

Vysoká škola ekonomická v Praze
Fakulta informatiky a statistiky
katedra ekonomické statistiky

Míra ohrožení chudobou jako indikátor chudoby v
Evropě – analýza vlastností a vypovídací schopnosti

doktorská disertační práce

Doktorand : Mgr. Ing. Martin Zelený
Školitel : Prof. Ing. Jaroslav Jílek, CSc.
Obor : Statistika

Praha, červen 2006

Prohlášení

Prohlašuji, že doktorskou práci na téma „Míra ohrožení chudobou jako indikátor chudoby v Evropě – analýza vlastností a vypovídací schopnosti“ jsem vypracoval samostatně. Použitou literaturu a podkladové materiály uvádím v příloženém seznamu literatury.

V Praze dne 15. června 2006

.....

ABSTRAKT

Tématika sociální soudržnosti a sociálního vyloučení hraje v posledním období stále významnější roli v agendě Evropské unie. Spolu s tímto vývojem narůstá i potřeba srovnatelných sociálních indikátorů pro oblast příjmů a životních podmínek. Významným indikátorem pro tuto oblast je v současné době indikátor „míra ohrožení chudobou“, který patří do skupiny klíčových strukturálních indikátorů pro pravidelné monitorování sociální situace v EU. V této souvislosti se tento indikátor těší rostoucí mediální pozornosti a zájmu uživatelů. Tématem předkládané práce je analýza tohoto indikátoru, jeho vlastností a vypovídací schopnosti.

Úvodní část se zabývá teoretickými koncepty měření chudoby, vybranými indikátory pro měření chudoby a problematice dat o příjmech domácností. Druhá kapitola podrobně analyzuje definici indikátoru „míra ohrožení chudobou“ a jednotlivé její parametry. Prezentovány jsou odhady hodnot tohoto indikátoru v České republice pro populaci celkem a vybrané socioekonomické skupiny obyvatelstva spočtené z dat šetření Mikrocensus 2002.

Třetí kapitola analyzuje citlivost výsledků na volbu dvou hlavních parametrů indikátoru – procenta mediánu příjmu pro stanovení hranice chudoby a stupnice spotřebních jednotek použité pro přepočtení disponibilních příjmů domácností. Kromě obvyklého srovnání několika referenčních hodnot je navrženo použití parametrického přístupu a empirických citlivostních křivek jako vhodného nástroje pro analýzu vývoje hodnoty indikátoru v závislosti na parametrech v jeho definici.

Závěrečná část práce se pak věnuje vlastnostem odhadu míry ohrožení chudobou jako statistické veličiny a dopady, které tyto vlastnosti mohou mít na jeho interpretaci a používání.

ABSTRACT

The topic of social cohesion and social exclusion plays now an increasing role in the EU agenda. Also increasing is the need of comparable indicators in the area of income and living conditions. An important indicator in this area of statistics is currently the „at-risk-of-poverty rate“, which belongs to the set of key structural indicators for monitoring performance of the European Union. This indicator attracts growing media and users' interest. The topic of this Thesis is an analysis of this indicator, its properties and explanatory power.

The introductory part deals with the underlying theoretical concepts of poverty measurement, selected indicators for measurement of poverty and definition and data collection issues in household income statistics. The second chapter then analyses in detail the definition of the „at-risk-of-poverty rate“ indicator and its individual parameters. Presented are the estimates of this indicator for population total and selected socioeconomic sub-groups calculated from the Microcensus 2002 survey.

The third chapter contains a sensitivity analysis of the results on the two main definition parameters – the percentage of the median chosen for the poverty line and the equivalence scale used for equalization of household disposable income. In addition to standard comparison of several reference values of the parameters, a parametric approach and deriving of the empirical sensitivity curves are proposed as a tool for sensitivity analysis on the definition parameters.

The final part of the Thesis is then focused on the properties of the „at-risk-of-poverty rate“ as a statistical variable and the impact, which these properties may have on its interpretation and use.

ABSTRACT

Die Thematik der sozialen Kohäsion und sozialen Exklusion spielt in der letzten Zeit eine zunehmend bedeutende Rolle in der Agenda der Europäischen Union. Zusammen mit dieser Entwicklung wächst auch der Bedarf an vergleichbaren sozialen Indikatoren auf dem Gebiet der Einkommen und Lebensbedingungen. Ein bedeutender Indikator auf diesem Gebiet ist gegenwärtig der Indikator „Armutgefährdungsrate“, der zur Gruppe der strukturalen Schlüsselindikatoren für die regelmäßige Messung der sozialen Situation in der EU gehört. In diesem Zusammenhang gewinnt dieser Indikator steigende Aufmerksamkeit der Medien und Nachfrage der Benutzer. Das Thema der vorgelegenen Arbeit ist eine Analyse dieses Indikators, seine Eigenschaften und Aussagefähigkeiten.

Der einleitende Teil befasst sich mit den theoretischen Konzepten der Armutsmessung, den ausgewählten Indikatoren für die Armutsmessung und der Problematik der Haushaltseinkommensdaten. Das zweite Kapitel analysiert ausführlich die Definition des Indikators „Armutgefährdungsrate“ und ihre einzelnen Parameter. Präsentiert werden die Schätzungen der Werte dieses Indikators in der Tschechischen Republik für die ganze Population und für ausgewählte sozioökonomische Gruppen der Bevölkerung berechnet aus den Daten des Mikrozensus 2002.

Das dritte Kapitel analysiert die Empfindlichkeit der Ergebnisse auf die Wahl der zwei Hauptparameter des Indikators – das Prozent des Einkommensmedianes für die Bestimmung der Armutsgrenze und die Skala für die Einkommensumrechnung auf den Haushalt des Einzelnen. Außer dem üblichen Vergleich einiger Referenzwerte wird die Anwendung eines Parameterherangehens und der empirischen Empfindlichkeitskurven als eines geeigneten Instruments für die Analyse der Entwicklung des Wertes des Indikators in Abhängigkeit von Parametern in seiner Definition vorgeschlagen.

Der abschließende Teil der Arbeit widmet sich den Eigenschaften der Schätzung der Armutgefährdungsrate als einer statistischen Größe und den Auswirkungen, die diese Eigenschaften auf deren Interpretation und Anwendung haben können.

Obsah

Úvod	5
Kapitola 1: Obecnější základy měření chudoby	8
1.1 Tři hlavní koncepty pro vymezení hranice chudoby	8
Absolutní hranice chudoby	9
Metody založené na minimálním spotřebním koši	9
Metody založené na podílech výdajů	10
Relativní hranice chudoby	11
Subjektivní hranice chudoby	12
Hranice chudoby SPL – Subjective Poverty Line	12
Leydenská hranice chudoby	13
Kontroverze absolutní versus relativní metody	15
1.2 Ukazatele používané při měření chudoby	18
Výskyt chudoby	19
Indikátor hloubky chudoby – mezera chudoby („poverty gap“)	19
Míry intenzity chudoby (SST index)	21
Relativní hranice chudoby a závislost jen na příjmové situaci chudých	22
1.3 Příjem domácnosti jako kritérium chudoby	23
Dekompozice příjmu domácnosti	24
Přehled hlavních složek příjmu domácnosti	24
Zjišťování údajů o příjmech domácností	28
Kapitola 2: Indikátor „míra ohrožení chudobou“	32
2.1 Společensko-politický kontext	32
2.2 Definice indikátoru „míra ohrožení chudobou“	33
Jednotka analýzy	34
Referenční charakteristika úrovně příjmového rozdělení	37
Národní versus společná (EU) charakteristika úrovně příjmového rozdělení	37
Vymezení hranice chudoby	39
Stupnice spotřebních jednotek	39

Indikátor míra ohrožení chudobou očima „Senových podmínek“	40
2.3 Míra ohrožení chudobou v ČR na základě dat z Mikrocensu 2002	41
Kapitola 3: Analýza citlivosti na volbu hlavních parametrů indikátoru	44
3.1 Závislost na stanovení úrovně hranice chudoby	44
Výsledky na českých datech	44
Parametrizace pozice hranice chudoby pomocí empirické parametrické funkce	47
Souvislost míry ohrožení chudobou a distribuční funkce příjmů	49
Parametrická analýza citlivosti pro vybrané socioekonomické skupiny	52
3.2 Úloha stupnic spotřebních jednotek	55
Příjem na osobu	55
Stupnice OECD: původní a modifikovaná	55
Další alternativní stupnice používané v zahraniční praxi	57
Způsoby konstrukce stupnice spotřebních jednotek – obecnější základy	59
Exponenciální forma vyjádření	59
Rozdílná úroveň potřeb v závislosti na věku	61
Lineární forma vyjádření stupnice	62
3.3 Dopad stupnice spotřebních jednotek na hodnoty indikátoru	63
Porovnání pro dvě referenční stupnice (modifikovaná OECD, OECD)	63
Přepočtení při změně stupnice – čistá a hrubá změna	66
Podrobnější analýza procesů spojených s přepočtem stupnice	71
„Efekt ekvalizace“	72
„Efekt posunu hranice“	73
Přepočtení ekvalizovaného příjmu a počet členů domácnosti	76
Počet členů domácnosti pro různé sub-populace	77
Parametrizace stupnice spotřebních jednotek	82
Kapitola 4: Vlastnosti míry ohrožení chudobou jako statistické veličiny	89
4.1 Míra ohrožení chudobou jako statistická veličina	89
Výběrová a nevýběrová chyba	89
Celková chyba	90

4.2 Výběrová chyba	91
Statisticke vlastnosti výběru – “design efekt”	91
Dvoustupňový výběr	92
Důvody častého používání dvoustupňového výběru v praxi	93
Terénní vlastnosti – dopady na sběr dat v terénu	96
Optimalizace koncentrace při návrhu výběru	96
Volba n_c	98
Optimální zóny pro různé varianty výběru	99
Vyhodnocení omezeného počtu scénářů	101
Stratifikace	103
Odhad variability resp. intervalu spolehlivosti míry ohrožení chudobou	104
4.3 Nevýběrová chyba	105
Závěr	107
Literatura	109

Úvod

Brusel 15. března 2006

Evropský parlament dnes upozornil na špatnou situaci chudoby v Evropské unii. Podle něj asi 68 milionů Evropanů, tedy 15% všech občanů EU, žije na hranici chudoby a společnosti. Rozměry chudoby v zemích EU se podle statistických dat z roku 2002 značně liší: pod hranicí 60 procent průměrného příjmu žije necelá desetina Čechů, Švédů, Dánů či Maďarů, ale více než pětina Slováků, Irů, Řeků či Portugalců.

(server Lidové noviny, 15.března 2006)

V případě Evropské unie, která patří k hospodářsky nejvyspělejšími oblastem světa, se mohou zdát takové zprávy poměrně překvapivé. Podobné zprávy se však v médiích nyní objevují vcelku často. V zemích západní Evropy je jim věnována poměrně značná pozornost a dá se předpokládat, že se budou častěji objevovat i u nás. Na tyto stručné spíše mediálně vděčné prezentace dat o chudobě v Evropě navazují i podrobnější zkoumání, údaje za populaci celkem jsou dále členěny na nepřehledné množství sociálně-ekonomických skupin. Těmto číslům je věnována i značná politická pozornost a věc přesahuje do praktické sociální politiky a hodnocení její efektivity v podobě přímého imperativu snižovat čísla o chudobě a vyhodnocovat, jak jednotlivé nástroje přispívají či nepřispívají k jejímu snižování.

Oficiálním indikátorem, na kterém je v současné době měření chudoby v rámci Evropy založeno, je indikátor „míra ohrožení chudobou“. Tento indikátor patří mezi tzv. strukturální indikátory EU oficiálně schválené Radou EU pro hodnocení ekonomického a sociálního vývoje EU. Jako takový tvoří základ pravidelné zprávy o sociální situaci každoročně projednávané na jarním summitu šéfů vlád členských zemí EU a je publikován národními statistickými úřady všech členských a kandidátských zemí. Tento fakt přispívá ke zvýšené mediální pozornosti spojené s publikováním tohoto indikátoru. Pokud se mediální pozornosti týče, stala se z tohoto údaje v poslední době dá se říci vlajková loď monitorování sociální situace v Evropě. Je však spíše pravidlem než výjimkou, že prezentace těchto údajů je doprovázena zásadními metodologickými chybami a nepřesnostmi a nesprávnou interpretací. Jak později ukáží, je tomu tak ostatně i ve výše uvedené úvodní citaci z našeho tisku.

