999 - 2001. Za příznivé je možno považovat to, že rok 2001 je oběma časovým úsekům společný a období jsou tak v přímé časové návaznosti. Lze tedy předpokládat, že tato skutečnost nebude mít na naše závěry příliš negativní vliv. Je třeba rovněž zmínit fakt, že ve výše uvedeném grantu je použito odlišného třídění pracovníků podle vzdělání než v případě podniku X, kde bylo nutno respektovat strukturu mzdové evidence dané organizace. Tím je pochopitelně do značné míry omezena možnost přímého porovnávání diferenciacce mezd v souborech, vzniklých tříděním podle vzdělání, zejména pak při srovnávání pořadí souborů podle velikosti Δ_a . Tímto problémem se však ještě budeme blíže zabývat.

Nejdříve bylo porovnáváno rozpětí hodnot Δ_a na podnikové a republikové úrovni. Je zřejmé, že minimum i maximum se v obou případech nachází ve stejném typu souboru. V případě nejnižší hodnoty je to soubor žen se základním vzděláním, v podniku X bylo

přítom minimum 936 Kč zaznamenáno v roce 2003, v ČR to bylo 1 684 Kč v roce 1999. Maximum se nalézá v obou případech u osob s vysokoškolským vzděláním, v podniku X je to 29 184 Kč v roce 2003 u pracovníků celkem, v ČR pak 25 660 Kč v roce 2001 u mužů.. Rozpětí hodnot Δ_a činilo ve sledovaných letech v podnikových souborech 28 248 Kč a v rámci celé ČR to bylo 23 976 Kč. Z výše uvedeného je zřejmé, že v tomto ohledu tedy existuje mezi oběma sledovanými celky značná podobnost, která není závislá na konkrétním časovém intervalu.

Srovnání absolutní velikosti míry komplexní diferenciaci bylo provedeno v roce, který je oběma sledovaným obdobím společný, a tím je rok 2001. Ukazuje se, že hodnota Δ_a za ČR celkem byla ve všech hlavních souborech, tedy pracovníci celkem, muži celkem a ženy celkem, více než dvakrát vyšší než v rámci podniku X. V případě pracovníků celkem to bylo více o 117,1 %, u mužů o 125,5 % a u žen dokonce o 160,5 %. Tato situace samozřejmě není překvapující, neboť si musíme uvědomit, že v celorepublikovém měřítku zahrnují zkoumané údaje velmi široké spektrum organizací velmi odlišného charakteru, takže větší mzdovou diferenciaci lze oprávněně předpokládat.

Zajímavé závěry je možno očekávat při porovnání vývoje v čase. Diferenciace mezd, měřená Δ_a , vykazovala na úrovni celorepublikové během sledovaného období nepřetržitý nárůst ve všech souborech, a to bez jediné výjimky. Zatímco v roce výchozím činily vzájemné průměrné rozdíly mezd pracovníků 7 114 Kč, v roce 2001 to bylo již 8 914 Kč, tj. o 1800 Kč více. Absolutní nárůst hodnot míry komplexní diferenciaci byl přitom jednoznačně vyšší u mužů, kde činil 2 100 Kč, než u žen, kde představoval 1 542 Kč. Na podnikové úrovni není sice vývoj v čase takto jednoznačný, avšak lze v něm pozorovat určité analogické tendence. Mezi roky 2001 a 2003 došlo v podniku X ke zvýšení Δ_a v osmi souborech, tedy v polovině z nich. Stejně jako na republikové úrovni byl i zde zaznamenán výraznější růst Δ_a u mužů než u žen, kde lze dokonce pozorovat nepatrný pokles zkoumaného ukazatele.

Velmi významně ovlivňuje mzdovou diferenciaci také další faktor, a tím je pohlaví příjemců mezd, jak bylo na zkoumaných datech prokázáno v rámci sedmé kapitoly. Porovnání dat na celorepublikové a podnikové úrovni zcela jasně potvrzuje tuto skutečnost. Data za ČR ukazují, že mzdová diferenciaci, měřená Δ_a , byla ve všech souborech mužů podstatně vyšší

než v souborech žen. Například v roce 2001 se mzdy jednotlivých mužů od sebe vzájemně průměrně lišily o 10 206 Kč, zatímco mzdy žen pouze o 5 942 Kč. Míra komplexní diferenciaci žen tak byla nižší o více než 40 %. Situace v podniku X je zcela analogická a při porovnání konkrétních hodnot v roce 2001 zjišťujeme rovněž výraznou podobnost. Míra komplexní diferenciaci mezd mužů činila 4 526 Kč, zatímco u žen pouze 2 281 Kč, tedy přibližně o 50 % méně. Analogie je evidentní, oba celky se však pochopitelně liší celkovou velikostí mzdové diferenciaci, která již byla zmiňována.

Zajímavé je nepochybně rovněž srovnání diferenciaci mezd na úrovni republiky a podniku v závislosti na nejvyšším dosaženém stupni vzdělání. V případě celorepublikových údajů je situace naprosto jednoznačná. Mzdová diferenciaci, měřená Δ_a , se zvyšuje s rostoucím stupněm vzdělání, přičemž mezi soubory mužů a žen lze pozorovat určité rozdíly. Nejenže velikost diferenciaci v souborech mužů je v globálu vyšší, ale též nárůst mzdové diferenciaci v závislosti na vzdělání je u mužů daleko rychlejší. Lze u nich konstatovat rovněž značný meziroční nárůst diferenciaci mezd, charakteristický zvětšujícími se rozdíly mezi nejnižším a nejvyšším stupněm vzdělání. V roce 1999 činil tento rozdíl 16 658 Kč, v roce 2001 již 22 668 Kč, tedy o 36,1 % více. V souborech žen jsou sice výše uvedené tendence podobné, avšak celkově na nižší úrovni.

Největší rozdíl mezi jednotlivými stupni vzdělání pozorujeme mezi vzděláním odborným a bakalářským a vzděláním vysokoškolským, a to jak v souboru pracovníků celkem, tak i v souborech vytvořených podle pohlaví. V souboru pracovníků celkem byl tento rozdíl maximální v roce 2001, kdy představoval 14 082 Kč. S postupně se snižujícím stupněm vzdělání pak dochází k plynulému poklesu velikosti rozdílu v mzdové diferenciaci. Obdobný trend je patrný i v souborech pracovníků podle pohlaví, kde se pochopitelně rozdíly mezi stupni vzdělání opět liší svou úrovní.

V případě podnikových dat není situace zdaleka tak jednoznačná jako je tomu v celorepublikovém měřítku, avšak i přes řadu odchylek je možno nalézt některé shodné rysy. Na základě našich dat je zřejmé, že stupeň vzdělání má na velikost mzdové diferenciaci značný vliv, tedy že na různých stupních vzdělání pozorujeme rozdílnou velikost charakteristiky mzdové diferenciaci Δ_a . Dalším společným rysem, který se projevuje jak v měřítku republikovém tak podnikovém, je odlišné chování Δ_a v souborech mužů a žen.

Na tomto místě je vhodné připomenout, že netypické tendence ve vývoji mzdové diferenciace v daném podniku mohou do značné míry souviset s nedostatečnou velikostí některých souborů, vzniklých tříděním podle zvolených kritérií. Právě v takové situaci se nemohou plně projevit obecné, charakteristické rysy zkoumaného jevu, protože nad nimi získávají převahu rysy individuální, které je částečně či zcela zastíní.

Při srovnávání pořadí souborů, stanovených podle velikosti charakteristiky komplexní diferenciace, vyvstává již zmiňovaný problém odlišného třídění pracovníků podle nejvyššího dosaženého stupně vzdělání v podniku X a v ČR jako celku. Ten je důvodem, proč nelze pořadí za podnik a za republiku porovnávat bezprostředně, neboť stupně vzdělání si navzájem neodpovídají. V tabulkách je uvedený problém vyřešen tak, že v jejich levé polovině je vždy pořadí podle velikosti Δ_a pro podnik X, v pravé polovině pak pro ČR.

Ačkoli jsou tedy možnosti srovnávání pořadí za podnik a ČR do značné míry omezené, domníváme se, že si přesto lze na jeho základě určitou představu vytvořit. Pořadí souborů, stanovená podle velikosti Δ_a v podniku X a v ČR v roce 2001, který je oběma souborům společný, jsou uvedena v tabulkách č. 36 - č. 38. Pořadí jsou stanovena zcela analogickým způsobem, jako v sedmé kapitole této práce. Soubor s nejvyšší hodnotou Δ_a má tedy pořadové číslo 1, soubor s hodnotou nejnižší má číslo 5.

Tabulka č. 36: Pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciace Δ_a v roce 2001 v podniku X a v ČR v souborech pracovníků celkem

Podnik X v roce 2001-pracovníci celkem		ČR v roce 2001-pracovníci celkem	
stupeň vzdělání	pořadí	stupeň vzdělání	pořadí
základní	5	základní	5
vyučen(a)	4	střední bez maturity	4
střední bez maturity	2	střední s maturitou	3
střední s maturitou	3	vyšší odbor. a bakalářské	2
vysokoškolské	1	vysokoškolské	1

Zdroj: vlastní výpočet

**Tabulka č. 37: Pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciacce Δ_a
v roce 2001 v podniku X a v ČR v souborech mužů**

Podnik X v roce 2001-muži		ČR v roce 2001-muži	
stupeň vzdělání	pořadí	stupeň vzdělání	pořadí
základní	5	základní	4
vyučen(a)	4	střední bez maturity	5
střední bez maturity	2	střední s maturitou	3
střední s maturitou	3	vyšší odbor. a bakalářské	2
vysokoškolské	1	vysokoškolské	1

Zdroj: vlastní výpočet

**Tabulka č. 38: Pořadí souborů podle velikosti míry komplexní diferenciacce Δ_a
v roce 2001 v podniku X a v ČR v souborech žen**

Podnik X v roce 2001-ženy		ČR v roce 2001-ženy	
stupeň vzdělání	pořadí	stupeň vzdělání	pořadí
základní	5	základní	5
vyučen(a)	3	střední bez maturity	4
střední bez maturity	4	střední s maturitou	3
střední s maturitou	2	vyšší odbor. a bakalářské	2
vysokoškolské	1	vysokoškolské	1

Zdroj: vlastní výpočet

Z údajů v tabulkách č. 36 - č. 38 vidíme, že u zkoumaných pořadí lze pozorovat určité shodné rysy, a to především co se týče nejvyššího a nejnižšího stupně vzdělání. Ve všech případech, tedy u pracovníků celkem, mužů celkem a žen celkem je největší diferenciacce mezd, měřeno Δ_a , zaznamenána u osob s vysokoškolským vzděláním, a to zcela shodně v podniku X i v rámci ČR. Naproti tomu nejnižší diferenciacce mezd je patrná v souborech osob se základním vzděláním, a to u pracovníků celkem a žen. Výjimku představují muži v ČR, u nichž je nejmenší hodnota Δ_a v souboru se středním vzděláním bez maturity, muži se základním vzděláním jsou až na místě čtvrtém.

Tři prostřední stupně vzdělání v podniku X a v ČR si neodpovídají a rovněž jejich věcné vymezení je do určité míry odlišné. Tak například mezi variantami vzdělání v rámci ČR se nevyskytují vyučení, zatímco v podniku X naopak chybí vyšší odborné a bakalářské vzdělání. Je tedy zřejmé, že pracovníci s těmito stupni vzdělání jsou zařazeni v některé ze

stávajících variant. Tyto skutečnosti pochopitelně srovnávání ztěžují, avšak i přesto je možno z uvedených údajů usuzovat na určité podobnosti.

Celkově lze konstatovat, že pořadí souborů, stanovená podle velikosti charakteristiky Δ_a , vykazují větší pravidelnost na úrovni republikové, než v podniku X. Jak u pracovníků celkem, tak u žen, má v republikovém měřítku soubor s vyšším stupněm vzdělání vždy rovněž vyšší mzdovou diferenciaci. Pouze v případě mužů lze pozorovat výjimku, kterou představují pořadí mužů se základním vzděláním a se středním vzděláním bez maturity. V podniku X je naproti tomu zjevná nepravidelnost na druhém až čtvrtém místě stanovených pořadí. Jak však již bylo řečeno, podniková data mají výraznější tendenci k různým anomáliím, které souvisejí mj. s nízkým počtem jednotek v některých dílčích souborech.

9. Závěr

Předkládaná disertační práce se zabývá objektivním měřením mzdové diference v různých souborech pracovních sil, které se liší svou velikostí a strukturou. Na mikroekonomické úrovni, tedy na empirických podnikových datech, je ověřeno použití různých měr mzdové diference a provedeno srovnání velikosti této diference v jednotlivých souborech pracovníků. Hlavním cílem přitom je zvolit metodu, která umožní jednoznačně rozhodnout, ve kterém souboru je mzdová diference vyšší než v jiném.

Existuje pochopitelně celá řada postupů, používaných k měření mzdové diference, avšak z hlediska zaměření této práce jsou v centru zájmu jednotlivé statistické charakteristiky, jejichž prostřednictvím lze absolutní a relativní variabilitu mezd měřit. Právě měření mzdové diference různými charakteristikami přináší totiž v některých případech výsledky, které vzájemně kolidují. Podle toho, jaká charakteristika je použita, mění se pořadí souborů, sestavené podle velikosti dané míry variability. Takovouto situaci nelze z pochopitelných důvodů akceptovat, neboť neumožňuje jednoznačně stanovit, ve kterém souboru pracovníků je diference větší a ve kterém menší.

Výše uvedené rozpory odstraňuje použití charakteristiky komplexní diference, která v sobě spojuje jak měření absolutních rozdílů mezi jednotlivými mzdami, tak i měření rozdílů relativních. Právě takový způsob konstrukce je přitom zárukou objektivnosti a jednoznačnosti výsledků, získaných při aplikaci této míry na konkrétní podniková data. Uvedeným způsobem je možno stanovit pořadí souborů podle velikosti diference mezd, které považujeme za nezpochybnitelné.

Míra komplexní diference Δ_a překonává jednostrannost běžně používaných charakteristik absolutní diference na straně jedné a měr relativní diference na straně druhé, protože reaguje správně na všechny změny, přicházející v úvahu při zpracování empirického materiálu. Při neměnnosti absolutní variability a zmenšení variability relativní se míra komplexní diference zmenší, při neměnné absolutní variabilitě a zvětšení relativní variability se zvětší a při neměnné relativní variabilitě a zvětšení absolutní variability se zvětší.

Výše uvedená metoda objektivního měření mzdové diferenciaci je v předkládané práci aplikována na rozsáhlý datový soubor mezd pracovníků výrobního podniku X. Východiskem analýzy jsou úvahy o rozdělení mezd na podkladě kvantilů a jeho grafické znázornění prostřednictvím histogramů, které je komplikováno volbou optimálního počtu intervalů. Na základě konkrétních úvah a výpočtů jsou pro účely této práce vybrány ke konstrukci intervalových rozdělení ve většině zkoumaných souborů decily, v některých případech pak kvintily.

Samotné analýze mzdové diferenciaci bezprostředně předchází analýza úrovně mezd, založená na zkoumání nejvýznamnějších středních hodnot – aritmetického průměru, mediánu a modu – a jejich souvislostí a vztahů. Právě úroveň mezd je totiž neodmyslitelnou součástí zkoumání mzdové diferenciaci, neboť s ní bezprostředně souvisí a ovlivňuje ji, jak je ostatně z konstrukce měř variability zřejmé. Z výše uvedených důvodů je tedy v souvislosti s měřením mzdové diferenciaci provedeno rovněž vyhodnocení vybraných měř úrovně, umožňující srovnání mzdové úrovně v jednotlivých souborech.

Analýza mzdové úrovně v podniku X v letech 2001-2003 ukázala, že v úrovni mezd mužů a žen existují významné rozdíly, a to jednoznačně ve smyslu celkově vyšší úrovně mezd mužů. Největší rozdíly jsou přitom patrné při měření mzdové úrovně pomocí aritmetického průměru. V případě použití mediánu, resp. modu, jsou sice rozdíly menší, avšak přesto zřejmé. V roce 2003 činila průměrná hodnota mezd v souboru mužů 15 358 Kč, zatímco v případě žen to bylo pouze 10 950 Kč, tedy o 4 408 Kč, tj. 28,7 % méně. Nejvýraznější absolutní rozdíl mezi průměrem mezd mužů a žen byl zaznamenán v roce 2002, kdy představoval 5 107 Kč. S růstem stupně vzdělání přitom evidentně dochází ke zvětšování rozdílů průměru mezd mužů a žen, s jedinou výjimkou. Tou je střední vzdělání s maturitou, které se uvedenému trendu vymyká ve všech sledovaných letech.

Při analýze závislosti úrovně mezd na dosaženém stupni vzdělání se projeví určité anomálie, avšak i přesto je možno zcela nepochybně usuzovat na tendenci ke zvyšování mzdové úrovně s růstem vzdělání. V roce 2003 činil průměr mezd v souboru osob se základním vzděláním 10 527 Kč, zatímco v případě osob se vzděláním vysokoškolským to bylo 35 589 Kč, tedy o 25 062 Kč, tj. 238,1 % více. Nejvýraznější rozdíl, a to 19 646 Kč, je přitom patrný mezi dvěma nejvyššími sledovanými stupni vzdělání, kterými jsou střední

vzdělání s maturitou a vzdělání vysokoškolské. Mezi nižšími stupni vzdělání nejsou sice rozdíly průměru mezd tak výrazné, avšak jejich existence je zcela nepochybná.

Co se týče vývoje mzdové úrovně v čase, lze ve zkoumaném období let 2001-2003 v globálu konstatovat u všech tří charakteristik úrovně nárůst. Například hodnota průměru v roce 2003 činila 13 394 Kč, což bylo o 787 Kč, tj. 6,2 % více než v roce 2001. V mnoha souborech však došlo k nárůstu hodnot charakteristik úrovně v roce 2002 a jejich následnému poklesu v roce 2003, což ukazuje na kolísání a nepravidelnost vývoje v čase. Je však evidentní, že pro stanovení vývojové trendu je tříleté období příliš krátké, než aby bylo možno činit rozsáhlejší závěry.

Jádrem této disertační práce je samotné srovnávání úrovně diferenciací mezd ve zkoumaných souborech prostřednictvím vybraných charakteristik diferenciací. V centru zájmu je přitom porovnávání pořadí jednotlivých souborů, stanovených podle velikosti různých charakteristik variability. Takovýto postup nejlépe umožňuje demonstrovat vznikající rozpory na reálných empirických údajích a stanovit jednoznačné řešení daného problému. Jako míra absolutní diferenciací je použita směrodatná odchylka, relativní diferenciací je měřena variačním koeficientem.

V roce 2003 činila směrodatná odchylka mezd pracovníků podniku X 7 410 Kč, což bylo o 1 420 Kč více než v roce 2001. Nárůst absolutní variability byl zaznamenán rovněž v souborech mužů a žen celkem, přičemž u mužů se směrodatná odchylka zvýšila o 1 958 Kč, u žen pouze o 406 Kč. V šesti souborech však absolutní variabilita v průběhu sledovaných let 2001-2003 naopak poklesla. Variační koeficient mezd pracovníků dosáhl v roce 2003 celkové hodnoty 55,3 % a byl tak o 7,8 bodu vyšší než v roce 2001. U mužů přitom jeho hodnota činila 56,7 %, zatímco u žen pouze 38,8 %. Mezi roky 2001-2003 byl zaznamenán pokles koeficientu variace v deseti souborech, což ukazuje na celkově výraznější snižování variability než v případě použití směrodatné odchylky.

Porovnání pořadí souborů, stanovených podle velikosti směrodatné odchylky a koeficientu variace, ukazuje na některé zajímavé skutečnosti. Nejnižší mzdová diferenciací je sice všeobecně patrná v souborech osob se základním vzděláním, avšak při měření pomocí směrodatné odchylky a koeficientu variace jsou zřejmé rozdíly. Zatímco při použití směrodatné odchylky jsou soubory osob s nejnižším stupněm vzdělání vždy na pátém, tedy

posledním místě, při použití koeficientu variace tomu tak ve dvou případech není. V těchto srovnáních vykazuje nejnižší diferenciaci jiný soubor, osoby se základním vzděláním jsou na místě čtvrtém.

Patrné jsou i rozdíly v pořadích souborů osob se vzděláním nejvyššího stupně, tedy vysokoškolským. Při měření velikosti diferenciacie pomocí směrodatné odchylky jsou osoby s vysokoškolským vzděláním celkem sedmkrát na prvním místě (zatímco dvakrát jsou na místě druhém), měříme-li diferenciaci pomocí koeficientu variace, zauímají vysokoškolsky vzdělané osoby první místo pouze dvakrát (sedmkrát jsou na druhém místě). Uvedené rozpory v pořadích, stanovených podle velikosti obou charakteristik variability, však nejsou zdaleka ojedinělé, v jejich výčtu by bylo možno pokračovat.

Z výše uvedených skutečností tedy jasně vyplývá, že konkrétní výsledky, získané aplikací zvolených měř variability na empirické údaje, vykazují v souladu s naším očekáváním významné odlišnosti a v některých případech si přímo protirečí. Pořadí jednotlivých souborů pracovníků, stanovená podle velikosti dvou různých charakteristik mzdové diferenciacie, se ani v jednom případě jako celek neshodují. Nelze přitom objektivně rozhodnout, které z pořadí je vhodné upřednostnit. Za účelem řešení tohoto neuspokojivého stavu navrhuje na základě všech námi provedených výpočtů a analýz podnikových dat preferovat použití míry komplexní diferenciacie Δ_a , která odstraňuje reálně existující antagonismy a umožňuje stanovit jednoznačné pořadí různých souborů pracovníků podle velikosti jejich mzdové diferenciacie tak, aby bylo nezpochybnitelné.

V roce 2003 dosáhla hodnota míry komplexní diferenciacie u pracovníků podniku X 4 827 Kč, což bylo o 721 Kč více než v roce 2001. V souborech mužů přitom byla hodnota této míry ve všech třech letech vyšší než v souborech žen. Nejvýraznější rozdíl mezi komplexní mzdovou diferenciací mužů a žen byl zaznamenán v roce 2002, a to 5 146 Kč. Vzájemné průměrné rozdíly mezd jednotlivých mužů vzrostly během sledovaných let o 1 279 Kč, zatímco u žen byl ve stejném období zaznamenán pokles hodnoty Δ_a o 128 Kč. Globální nárůst komplexní diferenciacie mezd v letech 2001-2003 lze přičíst především na vrub růstu diferenciacie v souborech pracovníků s vysokoškolským vzděláním a se středním vzděláním s maturitou.

Ukázalo se rovněž, že z celkových devíti pořadí, vytvořených podle velikosti míry Δ_a , jich je sedm shodných s pořadími podle velikosti směrodatné odchylky, zatímco dvě pořadí korespondují s těmi, která byla stanovena podle velikosti variačního koeficientu. Častější shoda pořadí podle míry Δ_a a směrodatné odchylky je sice na základě zkoumaných dat evidentní, avšak v žádném případě nás neopravňuje směrodatnou odchylku při měření mzdové diferenciaci a priori preferovat.

Závěrem chceme zdůraznit skutečnost, že použití charakteristiky Δ_a pro potřeby objektivního měření mzdové diferenciaci je vzhledem k jejím vlastnostem všestranné. Lze ji tedy bez omezení aplikovat nejen v případě potřeby měření diferenciaci mezd v jednom konkrétním podniku, ale rovněž v situaci, kdy je třeba provést srovnání mzdové diferenciaci ve dvou či více různých organizacích. Za všech okolností je totiž možno se spolehnout na objektivitu získaných výsledků, a to i tehdy, když se jednotlivé organizace vzájemně výrazně odlišují co do počtu či struktury pracovníků. Tato skutečnost je, podle našeho mínění, velmi cenným přínosem v oblasti statistického hodnocení diferenciaci příjmů.

Seznam použité literatury

- [1] ANDĚL, J.: Matematická statistika. SNTL/ALFA. Praha 1978.
- [2] ATKINSON, A. B., MICKLEWRIGHT, J.: Economic Transformation in Eastern Europe and Distribution of Income. Cambridge University Press. Cambridge 1992.
- [3] BASMANN, R. L., HAYES, K. J., SLOTTJE, D. J.: Some new methods for measuring and describing economic inequality. Jai Press. London 1993.
- [4] BÍLKOVÁ, D.: Lognormální rozdělení a odhadování parametrů tohoto rozdělení. Statistika č. 12/93. Praha 1993.
- [5] BÍLKOVÁ, D.: K modelování příjmových rozdělení lognormálními křivkami. Statistika č. 11/1996. Praha 1996.
- [6] BOWERMAN, B., O'CONNELL, R. T.: Applied Statistics: Improving business processes. Richard D. Irwin, a Times Mirror Higher Education Group, Inc. Company. USA 1997.
- [7] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Dílčí zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2000. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2000.
- [8] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Dílčí zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2001. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2001.
- [9] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Dílčí zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2002. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2002.
- [10] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Závěrečná zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2002. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2002.
- [11] CYHELSKÝ, L.: K měření rozdílnosti dvojic hodnot. Statistika č. 8/1984. Praha 1984.
- [12] CYHELSKÝ, L.: K měření a srovnávání variability hodnot statistického znaku. Statistika č. 9-10/1984. Praha 1984.
- [13] CYHELSKÝ, L.: Teorie statistiky I. SNTL. Praha 1990.
- [14] CYHELSKÝ, L.: Variabilita hodnot statistického znaku, její stupeň a jeho měření. Statistická revue 11. SVET. Praha 1990.
- [15] CYHELSKÝ, L., KAHOUNOVÁ, J., HINDLS, R.: Elementární statistická analýza. 2. vydání. Management Press. Praha 1999.
- [16] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., NOVÁK, I.: Základy teorie statistiky pro ekonomy. SNTL/ALFA. Praha 1979.
- [17] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., NOVÁK, I.: Teorie statistiky. SNTL/ALFA. Praha 1986.
- [18] ČERMÁK, V.: Vybrané kapitoly z teorie výběrových šetření. VŠE. Praha 1974.
- [19] ČERMÁK, V.: Výběrové statistické zjišťování. SNTL/ALFA. Praha 1980.
- [20] ČERMÁK, V., VRABEC, M.: Teorie výběrových šetření, část 1. VŠE. Praha 1999.
- [21] HINDLS, R., HRONOVÁ, S., NOVÁK, I.: Metody statistické analýzy pro ekonomy. Management Press. Praha 2000.
- [22] HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J.: Statistika pro ekonomy. 2. vydání. Professional Publishing. Praha 2002.

