

## **PROBLEMATIKA CHUDOBY PRACUJÍCÍCH OSOB V ČESKÉ REPUBLICE**

**Šárka Šustová**

---

### **Abstrakt**

Přestože je v dnešní době pojem chudoba spojován zejména se zeměmi rozvojovými, problematikou chudoby se zabývají i země vyspělé. Charakter chudoby v Evropě se od jejího charakteru v Africe či Latinské Americe liší, nic to však nemění na tom, že i zde existuje. Většinou se nejedná o takové strádání, které by ohrožovalo životy chudých, mluví se spíše o relativní chudobě charakterizované nedostatkem v porovnání se standardem společnosti. Zaměstnání by mělo být hlavním nástrojem, zdrojem dostatečných finančních prostředků, zaručujícím, že osoba nebude chudá, nicméně není to pravidlem. Proto je hlavním cílem příspěvku zmapování chudoby zaměstnanců v České republice v roce 2011, a to na základě dat z výběrového šetření Životní podmínky (EU-SILC), které Český statistický úřad provádí od roku 2005. Metodika zkoumání chudoby pracujících osob je velmi nejednotná, proto je v první části příspěvku pozornost věnována definici chudoby a vymezení pracujících chudých. Druhá část se věnuje výsledkům, a to zejména poměrům šancí osob s různými charakteristikami na to být chudý/á získaných z regresní analýzy.

**Klíčová slova:** chudoba, zaměstnanci, Česká republika, regresní analýza

**JEL kód:** I32, P46, E24

---

### **Úvod**

Stejně jako na samotnou definici chudoby a na to, kteří lidé jsou chudí, existuje mnoho pohledů i na její příčiny. Před nástupem industrializace byly příčiny chudoby nezávislé na trhu práce, souvisely se životním cyklem jednotlivce, resp. rodiny. Nejvyšší míra ohrožení chudobou byla ve třech obdobích života, a to v dětství, během rodičovství a ve stáří, což souviselo s poklesem příjmů v těchto obdobích. Dnes se tento typ chudoby nazývá tzv. stará chudoba. Od konce 70. let však v souvislosti s návratem masové nezaměstnanosti dochází k přesunu k chudobě, tzv. nové chudobě, jež postihuje skupiny osob s horšími možnostmi uplatnit se na trhu práce (Mareš, 1999).

V České republice byla chudoba před rokem 1989 spojována zejména s demografickými faktory, když primárně zasahovala starší osoby a rodiny s více dětmi.

Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013

Oproti tomu v období po sametové revoluci se nejsilnějším faktorem stala nezaměstnanost, zejména po roce 1997, kdy její úroveň rapidně vzrostla. Vedle nárůstu nezaměstnanosti se začal objevovat další problém, a to chudoba pracujících osob (Večerník, 2004).

V současnosti je chudoba pracujících osob skloňována zejména v souvislosti s minimální mzdou, která byla společně s dalšími opatřeními v boji proti chudobě a poklesu příjmů zavedena v roce 1991 (Večerník, 2004).

## **1 Metodika**

Tématu pracujících chudých se na národní úrovni věnuje jen velmi málo států. Jako první se touto problematikou začaly zabývat Spojené státy americké. V Evropě se do 90. let tématu chudoby pracujících věnovala pouze Francie. O podchycení úrovně chudoby pracujících se poté s využitím různé metodiky pokoušely také Belgie, Irsko, Portugalsko a Španělsko. Evropská unie jako celek se problematikou pracujících chudých začala zabývat až v 90. letech a v roce 2003 vyvinula nový indikátor, s jehož pomocí chudobu pracujících osob zachycuje dodnes, a to tzv. in-work poverty rate (Ponthieux, 2007).

Problematika pracujících chudých je metodicky velmi nejednotná. Relativní shoda panuje na definici chudoby, menší už na tom, jak definovat pracující osobu. Pro podchycení chudoby pracujících osob bylo proto využito více metodických postupů, včetně těch v praxi zatím málo využívaných.