Hovořit o 68 milionech chudých v Evropské unii a o 15 % jejích obyvatel žijících v chudobě je při ekonomické úrovni Evropy a faktu, že je jednou z hlavních cílových oblastí ekonomické migrace, věcí překvapivou. Při hodnocení tohoto údaje je samozřejmě třeba vzít v úvahu jeho metodiku, která hraje při statistickém zjišťování chudoby dosti zásadní roli. Vědět, o jaký údaj v tomto případě jde, jaká je jeho vypovídací schopnost a jaké faktory se promítají do odhadů jeho hodnoty. Cílem předkládané práce je poskytnout z pohledu uživatelů podrobnější pohled na tyto aspekty tohoto nyní tak často používaného indikátoru.

V úvodní kapitole se proto zabývám koncepty, na kterých měření chudoby jako sociálního jevu stojí, a alternativními způsoby konstrukce příjmové hranice chudoby. Po určení příjmové hranice chudoby je třeba zvolit ukazatel nebo ukazatele, pomocí kterých budeme chudobu vůči této hranici měřit. Při měření příjmové chudoby je třeba pracovat s daty o příjmech domácností. Z hlediska vypovídací schopnosti a případné mezinárodní srovnatelnosti indikátoru je nutné věnovat náležitou pozornost přesnějšímu vymezení disponibilního příjmu domácnosti, na základě kterého indikátor počítáme. Závěrečnou část úvodní kapitoly proto věnuji problematice definice disponibilního příjmu domácnosti a zjišťování údajů o příjmech domácností.

Ve druhé kapitole přichází na řadu podrobnější pohled na definici mnou zkoumaného indikátoru „míra ohrožení chudobou“ („at-risk-of poverty rate“) a jeho zasazení do teoretického rámce úvodní kapitoly. Definici indikátoru podrobím podrobnějšímu zkoumání ve smyslu toho, na jakých parametrech je postavena a jaké dopady může jejich volba mít na jeho výslednou hodnotu. Po seznámení s komplexitou a úskalími použité definice prezentuji odhady hodnot tohoto indikátoru v České republice pro populaci celkem a vybrané socioekonomické skupiny obyvatelstva spočtené z dat šetření Mikrocensus 2002.

Ve třetí kapitole následně na datovém souboru z Mikrocensu podrobím zkoumání závislost těchto výsledků na dvou hlavních parametrech v definici indikátoru – nastavení úrovně hranice chudoby a stupnici spotřebních jednotek používané k přepočtu na ekvivalentní příjem pro domácnosti s různým složením. Kromě prostého porovnání výsledků pro zvolené referenční alternativní definice bude mým cílem podrobněji analyzovat proces přepočtu hodnoty indikátoru při změně těchto parametrů v interakci s podkladovými daty. Kromě obvyklého srovnání několika referenčních hodnot navrhuji využití parametrického přístupu a empirických citlivostních křivek jako vhodný nástroj pro hlubší analýzu vývoje hodnoty

indikátoru v závislosti na parametrech v jeho definici. Kromě vývoje indikátoru za populaci celkem se zaměřím i na vývoj za vybrané klíčové socioekonomické skupiny (podle pohlaví, věku, ekonomické aktivity a kategorií dle ekonomické aktivity pro domácnosti). Záměrem mé práce zde nebude podrobněji analyzovat jejich sociální situaci, její možné příčiny a důsledky, ale pomocí vhodných nástrojů posoudit případné selektivní působení změn klíčových parametrů definice zkoumaného indikátoru pro jednotlivé socioekonomické skupiny a jejich potenciální dopady na vypovídací schopnost a případná meziskupinová srovnání.

Proces vzniku odhadu míry ohrožení chudobou rozhodně není věcí triviálního výpočtu a je třeba za ním vidět komplexní zpracování dat v rámci výběrového šetření o příjmech domácností. Hodnotu indikátoru nelze proto brát jako daný změřený fakt, ale jako odhad konstruovaný z výběrového zjišťování. Ve závěrečné kapitole bude proto mým cílem nastínit vlastnosti odhadu indikátoru míra ohrožení chudobou jako statistické veličiny a seznámit čtenáře s dopady, které tyto vlastnosti mohou mít na jeho používání, a vazbou těchto vlastností na praktické aspekty výběrových zjišťování o příjmech. Základem zde pro mne bude praktická aplikace konceptu výběrové a nevýběrové chyby na vlastnosti odhadu indikátoru.

Kapitola 1

Obecnější základy měření chudoby

Cílem této úvodní kapitoly je připravit konceptuální zázemí, v rámci kterého budu poté analyzovat chování a vypovídací schopnost konkrétního indikátoru míra ohrožení chudobou, který je předmětem mé disertační práce. K tomu, abychom mohli chudobu ve společnosti měřit, potřebujeme nějakým způsobem zvolit tři základní věci. První z nich je příjmová hranice chudoby – hodnota příjmu, pod kterou budeme považovat danou domácnost za chudou.¹ Způsob stanovení této hranice je samozřejmě pro definici a interpretaci indikátoru zásadní. Teorie měření chudoby nabízí tři základní přístupy ke stanovení hranice chudoby: absolutní, relativní a subjektivní. Podle způsobu konstrukce hranice chudoby pak hovoříme o absolutních, relativních a subjektivních mírách chudoby. Druhou potřebnou náležitostí pro měření chudoby bude samotný indikátor použitý pro její kvantifikaci. Zde se též nabízí více možností, od nejjednoduššího počtu domácností či osob pod zvolenou příjmovou hranicí, přes indikátory zohledňující hloubku chudoby vzhledem k této hranici až po komplexnější analytické míry intenzity chudoby. Třetí věcí, kterou bude třeba pro účely měření chudoby vymežit, bude definice příjmu domácnosti. To není až tak triviální záležitost, jak by se možná mohlo zdát. Definice příjmu domácnosti, jak ho budeme měřit a co do něj zařadíme nebo nezařadíme, bude mít vliv na výsledné hodnoty indikátorů.

1.1 Tři hlavní koncepty pro vymezení hranice chudoby

Otázkou, kterou je třeba řešit na samém počátku pokusu o měření příjmové chudoby, je koncept, pomocí kterého budeme na tento jev ve společnosti nahlížet. Jak jsem již zmínil v úvodu této kapitoly, lze v této souvislosti identifikovat tři hlavní přístupy:

1. Chudoba znamená mít méně než objektivně stanovené, absolutní minimum.

¹ Termín „chudoba“ je termínem s poměrně silným hodnotovým a i politickým nábojem, místo něho se proto zejména v oficiální statistice používají „měkčí“ formy vyjádření: „ohrožení chudobou“, „příjmová nedostatečnost“ atp. Tak je tomu i u indikátoru, který je předmětem mé práce. Oficiální název míra ohrožení chudobou hovoří o ohrožení chudobou, nikoliv striktně o chudobě jako takové.

2. Chudoba znamená mít (výrazně) méně než mají ostatní ve stejné společnosti.

3. Chudoba znamená mít pocit, že nemám dost, abych mohl normálně žít.

Každé z těchto pojetí pojmu chudoby reprezentuje jiný pohled na to, jak vymezit chudobu ve společnosti a jakým způsobem dojít ke konstrukci kritéria pro posouzení kdo je a kdo není chudým. Aplikací těchto tří základních pohledů na fenomén chudoby jako třídícího kritéria pro metody konstrukce hranic chudoby dostáváme často používanou klasifikaci hranic chudoby – hranice absolutní, relativní a subjektivní.

Absolutní hranice chudoby

Jak bylo uvedeno výše, tato skupina poměřuje životní úroveň domácnosti s úrovní absolutní metodou stanoveného minima, bez přímé funkční vazby na úroveň příjmů ve společnosti. Domácnosti s příjmem nedosahujícím tohoto minimálního standardu se ocitají pod hranicí chudoby.

Konkrétních metod, jak stanovit onu absolutní hranici, pod níž již příjem nepostačuje na pokrytí minimálního životního standardu, existuje celá řada. V zásadě se však dají rozdělit do dvou hlavních skupin, v závislosti na postupu jejich výpočtu:

- metody založené na minimálním spotřebním koši
- metody založené na podílu výdajů na potraviny / ostatní nezbytnosti

Metody založené na minimálním spotřebním koši

Postupy založené na vymezení základních potřeb, jakými jsou jídlo, oblečení nebo bydlení, jsou vlastně vůbec nejstaršími postupy, které lze v měření chudoby vysledovat. Jejich počátky sahají k průkopníkům měření chudoby v průmyslových městech Anglie devatenáctého a počátku dvacátého století (Seebohm Rowntree se studií života v Yorku, Charles Booth a jeho studie života průmyslových čtvrtí Londýna).

Metody tohoto typu vyžadují definici minimálních potřeb, které by měla být každá domácnost schopna uspokojovat. Vzniká tak minimální spotřební koš, který by měl být domácnosti dostupný. V dalším kroku je třeba tento soubor položek minimálního spotřebního koše ocenit a převést ho na minimální příjem potřebný k pořízení takového minimálního spotřebního koše. Přitom hraje roli volba konkrétních cen pro jednotlivé položky – určení průměrné, obvyklé nebo pro dané (nižší) sociální skupiny obvyklé ceny jednotlivých položek. Součtem jednotlivých položek minimálního spotřebního koše oceněných příslušnými cenami se dospěje k příjmové hranici ohraničující dostupnost minimálního životního standardu pro domácnosti – hranici chudoby. Při stanovování potřeb domácností se přitom přihlíží k rozdílům potřeb vyplývajícím z rozdílného počtu členů a rozdílného složení domácností - výsledná hranice chudoby je proto diferencována pro různé typy domácností.

Je samozřejmé, že hranice chudoby určované tímto způsobem, budou vždy hranicemi víceméně arbitrárními. Nikdy se totiž asi nedosáhne dostatečně konkrétní obecné shody na tom, co jsou minimální životní potřeby a jaká množství konkrétních zboží a služeb a za jaké ceny by měla každá domácnost spotřebovávat, aby dosáhla důstojného životního standardu a unikla životu v chudobě. Takové rozhodování je ovlivněno řadou nutně subjektivních faktorů a je nutně podmíněno i dobou a místem, kdy k němu dochází - k této problematice se ještě později vrátím v pasáži věnované kontroverzím mezi absolutním a relativním stanovením hranic chudoby.

Metody založené na podílech výdajů

Tyto metody jsou založeny na struktuře výdajů domácností – konkrétně na podílu výdajů na tzv. nezbytné statky. Teoreticky se tyto metody opírají o mikroekonomickou teorii, zejména o tzv. Engelův zákon a Engelovy křivky. Engelův zákon postuluje, že podíl výdajů na potraviny (a ostatní tzv. nezbytné statky) s růstem příjmu klesá. Teoreticky je tento fakt analyzován v mikroekonomické teorii spotřebitele pomocí konceptů elasticit a tento fakt byl též mnohokrát empiricky ověřen. Domácnosti s nízkými příjmy utrácejí za nezbytné statky podstatnou část svého příjmu a na zbytné a nadstandardní statky jim zbývá velmi málo. Jejich spotřební možnosti jsou nízkým příjmem výrazně omezeny².

² více např. v Soukupová, Hořejší, Macáková (1996)

V základní verzi pracuje tato metoda určení hranice chudoby s podílem výdajů na potraviny. Nezbytné výdaje na potraviny jde však rozšířit o další skupiny nezbytných výdajů - například o bydlení. Tento postup (určení minimální spotřeby potravin a použití převrácené hodnoty podílu výdajů na potraviny jako multiplikátoru) byl použit při stanovení hranic chudoby ve Spojených státech, v jiné formě se používá též při stanovení jedné ze dvou používaných hranic nízkého příjmu v Kanadě (tzv. LICOs)³.

Relativní hranice chudoby

Tyto metody stanovení hranice chudoby vycházejí z konceptu, že chudoba znamená mít (výrazně) méně než mají ostatní ve stejné společnosti. Sociologicky se opírá o teorie relativní deprivace, akcentující roli příjmů jako faktoru sociální deprivace. Do měření chudoby pronikl tento koncept historicky později, zhruba od šedesátých let dvacátého století, a to zejména v textech britského sociologa Petera Townsenda⁴. Za chudobu je považován značný příjmový odstup od úrovně příjmu běžného v dané společnosti. Domácnosti, které příjmově výrazně ztrácejí, nejsou schopny pořizovat řadu jinak běžných zboží a služeb a jsou postiženy chudobou.

U relativních metod stanovení hranice chudoby je hranice poměřována vzhledem k úrovni příjmů v dané společnosti – v relaci k některé charakteristice úrovně příjmového rozdělení (k průměrnému příjmu ve společnosti, v poslední době – kvůli jeho lepším statistickým vlastnostem a lepší vypovídací schopnosti, pokud jde o obvyklou úroveň příjmů – k příjmovému mediánu). Hranice chudoby je pak stanovena jako určitá procentuální část průměrného příjmu nebo mediánu příjmů (například 50 nebo 60 %).