- [23] HINDLS, R., HRONOVÁ, S., NOVÁK, I.: Analýza dat v manažerském rozhodování. Grada Publishing. Praha 1999.
- [24] JÍLEK, J., MATĚJKA, M. A KOL.: Ekonomická statistika. SNTL/ALFA. Praha 1980.
- [25] KALIŠ, J.: Možnosti použití exaktních metod k hodnocení úrovně a dynamiky mzdové diferenciace v průmyslových podnicích. Kandidátská disertační práce. VŠE. Praha 1989.
- [26] KAŇOK, M.: Statistické metody v marketingu. CIMA. Praha 2001.
- [27] KAZMIER, L. J., POHL, N. F.: Basic Statistics for Business and Economics. 2. vydání. McGraw-Hill Publishing Company, Inc. New York 1984.
- [28] KLEIBL, J., DVOŘÁKOVÁ, Z., HÜTTLOVÁ, E.: Stimulace pracovníků a tvorba mzdových soustav. VŠE. Praha 1995.
- [29] KLEIBL, J.: Hmotná stimulace v řízení. SPN. Praha 1988.
- [30] KLEIBL, J. A KOL.: Metody personální práce. VŠE. Praha 1996.
- [31] KOUBEK, J.: Řízení pracovních sil a zaměstnanosti v podniku. VŠE. Praha 1997.
- [32] KOHN, S.: Základy teorie statistické metody. Nákladem státního úřadu statistického. Praha 1929.
- [33] LIKEŠ, J., CYHELSKÝ, L., HINDLS, R.: Úvod do statistiky a pravděpodobnosti. VŠE. Praha 1998.
- [34] LIKEŠ, J., MACHEK, J.: Matematická statistika. SNTL. Praha 1983.
- [35] MORAVOVÁ, J.: Základy sociální statistiky. VŠE. Praha, 1998.
- [36] PROVAZNÍK, V., KOMÁRKOVÁ, R.: Motivace pracovního jednání. VŠE. Praha 1996.
- [37] SEGER, J., HINDLS, R.: Statistické metody v tržním hospodářství. Victoria Publishing. Praha 1995.
- [38] SEGER, J., HINDLS, R., HRONOVÁ, S.: Statistika v hospodářství. ETS Publishing. Praha 1998.
- [39] SPIEGEL, M. R.: Theory and Problems of Statistics. McGraw-Hill. Inc. New York 1961.
- [40] SWOBODA, H.: Moderní statistika. Svoboda. Praha 1977.
- [41] SYNEK, M. A KOL.: Podniková ekonomika. 2. vydání. C. H. Beck. Praha 2000.
- [42] VAN MATRE, J. G., GILBREATH, G. H.: Statistics for Business and Economics. 3. vydání. Business Publications, Inc. Homewood. Illinois 1987.

Seznam publikační činnosti doktoranda

- [1] GURINOVÁ, K.: Vývoj ubytovacích zařízení v letech 1980-1984 v okrese Liberec. OO ČSÚ Liberec. Liberec 1986.
- [2] GURINOVÁ, K.: Demografický vývoj frýdlantské oblasti. OO ČSÚ Liberec. Liberec 1986.
- [3] GURINOVÁ, K.: Demografický vývoj v okrese Liberec podle obcí v letech 1981-1985. OO ČSÚ Liberec. Liberec 1987.
- [4] GURINOVÁ, K.: Vývoj zaměstnanosti a průměrných mezd v okrese Liberec v letech 1980-1986. OO ČSÚ Liberec. Liberec 1987.
- [5] GURINOVÁ, K.: Demografický vývoj hrádecké oblasti. OO ČSÚ Liberec. Liberec 1988.
- [6] GURINOVÁ, K.: Demografický vývoj českodubské oblasti. OO ČSÚ Liberec. Liberec 1987.
- [7] GURINOVÁ, K.: Liberec mezi velkými městy ČR. Okresní statistická správa Liberec. Liberec 1994.
- [8] GURINOVÁ, K.: Inflace, ceny, životní náklady. Okresní statistická správa Liberec. Liberec 1995.
- [9] GURINOVÁ, K.: Model pro budoucnost (Celostátně o koncepci sociální a daňové reformy). T-UNI č. 5/1998. Technická univerzita v Liberci. Liberec 1998.
- [10] CYHELSKÝ, L., GURINOVÁ, K.: Hlavní cesty vznikaní statistické vědy. E+M č. 3/1999. Technická univerzita v Liberci. Liberec 1999.
- [11] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Dílčí zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2000. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2000.
- [12] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Dílčí zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2001. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2001.
- [13] GURINOVÁ, K.: Analýza vývoje indexu PX-50 v letech 1997-1999. E+M č. 1/2001. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2001.
- [14] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Dílčí zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2002. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2002.
- [15] KAŇOKOVÁ, J., CYHELSKÁ, A., GURINOVÁ, K.: Analýza vývoje základních ukazatelů Euroregionu NISA a jeho jednotlivých částí. Sborník prací výzkumného záměru 2001. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2002.
- [16] CYHELSKÝ, L., KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Závěrečná zpráva o řešení grantového projektu 402/00/0146 za rok 2002. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2003.
- [17] KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K.: Analýza vývoje základních ukazatelů Euroregionu NISA a jeho jednotlivých částí. Sborník prací výzkumného záměru 2002. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2003.
- [18] KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K., VALENTOVÁ, V.: Analýza stavu a vývoje trhu práce Libereckého kraje ve srovnání s ostatními kraji České republiky a ČR jako celku. Sborník prací výzkumného záměru 2003. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2004.
- [19] KAŇOKOVÁ, J., GURINOVÁ, K., VALENTOVÁ, V.: Analýza vývoje Euroregionu NISA od jeho založení. Sborník prací výzkumného záměru 2004. Technická univerzita v Liberci. Liberec 2004.

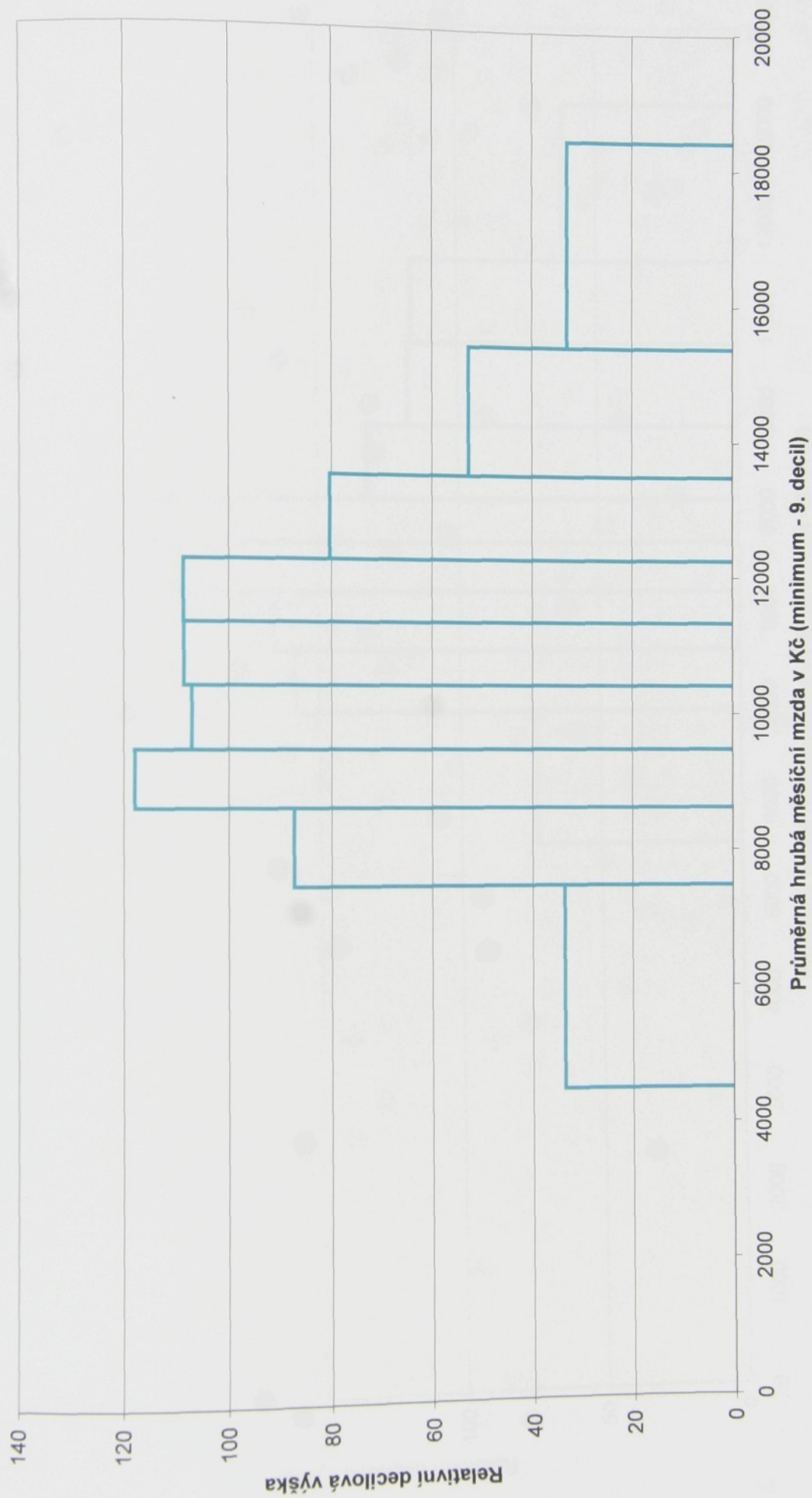
Seznam příloh

- Příloha č. 1: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci celkem
- Příloha č. 2: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci se základním vzděláním
- Příloha č. 3: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci vyučení
- Příloha č. 4: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci se středním vzděláním bez maturity
- Příloha č. 5: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci se středním vzděláním s maturitou
- Příloha č. 6: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci s vysokoškolským vzděláním
- Příloha č. 7: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži celkem
- Příloha č. 8: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži se základním vzděláním
- Příloha č. 9: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži vyučení
- Příloha č. 10: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži se středním vzděláním s maturitou
- Příloha č. 11: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži s vysokoškolským vzděláním
- Příloha č. 12: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy celkem
- Příloha č. 13: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy se základním vzděláním
- Příloha č. 14: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy vyučené
- Příloha č. 15: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy se středním vzděláním bez maturity
- Příloha č. 16: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy se středním vzděláním s maturitou
- Příloha č. 17: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci celkem
- Příloha č. 18: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci se základním vzděláním
- Příloha č. 19: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci vyučení
- Příloha č. 20: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci se středním vzděláním bez maturity
- Příloha č. 21: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci se středním vzděláním s maturitou
- Příloha č. 22: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci s vysokoškolským vzděláním
- Příloha č. 23: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži celkem
- Příloha č. 24: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži se základním vzděláním
- Příloha č. 25: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži vyučení
- Příloha č. 26: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži se středním vzděláním s maturitou
- Příloha č. 27: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži s vysokoškolským vzděláním
- Příloha č. 28: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy celkem
- Příloha č. 29: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy se základním vzděláním
- Příloha č. 30: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy vyučené
- Příloha č. 31: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy se středním vzděláním bez maturity
- Příloha č. 32: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy se středním vzděláním s maturitou
- Příloha č. 33: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci celkem
- Příloha č. 34: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci se základním vzděláním
- Příloha č. 35: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci vyučení
- Příloha č. 36: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci se středním vzděláním bez maturity
- Příloha č. 37: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci se středním vzděláním s maturitou

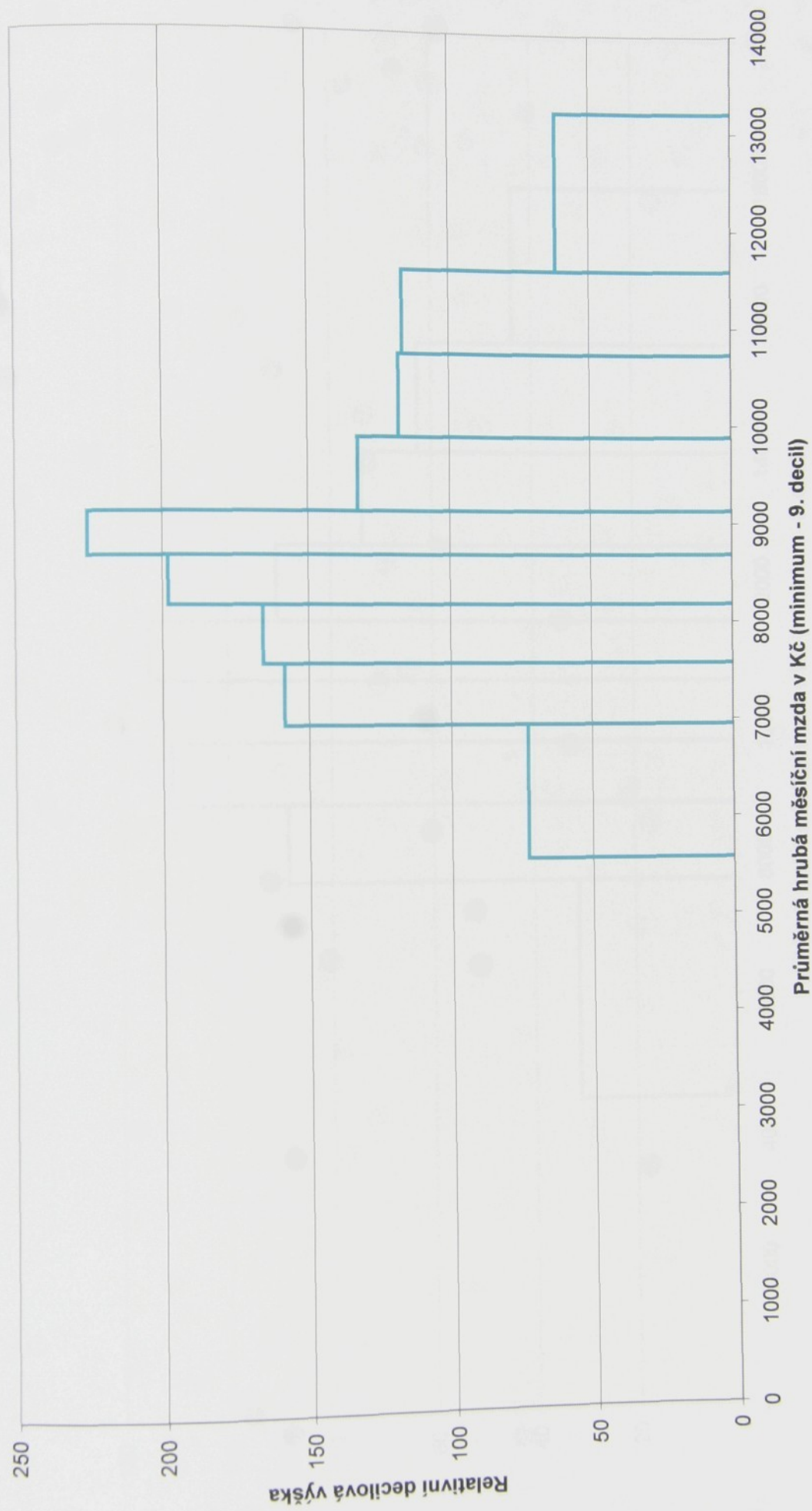
- Příloha č. 38: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci s vysokoškolským vzděláním
- Příloha č. 39: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži celkem
- Příloha č. 40: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži se základním vzděláním
- Příloha č. 41: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži vyučení
- Příloha č. 42: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži se středním vzděláním bez maturity
- Příloha č. 43: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži se středním vzděláním s maturitou
- Příloha č. 44: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži s vysokoškolským vzděláním
- Příloha č. 45: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy celkem
- Příloha č. 46: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy se základním vzděláním
- Příloha č. 47: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy vyučené
- Příloha č. 48: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy se středním vzděláním bez maturity
- Příloha č. 49: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy se středním vzděláním s maturitou

PŘÍLOHY

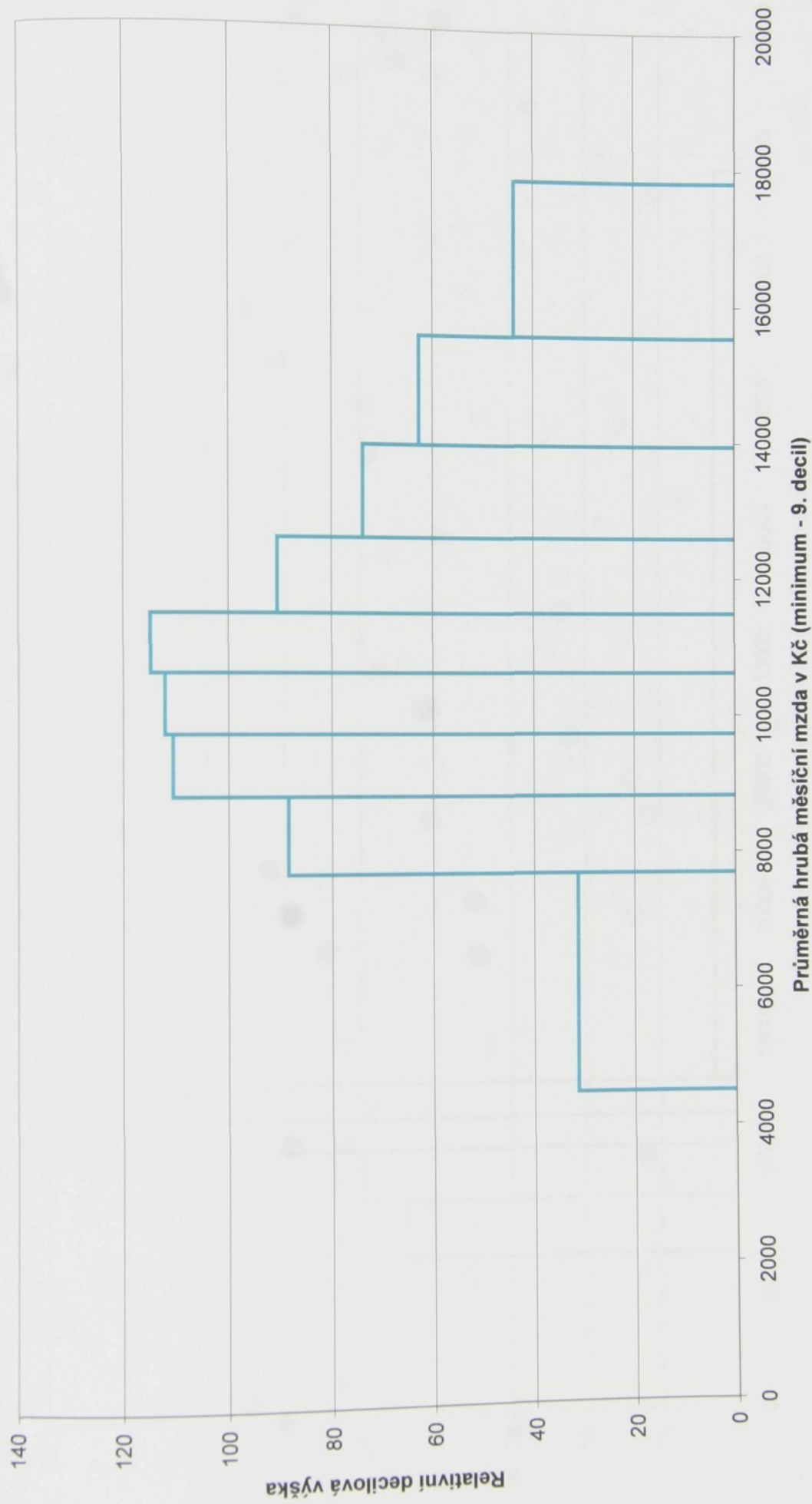
Příloha č. 1: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci celkem



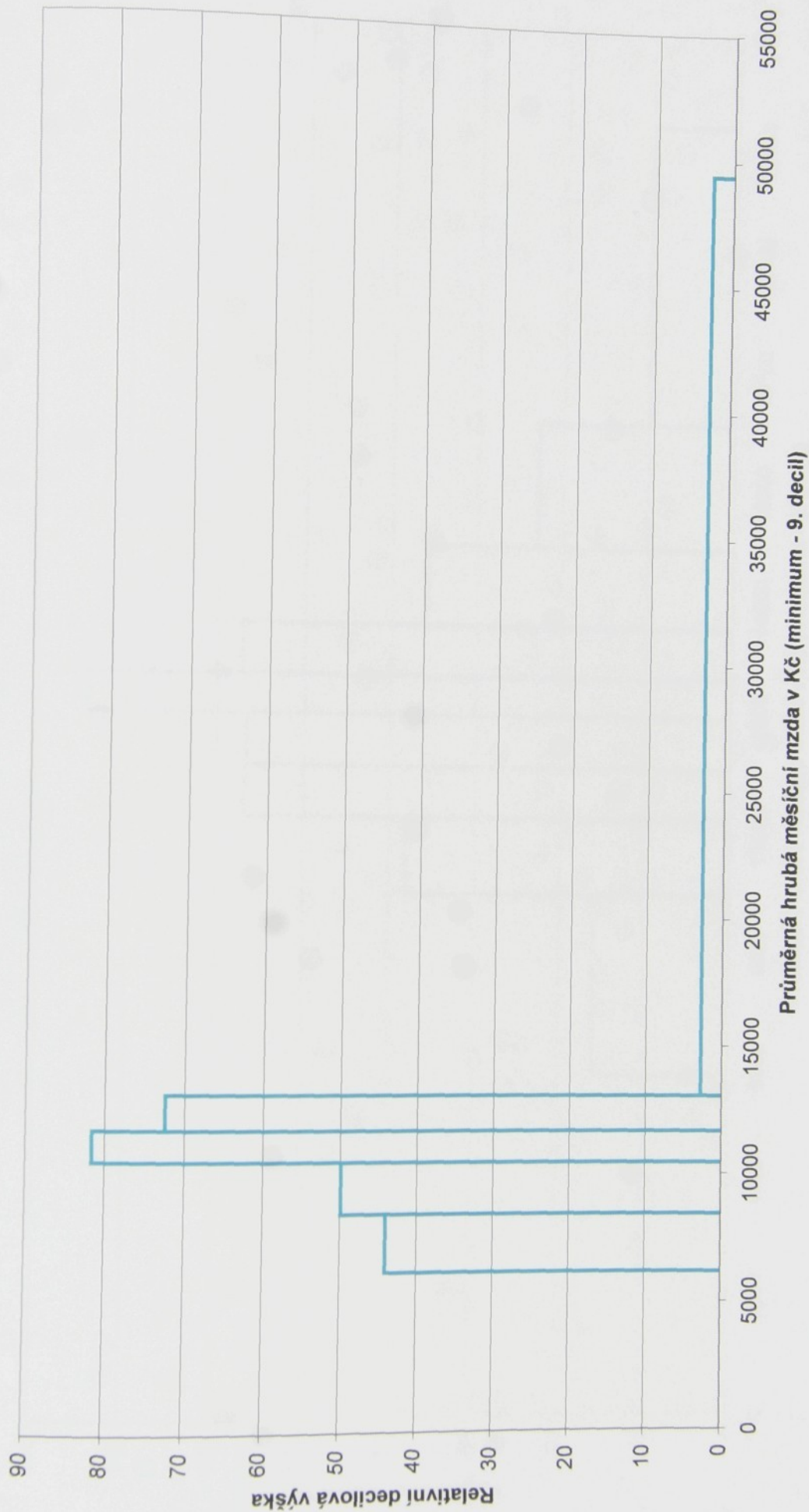
Příloha č. 2: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci se základním vzděláním