### **1.1 Definice pracující osoby**

Termín pracující osoby je nutné odlišit od termínu zaměstnané osoby, jež se využívá ve statistikách trhu práce. V literatuře zabývající se chudobou pracujících osob existují tři běžně používané definice pracující osoby, které se od přístupu používaného ve statistice trhu práce výrazně liší. První z nich je definice amerického U. S. Bureau of Labor Statistics, jež definuje pracovníka jako osobu, která strávila na trhu práce alespoň 27 týdnů v roce, což znamená, že buď pracovala, nebo práci hledala. Francouzský národní statistický úřad (INSEE) definuje pracovníka jako člověka, který na trhu práce participoval po nejméně 6 měsících a alespoň jeden z toho pracoval. Třetí, nejpřísnější, definici používá Eurostat a pracovníka definuje jako jednotlivce, který po více než 6 měsících (koncept převažující ekonomické aktivity) pracoval a pracuje i v současné době (Bruder et al., 2011; Ponthieux, 2007).

Analýza úrovně chudoby pracujících osob se v tomto příspěvku opírá o kalendář ekonomické aktivity z šetření Životní podmínky 2011, kde se zjišťuje ekonomický status osob v každém měsíci předchozího kalendářního roku, zde roku 2010. V rámci tohoto příspěvku je

Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013  
věnována pozornost osobám 16letým a starším, které byly zaměstnané na plný úvazek po celý kalendářní rok 2010. Rozdíl definice použité v tomto příspěvku oproti definicím U. S. Bureau of Labour Statistics a INSEE spočívá v zahrnutí pouze zaměstnanců. Zahrnutí osob samostatně výdělečně činných je problematické vzhledem k nepřesným údajům za jejich příjmy pocházejících z výběrových šetření.

## 1.2 Definice chudoby

Druhá část termínu pracujících chudých odkazuje na definici chudoby. Standardní evropský indikátor využívaný k měření chudoby na evropské úrovni míra ohrožení příjmovou chudobou (at-risk-of-poverty rate), který se opírá o tzv. ekvivalizovaný příjem domácnosti, byl využit pro analýzu chudoby i v rámci tohoto příspěvku (EU, 2010).

Ekvivalizovaný příjem je celkový čistý příjem domácnosti vydělený počtem členů domácnosti převedeným na ekvivalentní osoby. Vypočítá se v následujících dvou krocích:

1. sečtou se všechny peněžní příjmy všech členů domácnosti ze všech zdrojů (pracovní příjmy, sociální dávky atd.), stejně jako peněžní příjmy, které dostává domácnost jako celek; hrubé příjmy se zdaní a odečtou se od nich veškeré povinné položky (např. sociální pojištění), čímž dostaneme celkový čistý peněžní příjem domácnosti;
2. aby byly zohledněny rozdíly ve velikosti a složení domácnosti, tak se celkový čistý příjem domácnosti vydělí počtem ekvivalentních osob, k čemuž byla využita tzv. modifikovaná škála OECD, která jednotlivým členům domácnosti přiřazuje váhy následujícím způsobem: 1,0 první dospělé osobě v domácnosti, 0,5 každé další dospělé osobě v domácnosti (osobě ve věku 14 a více let) a 0,3 každému dítěti do 13 let včetně.

Výsledný ekvivalizovaný příjem je přiřazen každému členu dané domácnosti. Všechny osoby v populaci se poté seřadí podle výše ekvivalizovaného příjmu. Dále se určí hranice chudoby, a to obvykle jako 60 % mediánu národního ekvivalizovaného příjmu. Míra ohrožení příjmovou chudobou potom udává podíl osob, které se s ekvivalizovaným příjmem nacházejí pod touto hranicí chudoby. V roce 2011 činila hranice chudoby pro jednočlennou domácnost 113 040 Kč ročně.