Peter Townsend ve své hojně citované knize "Poverty in the United Kingdom"⁵ ukázal i souvislost mezi relativní příjmovou chudobou a sociální a materiální deprivací domácností. Použil přitom techniku dnes hojně využívanou v přístupech k měření sociálního vyloučení – tzv. indexu materiální deprivace. Tento index tvoří agregované skóre kladných odpovědí na vybrané otázky materiální deprivace (jakými jsou například nízká kvalita bydlení, absence

³ Webber (1998), Paquet (2001)

⁴ Townsend (1979)

⁵ Townsend (1979)

běžného vybavení domácnosti, omezený přístup k vybraným službám, finanční problémy v domácnosti atp.). Na empirických datech od určité úrovně příjmů docházelo k viditelnému zvratu a skóre deprivace začalo rychle narůstat. Od určitého bodu příjmového rozdělení odpovídajícímu relativně stanovené hranici chudoby se výrazně zintenzívnila sociální deprivace domácností.

Subjektivní hranice chudoby

Tato skupina metod je založena na vyhodnocení subjektivního pocitu chudoby u domácností. Chudoba v tomto případě znamená mít pocit, že nemám dost, abych mohl normálně žít. Domácnost pociťuje nedostatek příjmů ke krytí svých potřeb, žije v pocitu chudoby. V jednoduchém případě může jít o přímý dotaz na pocit chudoby u domácnosti otázkou typu "Považujete svou domácnost za chudou?". Existují však mnohem sofistikovanější techniky vyhodnocující data o pociťované životní úrovni domácností a využívající tato data ke konstrukci příjmových hranic chudoby. Teoreticky byly tyto metody rozpracovány v osmdesátých letech dvacátého století zejména skupinou holandských a belgických autorů (například Bernard Van Praag, Aldi Hageaars, Arie Kapteyn). Jde o přístupy známé pod názvy SPL (z anglického Subjective Poverty Line - subjektivní hranice chudoby) a Leydenská hranice chudoby (podle místa svého vzniku, holandského Leydenu)⁶.

Hranice chudoby SPL – Subjective Poverty Line

Subjektivní hranice chudoby SPL je založena na vyhodnocení tzv. otázky na minimální příjem (Minimum Income Question - MIQ) formulované takto:

Jaký měsíční čistý příjem považujete ve Vašich podmínkách za absolutně minimální?

To znamená, že s menším byste nemohl(-a) vyjít.

Absolutně minimálně měsíčně.⁷

⁶ Hageaars a de Vos (1988), Mareš (1999)

⁷ formulace převzata z Kapteyn, Kooreman, Willemse (1988), jsou možné drobné odlišnosti. Například šetření EU-SILC nyní prováděné i v České republice pracuje s mezinárodně harmonizovanou otázkou: „Jaký nejnižší

Model subjektivní hranice chudoby vychází z toho, že kromě dalších parametrů jako je velikost a složení domácnosti je odpověď na tuto otázku funkcí skutečné výše příjmů:

$$y_{min} = f(y).$$

Funkce $f(y)$ se odhadne pomocí regresní analýzy a najde se taková hodnota y_{min}^* , pro kterou platí:

$$y_{min}^* = f(y_{min}^*) \quad (\text{tj. průsečík s osou } 45^\circ),$$

tedy hodnota, pro kterou – za předpokladu monotónně rostoucí funkce f - platí, že:

$$\text{pro } y < y_{min}^* \quad \text{je } y < y_{min}$$

a

$$\text{pro } y > y_{min}^* \quad \text{je } y > y_{min},$$

Tedy - pro příjmy nižší než y_{min}^* je příjem nižší než modelovaný minimální potřebný příjem (domácnost pod hranicí chudoby).

Leydenská hranice chudoby

Leydenská hranice chudoby je založena na vyhodnocení odpovědí na tzv. otázku hodnotící příjem (Income Evaluation Question - IEQ) formulované takto:

možný čistý měsíční příjem by musela mít Vaše domácnost, aby s ním vyšla? Odpovězte prosím s přihlédnutím k současnému složení a podmínkám ve Vaší domácnosti.“

*Jaký měsíční čistý příjem považujete ve Vašich podmínkách za velmi špatný? Za špatný? Nedostatečný? Dostatečný? Dobrý? Velmi dobrý?*⁸

(máme na mysli čistý měsíční příjem domácnosti)

velmi špatný

špatný

nedostatečný

dostatečný

dobrý

velmi dobrý

Šestice slovních hodnocení od "velmi špatný" po "velmi dobrý" se poté promítají do šesti stejně širokých intervalů na stupnici od nuly do jedné a ze získaných dat se modeluje pomocí distribuční funkce lognormálního rozdělení tzv. funkce užítka příjmu (Welfare Function of Income – WFI) – projekce hodnot příjmu do úrovně užítka domácnosti. Příjmová hranice chudoby se poté určí volbou hladiny užítka α z intervalu od nuly do jedné – čím nižší minimální hladina užítka α , tím nižší příjmová hladina chudoby a naopak, neboť užitek je rostoucí funkcí příjmu.

Přes propracovanost a sofistikovanost těchto metod naráží jejich praktické uplatnění na řadu problémů a prakticky nikdy nepřesáhly akademickou oblast. Hlavními problémy jsou předpokládaná stejná interpretace podkladových otázek respondenty a obtížná interpretovatelnost výsledné hranice chudoby. Pokus s otázkou na minimální příjem typu MIQ byl učiněn i v šetření ČSÚ Sociální situace domácností SSD 2001, ale výsledky se jeví jako problematické. Do odpovědí se zřetelně promítala rozdílná úroveň aspirací domácností, domácnosti často odpovídaly zřejmě spíše na to, jaký příjem by chtěly, než skutečně na pro ně minimální představitelný příjem. Dosavadní zkušenosti z pilotáže šetření EU-SILC, které tuto otázku rovněž obsahuje, tuto předchozí zkušenost potvrzuje. Otázka patří i z pohledu tazatelů k těm nejproblematičtějším a je obtížné ji položit tak, aby ji respondenti chápali a zároveň si tazatel zachoval potřebný odstup a neovlivňoval respondenty v jejich odpovědi.

⁸ formulace převzata z Kapteyn, Kooreman, Willemse (1988), menší odlišnosti jsou opět možné

Kontroverze absolutní versus relativní metody

Poměrně často se lze setkat s názorem, že absolutní metody se spíše hodí pro méně rozvinuté země, kde má chudoba skutečně podobu každodenního boje o uspokojení těch nejzákladnějších životních potřeb. V oblasti chudoby jde tedy v těchto zemích o řešení potřeby dosáhnout alespoň minimálního standardu pro přežití a boj s jevy jako jsou existence hladu, nedostupnost základních životních potřeb, nulová dostupnost zdravotní péče a alespoň základní vzdělání. Nemá tedy příliš smysl se ptát, jak si domácnost stojí relativně vůči průměru či mediánu, ale zda má vůbec možnost poříditi si alespoň to nejnútnejší k životu. V chudých zemích ostatně může platit, že i onen průměr či medián znamená strádání a život v chudobě. Jistě existují země, o kterých lze říci, že v absolutní chudobě žije většina jejich obyvatel. Aplikace relativní metody měření chudoby je v této situaci věcně neadekvátní, protože, jak oprávněně poukazují kritici této metody, v takto všeobecně strádající zemi může být hodnota takového ukazatele nulová.

Oproti tomu relativně konstruované hranice chudoby bývají považovány za vhodné pro rozvinuté země, kde už díky jejich ekonomické úrovni nejde o uspokojování těch opravdu nejzákladnějších potřeb a chudoba má jinou podobu. Podobu příjmové nedostatečnosti, která brání podílet se odpovídajícím způsobem na společenském bohatství, nemožnost žít tak, jako většina ostatních, a tendenci k vypadnutí ze života většinové společnosti v podobě sociálního vyloučení. To, co v jedné společnosti může znamenat slušný standard a možná i bohatství, může být v jiné společnosti příliš málo na to, aby se dalo žít jinak v jejím kontextu běžným způsobem života.

Použití ryze relativního vymezení hranice chudoby v podobě relace k průměru nebo mediánu kritizuje pozdější nositel Nobelovy ceny a ekonom Amartya Sen ve své diskusi s Peterem Townsendem na stránkách Oxford Economic Papers⁹. Sen vychází z toho, jaké vlastnosti by měla mít míra chudoby¹⁰ a poukazuje na základní nedostatky ryze relativní hranice chudoby – například při dlouhotrvající ekonomické recesi nebo po negativním ekonomickém šoku se

⁹ Sen (1983), Townsend (1985), Sen (1985)

¹⁰ Amartya Sen se požadovaným vlastnostem míry chudoby věnoval dlouhodobě a podrobně, o jeho axiomatickém pojetí hranice chudoby se ještě zmíním v části týkající se ukazatelů pro měření chudoby.

mohou mít všichni hůře, relativně měřená chudoba však může zůstat stejná nebo dokonce klesnout. Takto stanovená hranice chudoby se soustřeďuje jen na nerovnosti ve společnosti a zcela se ztrácí vazba na objektivní životní úroveň domácností. Navíc chudoba je ve smyslu této definice stálým jevem, je vždy přítomna, pokud se nepodaří odstranit nerovnost. Sen přichází s konceptem tzv. "způsobilostí" (ev. "schopností")¹¹ - výčtem způsobilostí něco činit nebo si něco obstarat, který je ve své podstatě vždy absolutní, byť ne nutně v čase neměnný. Mezi nejzákladnější "způsobilosti" patří možnost opatřit si dostatečně výživně hodnotnou stravu nebo přístřeší chránící před vlivy počasí. Patří sem však i "způsobilosti" v oblasti dostatečné mobility nebo sociální participace. Dle Sena však tyto svou povahou absolutní "způsobilosti" v různých společnostech mohou vyžadovat často dosti rozdílné zboží a služby a s tím spojené rozdílné úrovně výdajů, připouští tedy existenci relativity v tom, co nazývá prostorem komodit a prostorem potřebných zdrojů na jejich pořízení, ovšem při zachování absolutního charakteru v základním prostoru "způsobilostí". Chudoba má tak dle něj své neredukovatelné absolutní jádro v podobě naplnění základních "způsobilostí".

Ačkoliv lze považovat diskusi mezi Senem a Townsendem na časopiseckých stránkách za na akademické poměry poměrně ostrou, není v jejich postojích nepřekonatelný konceptuální rozpor. Townsendův pohled na problém chudoby je více sociologický, viděný optikou sociální deprivace a sociálního vyloučení, v Senově terminologii se Townsend pohybuje v prostoru komodit a zdrojů a poukazuje na jejich relativitu. Deprivaci v Townsendově pojetí lze chápat i jako projev nedostatku zdrojů pro naplnění "způsobilostí" tak, jak je chápe Sen. Senův pohled vychází z jeho axiomatické teorie měření chudoby a akcentuje zejména vlastnosti, které by měla vhodná míra chudoby splňovat – a v tomto směru poukazuje na závažné nedostatky, které ryze relativní hranice chudoby má, jak se pokusím ukázat dále ve své práci při analýze vlastností konkrétního relativního ukazatele chudoby v podobě nyní v Evropě hojně používaného indikátoru „míra ohrožení chudobou“, který je tématem mé práce.

Absolutnost nebo relativita míry chudoby však má více podob a nemusí se týkat jen způsobu konstrukce. John Foster (1998) vymezuje více hledisek pro možné dichotomie absolutní versus relativní a rozlišuje relativnost pokud jde způsob konstrukce dané hranice (zda je hranice prvotně zkonstruována v relaci k některé charakteristice úrovně příjmového

¹¹ Anglický výraz "capability" vyjadřující schopnost něco činit, Mareš (1999) používá oba tyto překlady, přidržím se – bez nároku na úplnou přesnost – překladu "způsobilost".

rozdělení) a relativitu pokud jde způsob její indexace – tedy o úpravy její výše v čase. Zatímco absolutně konstruované hranice chudoby bývají upravovány pouze o inflaci a jejich reálná hodnota se tak v čase nemění, relativní míry se vzhledem ke své konstrukci vyvíjejí spolu s vývojem příjmů a automaticky se do nich tak promítá dlouhodobý trend k reálnému růstu příjmů ve společnosti. Absolutní hranice chudoby upravované jen o růst cenové hladiny neabsorbují růst životní úrovně ve společnosti. Postupně zastarávají a svou výší mohou přestat odpovídat nové, vyšší životní úrovni společnosti jako celku.