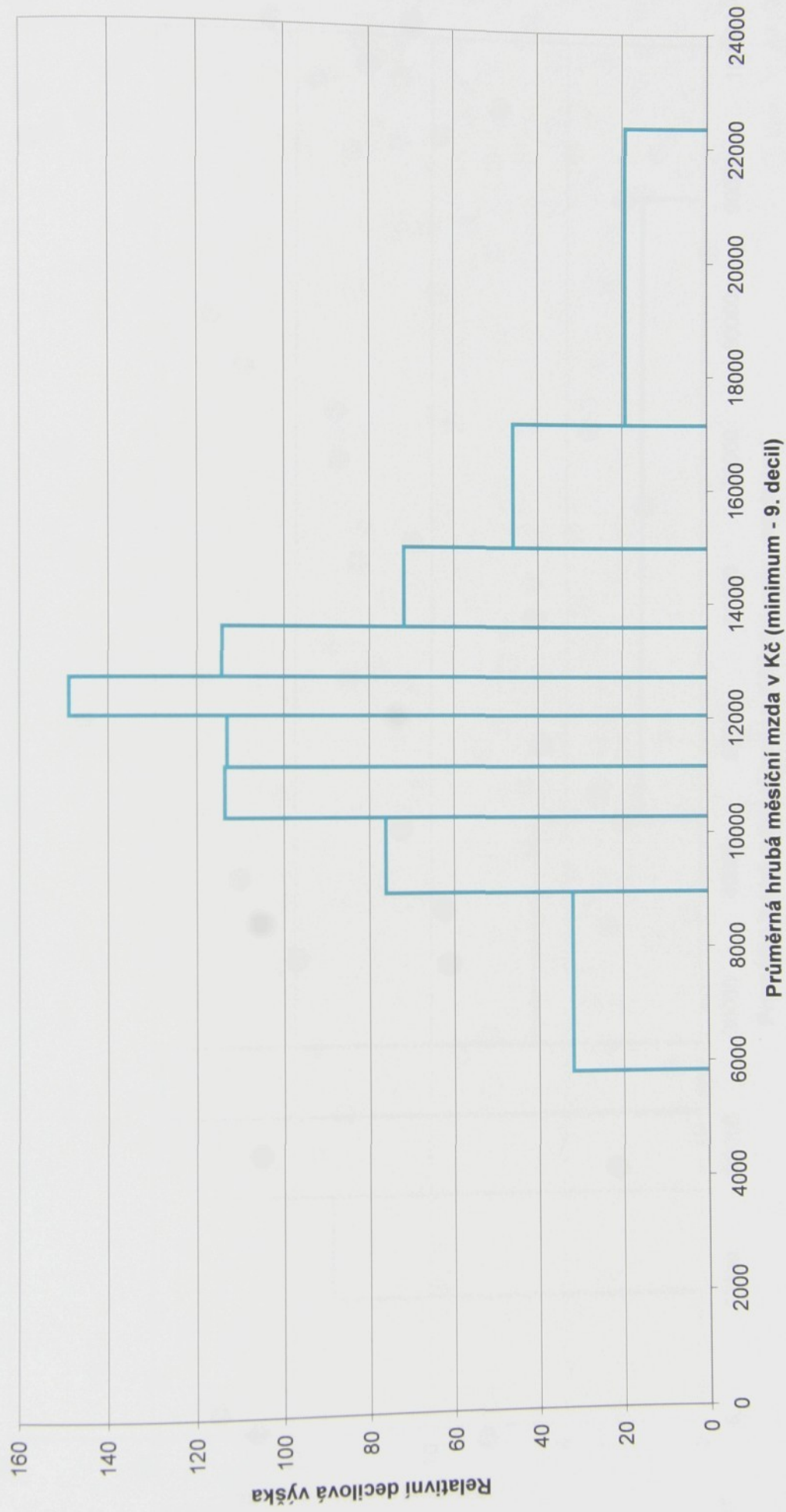
Příloha č. 3: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci vyučení



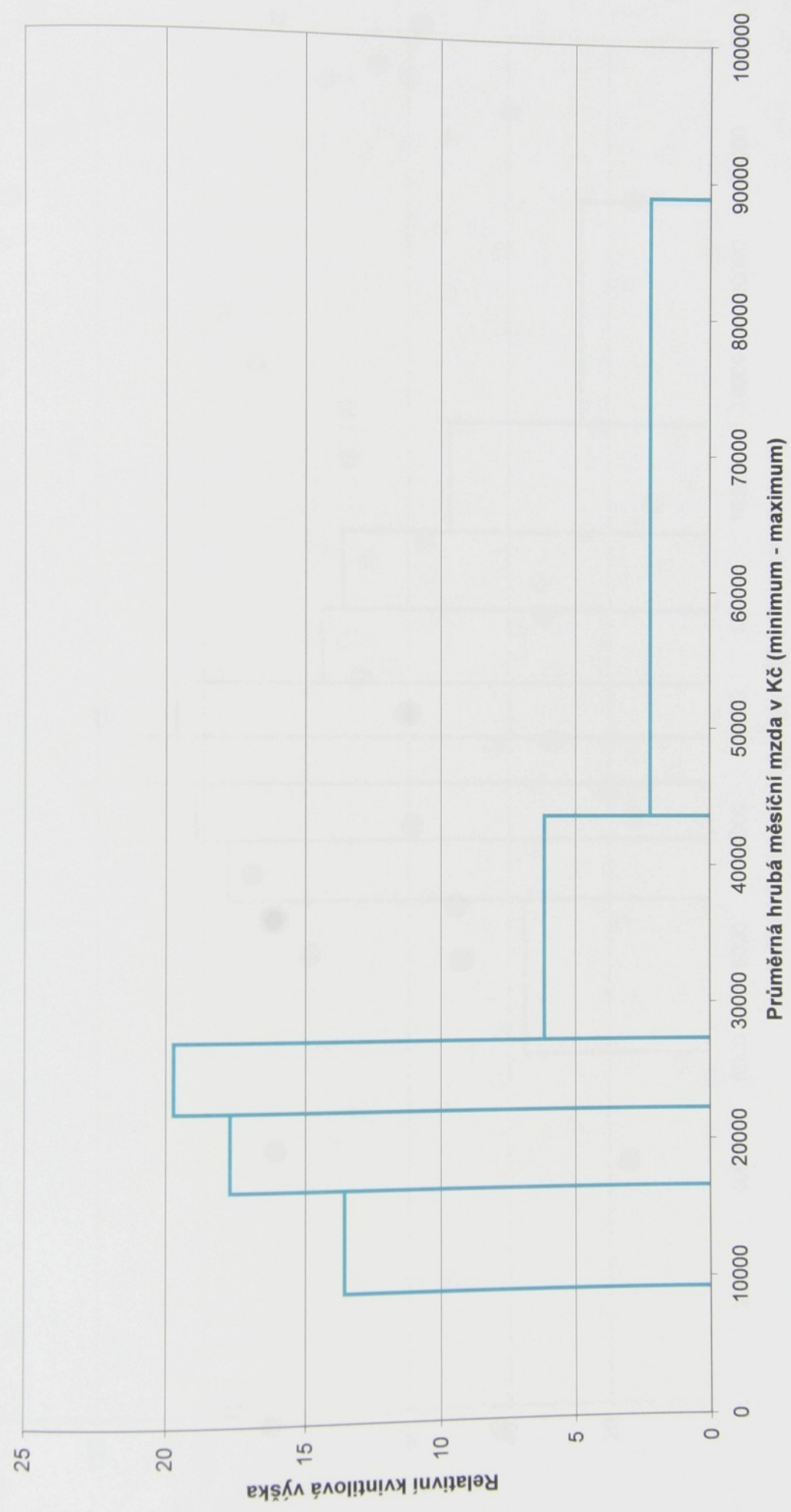
Příloha č. 4: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci se středním vzděláním bez maturity



Příloha č. 5: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - pracovníci se středním vzděláním s maturitou



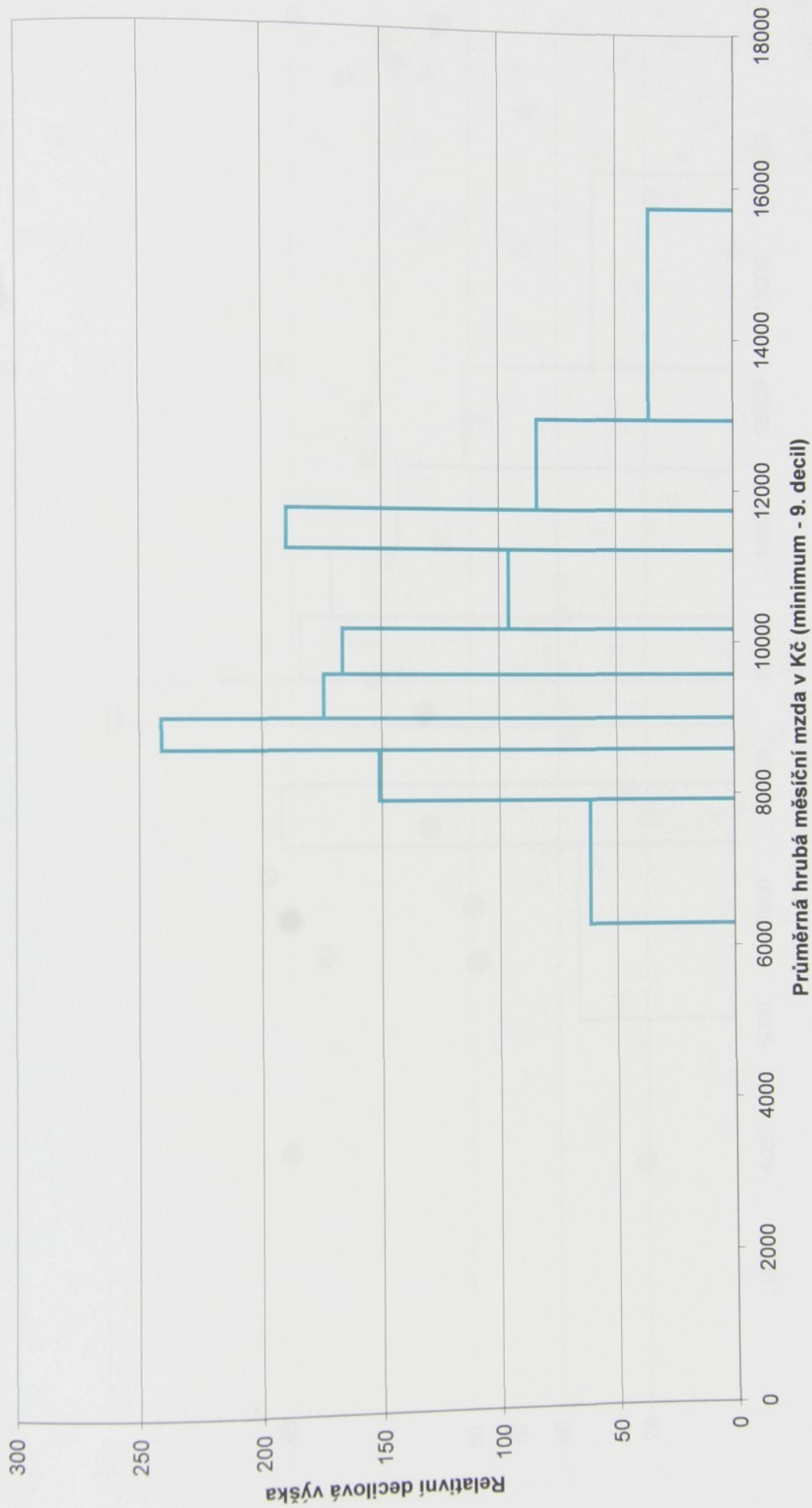
Příloha č. 6: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč za rok 2001 - pracovníci s vysokoškolským vzděláním



Příloha č. 7: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži celkem



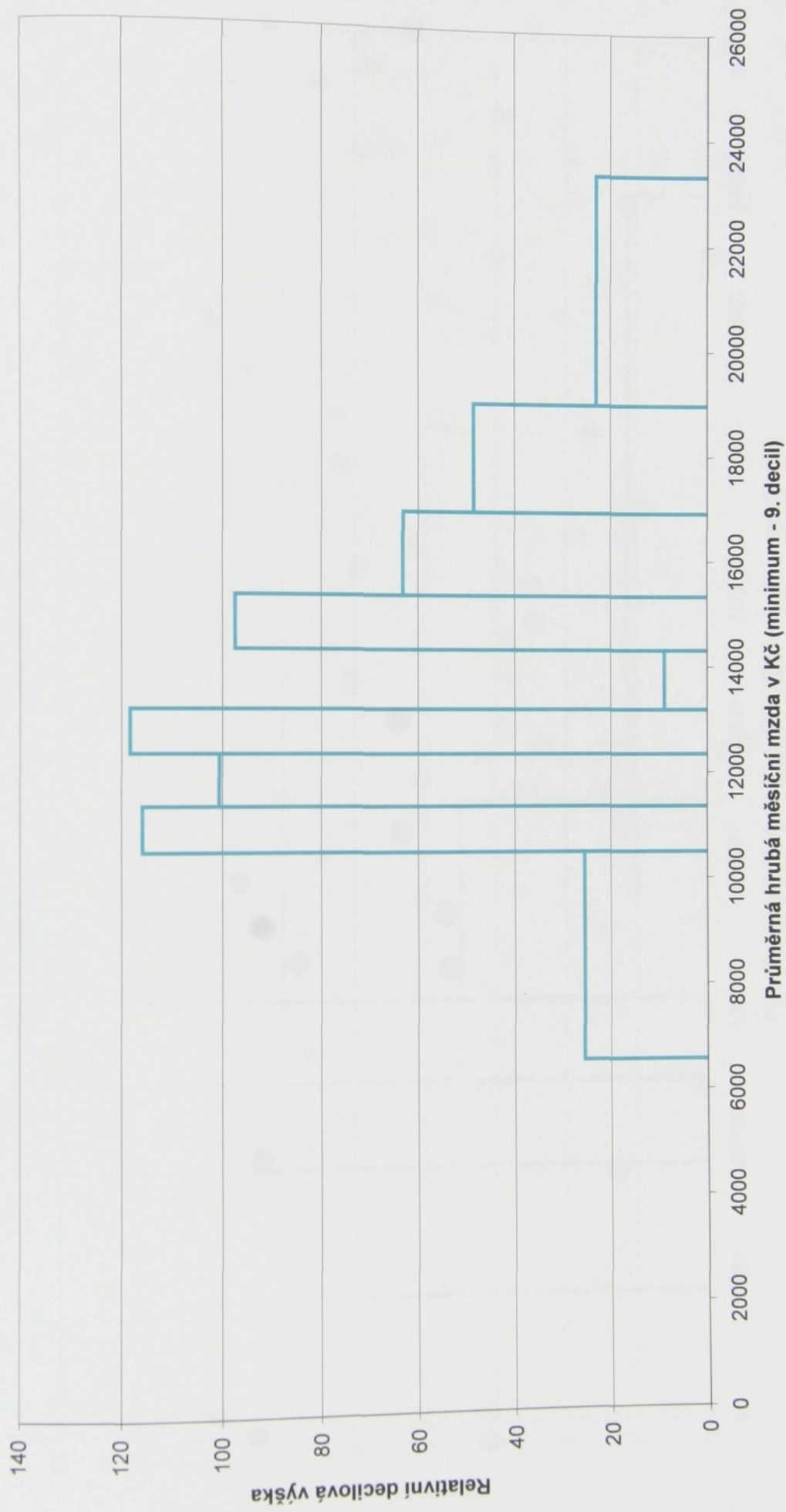
Příloha č. 8: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži se základním vzděláním



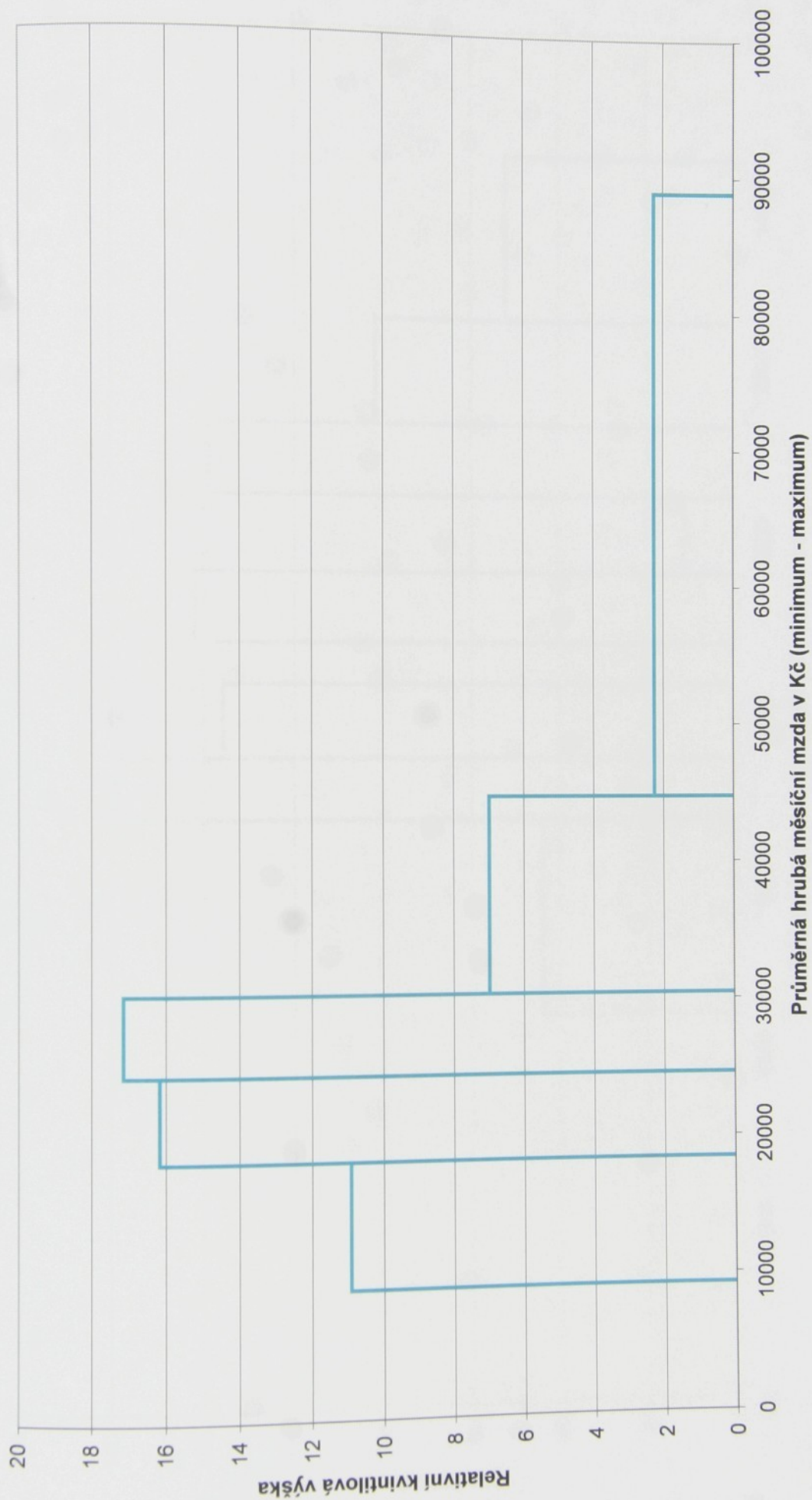
Příloha č. 9: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži vyučení



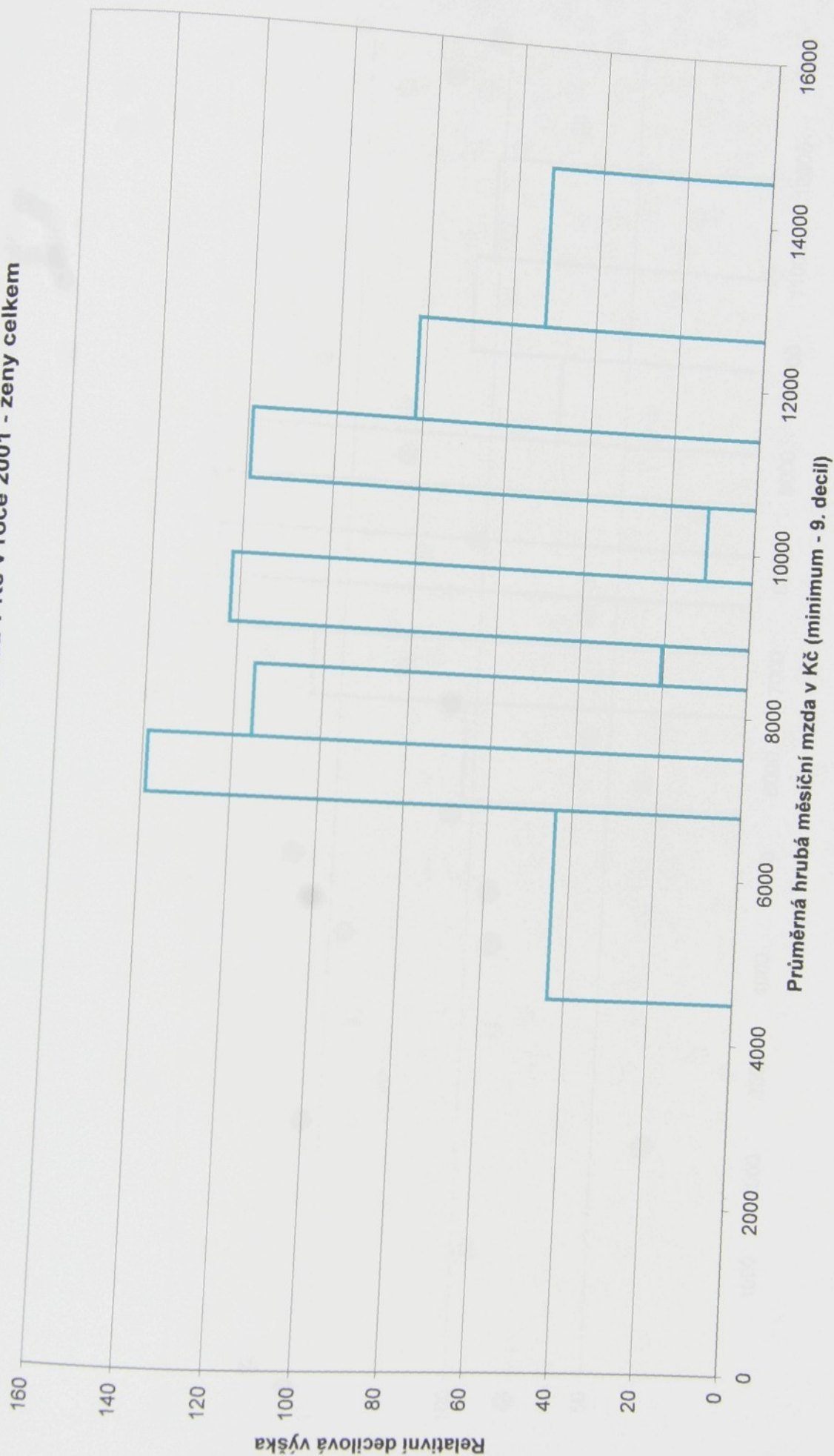
Příloha č. 10: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži se středním vzděláním s maturitou



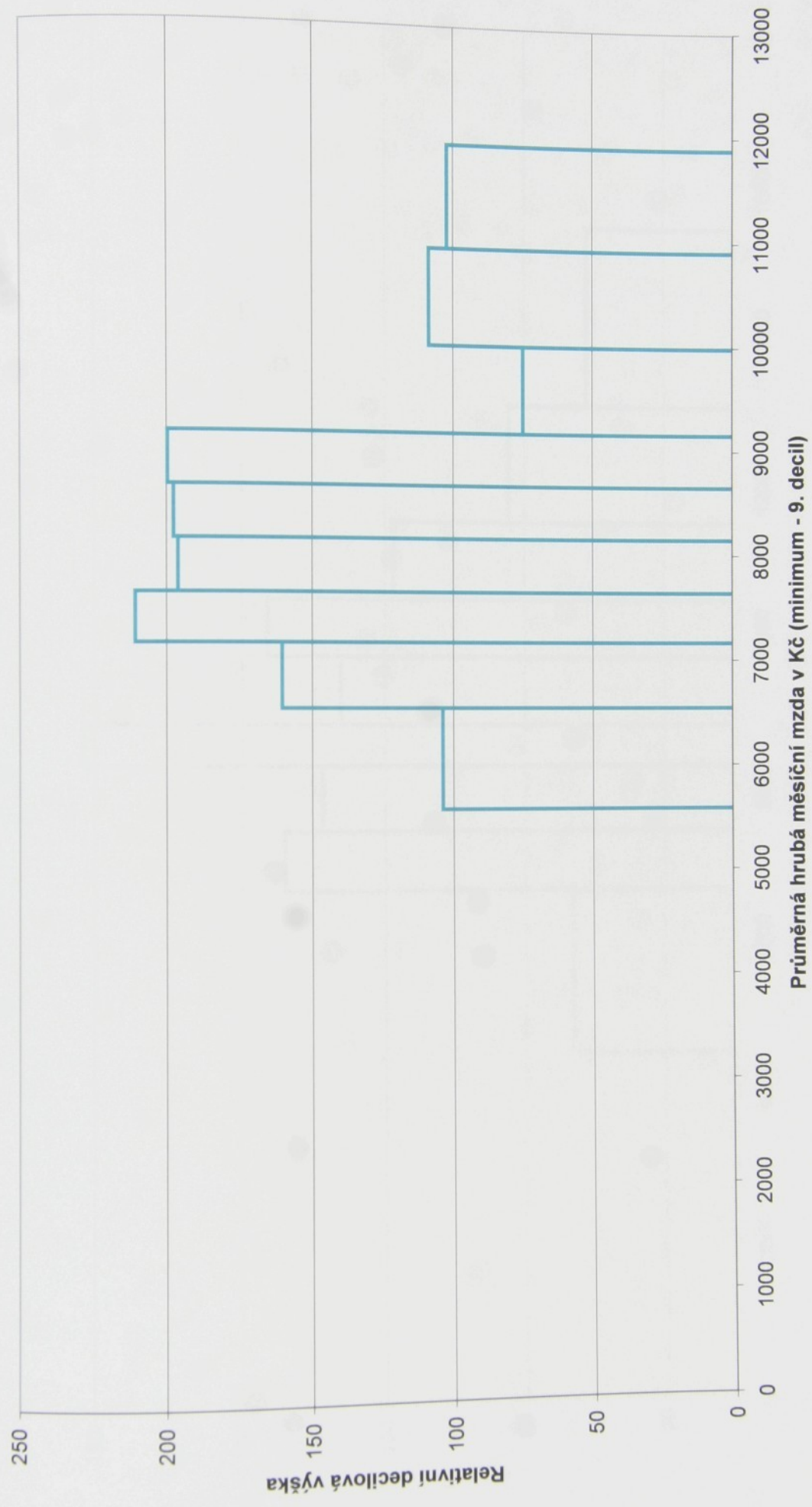
Příloha č. 11: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - muži s vysokoškolským vzděláním