Kritici tohoto přístupu, založeného na příjmech domácnosti, vidí největší problém v kombinaci individuální (vymezení pracujících osob) a domácnostní (při výpočtu míry chudoby se uvažují příjmy celé domácnosti) úrovně (Bruder et al., 2011; Ponthieux, 2007). Z důvodu lepší srovnatelnosti tak byly navrženy alternativní indikátory chudoby, které její rozsah měří na úrovni jednotlivce, např. tzv. poverty in earned income, který byl v mírně upravené podobě využit i zde (Ponthieux, 2007).

Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013

Poverty in earned income neboli míra chudoby založená na příjmu jednotlivce, který si vydělal, je definována na individuální úrovni a ukazuje podíl osob s vydělaným příjmem pod hranicí chudoby. Tento příjem je definován jako suma příjmů z pracovní činnosti (zaměstnání, podnikání), a to včetně dávek nemocenského pojištění jakožto přímé náhrady za ucházející příjem (Ponthieux, 2007). V rámci tohoto příspěvku je vydělaný příjem chápán jako příjem z hlavního zaměstnání včetně nemocenských dávek, který je následně porovnán s hranicí chudoby pro jednočlennou domácnost. K tomuto příjmu jsou postupně přičítány další osobní příjmy jako příjmy z dalších zaměstnání, příjmy z podnikání, sociální dávky atd. až do té doby než je dosaženo celkového osobního příjmu, který je následně rovněž porovnán s hranicí chudoby pro jednočlennou domácnost.

### 1.3 Logistická regrese – analýza šancí být chudý u osob s různými charakteristikami

Zaměstnanci s některými charakteristikami mají větší šanci být ohroženi chudobou než jiné. Charakteristiky, které byly vybrány (pohlaví, rodinný stav, vzdělání, věk, typ domácnosti, počet nezaopatřených dětí v rodině, velikost obce, oblast (NUTS2) a subjektivně hodnocený zdravotní stav), byly nejprve otestovány, a to s využitím analýzy závislosti. Byl otestován jejich vztah k binární proměnné *chudoba*. Testování nulové hypotézy o nezávislosti, resp. alternativní hypotézy o závislosti proměnné *chudoba* s vybranými proměnnými byla postupně provedena s využitím Pearsonova chí-kvadrát testu pro kontingenční tabulky.

Síla vztahu mezi vysvětlovanou proměnnou a proměnnými vysvětlujícími byla hodnocena Pearsonovým koeficientem kontingence, jež je v případě nezávislosti roven nule. Dalšími využitými koeficienty byly Cramérův koeficient kontingence koeficient  $\phi$  ( $\phi$ ).

Po otestování nezávislosti, resp. závislosti vybraných charakteristik a chudoby v rámci analýzy závislosti byla provedena logistická regrese, která se používá k predikci šancí nastání jevu (vysvětlované proměnné (*chudoba*)) na základě vysvětlujících proměnných. Šance je podíl pravděpodobností nastání jevu (v čitateli) a jeho nenastání (ve jmenovateli).

To, zda je logistický model dobře postaven, lze ověřit s využitím různých statistik. V SPSS je k dispozici analogie ke koeficientu determinace  $R^2$  používaném v lineární regresní analýze, a to koeficient determinace Coxové a Snella a koeficient determinace Nagelkerka. Tyto koeficienty lze interpretovat analogicky jako koeficient determinace v lineární regresní analýze. Další možnost spočívá v porovnání pozorovaných a modelem predikovaných zařazení do kategorií binární vysvětlované proměnné, které je vyjádřeno klasifikační tabulkou. Součet případů na diagonále této tabulky udává, kolik případů bylo zařazeno správně. Další způsob poskytuje test dobré shody regresního modelu s daty, který navrhli

Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013  
 Hosmer a Lemeshow (Řeháková, 2000). Ve výstupech ze SASu se lze řídit statistikami AIC (Akaike Information Criterion) a SC (Schwarz Criterion), které porovnávají různé modely a ten, který má nižší hodnotu těchto statistik by měl být preferovaný (SAS Institute Inc., 2004). V obou uvedených programech je možné využít také statistiku  $-2LL$  ( $-2$  log likelihood), jež nabývá kladných hodnot a vyšší hodnoty značí horší predikci závislé proměnné (Řeháková, 2000).