Fisher (1995) se obsáhle zabývá dlouhou historií po sobě jdoucích absolutních hranic chudoby a klade si otázku, zda – ve světle jím studovaného historického vývoje – vůbec existuje něco jako v čase absolutní hranice chudoby. Z řady po sobě jdoucích absolutním způsobem zkonstruovaných hranic chudoby ve Spojených státech, Velké Británii, Kanadě i Austrálii je totiž jasně patrný jejich reálný růst – následující absolutně konstruované hranice chudoby byly v reálném vyjádření vyšší, než hranice předchozí. I časová řada po sobě jdoucích absolutní metodou zkonstruovaných hranic chudoby tak sleduje reálný vývoj příjmů a životní úrovně ve společnosti. Fisher označuje tento jev jako příjmovou elasticitu hranic chudoby. Jím citované empirické studie signalizují její hodnotu o něco nižší než jedna, ne však výrazně nižší (relativně konstruované hranice chudoby mají ve své konstrukci přímo obsaženu jednotkovou elasticitu k charakteristice příjmového rozdělení, vůči které jsou definovány – průměru nebo mediánu). Fisher též srovnává výsledky pro absolutní hranice chudoby s vývojem odpovědí na otázku Gallupova ústavu o minimálním potřebném příjmu čtyřčlenné americké domácnosti, pokládanou již po desetiletí s několikaletými odstupy ve výběrovém šetření americkým obyvatelům a poukazuje na překvapivou shodu zjištěných příjmových elasticit. Dlouhodobě tedy společnost vykazuje vnitřní tendenci k reálnému růstu hranice chudoby, která zřejmě není závislá na způsobu její konstrukce.

Ve své práci zaměřené na historický vývoj měření chudoby se Fisher věnuje ještě jedné vlastnosti absolutních měř chudoby, vyplývající ze způsobu jejich indexace. Absolutní hranice chudoby upravované jen o faktor vyjadřující růst cenové hladiny mají tendenci zastarávat – jejich hodnota vzhledem k úrovni příjmů ve společnosti klesá. Zároveň však vzniká problém s jejich případnou aktualizací. Ta by totiž vedla ke skokovému nárůstu výskytu chudoby, což je politicky nepříznivé. Aktualizace hranice chudoby na novou, vyšší úroveň je pak obtížně politicky prosaditelná. Fisher (1995) dokumentuje na základě analýzy dokumentů tento problém na případu Spojených států, kdy byla původní hranice chudoby

zkonstruována v šedesátých letech na základě minimálního rozpočtu na potraviny dle šetření z konce padesátých let a na základě tehdejší hodnoty podílu výdajů na potraviny na celkových výdajích domácností, který mezitím samozřejmě s celkovým růstem životní úrovně výrazně poklesl. Snahy o aktualizaci hranice chudoby se datují již od konce šedesátých let, nicméně zásadnější revizi se dosud nepodařilo prosadit. Hlavním argumentem byl právě nežádoucí nárůst počtu chudých ve statistikách. Tento problém s aktualizací hranice chudoby lze považovat za negativum u absolutně konstruovaných metod. U relativních metod, které ve své konstrukci obsahují de facto automatickou aktualizaci dle vývoje reálných příjmů ve společnosti, tento konkrétní problém odpadá.

Podobně se jako nepřilíš vhodná jeví vazba hranice chudoby na nárokové hranice pro výplatu sociálních dávek. Atkinson (1998) poukazuje na hlavní úskalí existence takovéto přímé vazby – dochází k paradoxní situaci, kdy zvýšení sociálního minima s cílem pomoci skupinám s nejnižšími příjmy vyvolá růst chudoby v oficiálních statistikách, neboť podobné opatření zároveň zvedá hranici chudoby. Je proto účelné tyto dvě hranice oddělit a rozlišovat mezi administrativními hranicemi pro nárok na jednotlivé typy dávek a analytickou hranicí chudoby jako ukazatelem úspěchů v boji s chudobou. Na druhou stranu však právě Anthony Atkinson patří dlouhodobě k největším propagátorům existence oficiálně uznané analytické hranice chudoby a navrhuje ji zařadit mezi hlavní kritéria pro hodnocení úspěšnosti hospodářské a sociální politiky spolu s parametry, jakými jsou hospodářský růst nebo inflace.

1.2 Ukazatele používané při měření chudoby

Abychom mohli chudobu měřit, potřebujeme k tomu v zásadě dvě věci: kritérium, pomocí kterého určíme, kdo je a kdo není chudý, a metodu, jak sestavíme příslušný ukazatel, který budeme prezentovat jako míru chudoby v dané společnosti. Konstrukcí příjmové hranice chudoby jako kritéria pro určení, kdo je a kdo není chudý, jsem se zabýval v předcházející sub-kapitole. Následující část textu věnuji ukazatelům používaným při měření chudoby.

Výskyt chudoby

Nejjednodušším a jednoznačně nejpoužívanějším ukazatelem je výskyt chudoby, anglicky označovaný jako "head count ratio", případně "rate". Jde o podíl populace nacházející se pod hranicí chudoby. Jednoznačnou výhodou tohoto ukazatele je jeho snadná a jasná interpretace. Kromě výhod má však jeho použití i některé nevýhody.

Amartya Sen (1976) definoval tři hlavní kritéria, která by měla míra chudoby splňovat:

- A - míra chudoby by měla záviset výhradně na příjmech chudých
- B - míra chudoby by měla být citlivá na průměrný příjem chudých
- C - míra chudoby by měla být citlivá na rozdělení příjmů mezi chudými

Aplikujeme-li tato kritéria na nejčastěji užívanou míru – výskyt chudoby jako podíl chudých v populaci, nesplňuje takto konstruovaná míra zcela jistě podmínky B a C. Nesplnění plyne z toho, že agregujeme pouze údaje o tom, zda je dotyčná osoba chudá či nikoliv. Průměrný příjem množiny chudých ani příjmové rozdělení mezi nimi u této míry nehraje žádnou roli – nezáleží na tom, zda většina chudých nemá téměř nic nebo zda jich je většina jen těsně pod hranicí chudoby. To musíme nutně považovat za nedostatek, neboť z věcného hlediska je mezi oběma situacemi zřetelně podstatný rozdíl.

Dalším souvisejícím úskalím ukazatele výskytu chudoby je jeho problematičnost v roli kritéria hodnocení politik na podporu skupin s nízkými příjmy. Měříme-li úspěšnost opatření v boji proti chudobě pouze ukazatelem výskytu chudoby, jsou ve světle tohoto kritéria opatření cílená na nejchudší skupiny obyvatelstva paradoxně méně účinná než méně cílená opatření zahrnující širší skupinu obyvatelstva. S nejmenšími náklady se totiž eliminuje výskyt chudoby u osob těsně pod hranicí chudoby. Naopak cílená opatření ve prospěch příjmově nejslabších, která mohou objektivně zlepšovat jejich situaci, se mohou jevit jako neúčinná.

Ukazatel hloubky chudoby – mezera chudoby ("poverty gap")

Kromě nejpoužívanější míry – podílu chudých v populaci – existují ještě další, byť nesrovnatelně méně často využívané, konstrukčně složitější míry. Z nich se lze v praxi asi

nejčastěji setkat s ukazatelem posuzujícím hloubku chudoby – tzv. mezerou chudoby ("poverty gap"), která je pro příjmové rozdělení s distribuční funkcí $F(y)$ definována jako:

$$G = \Sigma \max \{z-y ; 0\} ,$$

kde y je příjem a z hranice chudoby, nebo ve své normované verzi:

$$g = \Sigma \max \{1-y/z ; 0\} ,$$

kteřá je ve formě bezrozměrného čísla nezávislého na měrné (měnové) jednotce.

Tato míra pracuje se vzdáleností příjmů chudých od hranice chudoby ($z-y$), záleží tedy nejen na tom, zda domácnost je či není pod hranicí chudoby, ale i na tom, jak hluboko pod ní se nachází. Hodnota této míry odpovídá úhrnné vzdálenosti chudých od hranice chudoby – jak hluboko pod hranicí chudoby se úhrnem chudí nacházejí. Interpretovat ji lze také tak, že jde o objem peněz potřebný při fixované hodnotě hranice chudoby na to, aby se všechny domácnosti pod hranicí chudoby dostaly se svými příjmy na tuto hranici. V normovaném tvaru jde pak o vzdálenost vyjádřenou relativně ve formě násobku hranice chudoby.

Kromě indikátoru hloubky chudoby v této výchozí úhrnné formě se lze setkat s odvozenými ukazateli ve formě průměrné mezery chudoby:

$$\bar{G} = \frac{\Sigma \max \{z - y; 0\}}{n_{ch}} ,$$

kde je opět y příjem a z hranice chudoby, n_{ch} je počet osob pod hranicí chudoby (příp. počet domácností, v závislosti na jednotce analýzy). Alternativně je možné též opět použít normovanou formu ukazatele:

$$\bar{g} = \frac{\Sigma \max \{1 - \frac{y}{z}; 0\}}{n_{ch}} .$$

Třetí alternativou indikátoru tohoto typu, se kterým se lze v praxi setkat, je medián mezery chudoby populace pod hranicí chudoby – v tomto případě jde o medián hodnot:

$$g = z - y \text{ pro jednotky, kde: } y < z \text{ (podskupina pod hranicí chudoby } z).$$

Případně opět v normovaném vyjádření:

$$g = 1 - \frac{y}{z} \text{ rovněž pro jednotky, kde: } y < z \text{ (podskupina pod hranicí chudoby } z).$$

Použijeme-li dvě situace popsané výše, bude hodnota tohoto ukazatele hloubky chudoby v prvním případě (většina chudých nemá prakticky nic) vyšší než v případě druhém (většina chudých je jen těsně pod hranicí chudoby). Hodnota ukazatele je citlivá na průměrnou výši příjmu mezi chudými a – viděno třemi Senovými podmínkami, které bychom měli na míru chudoby klást – splňuje tento ukazatel podmínku B. Nevýhodou u ukazatele hloubky chudoby je naopak fakt, že přímo nezávisí na počtu chudých - nabývá stejných hodnot pro rozdílné počty osob pod hranicí chudoby. Úplnější obrázek nám poskytne až v kombinaci s ukazatelem výskytu chudoby, případně při využití některé z kompozitních měř intenzity chudoby.

Míra intenzity chudoby (SST index)

Nedostatky předchozích typů ukazatelů chudoby se snaží překonat kompozitní ukazatele agregující do jednoho ukazatele posouzení výskytu chudoby z více hledisek. Označují se jako ukazatele intenzity chudoby. Příkladem míry intenzity chudoby je tzv. SST index (Sen-Shorrocks-Thon index) v aplikačním tvaru:

$$i = r * g * (1 + G(x)),$$

tedy ve tvaru součinu:

$$(v\acute{y}s\text{kyt chudoby}) * (hloubka chudoby) * (1 + Giniho koeficient p\r{r}j\acute{m}\u016f chud\u016fdch).$$

Takto konstruovaný index vyjadřující intenzitu chudoby již vyhovuje všem třem podmínkám kladeným Senem na ukazatel chudoby – při dané fixní hranici chudoby závisí jen na příjmech chudých, je citlivý na průměrný příjem chudých a bere v úvahu nerovnost v rozdělení příjmů mezi chudými.

Myles a Picot (2000) ukazují výhody použití SST indexu při analýze intenzity příjmové chudoby u dětí v Kanadě. Index dobře reaguje na zhoršení v příjmové situaci nízkých příjmových skupin a je možná jeho dekompozice na jednotlivé složky - například zda jeho zhoršení bylo způsobeno spíše nárůstem počtu osob pod hranicí chudoby nebo spíše zhoršením příjmové situace osob již pod hranicí chudoby, případně kombinací obojího. Nabízí tak zajímavé možnosti pro využití v oblasti hodnocení dopadů politik směřujících k podpoře domácností s nízkými příjmy.

Ačkoliv ukazatele intenzity chudoby typu SST indexu lépe vystihují negativní nebo pozitivní změny u osob na dolním konci příjmového rozdělení, nenacházejí ve statistické praxi příliš uplatnění. Zřejmým důvodem je jejich matematická abstraktnost a obtížnější interpretace, jejíž výhody jsou zřejmé až při podrobnějším rozkladu indexu na jednotlivé složky. V praxi tak jasně vítězí poptávka po jednoduchých jasně interpretovatelných ukazatelích. Hlavním ukazatelem chudoby a případným kritériem pro hodnocení opatření v sociální politice tak v praxi zůstává i přes své nedostatky jednoznačně především výskyt chudoby, který bývá v podrobnější analýze případně ještě doplněn ukazatelem hloubky chudoby.

Relativní hranice chudoby a závislost jen na příjmové situaci chudých (podmínka A)

Považujeme-li hranici chudoby z za danou, na příjmovém rozdělení nezávislou, závisí u ukazatele podílu chudých v populaci i u ukazatele hloubky chudoby jejich výše jen na příjmech chudých – je tedy splněna podmínka A. Pro takto dané z , změní-li se příjmy u osob mimo skupinu chudých, hodnoty ukazatelů se nezmění. Je-li však hranice chudoby z stanovena relativně vzhledem k některé charakteristice úrovně příjmového rozdělení (průměr, medián), situace se mění, neboť příjmy populace nad hranicí chudoby začínají působit nepřímo prostřednictvím vlivu na hodnotu hranice chudoby z .