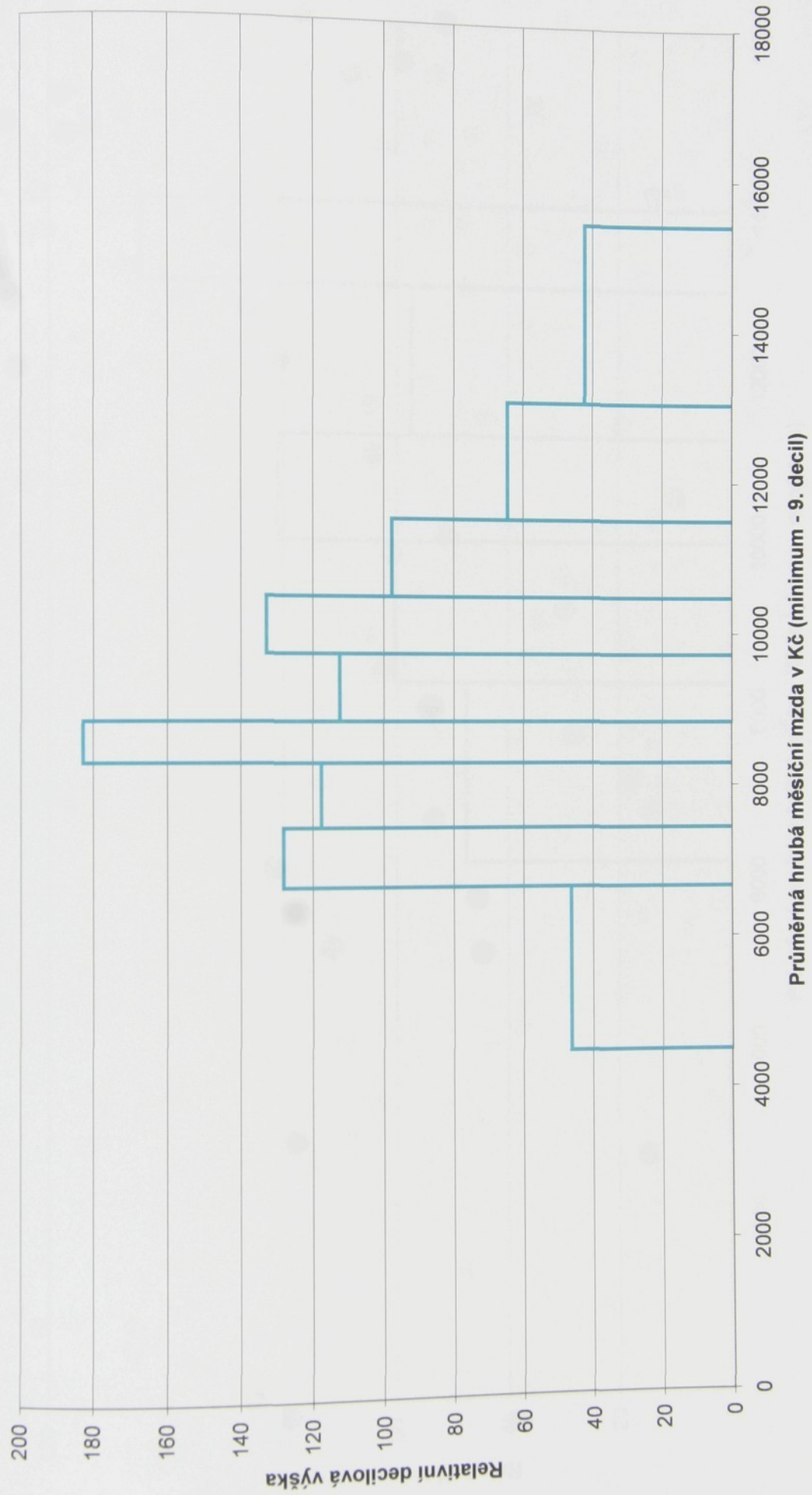
Příloha č. 12: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy celkem



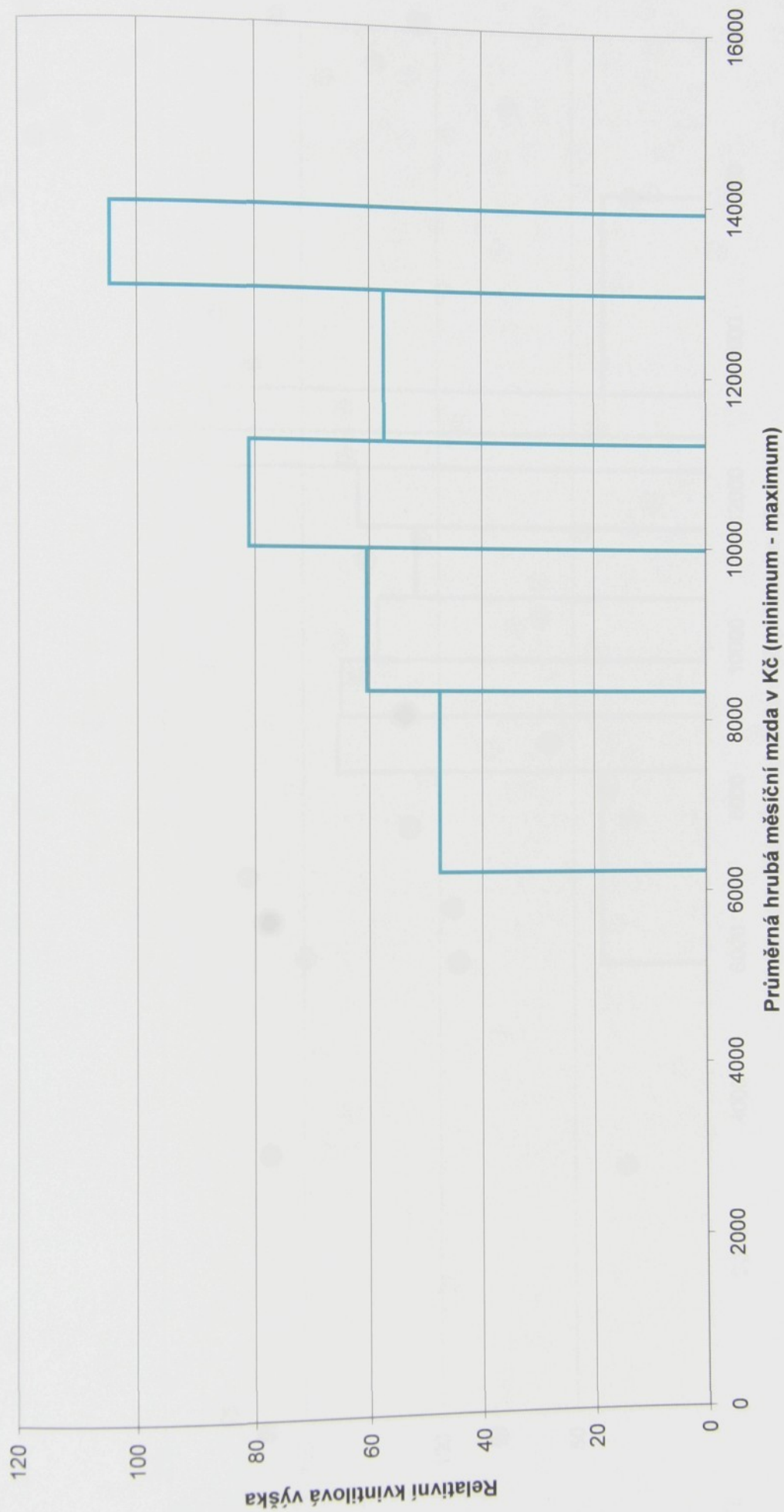
Příloha č. 13: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy se základním vzděláním



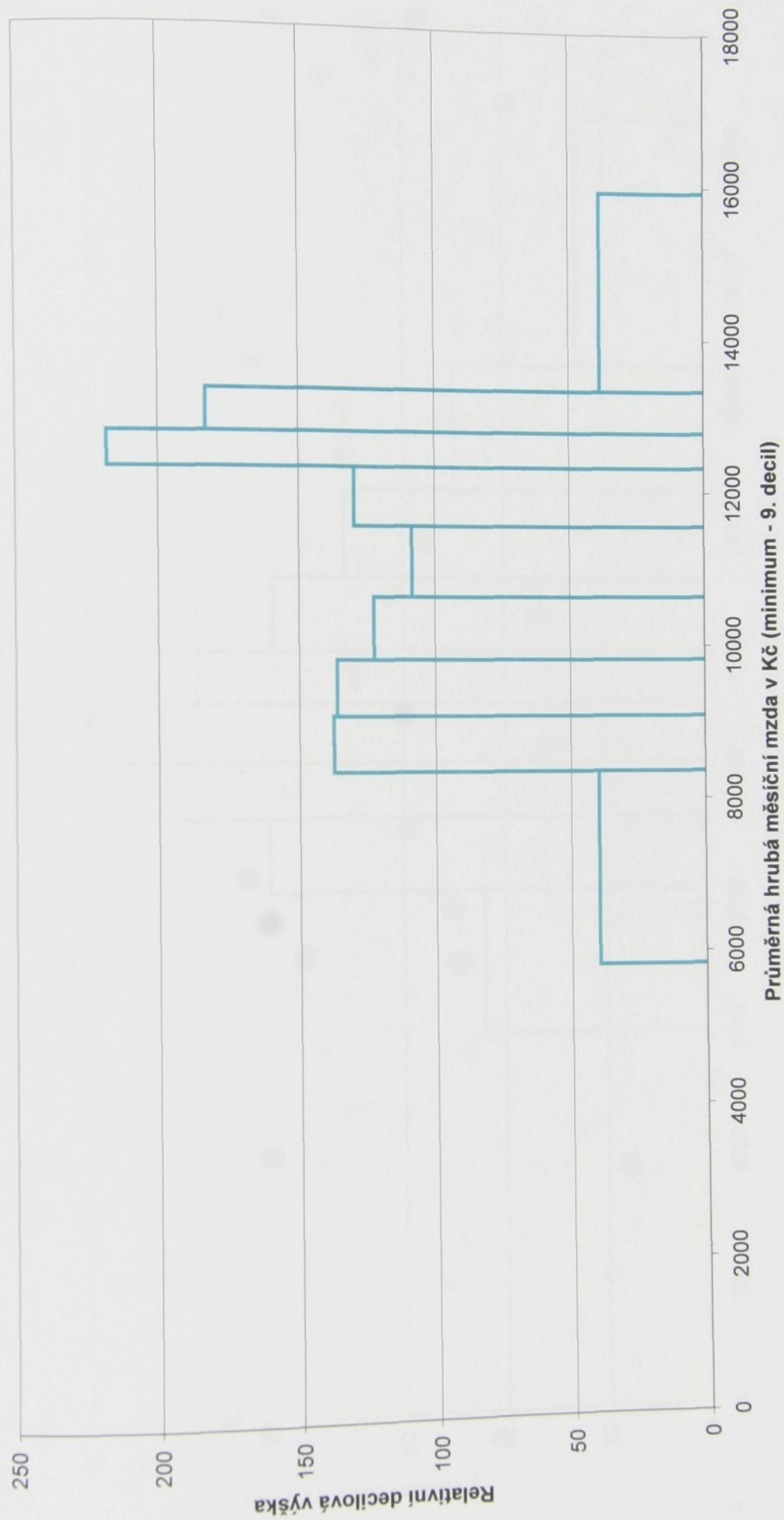
Příloha č. 14: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy vyučené



Příloha č. 15: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy se středním vzděláním bez maturity



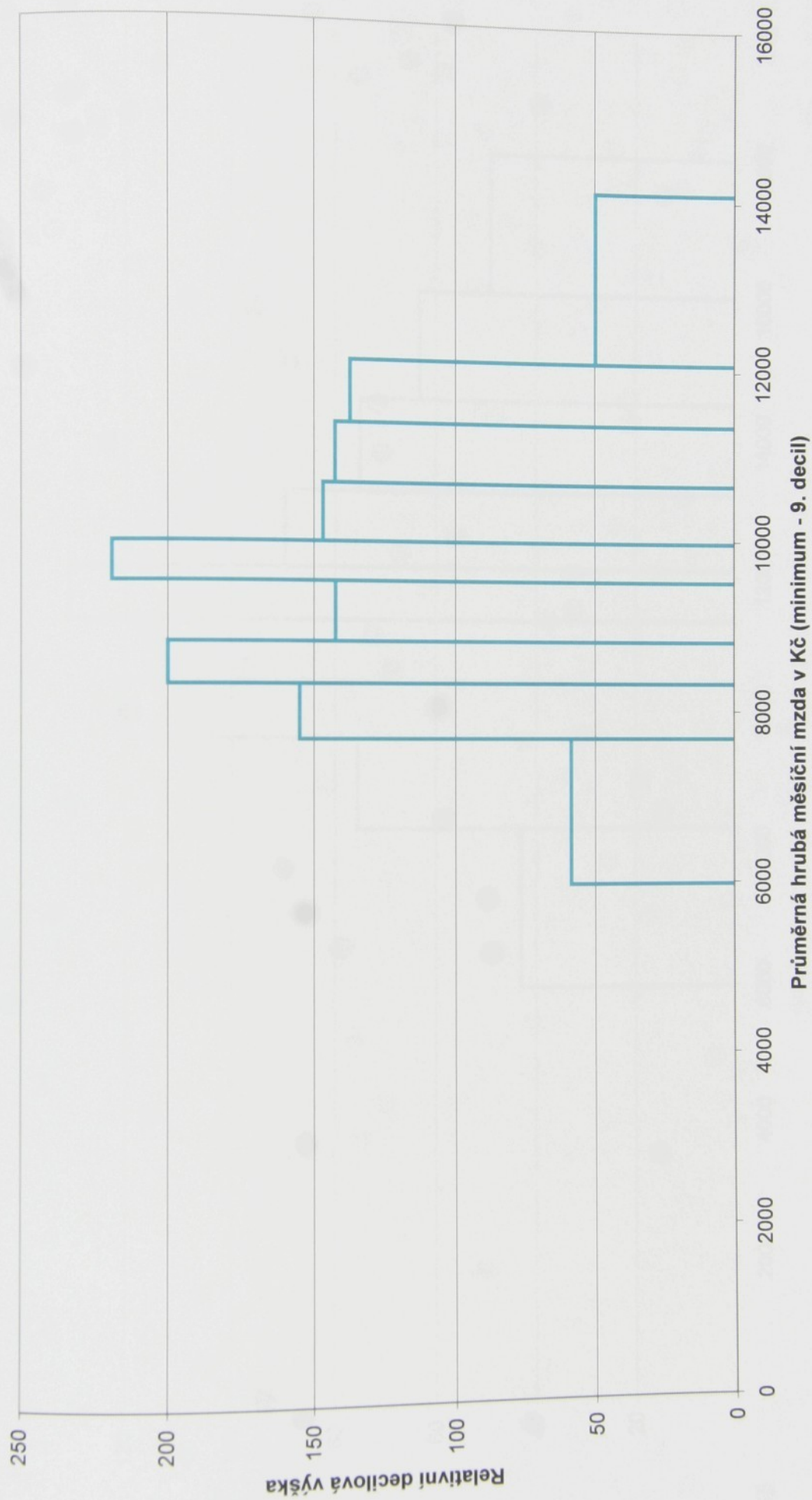
Příloha č. 16: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2001 - ženy se středním vzděláním s maturitou



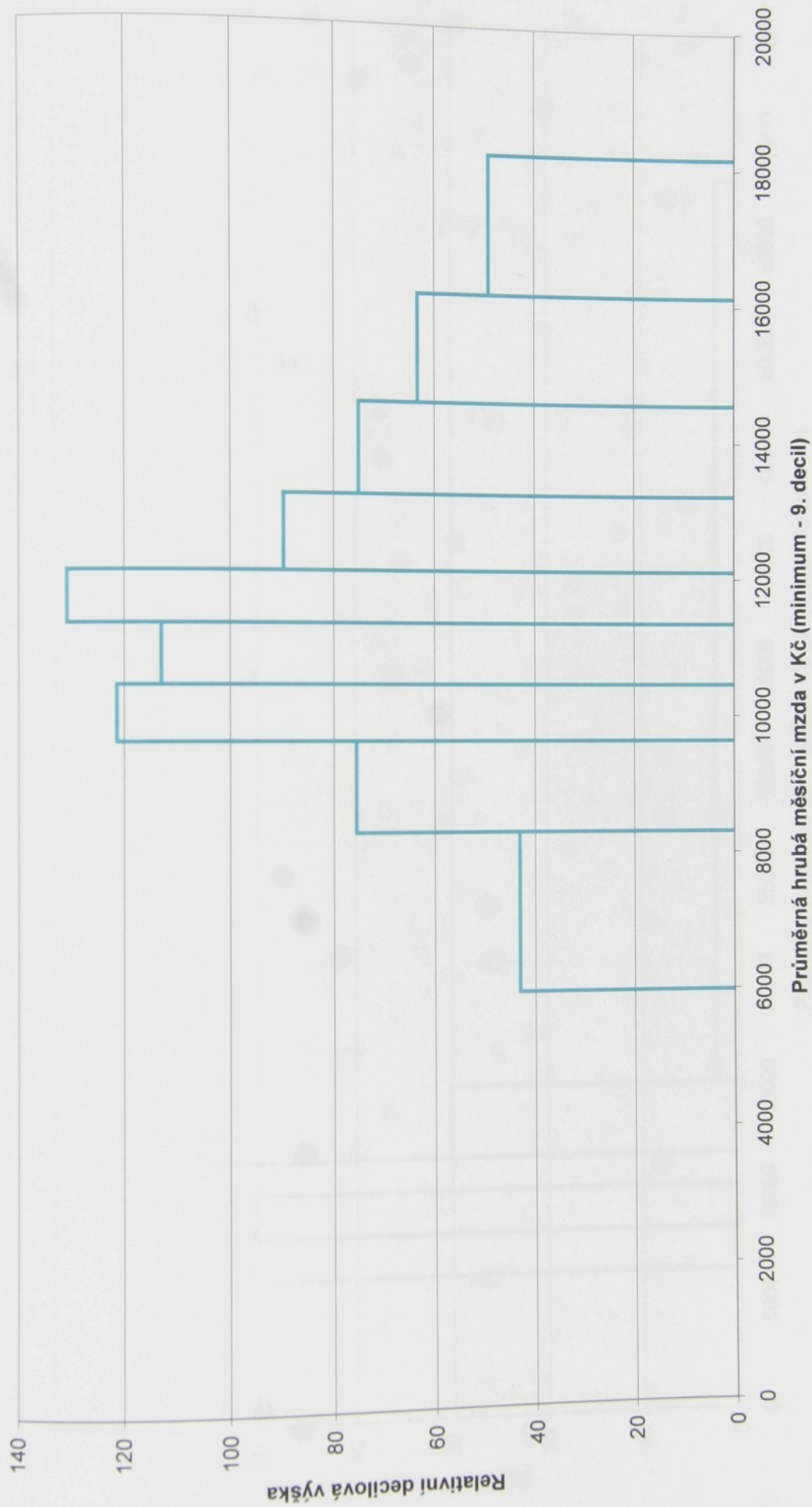
Příloha č. 17: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci celkem



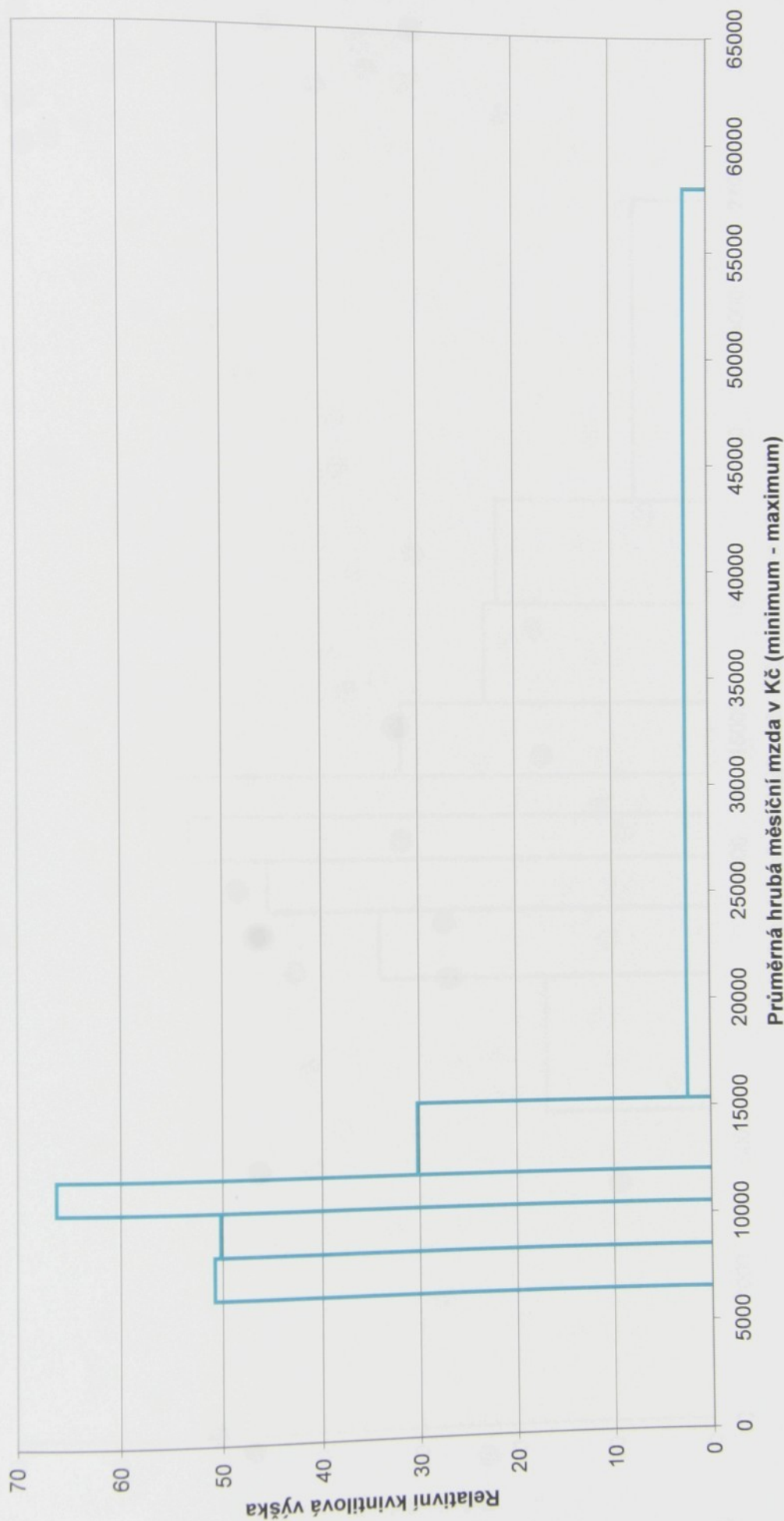
Příloha č. 18: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci se základním vzděláním