## 2 Úroveň chudoby zaměstnanců a jejich charakteristiky

V roce 2011 žilo v České republice 3,37 milionu osob, které byly klasifikovány jako zaměstnanci, jež pracovali na plný úvazek po celý kalendářní rok 2010 a představovali 32,3 % české populace.

Se svým příjmem z hlavního zaměstnání se pod hranici chudoby pro jednočlennou domácnost (113 040 Kč ročně) nacházelo 5,2 % takto definovaných zaměstnanců. Celkový osobní příjem nepostačoval k překonání hranice chudoby 4,5 % těchto zaměstnanců, což znamená, že 0,7 % zaměstnanců mělo nějaký další příjem nad rámec jejich příjmu z hlavního zaměstnání, který jim pomohl dostat se nad tuto hranici.

Z hlediska ekvivalizovaného příjmu jejich domácnosti bylo 2,7 % z těchto zaměstnanců chudých, což představuje 9,0 % z chudých osob v české populaci.

Zmapování úrovně chudoby pracujících osob je důležité, neméně podstatnou otázkou však je, kdo jsou lidé, kteří pracují a zároveň jsou ohroženi příjmovou chudobou. Ke zjištění charakteristik, které pracující osoby předurčují k chudobě, byla využita regresní analýza.

Před samotným určením modelu byla provedena analýza závislosti, díky níž byly vybrány vhodné proměnné, resp. vyloučeny ty nehodící se. Bylo provedeno testování a analýza závislosti chudoby s proměnnými, jež jsou včetně kategorií uvedeny v tabulce 1.

**Tab. 1 Počty a podíly zaměstnanců dle pohlaví, rodinného stavu, nejvyššího ukončeného vzdělání, věku, typu domácnosti, počtu nezaopatřených dětí v domácnosti, velikosti obce, oblasti (NUTS2) a subjektivně hodnoceného zdravotního stavu, ČR, 2011\***

Proměnná	Kategorie proměnné**	Abs. (v tis.)	Rel. (v %)	Proměnná	Kategorie proměnné**	Abs. (v tis.)	Rel. (v %)
Pohlaví	<b>Muži</b>	<b>1 883</b>	<b>55,9</b>	Počet dětí	bez dětí	1 735	51,5
	<b>Ženy</b>	1 489	44,2		s 1 dítětem	827	24,5
Rodinný stav	Svobodní	890	26,4		<b>se 2 dětmi</b>	<b>703</b>	<b>20,9</b>
	<b>Sezdaní</b>	<b>2 045</b>	<b>60,7</b>		se 3 a více dětmi	106	3,2
	Rozvedení	52	1,5	Velikost	do 499 obyvatel	243	7,2

RELIK 2013.

Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013

	Ovdovělí	385	11,4	obce	500 až 999 obyvatel	294	8,7
Vzdělání	Základní	140	4,2		1000 až 1999 obyvatel	308	9,1
	Střední	2 610	77,4		2000 až 4999 obyvatel	391	11,6
	<b>Vysokoškolské</b>	<b>621</b>	<b>18,4</b>		5000 až 9999 obyvatel	272	8,1
					10 000 až 49 999 obyv.	743	22,0
Věk	16–24 let	126	3,7		50 000 až 99 999 obyv.	399	11,9
	25–29 let	347	10,3		<b>100 000 a více obyv.</b>	<b>722</b>	<b>21,4</b>
	30–34 let	472	14,0	Oblast (NUTS2)	<b>Praha</b>	<b>420</b>	<b>12,5</b>
	35–39 let	538	16,0		Jihovýchod	446	13,2
	<b>40–44 let</b>	<b>472</b>	<b>14,0</b>		Jihozápad	404	12,0
	45–49 let	433	12,9		Moravskoslezsko	348	10,3
	50–54 let	414	12,3		Severovýchod	484	14,4
	55–59 let	395	11,7		Severozápad	530	15,7
60 a více let	173	5,1	Střední Morava		371	11,0	
			Střední Čechy		369	11,0	
Typ domácnosti	<b>úplná rodina</b>	<b>2 724</b>	<b>80,8</b>	Zdravotní stav	<b>velmi dobrý, dobrý</b>	<b>1 910</b>	<b>56,6</b>
	neúplná rodina	358	10,6		přijatelný	438	13,0
	nerodinná domácnost	32	1,0		špatný, velmi špatný	63	1,9
	jednotlivec – žena	157	4,7				
	jednotlivec – muž	100	3,0				