Zkusme si například představit hypotetickou extrémní situaci, kdy je hranice chudoby z stanovena relativně jako určitá část průměrného příjmu a příjmy multimiliardářů se

zněkolikanásobí. Průměrný příjem roste, hranice chudoby se tím posouvá nahoru a ukazatele chudoby rostou – ovlivněny změnou příjmů osob, které mají s chudými pramálo společného. V konečném důsledku mají tak na míry založené na relativně konstruované hranici chudoby vliv nejen příjmy chudých, ale vzhledem ke způsobu stanovení hranice chudoby hraje roli i některá charakteristika úrovně (průměr, medián) celého příjmového rozdělení. Pro takto ryze relativní hranici chudoby proto není splněna první ze Senových podmínek (mnou výše pro potřeby této mé práce označená jako A).

1.3 Příjem domácnosti jako kritérium chudoby

Dalším nutným předpokladem pro měření příjmové chudoby je vymezení relevantního příjmu, na základě kterého se bude příjmová úroveň domácností posuzovat. Jakkoliv se toto může zdát poměrně triviální záležitostí, jde o poměrně významnou a nelehkou záležitost. Pojem příjem domácnosti je sám o sobě pro praktickou aplikaci věc nejednoznačná, vyžadující bližší upřesnění - z čeho se celkový příjem domácnosti skládá, co do něj zahrneme a co nikoliv. Ujasnění vymezení příjmu domácnosti je věc, které je třeba věnovat odpovídající pozornost, chceme-li se pokusit o případné srovnání mezi různými zeměmi, sociálními skupinami obyvatel a vzhledem k možným změnám ve složení příjmů domácností i o srovnání v čase.

Harmonizovanou definicí příjmu domácnosti se zabývala jedna ze „city groups“ zřizovaných pod gescí Statistické divize OSN¹² – Canberra group (1996 – 2001). Činnost této skupiny znamenala velký pokrok směrem k harmonizovanému přístupu v této oblasti statistiky. Výsledkem práce Canberra group je podrobný manuál s harmonizovanou definicí příjmu domácnosti (Statistics Canada, 2001). „Canberra manuál“ je dnes hlavním referenčním dokumentem, pokud jde o vymezení příjmu domácnosti, a jako takový je využíván ve statistické praxi příjmových šetření, jak v Evropě (v rámci Evropského statistického systému), tak i v činnosti předních institucí zabývajících se srovnávacími studii v celosvětovém měřítku.

¹² Expertní skupiny s celosvětovou působností pracující pod UN Statistical Division věnující se harmonizaci a společné metodice v konkrétních oblastech statistiky. Tradičně je jejich název odvozen od místa prvního jednání – odtud též jejich název „city groups“ a název této skupiny – Canberra group.

Dekompozice příjmu domácnosti

Pro potřeby analýz a ostatně i pro samotné zjišťování údajů u domácností je třeba příjem domácnosti rozčlenit na jednotlivé složky. Základní členění užívané dnes jako mezinárodní standard ve statistice příjmů domácností obsahuje schéma na následující straně.

Přehled hlavních složek příjmu domácností

1 Příjmy zaměstnanců

Hlavní částí jsou zde samozřejmě mzdy zaměstnanců. Kromě běžných mezd zahrnuje i všechny ostatní složky mzdy – provize a bonusy, podíly na zisku vyplácené zaměstnancům (včetně bonusů ve formě akcií) a též odstupné a náhrady propouštěným zaměstnancům. Součástí by měla být i hodnota nepeněžních plnění poskytovaných zaměstnancům – naturální složky mzdy, využití služebního automobilu pro soukromé účely. Připočítává se i hodnota příspěvků na sociální zabezpečení placených zaměstnavatelem.

2 Příjmy ze samostatně výdělečné činnosti

Zahrnuje zisk (případně ztrátu) osob samostatně výdělečně činných a příjmy získané z titulu autorských práv. Dále hodnotu zboží a služeb produkovaných domácností pro výměnný obchod a pro vlastní spotřebu a tzv. imputované nájemné (čistý výnos z vlastnického bydlení).

3 Příjmy z pronájmu

Čistý výnos z pronájmu (kromě příjmu z pronájmu půdy, který je součástí příjmu z majetku).

4 Příjmy z majetku

Zahrnuje výnosy z půdy a kapitálu – čisté úroky, dividendy, příjmy z pronájmu půdy.

Mezinárodní definice příjmu

1. Příjmy ze zaměstnání

Peněžní a quasi-peněžní

1.1 Peněžní mzdy a platy

1.2. Provize a prémie

1.3 Podíly na zisku včetně opcí na akcie

1.4 Odstupné a odchodné

1.5 Příplatky za práci na vzdáleném pracovišti (odlučné atp.)

Peněžní hodnota nepeněžních součástí odměňování

1.6 Příspěvky na sociální zabezpečení placené zaměstnavatelem

1.7 Zboží a služby poskytované zaměstnancům v rámci jejich odměňování

2. Příjmy ze samostatné výdělečné činnosti

Peněžní a qasi-peněžní

2.1 Zisk/ztráta podnikatele - fyzické osoby

2.2 Příjmy z titulu patentů a autorských práv

Nepeněžní, imputované

2.3 Zboží a služby produkované pro výměnný obchod (minus ceny vstupů)

2.4 Zboží produkované pro vlastní spotřebu (minus ceny vstupů)

2.5 Příjmy minus výdaje u vlastnického bydlení (imputované nájemné)

3. Příjmy z

3.1 Příjmy minus výdaje z pronájmu, vyjma pronájmu půdy

4. Příjmy z

4.1 Přijaté minus placené úroky

4.2 Dividendy

4.3 Příjmy z pronájmu půdy

5. Přijaté běžné

5.1 Dávky ze zaměstnaneckých systémů sociálního pojištění

5.2 Peněžní dávky ze státních systémů sociálního pojištění

5.3 Univerzální sociální dávky

5.4 Příjmově testované sociální dávky

5.5 Pravidelné přijaté transfery od jiných domácností

5.6 Pravidelná podpora přijatá od neziskových organizací

6. Celkový příjem (součet 1 až 5)

7. Placené běžné transfery

7.1 Příspěvky na sociální zabezpečení placené zaměstnavatelem

7.2 Příspěvky na sociální zabezpečení placené zaměstnanci

7.3 Daně z příjmů

7.4 Pravidelné daně z majetku

7.5 Pravidelné transfery placené jiným domácnostem

7.6 Pravidelné peněžní platby charitám

8. Disponibilní příjem (6 minus 7)

9. Hodnota přijatých nepeněžních sociálních transferů a služeb

10. Upravený disponibilní příjem (8 plus 9)

zdroj: Expert group on household income statistics (The Canberra Group),2001

5 Přijaté běžné transfery

Transfery jsou jednostranné platby bez přímého poskytnutí protiplnění. Typickými transfery přijatými domácnostmi jsou platby ze státních nebo zaměstnaneckých systémů sociálního pojištění a přijaté sociální dávky. Dalšími subkategoriemi jsou pravidelné transfery mezi domácnostmi (např. placené výživné na děti) a pravidelné dávky přijímané od neziskových organizací, například v rámci charitní činnosti.

Součtem předchozích pěti kategorií příjmů je pak celkový (hrubý) příjem domácnosti. Ten však neodpovídá příjmu, který má domácnost k dispozici k financování svých potřeb. K získání hodnoty disponibilního příjmu, který lépe vyjadřuje možnosti financování spotřeby domácnosti, je třeba odečíst skupinu běžných transferů placených domácnostmi. Po odečtení této skupiny pravidelných plateb se dostáváme k disponibilnímu příjmu, který vyjadřuje objem peněz, které má domácnost k dispozici pro financování své spotřeby. Disponibilní příjem domácnosti je pro potřeby měření chudoby klíčovým ukazatelem. Právě na něm jsou založeny míry chudoby vycházející z pojetí chudoby jako nedostatku zdrojů k financování spotřeby – tzv. příjmové chudoby (income poverty), jejichž vlastnostmi a vypovídací schopností se zabývám v této své práci.

Ačkoliv ukazatel disponibilního příjmu již vyjadřuje objem peněz, který má domácnost k dispozici pro své financování, jeho srovnatelnost má zejména pro případné mezinárodní srovnávání ještě podstatné nedostatky v podobě rozdílných způsobů financování a úrovně poskytování sociálních služeb. To, co může být v jedné zemi (případně jedné sociální skupině v rámci jedné země) poskytováno zdarma, může v jiné zemi (u jiné sociální skupiny) představovat významnou položku vydání omezující jejich další spotřební možnosti. Příkladem může být existence veřejného financování zdravotní péče. V zemích s ryze soukromým financováním zdravotnictví budou výdaje na zdravotní péči (na soukromé zdravotní pojištění a na přímé platby za zdravotní péči) placeny výhradně z disponibilních příjmů domácností. V jiných zemích může být zdravotní péče v různém rozsahu dostupná domácnostem bez přímé úhrady z jejich disponibilního příjmu v rámci financování zdravotnictví z veřejných zdrojů. Mezinárodní metodika statistiky příjmů domácností proto počítá ještě s konceptem takzvaného upraveného disponibilního příjmu – disponibilní příjem navýšený o hodnotu přijatých nepeněžních sociálních transferů. Cílem je právě dosažení větší mezinárodní srovnatelnosti dat o příjmech domácností.

Při skutečném zjišťování údajů o příjmech domácností vstupuje do hry jeden velmi podstatný, dá se říci i určující faktor, a tím jsou dostupné zdroje dat. Výše uvedenou mezinárodně koordinovanou klasifikaci příjmů domácností je tak třeba chápat jako určité ideální doporučení, ke kterému by měla snaha při zjišťování příjmů domácností směřovat – doporučení, které nelze zpravidla splnit, ale mělo by státním institucím a výzkumným pracovištím poskytnout určité vodítko při návrzích statistických šetření nebo případně výstupů z využití administrativních zdrojů dat, zejména pokud je součástí jejich záměru i srovnání s údaji z jiných zdrojů a s jinými zeměmi. Manuál (Statistics Canada, 2001) v tomto směru rozlišuje mezi teoretickou definicí (sledující teoretické koncepty za jednotlivými složkami příjmu, včetně úzké vazby na systém národního účetnictví dle standardů SNA/ESA) a ve druhé části „operační“ definicí příjmů, obsahující některé úpravy beroucí v potaz reálné možnosti statistické praxe při zjišťování příjmů na úrovni individuálních domácností.

Příkladem problémové složky definice disponibilního příjmu domácnosti tak, jak je chápána v národním účetnictví, je imputované nájemné. V pojetí národního účetnictví jde o složku disponibilního příjmu sektoru domácností zařazenou mezi příjmy z podnikání. V tomto pojetí je vlastnické bydlení chápáno jako forma služby, kterou poskytuje sama sobě domácnost vlastníka. Zjišťování, nebo lépe řečeno odhad, této části příjmu na mikroúrovni vyžaduje individuální ocenění ceny bydlení u každé zúčastněné domácnosti. To s sebou přináší řadu problémů, zejména v situaci omezeného a deformovaného trhu s bydlením, jako je tomu v podmínkách současné České republiky. Se zařazením této položky do statistiky příjmu českých domácností je třeba v souvislosti s platnou evropskou legislativou počítat od roku 2007. Tato změna konceptu disponibilního příjmu a zahrnutí odhadu imputovaného nájemného do příjmů domácností pochopitelně bude mít dopad na příjmové rozdělení a tím pochopitelně též na indikátory chudoby. S možným zásadnějším vlivem je třeba počítat především při srovnání indikátorů za vybrané sociální skupiny.¹³

Existence společného standardu v podobě „Canberra manuálu“ výrazně přispívá k větší konzistenci definic mezi jednotlivými šetřeními a mezi jednotlivými státy, zmiňovaná operační definice je též základem harmonizované definice pro příjmová šetření v rámci Evropského statistického systému. Z tohoto titulu je nyní též základem pro definici příjmu

¹³ Tento vliv v konkrétním případě ČR bude třeba teprve prozkoumat. Současným problémem je především získání dostatečně kvalitních a kredibilních odhadů imputovaného nájemného jednotlivých domácností v podmínkách roztržitého a deformovaného trhu s bydlením.

domácností používané českou oficiální statistikou (v každoročním šetření ČSÚ o příjmech a životních podmínkách domácností EU-SILC).