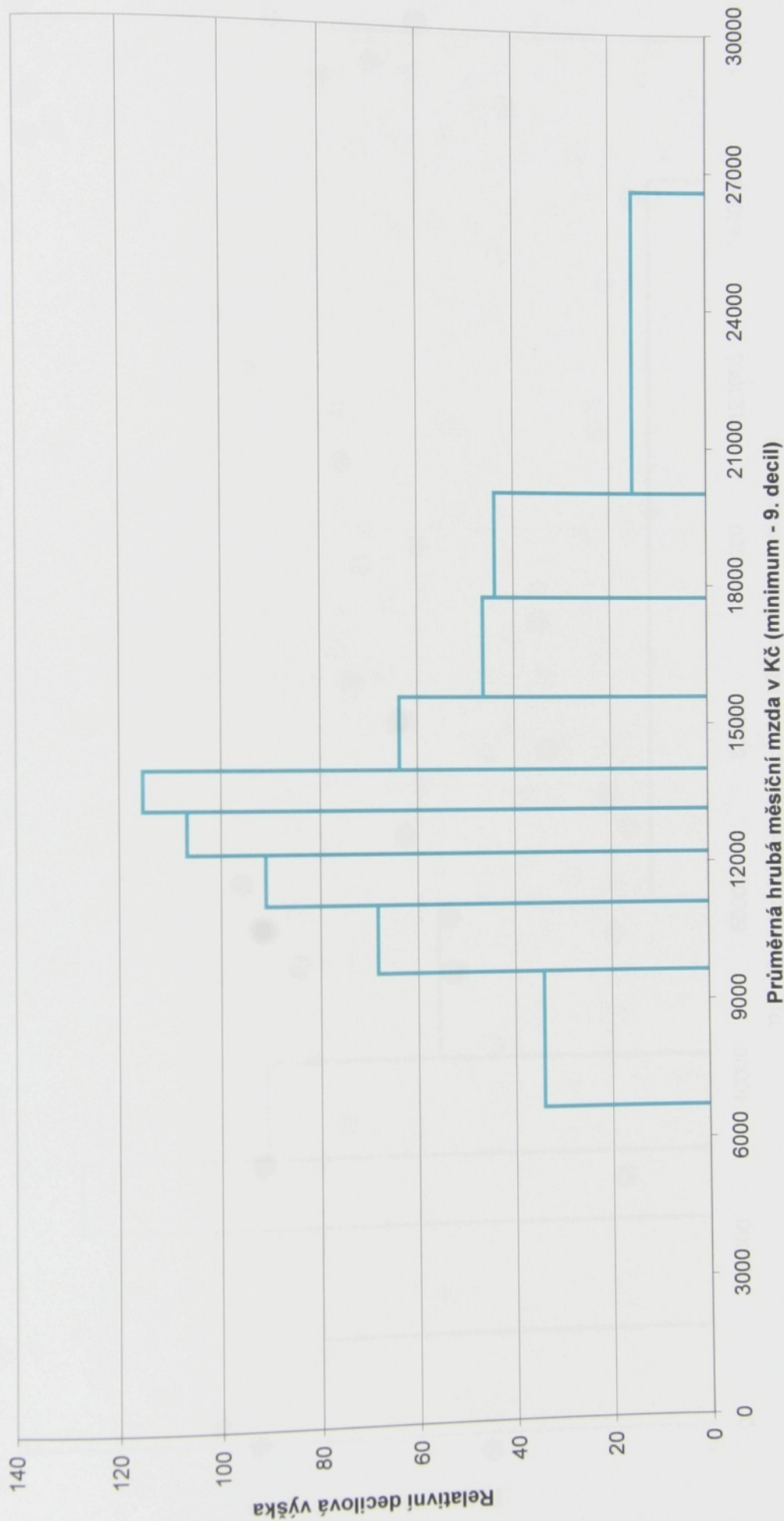
Příloha č. 19: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci vyučení



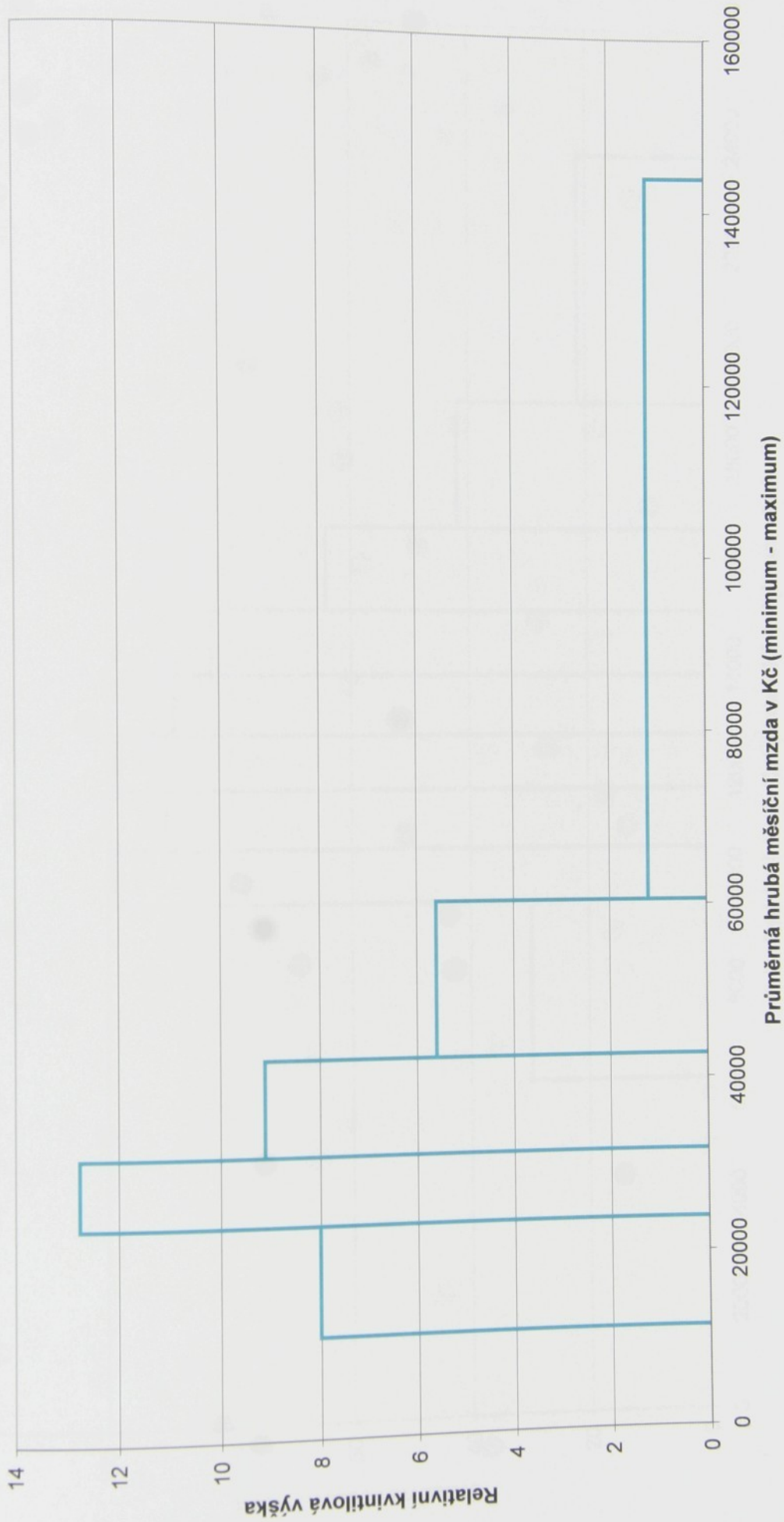
Příloha č. 20: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci se středním vzděláním bez maturity



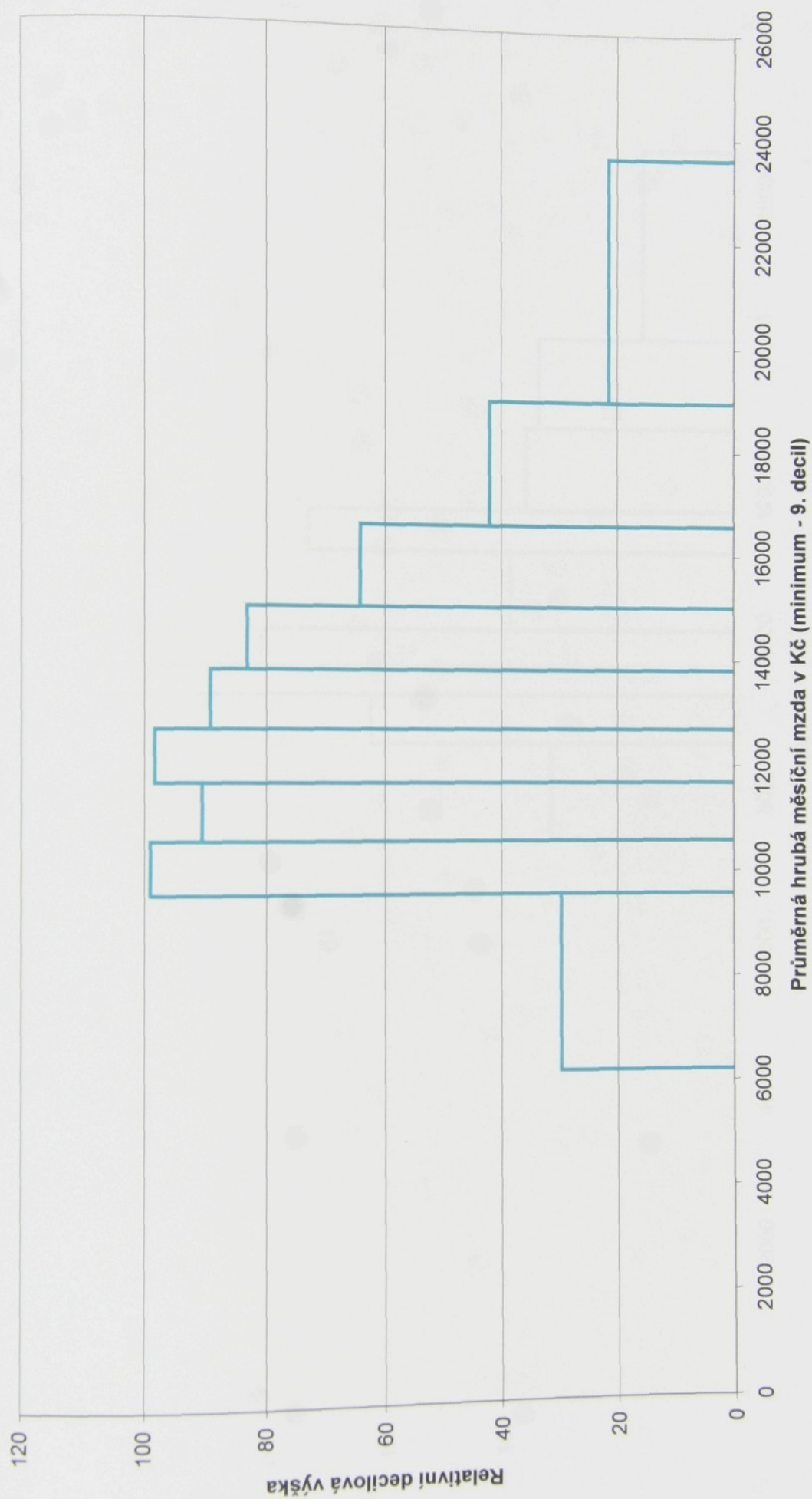
Příloha č. 21: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci se středním vzděláním s maturitou



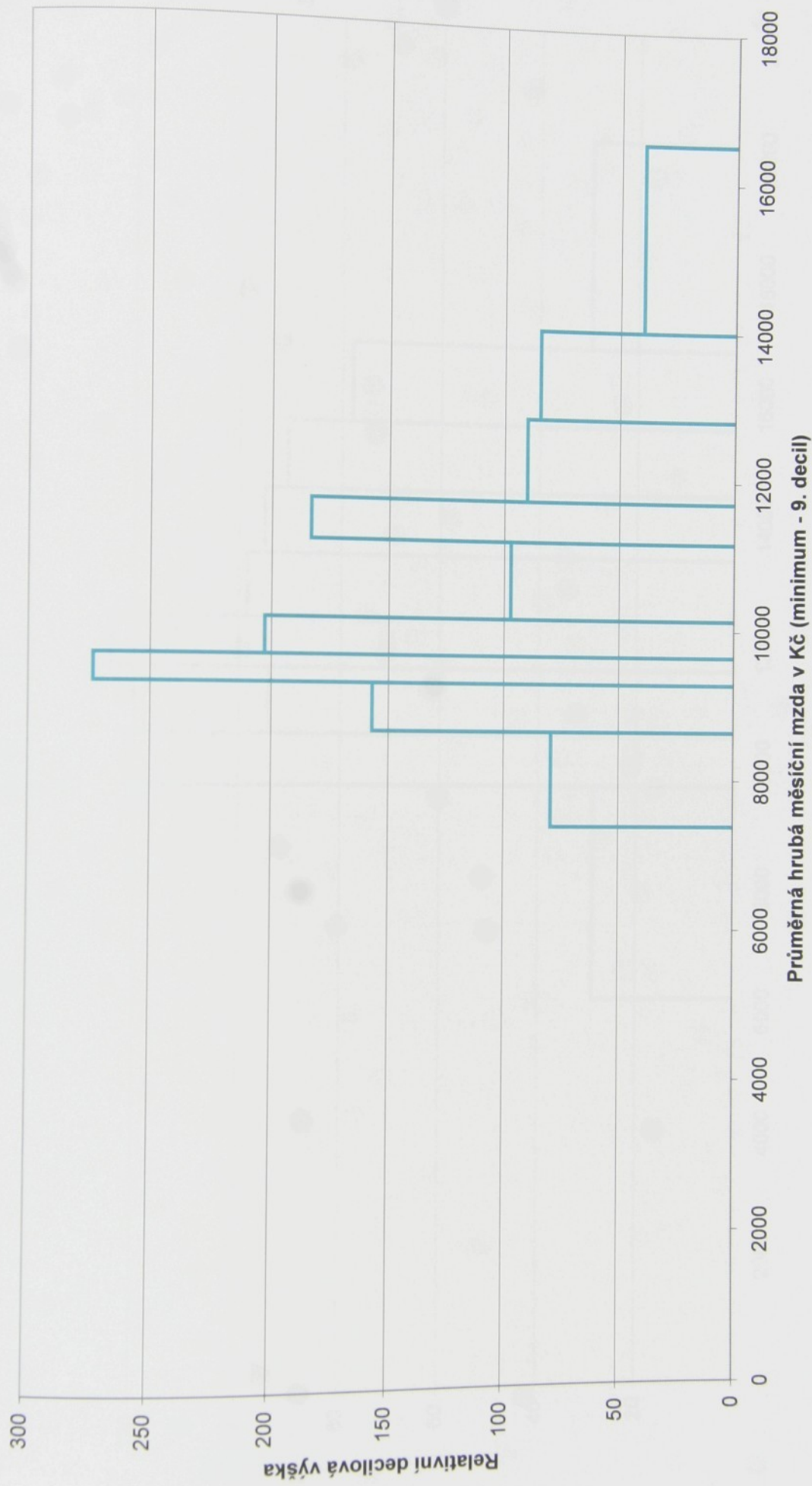
Příloha č. 22: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - pracovníci s vysokoškolským vzděláním



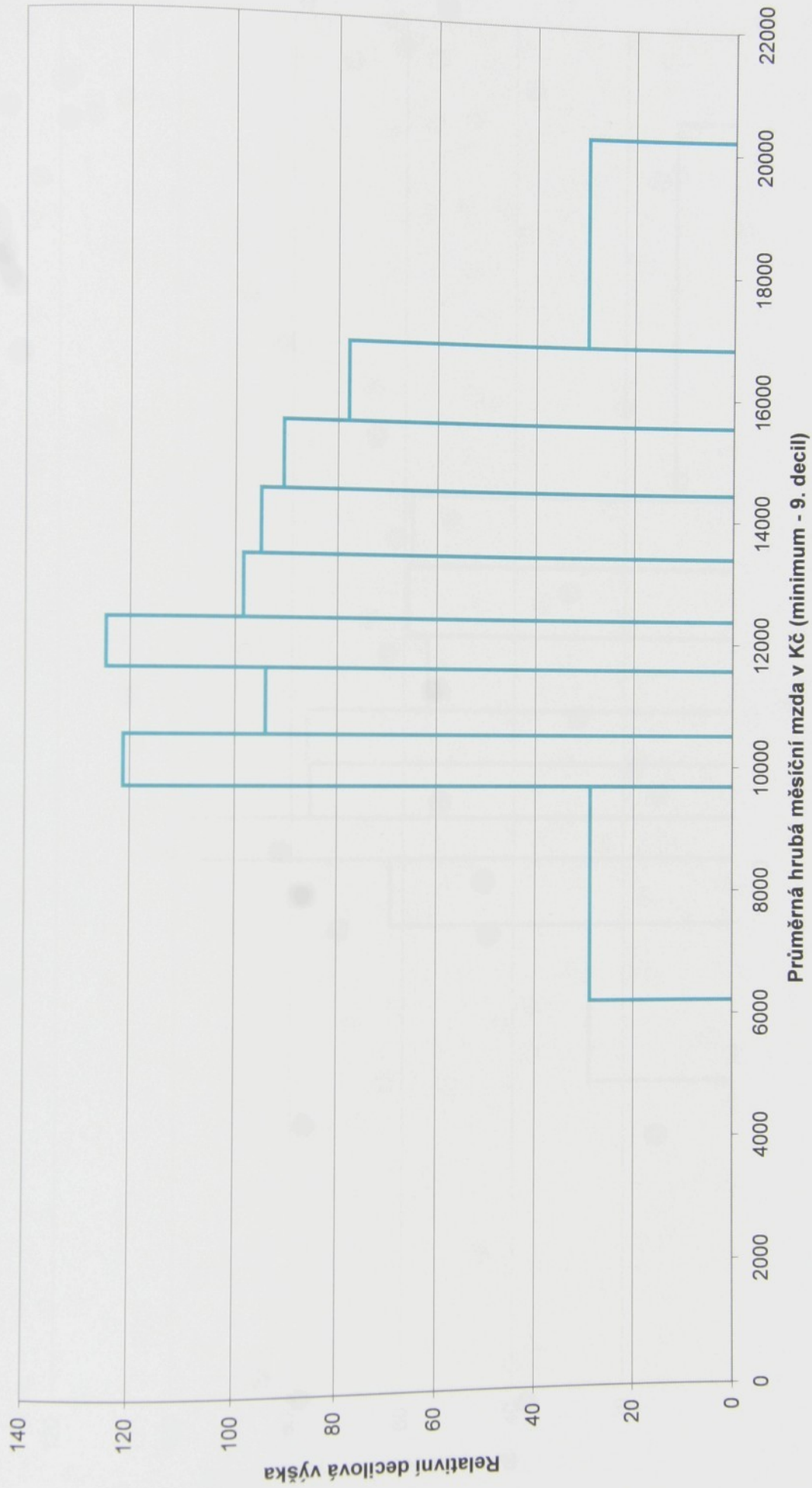
Příloha č. 23: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži celkem



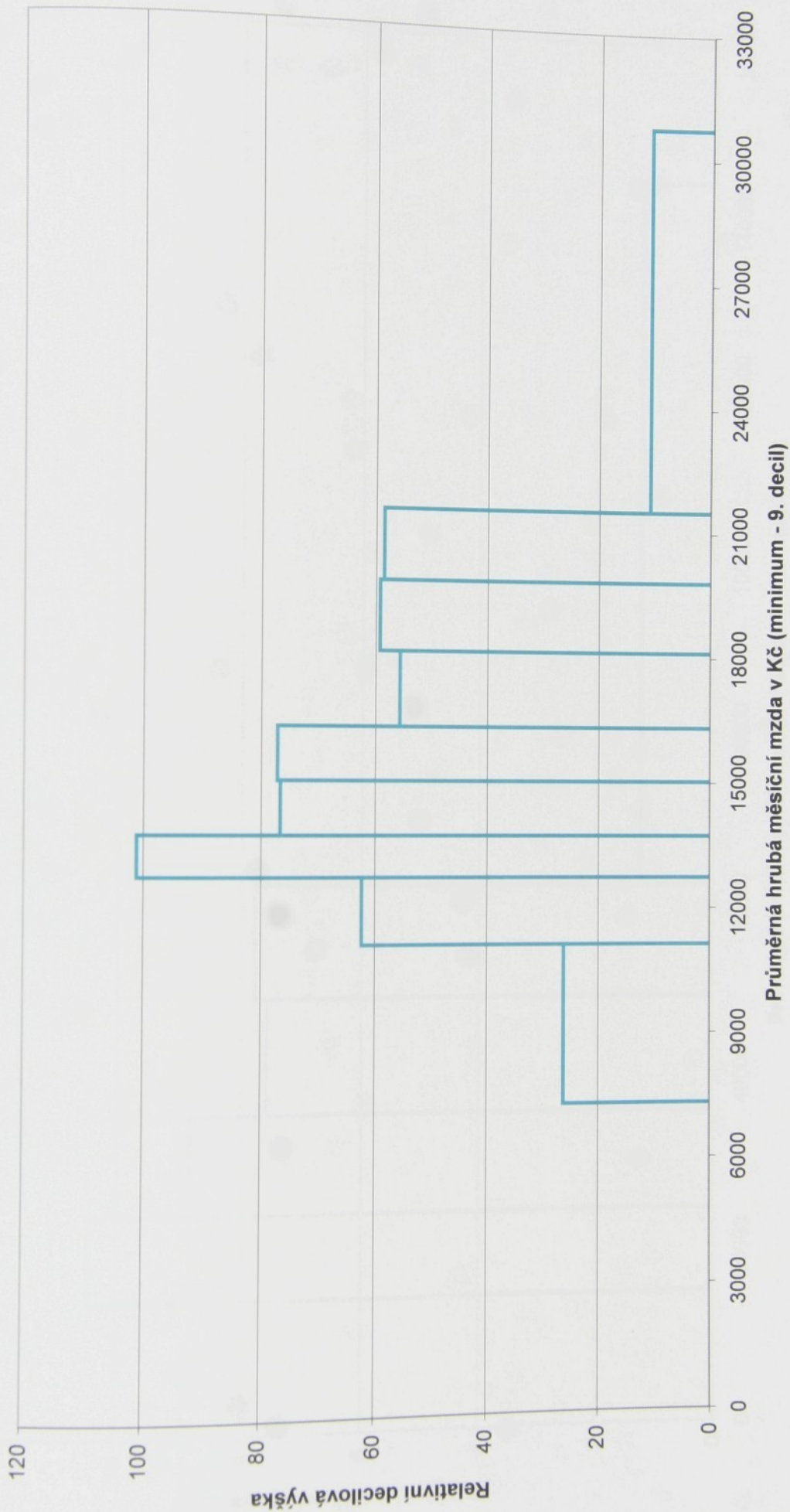
Příloha č. 24: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži se základním vzděláním



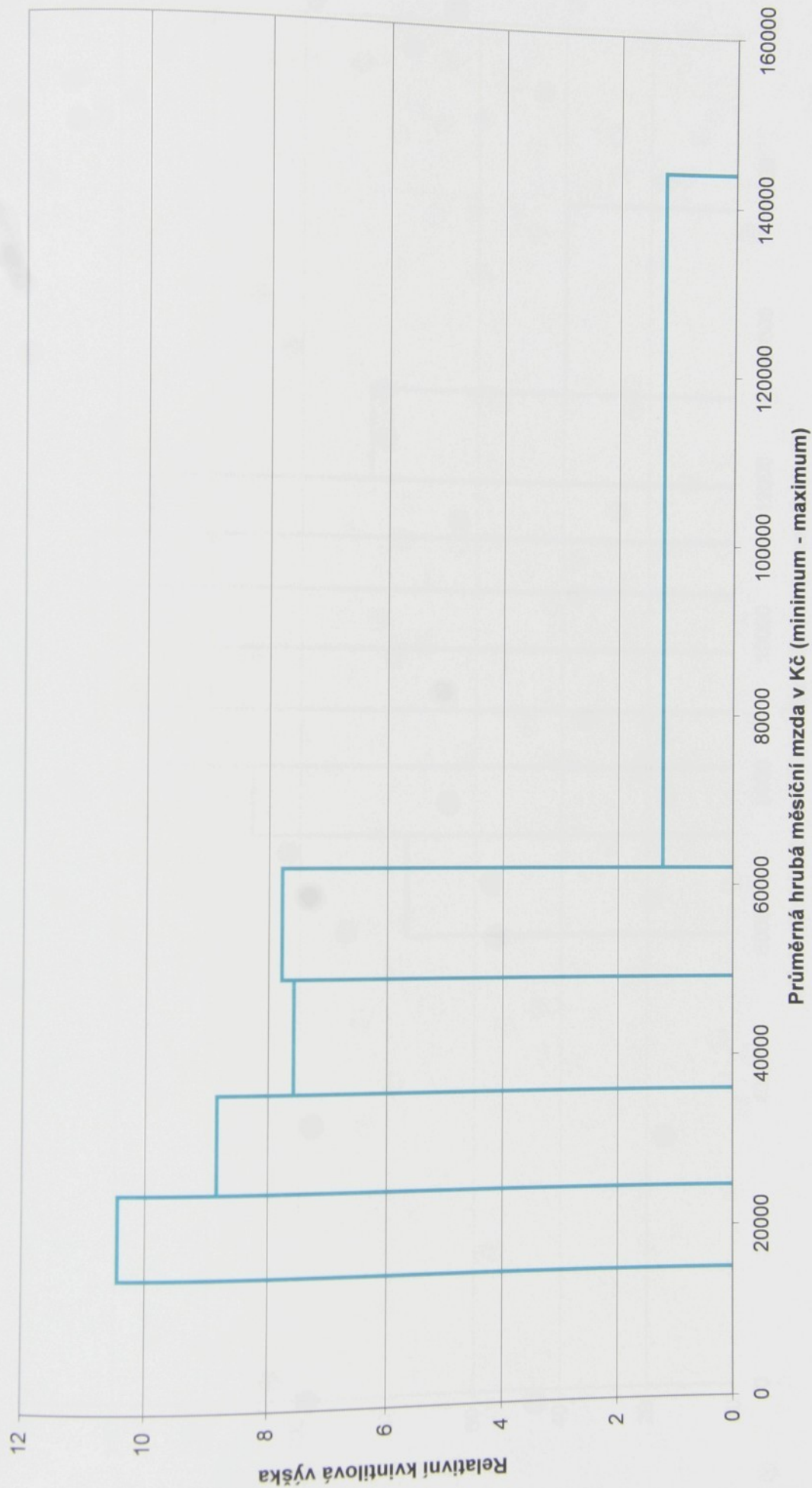
Příloha č. 25: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži vyučení



Příloha č. 26: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži se středním vzděláním s maturitou