**Poznámky:** \* údaje jsou ve vážené podobě; \*\* tučně jsou zvýrazněny kategorie, které v regresní analýze posloužily jako referenční

**Zdroj:** ČSÚ, Životní podmínky 2011, vlastní výpočty

Testování nulové hypotézy o nezávislosti, respektive alternativní hypotézy o závislosti proměnné *chudoba* s jednotlivými výše uvedenými proměnnými bylo postupně provedeno s využitím Pearsonova chí-kvadrát testu pro kontingenční tabulky. Podmínka dostatečně velkého počtu pozorování byla splněna u všech proměnných. Nulová hypotéza o nezávislosti (neexistenci vztahu mezi proměnnou *chudoba* a výše uvedenými proměnnými) byla zamítnuta na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  u všech devíti uvedených proměnných. Test tedy ukazuje na to, že struktura osob ohrožených příjmovou chudobou se liší podle pohlaví, rodinného stavu, nejvyššího dosaženého vzdělání, věku, druhu domácnosti, počtu nezaopatřených dětí v rodině, velikosti obce, oblasti (NUTS2) a subjektivně hodnoceného zdravotního stavu.

Nicméně podle použitých statistik (Pearsonova koeficientu kontingence, Cramérova  $V$  či koeficientu  $f_i$  ( $\phi$ )) je zřejmé, že síla vztahu mezi vysvětlovanou a jednotlivými vysvětlujícími proměnnými je spíše malá. Nejsilnější vztah byl zaznamenán mezi proměnnými *chudoba* (na základě příjmů domácnosti) a počet nezaopatřených dětí v rodině. U *chudoby* na základě příjmů jednotlivce (z hlavního zaměstnání, celkového osobního příjmu) byl vztah nejsilnější s proměnnými pohlaví a nejvyšší dosažené vzdělání. Síla vztahů však ani u jedné vysvětlované proměnné nepřekročila hranici 0,2, kterou by bylo možné považovat za známku významnějšího vztahu.

Po zamítnutí nezávislosti zvolených vysvětlujících proměnných a binární vysvětlované proměnné (*chudoba*) bude nyní pozornost věnována samotné regresní analýze. Protože závisle proměnná *chudoba* s kategoriemi  $\text{chudý/á} = 1$ ,  $\text{není chudý/á} = 0$  je proměnná diskretní a není tudíž definována její střední hodnota, kterou hledáme v případě spojité závisle proměnné,

Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013  
jedná se o hledání podmíněné pravděpodobnosti toho, že zkoumaný objekt (zaměstnanec) patří do vybrané kategorie závisle proměnné (chudý/á). Jednou z metod k tomuto účelu používaných je i zde využita logistická regrese. Vysvětlujících proměnných bylo devět a byly kategorizovány. Vzhledem ke skutečnosti, že vysvětlující proměnné byly nominální, byly vytvořeny nové indikátorové (dummy) proměnné, a to za použití referenčního kódování (referenční kategorie vysvětlujících proměnných jsou uvedeny tučně v tabulce 1).

Podle statistiky vhodnosti modelu uvedených v metodické části příspěvku odpovídá model datovému souboru dobře.