Zjišťování údajů o příjmech domácností

Pro odhad příjmové chudoby je třeba pracovat se souborem dat o příjmech souboru domácností. Ve statistické praxi se v současné době uplatňují dva způsoby zjišťování příjmů domácností:

- zjišťování údajů o příjmech rozhovorem přímo od domácností
- využití údajů z tzv. registrů (administrativní zdroje dat)

První způsob lze označit za „tradiční“. Spočívá na zjišťování příjmů dotazem u domácnosti, nejčastěji při rozhovoru s tazatelem. Spíše výjimečně se v šetřeních zaměřených na příjmy lze setkat s dotazníky vyplňovanými samotnými respondenty a posílanými například poštou. Tazatel klade postupně sérii otázek na příjmy členům domácnosti.

Příjmová šetření patří vzhledem k požadavkům na co nejvyšší přesnost a dostatečnou podrobnost údajů o příjmech k těm nejobtížnějším šetřením. Jednak sada podrobných otázek klade velké nároky na čas a znalosti respondentů. Zdaleka ne každý respondent disponuje podrobnými znalostmi o přesné výši svého ročního příjmu a o podrobné struktuře po jednotlivých jeho složkách. Při zjišťování příjmů přímým dotazováním respondentů je nutné proto počítat při nejlepším s více či méně přesnými odhady a existencí tendence k zaokrouhlování. Některé především malé a nepravidelné složky příjmů se dotazují velmi obtížně. Výsledkem je tak obvykle globální podhodnocení celkové výše příjmů. Pro jednotlivé domácnosti je však třeba počítat se selektivním působením, které se může lišit dle výše příjmu a jednotlivým druhům příjmů. Zejména u domácností s nízkým nelze vyloučit i opačný jev v podobě jistého nadhodnocení skutečné výše jejich příjmu.¹⁴ K řešení problému s podhodnocením příjmů lze využít techniky dopočtů a statistické imputace s využitím externích zdrojů dat (mzdová statistika, národní účetnictví). Podhodnocení příjmů

¹⁴ Srovnání odpovědi domácností se skutečnou výší jejich příjmu není běžně možné, pokud bychom měli tyto údaje k dispozici, nebyl by pádný důvod je složitě zjišťovat rozhovorem a zatěžovat respondenty. Výjimečné jsou v tomto smyslu srovnávací studie na finských datech ze šetření ECHP (porovnání odpovědí jednotlivých domácností s jejich záznamy v administrativním zdroji dat): Nordberg, Penttilä, Sandström (2001)

respondenty lze na agregované úrovni těmito technikami úspěšně korigovat, komplikovanější je jejich působení na úrovni jednotlivých domácností. Zde je třeba mít na zřeteli, aby případné použité chybné modelové předpoklady pro dopočet chybějících příjmů naopak nezpůsobily další selektivní zkreslení výsledného příjmového rozdělení.

Další bolestí zjišťování příjmů dotazováním u respondentů je vysoká non-response u tohoto typu šetření. Příjmy patří v řadě zemí k citlivým údajům a mezi respondenty nepanuje velká ochota odpovídat na tento typ otázek. Neochota je navíc selektivní, ve zvýšené míře se týká zejména samostatně činných a lidí s vyššími příjmy. Vysoké procento chybějících odpovědí dosahující někdy i přes 50 procent je pak dalším rizikovým faktorem pro kvalitu získaných dat a zdrojem zkreslení¹⁵. Non-response lze opět částečně korigovat převážením dat z výběrového šetření. Opět ale platí, že tato korekce je založena na modelových předpokladech a i při pečlivě zvolených statistických postupech jde o řešení při nejlepším pouze částečné.

Alternativním zdrojem k tradičnímu zjišťování příjmů dotazováním u respondentů je využití administrativních zdrojů dat o příjmech. Tímto zdrojem bývá buď daňový registr nebo registr pro potřeby systému sociálního zabezpečení. Tato varianta zjišťování má řadu výhod. Především odpadá zátěž respondentů v podobě velkého počtu komplikovaných otázek na příjmy a případné odhady poskytované respondenty nahrazují relativně přesná čísla z administrativního zdroje. Od snížené zátěže dotazování a odpadnutí dlouhé sekvence citlivých otázek na příjmy lze očekávat zlepšení situace pokud jde o non-response. Zároveň je však použití administrativního zdroje spojeno se splněním několika hlavních předpokladů. Prvním je vůbec existence takového zdroje s dostatečným integrovaným pokrytím různých složek příjmů. Ne všude je toto pravidlem. Nejdlejší tradici mají v tomto směru skandinávské země, které vesměs disponují komplexním integrovaným systémem zpracování administrativních dat včetně registru příjmů. Druhou podmínkou je přístupnost tohoto administrativního zdroje pro potřeby příjmové statistiky. Data o příjmech je třeba propojit s příslušným šetřením, v rámci kterého mají být využita, a to na úrovni individuálních záznamů. Propojení na individuální úrovni vyžaduje použití identifikace v podobě např. našeho rodného čísla. To je ne vždy považováno za přijatelné s ohledem na ochranu soukromí

¹⁵ O dopadech na statistické vlastnosti a indikátoru míra ohrožení chudobou ještě pojednám ve čtvrté kapitole disertační práce.

a individuálních dat občanů. Jiná je v tomto směru situace v již zmiňované Skandinávii, kde jsou údaje o příjmech víceméně veřejným údajem, a jiná v našich podmínkách, kdy jde o vysoce citlivé důvěrné údaje.

Využití administrativního zdroje dat má však i některé nevýhody. Sběr dat je závislý na konceptech používaných v administrativních procedurách (národní daňový systém, systém sociálního zabezpečení). Ty mají svá vlastní a poměrně rigidní pravidla, které ne vždy nutně vyhovují potřebám statistického šetření příjmů. Na rozdíl od dotazníku, kde je možné relativně snadno změnit znění otázek, přidat některé položky atp., jsou zde změny velmi obtížné. Zjišťování příjmů je tak třeba podřídít zákonitostem fungování jejich administrativy, pokud jde o obsah jednotlivých položek, tak i o jejich časovou dostupnost danou administrativními lhůtami a procesy. I u dat z administrativního zdroje je třeba počítat s jistou chybovostí. Důvody mohou být technické (i když ty v případě dostatečně kvalitního zdroje dat nebudou zřejmě nijak časté) i spojené s vykazováním příjmů pro administrativní účely jako takovým. I tady může docházet k podhodnocení příjmů z důvodů odlišných konceptů (např. v pojetí zisku u osob samostatně činných pro daňové účely) nebo z důvodu vyhýbání se daňové povinnosti.

I přes tyto nevýhody mají administrativní zdroje dat pro statistické účely nesporně vyšší potenciál pokud se týče kvality a možností pro analytické využití údajů o příjmech. Spolu s potřebou snižovat zátěž respondentů v šetřeních u domácností a s rostoucími požadavky na kvalitu a podrobnost poskytovaných dat o příjmech domácností a jejich velkému významu v analýzách a ve společenskovědním výzkumu (studie týkající se redistribuce, hodnocení efektivity finančně náročných sociálních programů, efektivita a možné reformy daňového systému ...) je v praxi vyspělých zemí patrný trend směrem k využívání administrativních zdrojů dat o příjmech. Tradičně jsou využívány ve skandinávských zemích – Finsku, Švédsku, Dánsku a Norsku, z dalších zemí v Nizozemí, Francii a Slovinsku. V řadě dalších zemí je jejich využití součástí reformem a rozvojových plánů státní statistiky (Irsko, Španělsko, Estonsko). V ČR se cesty k většímu využití administrativních zdrojů namísto dotazování u respondentů otevírají jen velmi pomalu. V oblasti příjmů domácností nelze zatím s jejich využitím v dohledné době počítat – problémy jsou neexistence dostatečně úplného registru příjmů (daňový registr pokrývá pouze osoby samostatně podávající daňová přiznání a pouze v rozsahu tohoto daňového řízení), legislativní překážky neumožňující využití dat daňového řízení pro statistické účely a nedořešené propojení s oporou výběru. Administrativní zdroje

v oblasti sociálních dávek nejsou centrálně integrovány. Dosavadní snahy navíc naráží na neochotu ministerstev k poskytování tohoto typu dat pro statistické účely a absenci tradice a poptávky po jejich analytickém využití. U dat o příjmech českých domácností potřebných pro výpočet indikátorů chudoby v České republice tak jde pokud jde o využití administrativních zdrojů dat bohužel o běh na dlouhou trať v horizontu let a výraznější posun směrem k modernizaci a analytickému využití existujících datových zdrojů po vzoru vyspělých západních zemí nelze zřejmě v dohledné době očekávat.

Kapitola 2

Indikátor „míra ohrožení chudobou“

2.1 Společensko-politický kontext

Indikátor „míra ohrožení chudobou“ a poměrně velká pozornost, která je mu věnována, souvisí s vývojem integrace Evropy v posledních letech. Na počátku evropské integrace v 50. a 60. letech minulého století tvořily aspekty spojené se sociální politikou a sociální situací pouze vedlejší úlohu, tato situace se postupně měnila a tato oblast zhruba od 70. let nabývala postupně na významu. Sociální politika jako taková zůstává stále doménou jednotlivých národních států. Zároveň však postupně roste význam koordinace této důležité oblasti, zejména pokud jde o výzvy v podobě globálních, celoevropských problémů. Jednou z těchto oblastí se stala též problematika udržení sociální soudržnosti a boje proti tzv. sociálnímu vyloučení.¹⁶

Výraznějším mezníkem v této oblasti byl rok 2000 a summit EU v Lisabonu spojený s tzv. lisabonskou agendou – strategií rozvoje EU zjednodušeně shrnutelnou do třech hesel: hospodářský růst (ekonomický aspekt), sociální soudržnost (sociální aspekt), trvale udržitelný rozvoj (ekologický aspekt). V souvislosti se sociální dimenzí této strategie se do popředí dostala problematika společného postupu při monitorování sociální situace v jednotlivých členských státech a hodnocení vývoje pomocí srovnatelných společných indikátorů v sociální oblasti, kde na rozdíl od oblasti ekonomických indikátorů citelně chyběla společná základna harmonizovaných srovnatelných indikátorů.

Od roku 2001 vypracovávají členské státy ve dvouletých intervalech tzv. národní akční plány boje proti sociálnímu vyloučení (tzv. NAPIIncl – National Action Plan for Social Inclusion)¹⁷ Produktem snahy o jednotný přístup umožňující vzájemné porovnání a syntézu těchto

¹⁶ Jde o společenský jev, kdy jsou jednotlivci nebo celé skupiny obyvatel vyřazeni z účasti na plnohodnotném životě společnosti, primárně (nikoliv však nutně výhradně) z důvodu nedostatečného příjmu k financování ve společnosti jinak běžných potřeb. Kromě příjmové nedostatečnosti lze uvažovat vyloučení ze společnosti též z důvodů rasové, etnické nebo náboženské diskriminace, tělesného postižení a omezené mobility, případně i jiných důvodů.

národních programových dokumentů na evropské úrovni bylo vytvoření sady harmonizovaných sociálních indikátorů přijatých v roce 2001 na summitu EU v belgickém Laekenu (od tohoto místa se vžilo i jejich označení jako tzv. „laekenské indikátory“). Indikátor „míra ohrožení chudobou“ se stal právě jedním, resp. dvěma, ze sedmi hlavních laekenských indikátorů:

- příjmová nerovnost (podíl úhrnu příjmu horních 20 % a dolních 20 % populace, označováno jako indikátor S80/S20)
- **ohrožení chudobou (podíl populace pod hranicí 60 % mediánu ekvalizovaného příjmu)**
- ohrožení přetrvávající chudobou (odvozený ukazatel od předchozího, vyjadřuje trvání ohrožení chudobou v současném a v minimálně dvou ze tří předchozích let)
- podíl domácností bez alespoň jedné zaměstnané osoby
- regionální sociální disproporce (variační koeficient regionálních měr nezaměstnanosti)
- nízké vzdělání (podíl mladých s nízkým stupněm vzdělání, kteří se již dále nevzdělávají)
- dlouhodobá nezaměstnanost (míra dlouhodobé nezaměstnanosti).

2.2 Definice indikátoru „míra ohrožení chudobou“

Vymezení indikátoru míra ohrožení chudobou („at-risk-of-poverty rate“) se dá popsat následující charakteristikou:

- jde o podíl osob, žijících v domácnostech s ekvalizovaným příjmem nižším než 60 procent mediánu ekvalizovaného příjmového rozdělení osob při použití modifikované stupnice spotřebních jednotek OECD

Jak je patrné z předchozího popisu, definice tohoto indikátoru není zrovna triviální a je poměrně komplikovaná. Přitom u jednotlivých částí této definice, ačkoliv se jedná zdánlivě pouze o drobné slovní nuance, hraje přesné vymezení poměrně důležitou roli pokud jde o

¹⁷ Podrobnosti a akční plány všech členských zemí umožňující zajímavé komparativní srovnání lze nalézt na tematické stránce: http://europa.eu.int/comm/employment_social/social_inclusion/naps_en.htm

vlastnosti, chování a vypovídací schopnost publikovaných hodnot indikátoru. Následující pasáž práce proto nejprve stručně vymezí jednotlivé aspekty této definice.