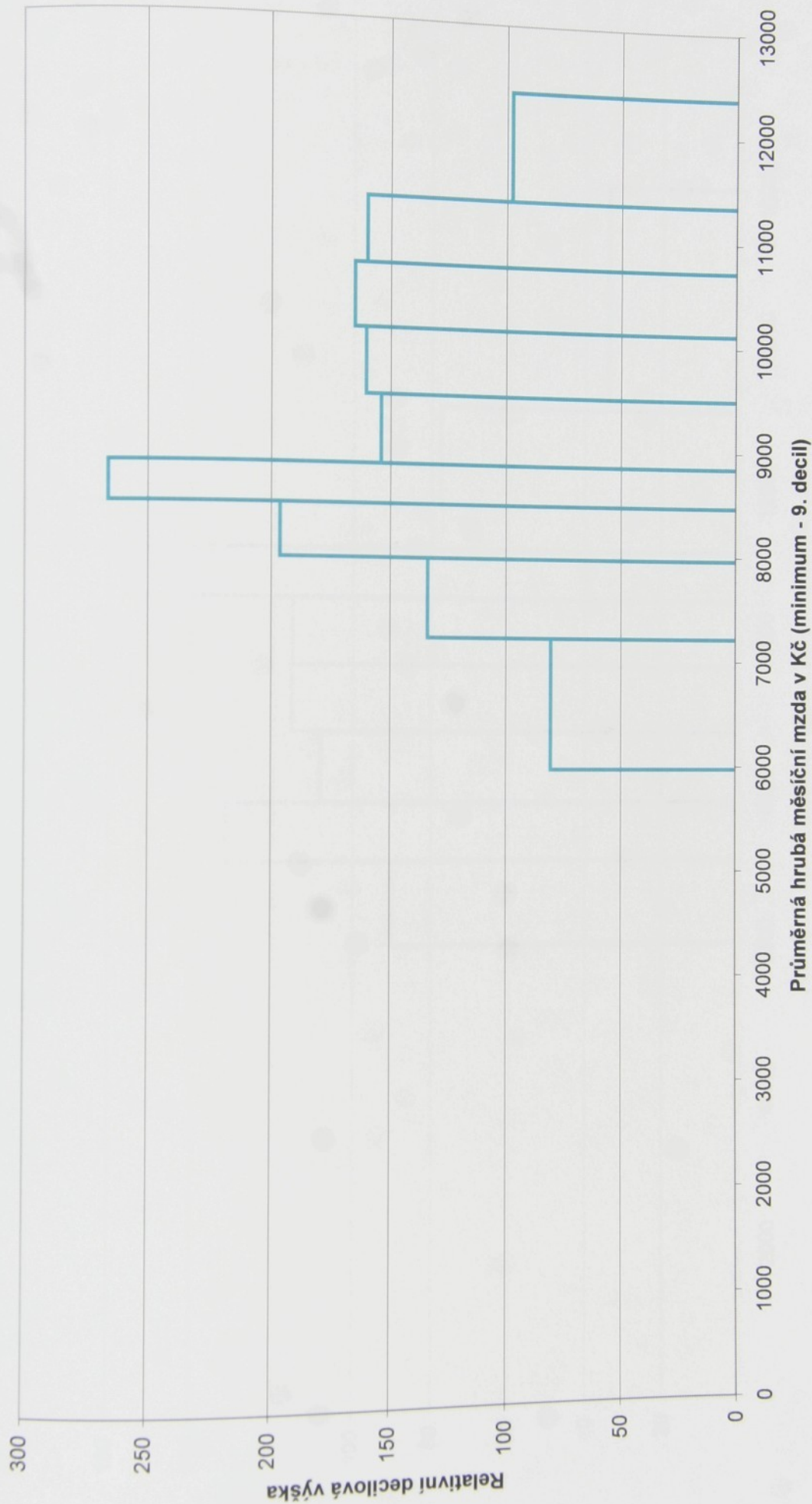
Příloha č. 27: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - muži s vysokoškolským vzděláním



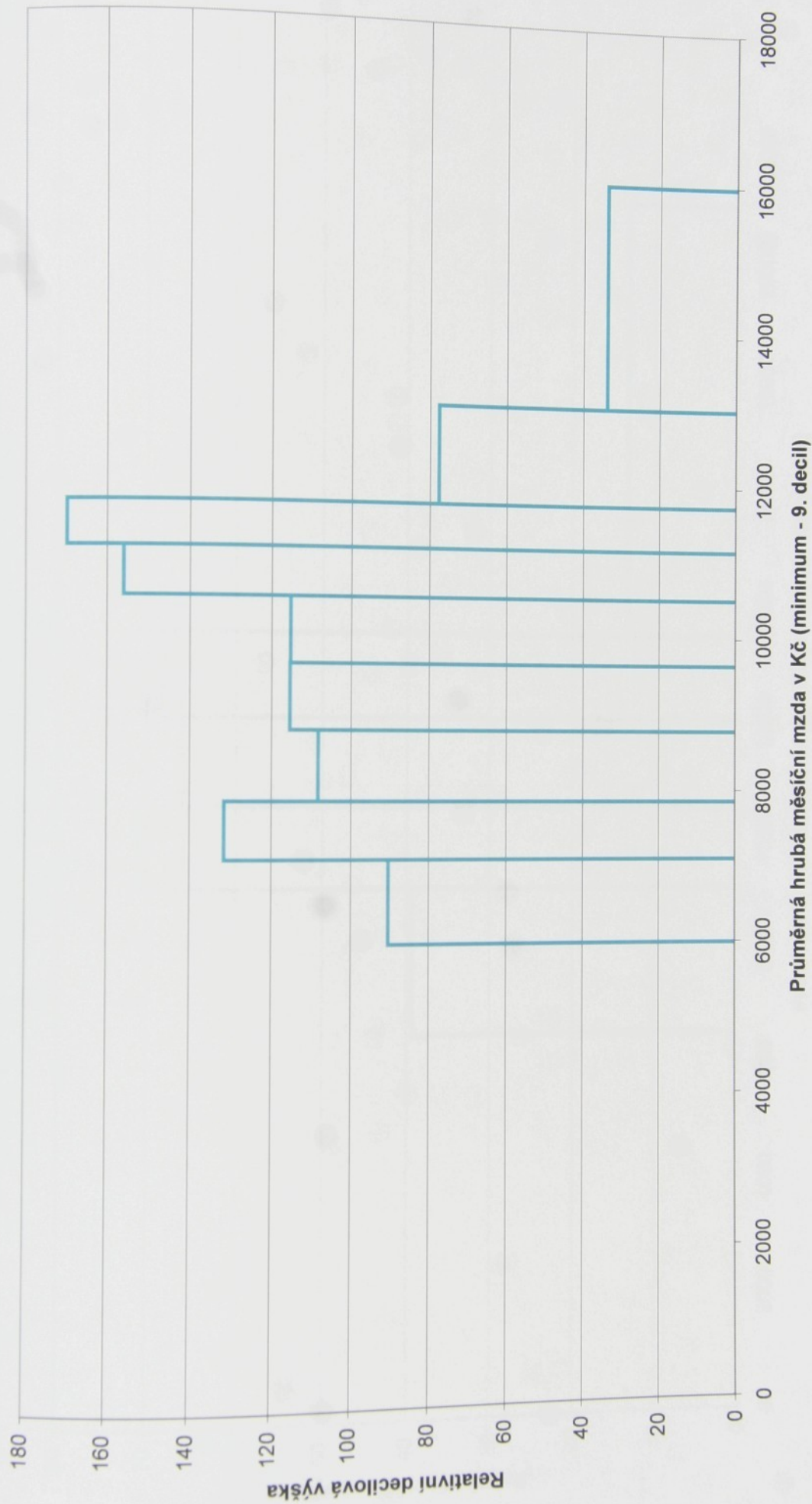
Příloha č. 28: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy celkem



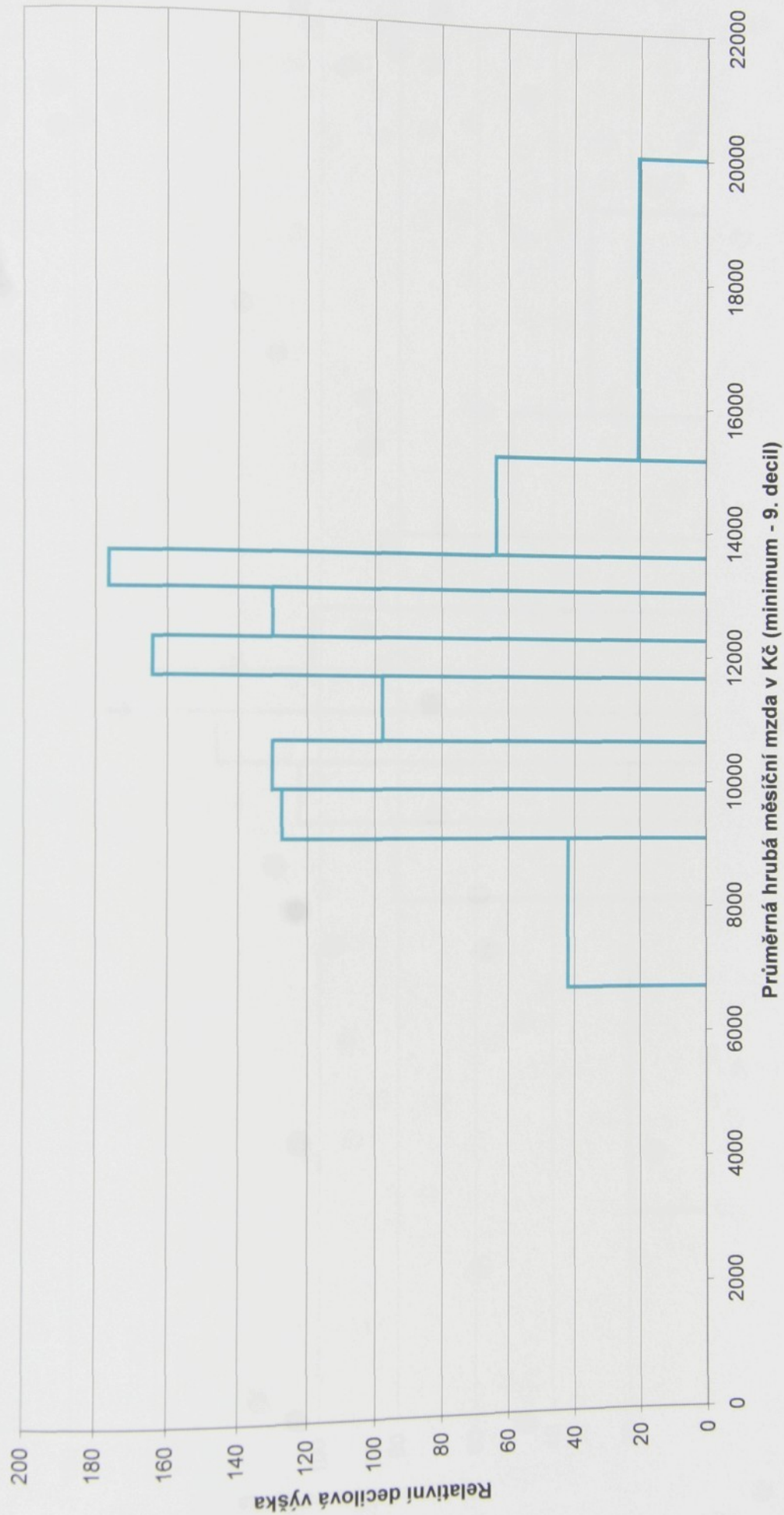
Příloha č. 29: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy se základním vzděláním



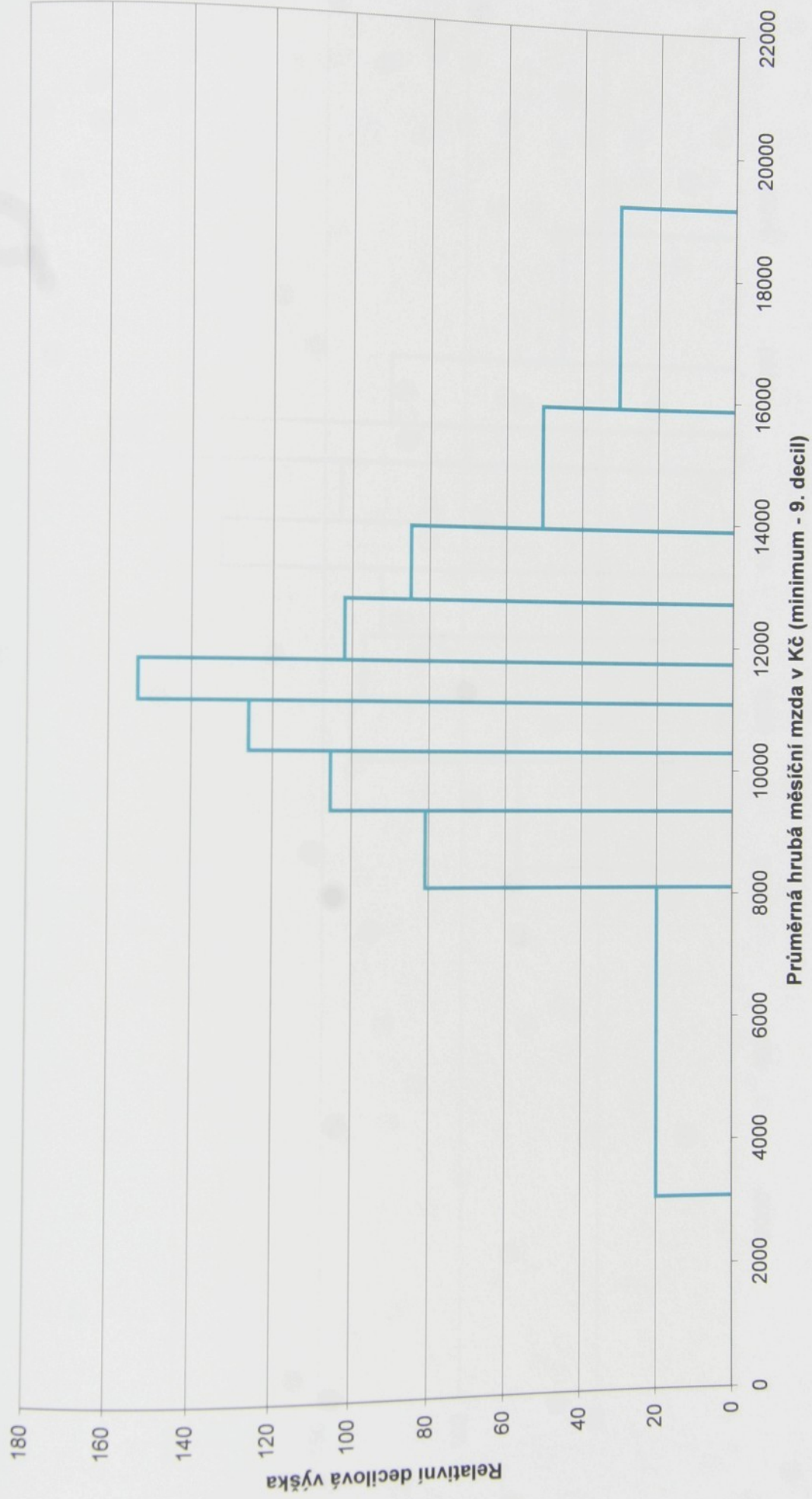
Příloha č. 30: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy vyučené



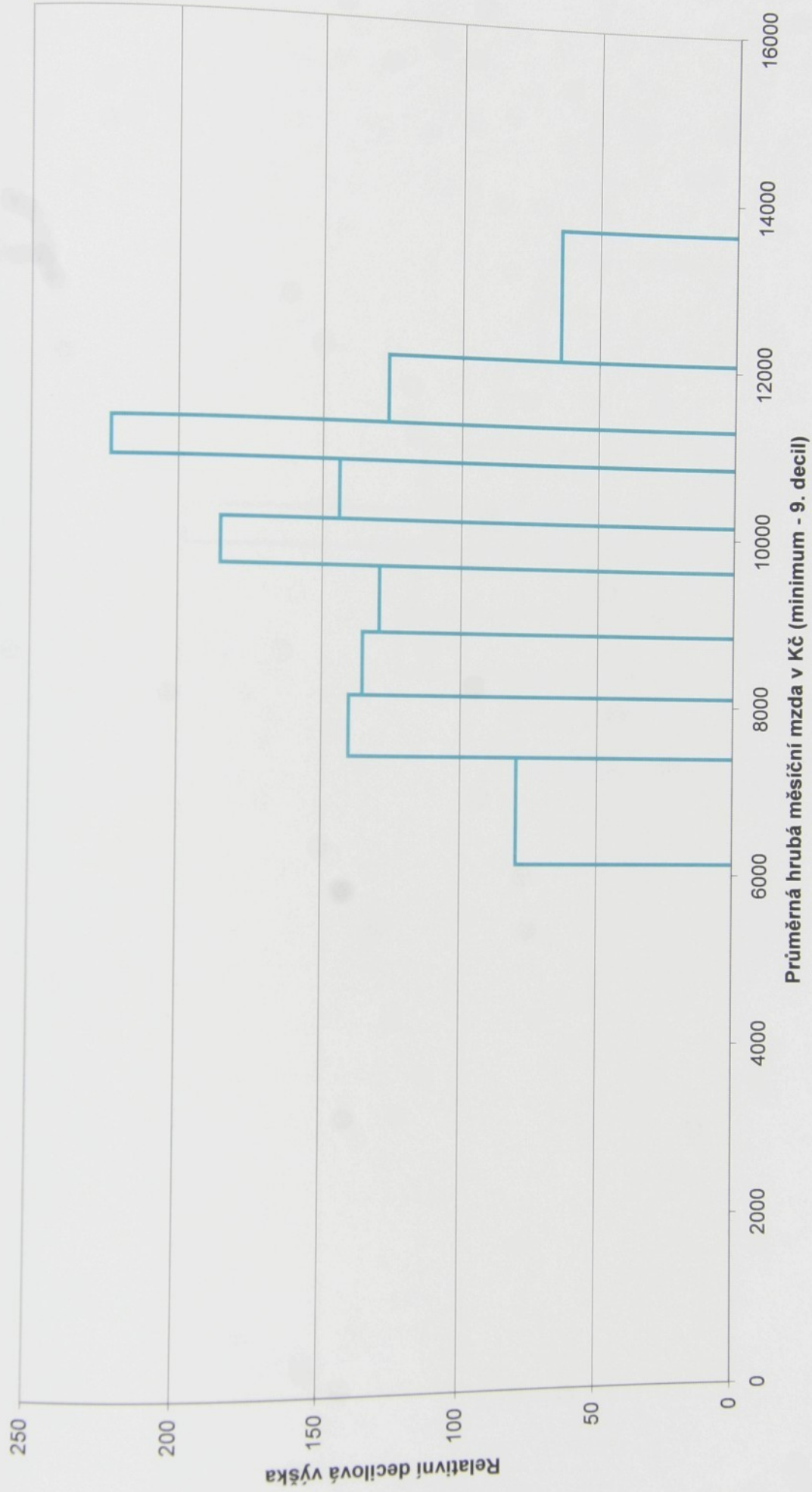
Příloha č. 32: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2002 - ženy se středním vzděláním s maturitou



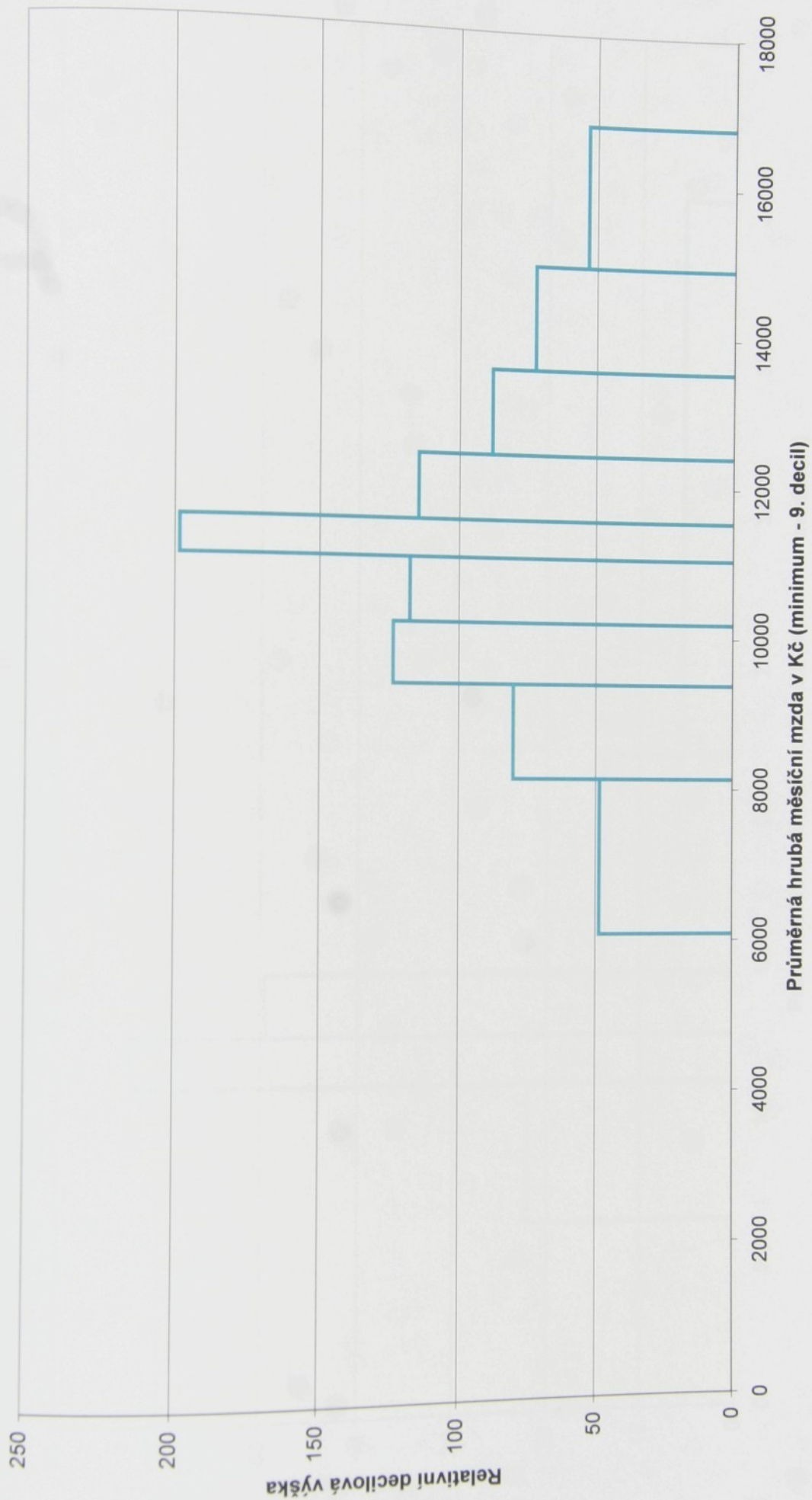
Příloha č. 33: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci celkem



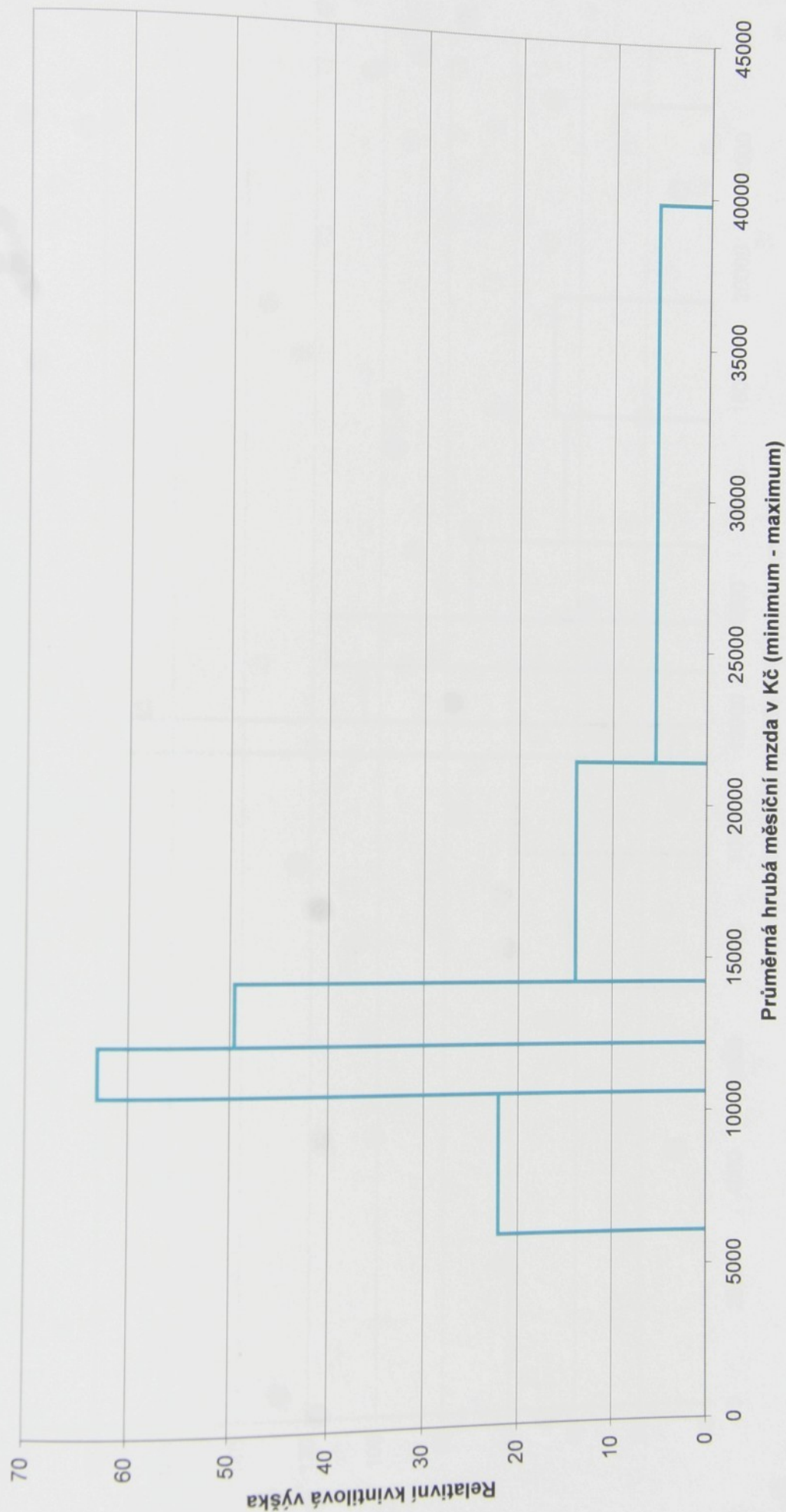
Příloha č. 34: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci se základním vzděláním