Všechny regresní koeficienty modelu byly statisticky významné s výjimkou oblasti Moravskoslezsko. Poměry šancí a jejich 95% intervaly spolehlivosti zachycuje tabulka 2.

**Tab. 2 Šance být chudý (na základě příjmů domácnosti) v ČR v roce 2011 z hlediska pohlaví, rodinného stavu, nejvyššího dosaženého vzdělání, věku, typu domácnosti, počtu nezaopatřených dětí v rodině, velikosti obce, oblasti (NUTS2) a subjektivně hodnoceného zdravotního stavu**

Proměnná	Kategorie proměnné	Poměr šancí (exp b)	95% interval spolehlivosti	
Pohlaví	ženy vs. muži	0,662	0,650	0,674
Rodinný stav	svobodní vs. sezdání	1,484	1,441	1,528
	rozvedení vs. sezdání	1,778	1,730	1,828
	ovdovělí vs. sezdání	0,185	0,167	0,205
Vzdělání	základní vs. vysokoškolské vzdělání	5,621	5,355	5,901
	střední vs. vysokoškolské vzdělání	3,857	3,718	4,001
Věk	16–24 let vs. 40–44 let	0,681	0,642	0,724
	25–29 let vs. 40–44 let	0,337	0,319	0,356
	30–34 let vs. 40–44 let	1,358	1,322	1,396
	35–39 let vs. 40–44 let	0,833	0,812	0,854
	45–49 let vs. 40–44 let	0,969	0,944	0,995
	50–54 let vs. 40–44 let	1,540	1,496	1,585
	55–59 let vs. 40–44 let	0,778	0,748	0,809
Typ domácnosti	60 a více let vs. 40–44 let	0,437	0,406	0,471
	neúplná rodina vs. úplná rodina	3,389	3,296	3,486
	nerodinná domácnost vs. úplná rodina	5,054	4,660	5,481
	jednotlivec – žena vs. úplná rodina	7,775	7,436	8,130
Počet dětí	jednotlivec – muž vs. úplná rodina	2,359	2,260	2,463
	bez dětí vs. se 2 dětmi	0,131	0,127	0,134
	s 1 dítětem vs. se 2 dětmi	0,351	0,344	0,359
Velikost obce	se 3 a více dětmi vs. se 2 dětmi	1,956	1,899	2,015
	50 000 až 99 999 obyvatel vs. 100 000 a více obyvatel	3,618	3,440	3,805
	10 000 až 49 999 obyvatel vs. 100 000 a více obyvatel	3,669	3,496	3,850
	5000 až 9999 obyvatel vs. 100 000 a více obyvatel	1,789	1,689	1,895
	2000 až 4999 obyvatel vs. 100 000 a více obyvatel	3,896	3,705	4,096
	1000 až 1999 obyvatel vs. 100 000 a více obyvatel	5,233	4,977	5,502
	500 až 999 obyvatel vs. 100 000 a více obyvatel	3,055	2,893	3,226
do 499 obyvatel vs. 100 000 a více obyvatel	8,921	8,476	9,390	

RELIK 2013.

Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013

Oblast (NUTS2)	Jihovýchod vs. Praha	0,510	0,481	0,541
	Jihozápad vs. Praha	0,439	0,413	0,467
	Moravskoslezsko vs. Praha	1,040*	0,982	1,102
	Severovýchod vs. Praha	0,303	0,285	0,323
	Severozápad vs. Praha	0,706	0,664	0,750
	Střední Morava vs. Praha	0,655	0,616	0,696
	Střední Čechy vs. Praha	0,366	0,344	0,390
Zdraví	příjemný vs. velmi dobrý, dobrý	1,160	1,136	1,184
	špatný, velmi špatný vs. velmi dobrý, dobrý	3,304	3,195	3,417