Jednotka analýzy

Hodnota indikátoru je dána podílem osob pod určitou příjmovou hranicí. Jednotkou analýzy je zde tedy primárně jednotlivec. Na druhou stranu je ovšem pro určení příjmu rozhodující příjem domácnosti. Domácnost tak nevyhnutelně tvoří při určení hodnoty indikátoru druhou, sekundární, jednotku analýzy. Nevyhneme se tak kombinaci obou těchto úrovní analýzy.

V praktickém výpočtu hodnoty indikátoru je tak třeba začít na úrovni domácností výpočtem disponibilního příjmu domácnosti. Poté následuje přepočtení tohoto příjmu na ekvalizovaný příjem (příjem na spotřební jednotku)¹⁸ s použitím stanovené stupnice spotřebních jednotek. Tento výsledný ekvalizovaný příjem je poté třeba přiřadit všem členům dané domácnosti.¹⁹ To znamená, že hodnota příjmu pro výpočet hodnoty indikátoru, počítáme-li ho za jednotlivce, je u všech členů téže domácnosti z definice vždy stejná.

Tento definiční vztah mezi příjmy osob v rámci jedné domácnosti má dva hlavní dopady.

- Za prvé – implicitně předpokládáme, že životní úroveň (respektive, ekvalizovaný příjem jako proxy proměnná životní úrovně) je u všech členů domácnosti stejná. Odhlížíme tedy od případné nerovnosti rozdělení příjmu uvnitř domácnosti, předpokládáme rovné sdílení jedné příjmové úrovně všemi členy domácnosti. U analýzy příjmů je to obvyklý předpoklad rozumně zdůvodnitelný předpokládanou solidaritou mezi členy téže společně hospodařící domácnosti. Rozdíly v tom, jak se jednotliví členové jedné domácnosti podílejí na užití disponibilního příjmu domácnosti, jsou navíc prakticky nezměřitelné.
- Za druhé – odhad hodnoty indikátoru, ačkoliv je počítán z dat o jednotlivcích, bude nutně pracovat s proměnnou odhadovanou na úrovni domácností (příjem), což bude nutně brát v úvahu při pokusu odhadnout variabilitu indikátoru jako statistické proměnné

¹⁸ Tímto termínem – ekvalizovaný příjem („equalised income“) bude příjem na spotřební jednotku označován v následujících částech práce.

¹⁹ Technicky jde při databázovém zpracování o doplnění této proměnné – charakteristiky domácnosti - do věty za jednotlivce.

počítané na základě pravděpodobnostního výběru. Tento aspekt bude podrobněji zmíněn v části věnující se zkoumanému indikátoru jako veličině odhadované na základě výběrového šetření.

Volba alternativního přístupu s domácnostmi jako jednotkou analýzy obecně vede k jiné hodnotě indikátoru. V tomto případě by šlo o podíl domácností pod hranicí 60 procent ekvalizovaného příjmu počítaného opět na úrovni domácností. Rozdíl bude způsobem rozdílnými vahami jednotlivých domácností. Zatímco u přístupu pracujícím s domácnostmi jako jednotkou analýzy je každá domácnost bez ohledu na velikost zastoupena jedním záznamem, u přístupu pracujícím s jednotlivci je to tolikrát, kolik má členů.

Jednoduchý příklad – 3 domácnosti

domácnost číslo 0001, dvojice, ekvalizovaný příjem 20 000 Kč
domácnost číslo 0002, jednatel, ekvalizovaný příjem 17 000 Kč
domácnost číslo 0003, čtyřčlenná rodina, ekvalizovaný příjem 10 000 Kč

DOM: 3 záznamy, domácnost ID0001 s ekvalizovaným příjmem 20 000
domácnost ID0002 s ekvalizovaným příjmem 17 000
domácnost ID0003 s ekvalizovaným příjmem 10 000

OSOBY: 7 záznamů, osoba ID 000101 s ekvalizovaným příjmem 20 000
osoba ID 000102 s ekvalizovaným příjmem 20 000
osoba ID 000201 s ekvalizovaným příjmem 17 000
osoba ID 000301 s ekvalizovaným příjmem 10 000
osoba ID 000302 s ekvalizovaným příjmem 10 000
osoba ID 000303 s ekvalizovaným příjmem 10 000
osoba ID 000304 s ekvalizovaným příjmem 10 000

Medián ekvalizovaného příjmu v prvním souboru (domácnosti) je v tomto zjednodušeném demonstračním příkladě 17 000 (příjem „prostřední“ domácnosti), ve druhém případě 10 000 (příjem „prostřední“ osoby). Hranice chudoby jako 60 procent mediánu by v prvním případě byla 10 200, ve druhém 6 000. Míra ohrožení chudobou při tomto vymezení hranice chudoby by v prvním případě byla $\frac{1}{3}$, ve druhém případě nula.

Vztah mezi výpočtem pro domácnosti a pro jednotlivce lze též alternativně jednoduše vyjádřit pomocí počtu členů jako vah. Výpočet za osoby pak pracuje s vahami ve formě počtu členů – spočte se takto vážený medián a poté s těmiž vahami i samotný indikátor (součet vah – počtu členů u domácností pod hranicí chudoby dělený součtem vah – počtu členů celkem).

Jak hodnota mediánu ekvalizovaného příjmu, tak i hodnota indikátoru míra ohrožení chudobou se bude pro domácnosti a pro jednotlivce zpravidla lišit. Relace mezi mediánem ekvalizovaného příjmu pro domácnosti a pro jednotlivce závisí na vztahu mezi ekvalizovaným příjmem domácnosti a počtem členů. Při kladné korelaci ekvalizovaného příjmu a počtu členů domácnosti bude medián disponibilního příjmu u domácností nižší než u osob. Vazba obou mediánů, za domácnost a za jednotlivce, na disponibilní příjem už tak jednoznačná není, neboť závisí ještě na přepočtu disponibilního příjmu na ekvalizovaný příjem dělením počtem spotřebních jednotek. Vzhledem k existenci kladné korelace mezi počtem spotřebních jednotek a počtem členů u (smysluplných) stupnic spotřebních jednotek bude v případě záporné korelace mezi počtem členů a disponibilním příjmem domácností medián u výpočtu za jednotlivce nižší než u výpočtu za domácnosti. V případě kladné korelace mezi počtem členů a disponibilním příjmem už to tak nutně nebude, protože relaci u ekvalizovaného příjmu může v tomto případě obrátit přepočet dělením počtem spotřebních jednotek, který rovněž s růstem počtu členů roste. Možné je tedy obojí, medián ekvalizovaného příjmu za jednotlivce může být nominálně jak vyšší, tak i nižší než je tomu u mediánu ekvalizovaného příjmu domácností.

Podobně nejednoznačné je v tomto směru chování samotného indikátoru míra ohrožení chudobou, kde jeho změna kromě vývoje mediánu ekvalizovaného příjmu bude záviset i na koncentraci domácností různé velikosti v dolní části příjmového rozdělení. Z případné nižší hodnoty mediánu u jednotlivců tedy ještě nelze jednoznačně usuzovat na nižší hodnotu tohoto indikátoru a naopak, neboť záleží i na vývoji (na tvaru) první poloviny křivky příjmového rozdělení.

Ne úplně jednoznačná je i volba „správné“ jednotky analýzy – zda raději zvolit procento domácností pod určitou příjmovou hranicí nebo procento jednotlivců. Výpočet na úrovni domácností je o něco jednodušší, dopad na výpočetní náročnost je však nevýznamný – konečný rozdíl spočívá pouze v převážení výsledků počtem členů, navíc data z výběrových šetření, ze kterých se počítají odhady indikátoru, vždy tak jako tak váhy obsahují. Domácnost může být přeci jen veřejností vnímána jako přirozenější jednotka pro posuzování příjmů, koncept vah dle počtu členů už může být pro komunikaci k laické a novinářské veřejnosti přeci jen hůře sdělitelný. To může být i příčina zkreslení typu, kdy se o indikátoru míra ohrožení chudobou hovoří jako o založeném na „platu“ – který je přece jen jednotlivci

mentálně snadněji přiřaditelný, než celkový příjem domácnosti. Na druhou stranu je populace ve formě jednotlivců mnohem snáze zpracovatelná, pokud jde o různé klasifikace a vymezení sub-populací, kde u domácností je tvorba vhodných klasifikací a typologií vzhledem k jejich značné heterogenitě u řady relevantních sociálněekonomických kritérií dost obtížná. Vypovídací schopnost z pohledu populace jako celku – zda je lépe vypovídajícím o sociální situaci procento domácností pod hranicí chudoby nebo procento jednotlivců pod (na úrovni jednotlivců konstruovanou) hranicí chudoby – bude asi otázkou úhlu pohledu, neboť možné je v zásadě obojí. Jak je uvedeno v definici na začátku této kapitoly, koncepce indikátoru míra ohrožení chudobou pracuje s jednotlivci a jednotlivec tak bude též jednotkou analýzy pro všechny výpočty v dalších částech mé práce.

Referenční charakteristika úrovně příjmového rozdělení

Definice indikátoru míra ohrožení chudobou pracuje s mediánem ekvalizovaného příjmu v roli referenční charakteristiky úrovně příjmového rozdělení. Hranice chudoby je pak definována jako 60 procent tohoto mediánu. Míra ohrožení chudobou tak patří mezi relativní míry chudoby. Zvolenou charakteristikou je medián, zejména při prezentaci v médiích bývá však zaměňován s průměrným příjmem – jak tomu ostatně je i v případě tiskové zprávy citované v úvodu práce.

Národní versus společná (EU) referenční charakteristika úrovně příjmového rozdělení

V souvislosti s mediánem příjmového rozdělení jako referenční charakteristikou pro vymezení hranice chudoby vzniká v podmínkách EU též otázka, zda má jít o národní charakteristiky (nyní 25 nezávisle spočtených národních mediánů příjmu používaných v každé zemi) nebo zda má jít o jeden společně požívaný medián na úrovni EU. Tedy v konečném důsledku zda má být použita v každé zemi vlastní hranice chudoby odvozená od úrovně příjmů nebo zda by měla být použita jednotná hranice chudoby na úrovni celé Unie. Tato volba je přitom zásadní pro výsledky za jednotlivé země a interpretaci případného mezinárodního srovnání tohoto indikátoru.

Indikátor míra ohrožení chudobou je v současné době koncipován vzhledem k národním hranicím chudoby. Chudoba se tedy posuzuje relativně v rámci země, ve které domácnosti žijí. Vychází přitom z dodnes hojně referovaného vymezení chudoby jako „osob či jednotlivců, jejichž zdroje jsou tak malé, že je vylučují z minimálního akceptovatelného způsobu života členského státu, ve kterém žijí“ dle rozhodnutí Rady z 22.7.1975.²⁰ Takovéto vymezení na národní úrovni bere v potaz nezanedbatelné rozdíly v úrovni příjmů mezi státy, nyní ještě více prohloubené posledním rozšířením EU a v blízké budoucnosti dále rozšířením o Bulharsko a Rumunsko. S ohledem na tyto značné rozdíly v úrovni příjmů mezi státy a akcentem na sociální vyloučení z běžné okolní společnosti v pozadí tohoto indikátoru je reference k národním příjmovým mediánům relevantnější z obou možností. Na druhou stranu však v souvislosti s mezinárodním srovnáním hodnot míry ohrožení chudobou často poněkud mate běžné uživatele z řad veřejnosti – například porovnáním nižší hodnoty míry ohrožení chudobou v České republice ve srovnání se sousedním Německem, které – při všeobecně známém rozdílu úrovně příjmů v obou zemích – vyvolává nechápavé reakce a toto prvoplánové srovnání snižuje věrohodnost tohoto statistického indikátoru jako takového v očích laické veřejnosti.²¹

Použití společné hranice chudoby v rámci celé EU má doposud spíše experimentální charakter, i když podobné výpočty bývají občas publikovány (např. poměrně podrobně pro bývalou EU15 v Eurostat (2001)). Dodatečným problémem při těchto výpočtech je zohlednění rozdílné cenové hladiny v různých členských zemích, řešené přepočtem kurzu EUR v paritě kupní síly.

Použití společné „evropské“ hranice chudoby místo jednotlivých národních hranic by mělo pochopitelně dosti zásadní dopad na výskyt chudoby v jednotlivých zemích, pořadí zemí v pomyslném žebříčku. Pohled pomocí tohoto modifikovaného indikátoru by již zahrnoval hledisko poměrně výrazné rozdílné příjmové úrovně mezi zeměmi.