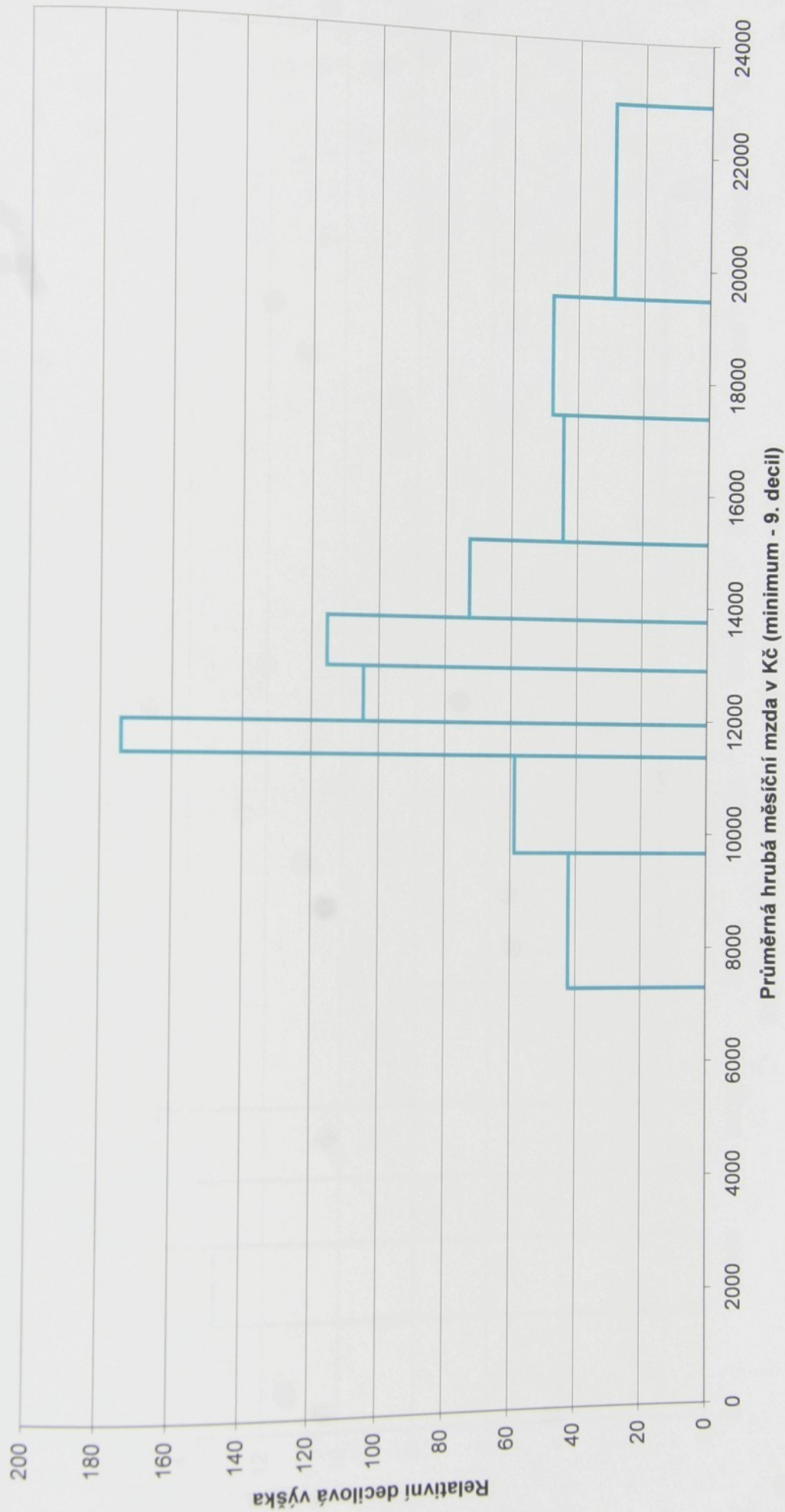
Příloha č. 35: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci vyučení



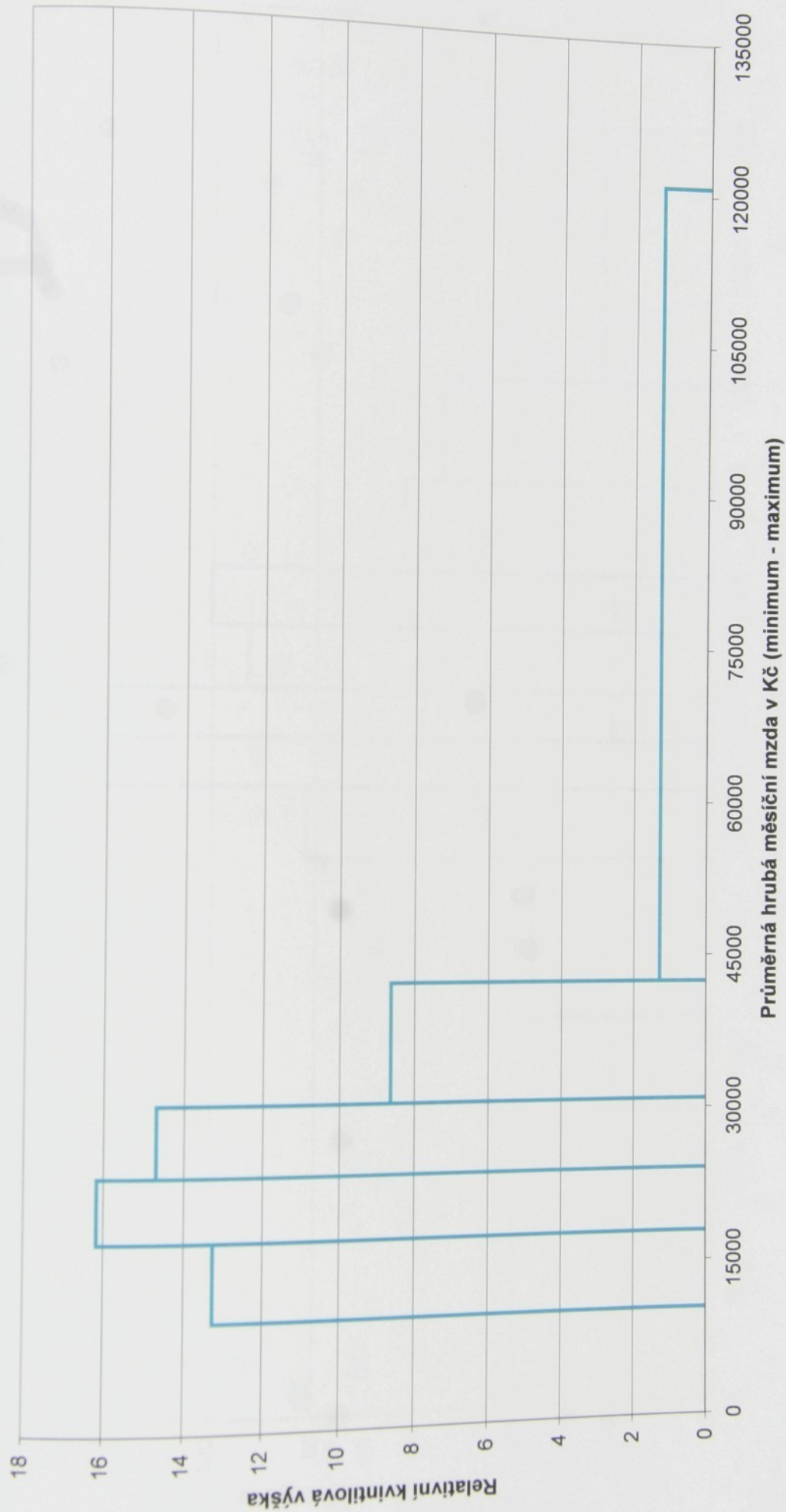
Příloha č. 36: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci se středním vzděláním bez maturity



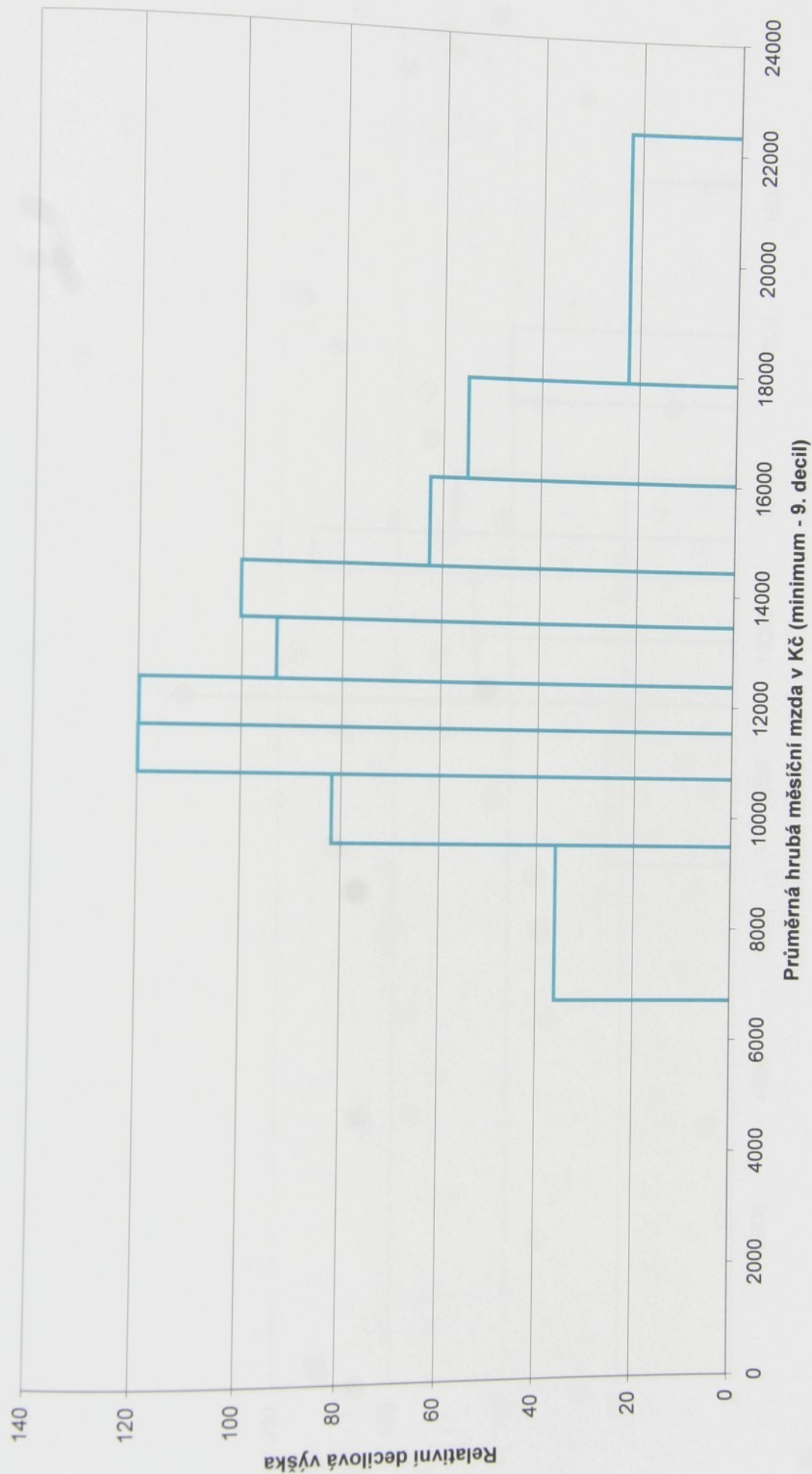
Příloha č. 37: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci se středním vzděláním s maturitou



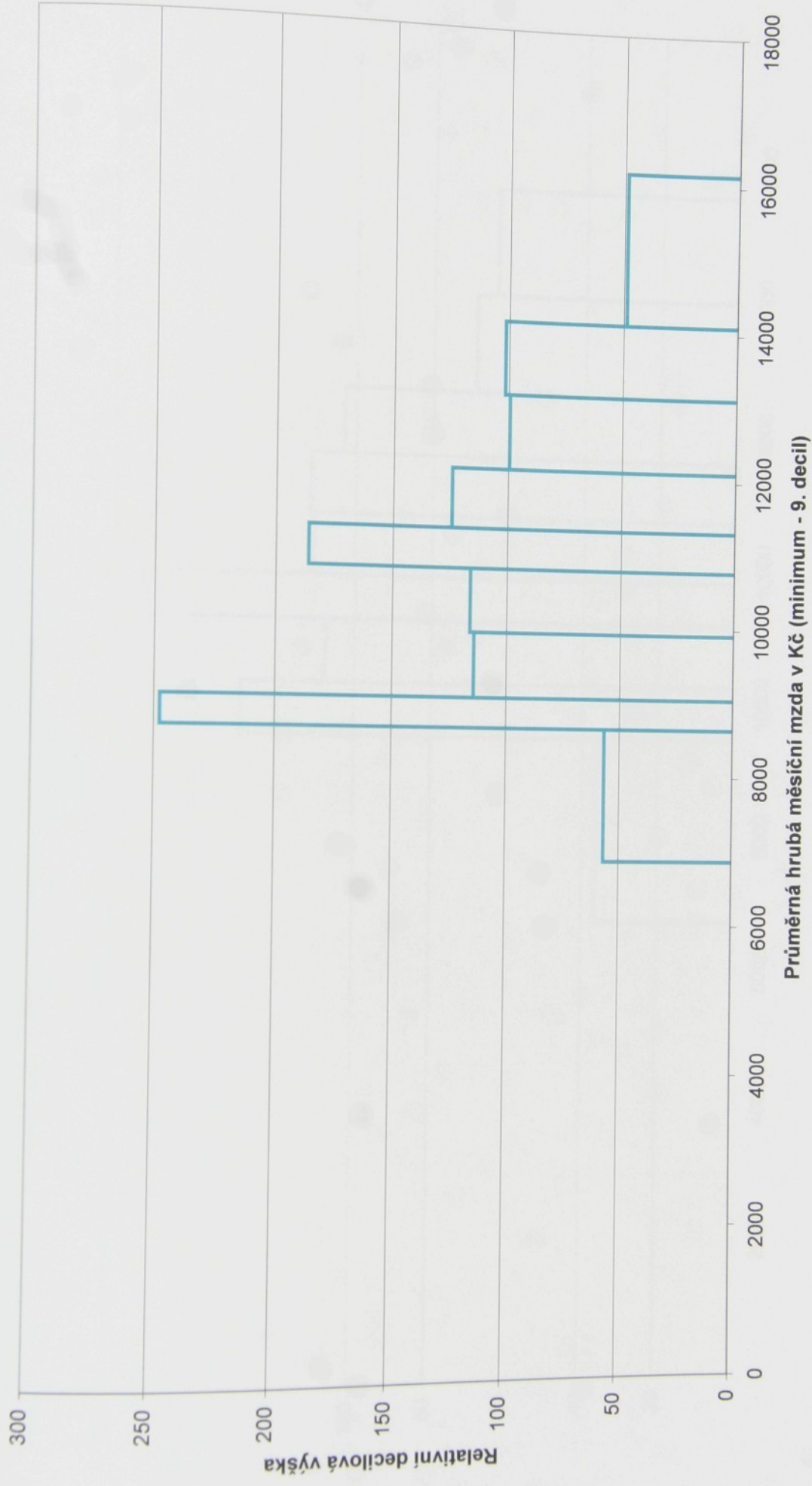
Příloha č. 38: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - pracovníci s vysokoškolským vzděláním



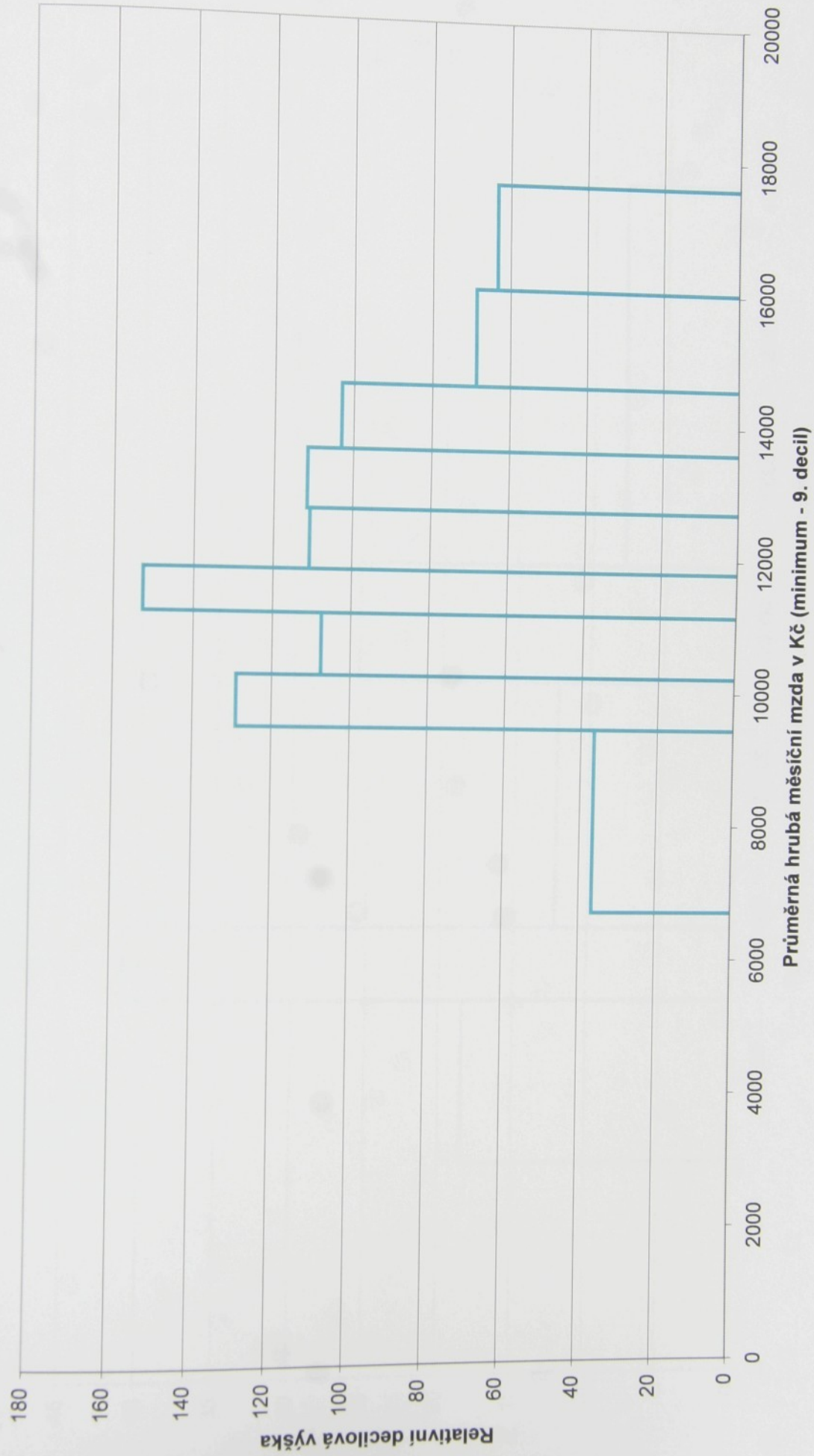
Příloha č. 39: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži celkem



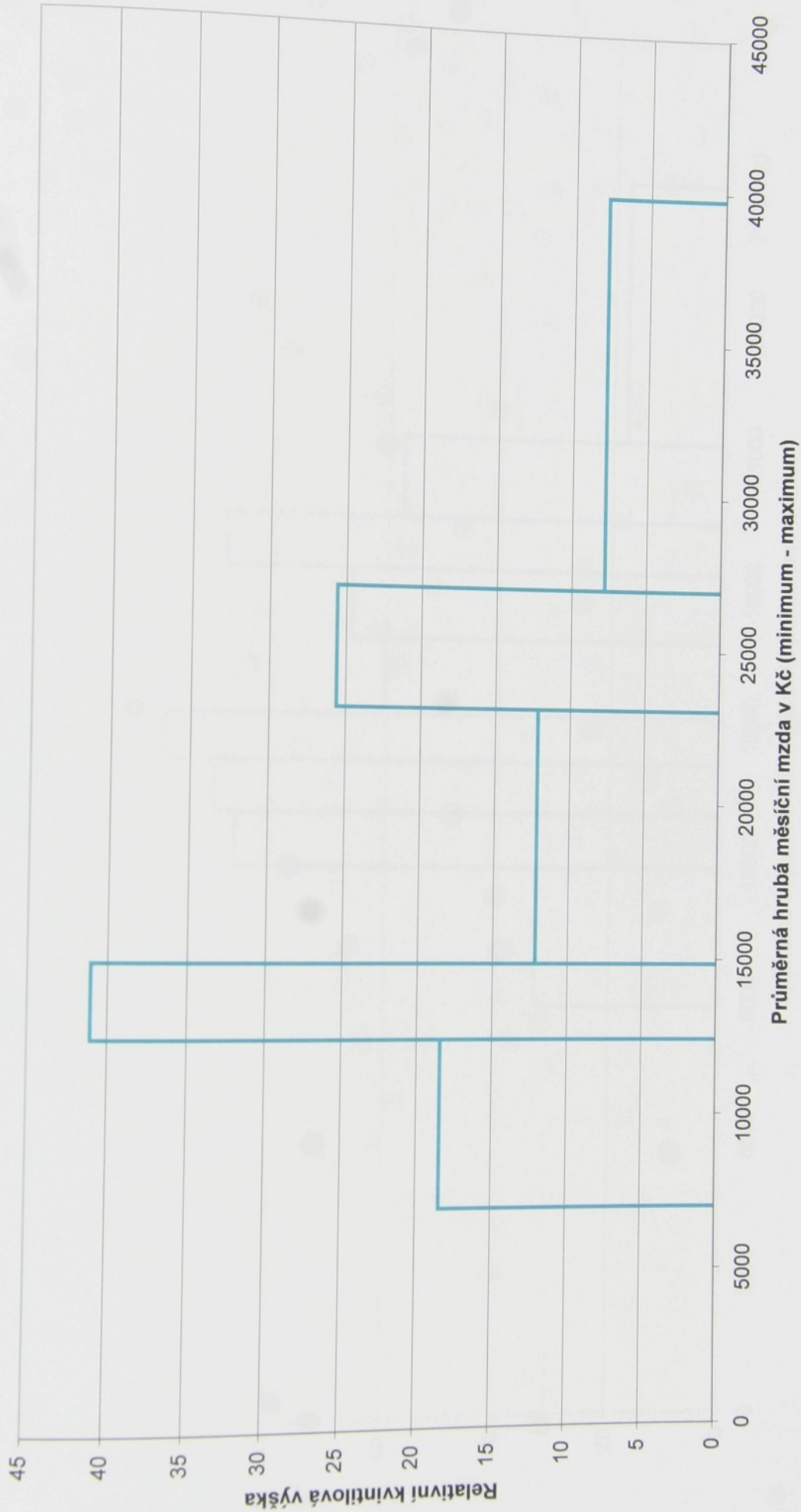
Příloha č. 40: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži se základním vzděláním