**Poznámky:** \*statisticky nevýznamný koeficient

**Zdroj:** ČSÚ, Životní podmínky 2011, vlastní výpočty

Z této tabulky vyplývá, že šance být chudý/á je nižší u žen než u mužů. Protože zde nahlížíme na chudobu zaměstnanců, kteří pracovali na plný úvazek po celý kalendářní rok, jde-li o takto zaměstnanou ženu, lze předpokládat, že žije v rodině, kde i partner pracuje a děti jsou již velké natolik, aby se mohla naplno věnovat zaměstnání. V těchto rodinách pak není chudá žena ani muž, zatímco pracuje-li muž, je pravděpodobnější (ve srovnání se ženou), že bude žít v domácnosti s dalšími neaktivními osobami (neaktivní manželkou, dětmi), které budou na jeho příjmu také závislé. Tuto tezi potvrzuje i fakt, že 80 % žen, které nebyly z hlediska ekvivalizovaného příjmu jejich domácnosti považovány za chudé, žilo v úplných rodinách, na rozdíl od žen chudých, jichž v tomto typu domácnosti žije pouze 45 %. Tomu odpovídá i rodinný stav. Ženy chudé byly oproti ženám, které nebyly považované za chudé, méně často vdané (40 % vs. 62 %) a naopak častěji byly rozvedené (36 % vs. 15 %).

Oproti vysokoškolákům mají zaměstnanci se středním vzděláním více než třikrát vyšší šanci být chudí, jedinci se základním vzděláním dokonce pětkrát.

Svobodní i rozvedení zaměstnanci měli vyšší šanci být chudí ve srovnání se sezdánými, naopak u ovdovělých jedinců byla šance nižší. Ovdovělých osob však ve výběru bylo velmi málo (116), přičemž mezi ženami byla pouze jedna chudá. Z takto malého vzorku je proto obtížné dělat závěry.

Co se věku týká, jako referenční skupina byla vybrána skupina 40–44letých. Ve srovnání s touto věkovou skupinou měly nižší šanci být chudé osoby ve věku 16–29 let a 60 a více let, zhruba stejnou šanci lze pozorovat u skupin 35–49 let a 55–59 let, vyšší šance pak byla ve věkových skupinách 30–34 let a 50–54 let.

Zaměstnanci žijící v domácnostech bez nezaopatřených dětí nebo s jedním takovým dítětem měli nižší šanci být chudí ve srovnání s osobami žijícími v domácnosti se dvěma dětmi. Naopak u jedinců, kteří bydleli se třemi či více dětmi, byla šance být chudý vyšší.

Zaměstnanci žijící ve všech ostatních typech domácnosti (neúplná rodina, nerodinná domácnost, domácnost jednotlivce ženy i muže) měli ve srovnání se zaměstnanci žijícími v úplných rodinách vyšší šanci být chudí.



Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti. 9. – 10. prosince 2013

Ve srovnání s Prahou byla ve všech ostatních oblastech šance být chudý nižší s výjimkou Moravskoslezska, kde byla šance mírně vyšší. Protože osoby rozvedené mají vyšší šanci být chudé, jedním z důvodů pravděpodobně bude jejich nejvyšší podíl v Praze (13,4 %), což se odráží rovněž ve struktuře osob podle typu domácnosti, ve které žijí. V Praze byl totiž zaznamenán výrazně vyšší podíl domácností jednotlivců-mužů (7,8 %). Šanci být chudé měly osoby z oblastí Severozápad a Střední Morava zhruba dvoutřetinovou, z oblastí Jihovýchod a Jihozápad asi poloviční, Střední Čechy a Severových zhruba třetinovou.

Ve srovnání se zaměstnanci žijícími ve městech se 100 tisíci a více obyvateli byla šance být chudý pro osoby žijící v obcích s menším počtem obyvatel vyšší. Nejvyšší šanci, a to téměř devětkrát vyšší, měli zaměstnanci žijící v nejmenších obcích s počtem obyvatel do 500.

Lidé se subjektivně přijatelným zdravotním stavem měli oproti osobám, jež své zdraví označili za velmi dobré, případně dobré, šanci být chudí o něco vyšší. Jedinci, kteří svůj zdravotní stav považovali za špatný, případně velmi špatný měli šanci více než třikrát vyšší. Špatný či velmi špatný zdravotní stav deklarovali častěji muži, rozvedení lidé a jedinci s nižším vzděláním.

## **Závěr**

Problematika chudoby pracujících osob je v dnešní době velmi aktuálním tématem. Je to však také problematika velmi komplexní, jejíž metodika je nejednotná, a možná také proto je toto téma často opomíjené. Příspěvek se věnoval jen velmi malému výseku této problematiky, ať již z věcného, prostorového či časového hlediska. Byl zaměřen pouze na úzce vymezenou skupinu zaměstnanců, a to zaměstnanců, kteří pracovali na plný úvazek po celý kalendářní rok a na krátké časové období (rok 2011), a nezachytil tak například vývoj chudoby pracujících osob v průběhu ekonomické krize posledních let.

S využitím logistické regrese byly odhadnuty poměry šancí být ohrožen příjmovou chudobou (z hlediska ekvivalizovaného příjmu domácnosti) zaměstnanců s různými charakteristikami. Byla tedy využita pouze domácnostní perspektiva chudoby.

Příspěvek přinesl jak očekávané, tak i neočekávané výsledky například v podobě vyšší šance být považován za chudého pro muže, kdy v celé populaci je situace opačná. Obdobně by se dala očekávat spíše nižší šance na chudobu v Praze.

Zajímavé výsledky však přináší také pohled na chudobu z hlediska příjmů individuálních či kombinace těchto dvou perspektiv, která umožňuje rozdělení této skupiny zaměstnanců na dílčí podskupiny, jež se svými charakteristikami rovněž významně liší.

## Poděkování

Tento příspěvek vznikl v rámci projektu č. TD010171 Vliv institutu minimální mzdy na sociálně ekonomický vývoj ČR, který je řešen s finanční podporou TA ČR

## Literatura

Bruder, Emese et al. "Methodological and conceptual difficulties of analysing the working poor population in Europe." *Regional and Business Studies* Vol. 3 (Suppl. 1), 2011: 25–33.

ČSÚ. „Životní podmínky (EU-SILC).“ Praha: ČSÚ. 20. 10. 2013 <[http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zivotni\\_podminky\\_eu\\_silc/\\$File/zp\\_silc.pdf](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zivotni_podminky_eu_silc/$File/zp_silc.pdf)>.

European Union. *In-work poverty in the EU*. Methodologies and working papers. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2010. ISBN 978-92-79-16751-5.

Eurostat. Income and Living Conditions. Introduction. 17. 12. 2012. 20. 10. 2013 <[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/income\\_social\\_inclusion\\_living\\_conditions/introduction#](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/income_social_inclusion_living_conditions/introduction#)>.

Mareš, Petr. *Sociologie nerovnosti a chudoby*. Praha: Sociologické nakladatelství, 1999. 248 s. Ediční řada Základy sociologie, 6. svazek. ISBN 80-85850-61-3.

Ponthieux, Sophie. *The working poor: Limits of the EU indicator "in-work poverty risk", limits of the statistical category "working poor", and exploration of a notion of "poverty in earned income"*. Paris: INSEE, ECINEQ, 2007.

Řeháková, Blanka. „Nebojte se logistické regrese.“ *Sociologický časopis* Vol. 36, No. 4, 2000.

SAS Institute Inc. *AS/STAT 9.1 User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2004. ISBN 1-59047-243-8

Večerník, Jiří. „Who is Poor in the Czech Republic? The Changing Structure and Faces of Poverty after 1989.“ *Sociologický časopis* Vol. 40, No. 6, 2004: 807–833.

## Kontakt

Šárka Šustová

Český statistický úřad / Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze

Na padesátém 81, 100 82 Praha 10 / Albertov 6, 128 43 Praha 2

sarka.sustova@gmail.com