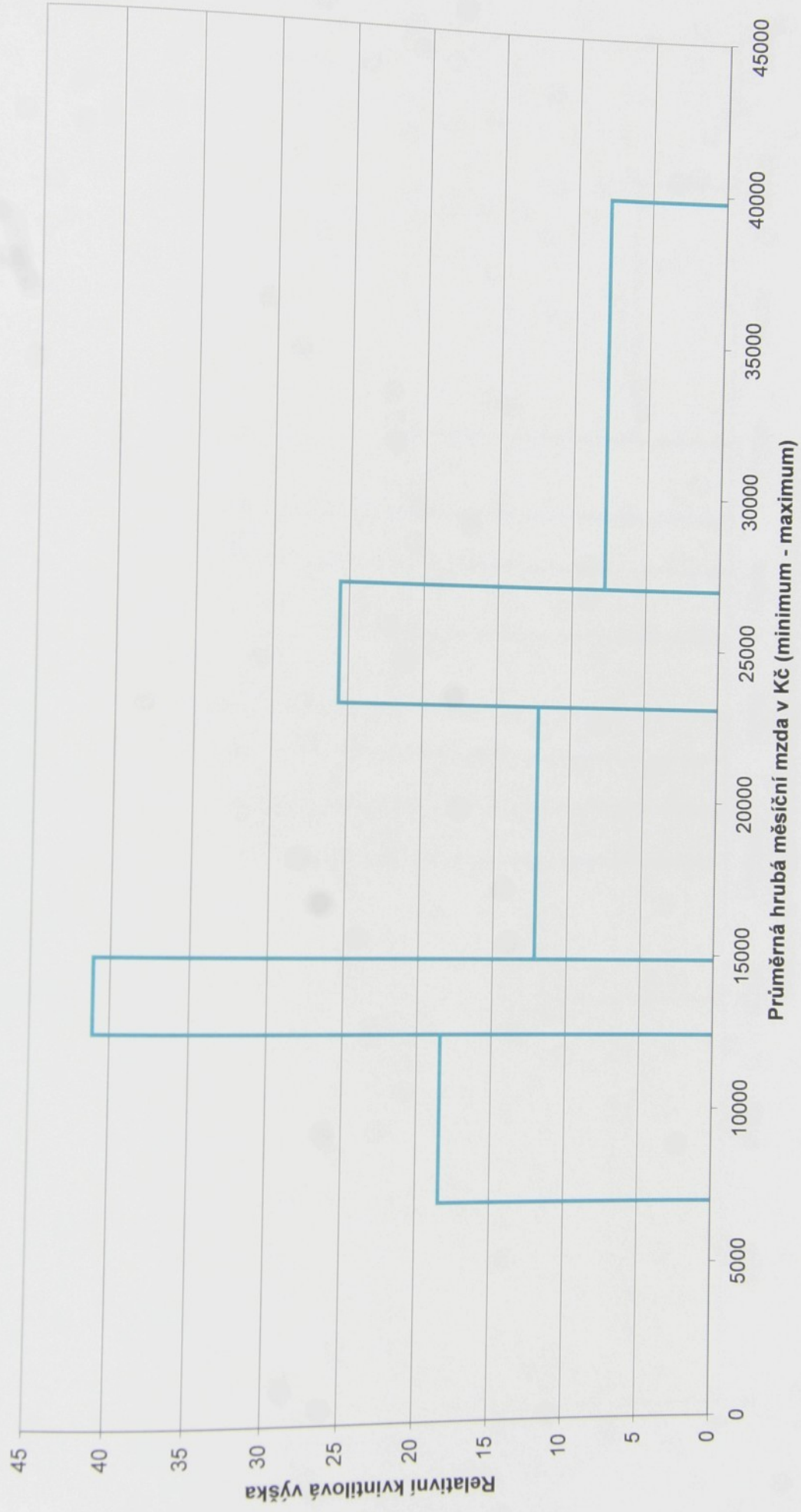
Příloha č. 41: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži vyučení



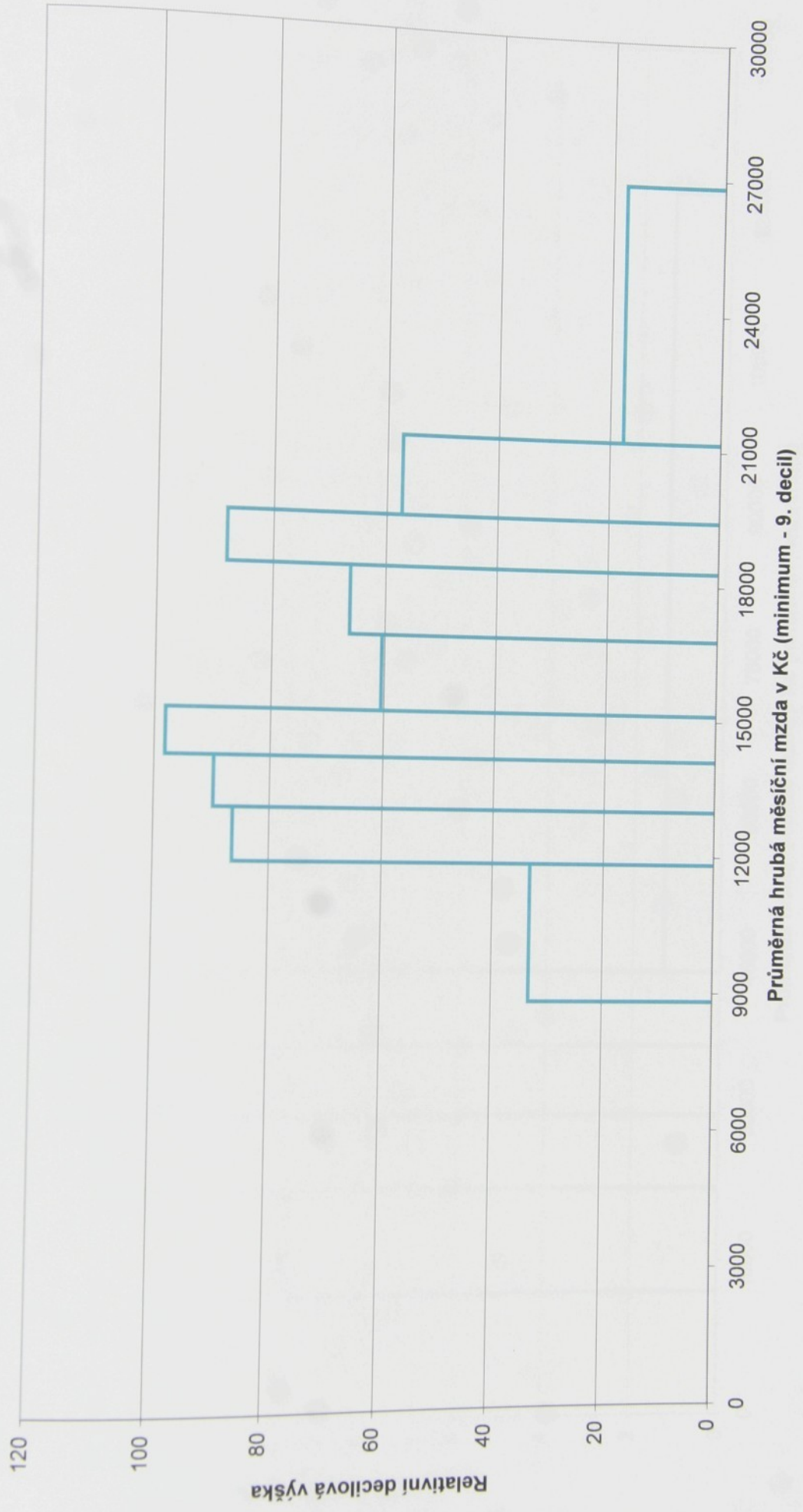
Příloha č. 42: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži se středním vzděláním bez maturity



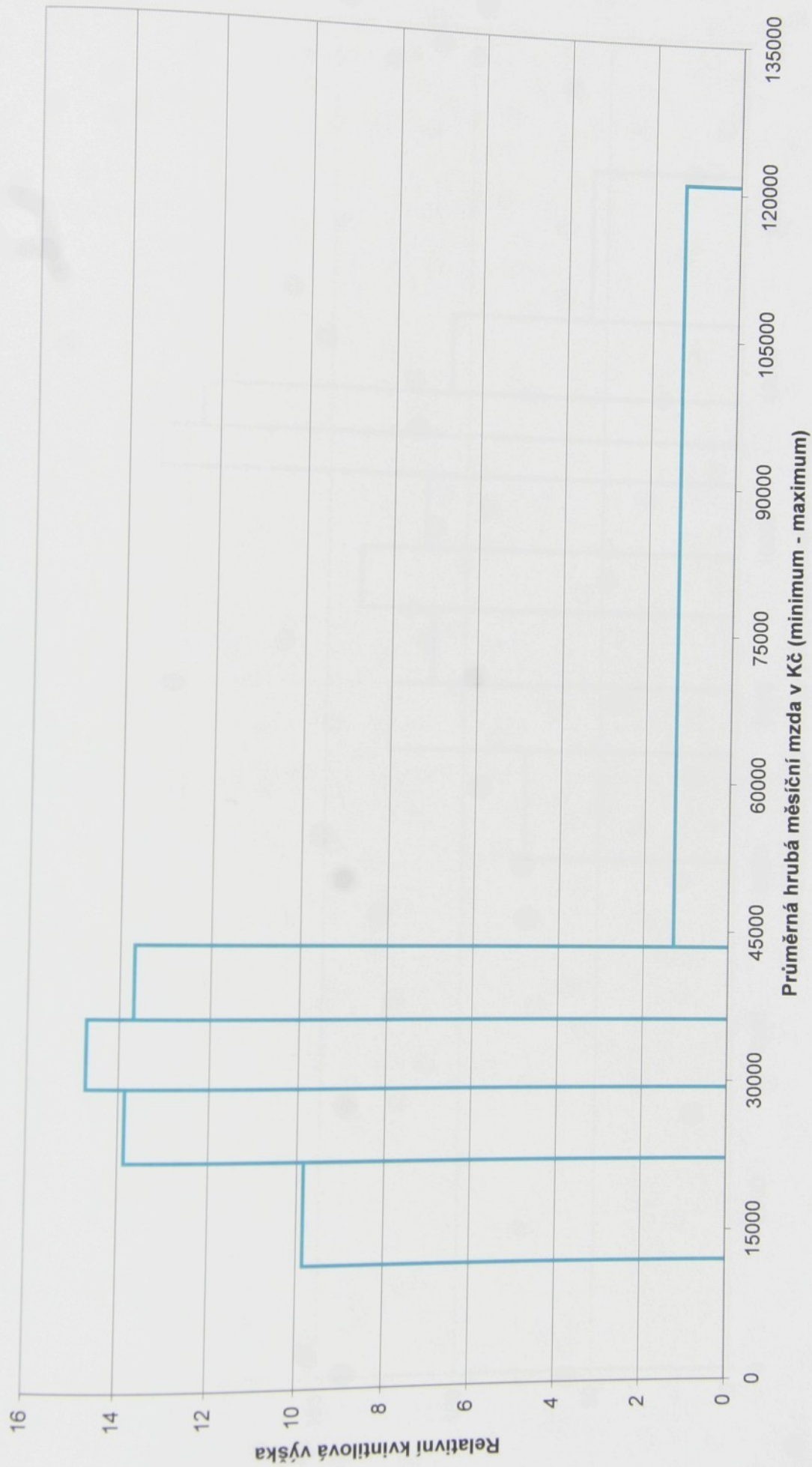
Příloha č. 42: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži se středním vzděláním bez maturity



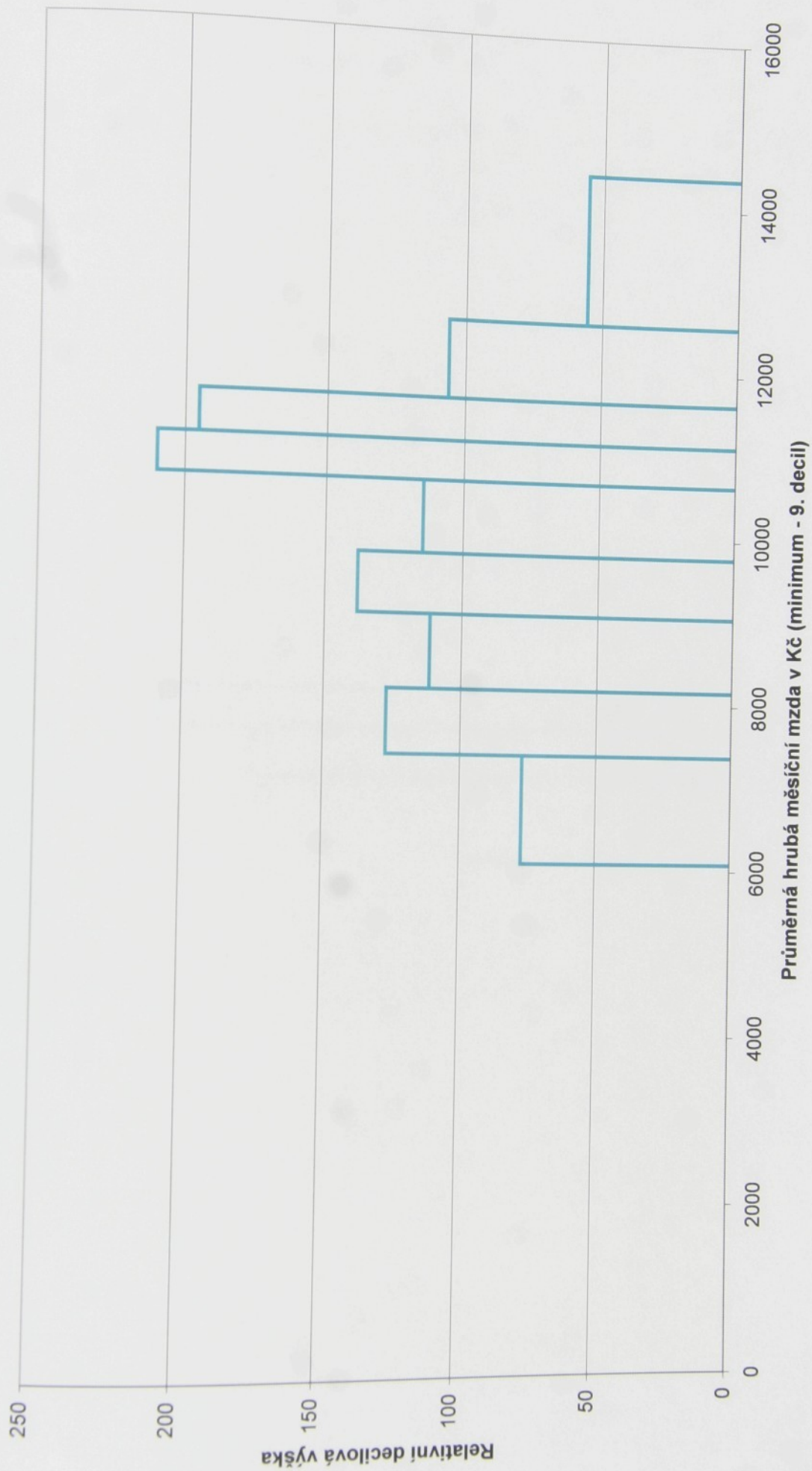
Příloha č. 43: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži se středním vzděláním s maturitou



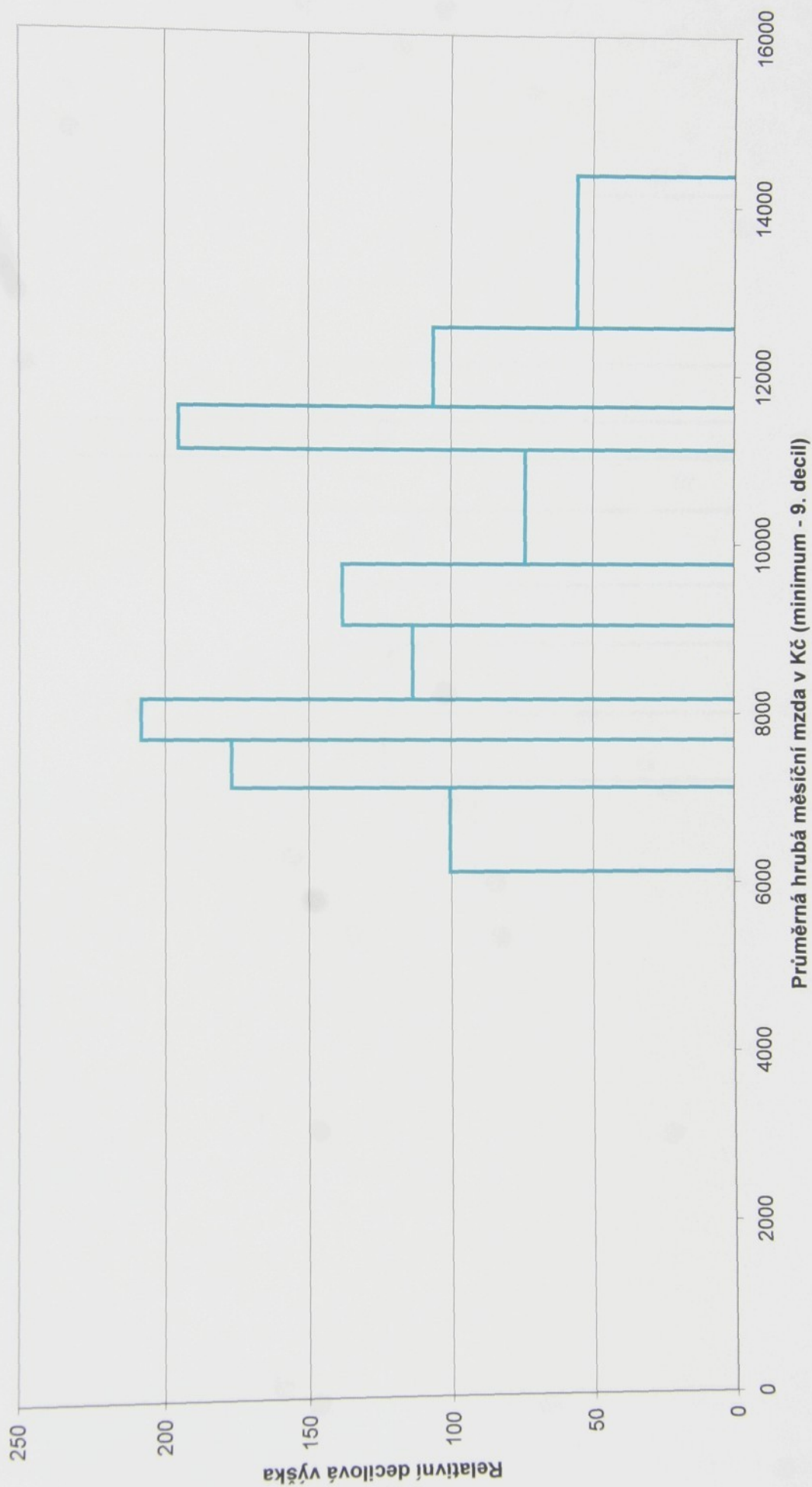
Příloha č. 44: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - muži s vysokoškolským vzděláním



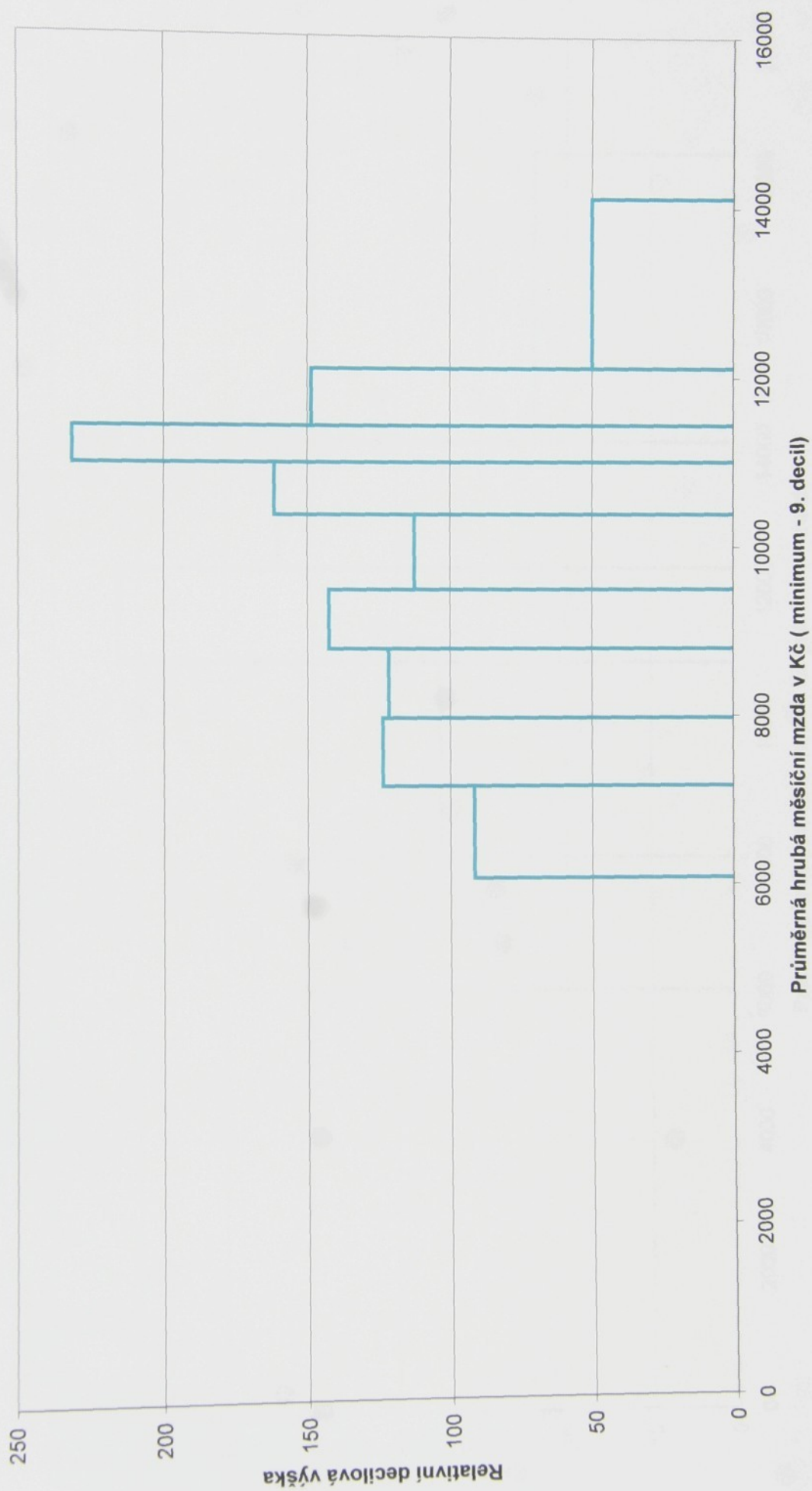
Příloha č. 45: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy celkem



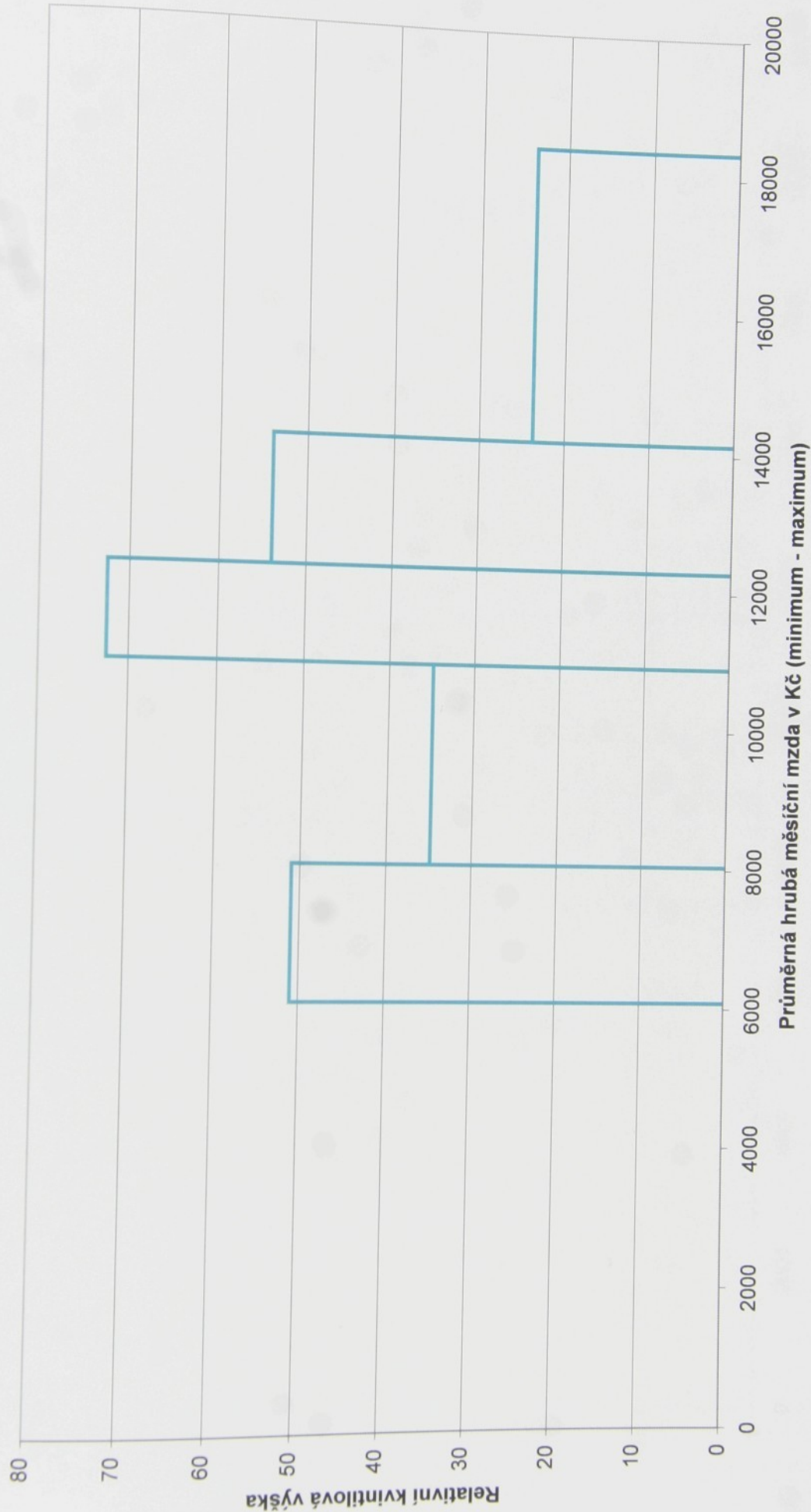
Příloha č. 46: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy se základním vzděláním



Příloha č. 47: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy vyučené



Příloha č. 48: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy se středním vzděláním bez maturity



Příloha č. 49: Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč v roce 2003 - ženy se středním vzděláním s maturitou