²⁰ Council Decision, 22. 6. 1975

²¹ Vlastní zkušenost autora při sledování internetových debat pod novinovými zprávami s publikovanými indikátory (internetová vydání MF Dnes a Lidových novin, září 2005). Zajímavé na těchto svým způsobem spontánních reakcích je, že naznačují chápání chudoby u laické veřejnosti spíše v absolutním pojetí, v celkově bohatším státě je intuitivní očekávání nižšího výskytu chudoby, opačná relace je považována za „podivnou“.

Vymezení hranice chudoby

Hranice chudoby je, jak již bylo výše uvedeno, odvozena od mediánu ekvalizovaného příjmu příjmového rozdělení jednotlivců, a to jako 60 procent tohoto mediánu. Volbu tohoto parametru – 60 procent – je možné považovat za svým způsobem arbitrární. Dají se však vystopovat i určité historické kořeny této hodnoty. Původně používanou charakteristikou úrovně u prvních výpočtů takto relativně koncipované míry chudoby v evropských zemích v 80. letech, které lze do značné míry považovat za předchůdce tohoto dnešního indikátoru, byl aritmetický průměr. Tehdejší výpočty pracovaly s hranicí stanovenou ve výši ½ průměru. Zhruba od začátku 90. let se začal prosazovat medián jako vhodnější referenční charakteristika. Původní ½ průměru přitom zhruba odpovídala 60 procentům mediánu a tak došlo v této souvislosti k úpravě příslušného procenta z původních 50 na 60.

Volba konkrétní hodnoty tohoto parametru definice, s ohledem na svou arbitrární povahu a potenciál, pokud jde o ovlivnění výsledků na něm založených analýz a závěrů, bude předmětem podrobnějšího prozkoumání v samostatné kapitole práce.

Stupnice spotřebních jednotek

Výpočet indikátoru pracuje s rozdělením ekvalizovaného příjmu. Součástí definice je tudíž nutně i volba konkrétní stupnice spotřebních jednotek. Tou je v případě indikátoru míra ohrožení chudobou tzv. modifikovaná stupnice OECD. Jedná se o lineární formu stupnice s koeficienty 1; 0,5; 0,3 – koeficient pro první dospělou osobu v domácnosti 1, další osoby 14leté a starší 0,5 a děti do 13 let 0,3.²²

Volba stupnice spotřebních jednotek opět není záležitostí nespornou a nese jisté známky arbitrárního rozhodnutí. Přepočtení disponibilního na ekvalizovaný příjem přitom působí poměrně komplexním způsobem na příjmové rozdělení a hodnotu zkoumaného indikátoru. Problematice dopadu změny stupnice spotřebních jednotek na chování indikátoru bude proto též věnována podrobnější pozornost v dalším textu práce.

²² podrobněji k typologii a teoretickým základům stupnic spotřebních jednotek, viz samostatná kapitola v dalším textu práce

Indikátor míra ohrožení chudobou očima „Senových podmínek“

Vraťme se nyní, po podrobnějším pohledu na definice indikátoru, na míru ohrožení chudobou optikou „Senových podmínek“ pro míry chudoby ze druhé kapitoly. Zopakujme si, že podle Sena²³ by míra chudoby měla:

- A - záviset výhradně na příjmech chudých
- B - být citlivá na průměrný příjem chudých
- C - být citlivá na rozdělení příjmů mezi chudými

Podmínka A:

Tato podmínka by byla splněna při fixní hodnotě hranice chudoby – v tomto případě by hodnota indikátoru byla závislá pouze na příjmech osob pod touto hranicí. Hranice je však definována relativně jako dané procento mediánu příjmu. A v tomto případě, jak už bylo zmíněno na konci druhé kapitoly, prostřednictvím vlivu na výši hranice chudoby hodnotu indikátoru ovlivňují i příjmy jiných osob, než pouze těch pod hranicí chudoby. Protože je v tomto případě referenční charakteristikou úrovně medián a nikoliv průměrný příjem, na hodnotu indikátoru nebudou působit změny v horní části příjmového rozdělení (například zdvojnásobení příjmu nejbohatšího procenta populace ve smyslu příkladu z konce druhé kapitoly). To lze považovat za pozitivní vlastnost mediánu jako charakteristiky úrovně pro definici míry chudoby. Vliv má v tomto případě pouze první polovina příjmového rozdělení, která určuje hodnotu mediánu. Nicméně ani tak podmínka A splněna není – dolní polovina příjmového rozdělení stále vždy zahrnuje mnohem širší okruh osob, než pouze ty chudé. Například při mírném poklesu reálné hodnoty mediánu způsobeném kupříkladu poklesem reálných mezd může hodnota indikátoru míry ohrožení chudobou i znatelně poklesnout, ačkoliv se reálná situace osob pod hranicí nezmění nebo se dokonce mírně zhorší.

Podmínky B a C:

Míra ohrožení chudobou je indikátorem typu „headcount“, je založena na počtu osob pod příslušnou hranicí chudoby. Podmínky B a C tedy nesplňuje. Tento problém se snaží částečně

²³ Sen (1976)

zmírnit doplňkový indikátor „medián mezery chudoby“, kterým bývá míra ohrožení chudobou doplněna v podrobnějších analytických výstupech.²⁴

2.3 Míra ohrožení chudobou v ČR na základě dat z Mikrocensu 2002

Tato úvodní empirická kapitola obsahuje výsledky aplikace metodiky indikátoru míry ohrožení chudobou na data z příjmového šetření v České republice. Použita jsou data z příjmového šetření ČSÚ Mikrocensus 2002, které proběhlo v ČR v prvním čtvrtletí roku 2003.²⁵ Z datového souboru z tohoto šetření byly dle metodiky zkoumaného indikátoru vypočteny hodnoty za populaci celkem a za vybrané sociální skupiny (dle pohlaví, věku, ekonomické aktivity).²⁶

Celkově se na základě tohoto výpočtu pod hranicí ohrožení chudobou v České republice nacházelo 8,4 % osob. Míra ohrožení chudobou u mužů byla nižší než u žen. Při rozčlenění dle pohlaví činil ukazatel míry ohrožení chudobou u mužů 7,7 % a u žen 9,0 %.

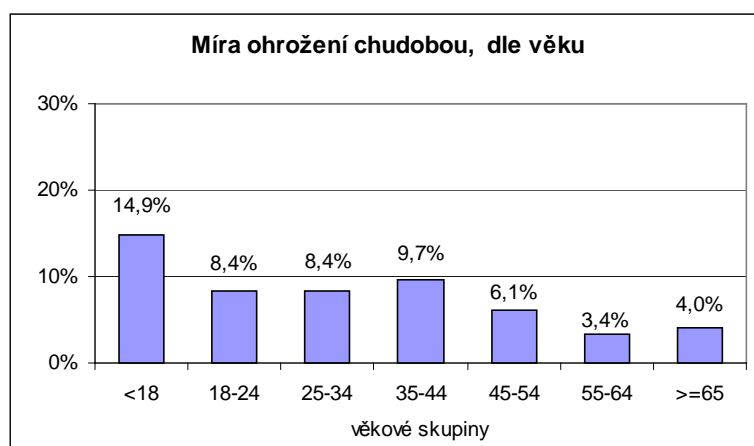
Při analýze dle věkových skupin byla hodnota indikátoru nejvyšší u nejnižší věkové kategorie do 18 let (14,9 %). Profil výskytu ohrožení chudoby je poté u středních věkových intervalů poměrně vyrovnaný a k poklesu dochází u vyšších věkových intervalů nad 55 a nad 65 let.

²⁴ viz druhá kapitola, tento typ indikátoru splňuje podmínku B, nevýhodou je, že naopak nedokáže postihnout počet osob pod danou hranicí chudoby.

²⁵ Sběr údajů v domácnostech proběhl v únoru-březnu 2003, příjmové údaje za kalendářní rok 2002. Podrobný popis tohoto šetření lze nalézt v metodické části publikace agregovaných tabulkových výsledků: MIKROCENZUS (Příjmy hospodařících domácností) 2002, ČSÚ (2004).

²⁶ Provedený vlastní výpočet se nepatrně liší od postupu ČSÚ v důsledku odlišného pojetí přítomnosti osob v domácnosti (korekce na aktuální stav k datu šetření vs. doba pobytu v roce 2002 dle konceptu použitého v Mikrocensu 2002 u výpočtu ČSÚ). Rozdíly v hodnotách indikátorů jsou však nepatrné (max. desetina procentního bodu).

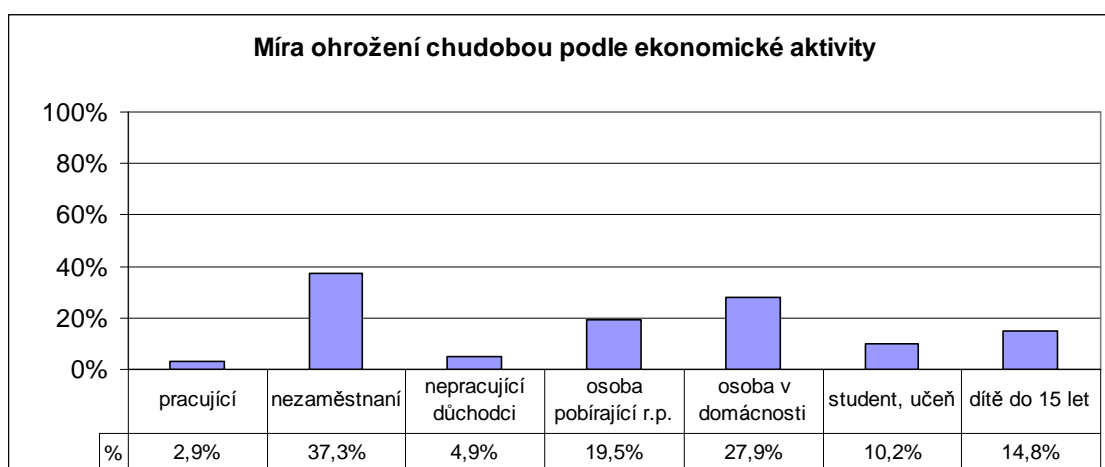
Graf 2.1



Zdroj: Výpočet autora z dat Mikrocenzu 2002

U profilu dle ekonomické aktivity jednotlivců je vcelku očekávaně nejnižší míra ohrožení u osob pracujících²⁷ (2,9 %). Naopak nejvyšší je u osob nezaměstnaných, kde je to více než třetina (37,3 %). Následují osoby v domácnosti (27,9 %) a osoby na rodičovské dovolené (19,5 %). Nižší výskyt ohrožení chudobou u seniorské skupiny obyvatel ve srovnání s nejmladší věkovou skupinou viditelný u analýzy věkového profilu ohrožení chudobou se odráží i při klasifikaci dle ekonomické aktivity, kdy hodnota indikátoru pro skupinu nepracujících důchodců (4,9 %) je pod průměrnou hodnotou populace celkem. Naopak u skupiny dětí a studujících nad 15 let věku je hodnota indikátoru nad hodnotou populace celkem (14,8 %, respektive 10,2 % pro druhou ze zmiňovaných skupin).

Graf 2.2



Zdroj: Výpočet autora z dat Mikrocenzu 2002

²⁷ Kategorie „pracující“ zahrnuje osoby zaměstnané a sebezaměstnané (podnikající fyzické osoby).

Při klasifikaci dle ekonomické aktivity na úrovni domácnosti převzaté z dřívějších publikací Eurostatu, která pracuje s následující typologií:

Pracující → alespoň jeden člen domácnosti ekonomicky aktivní

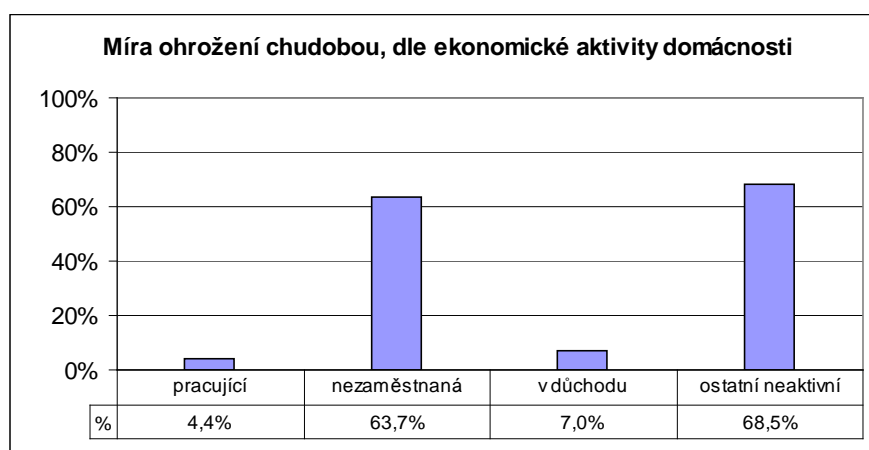
Nezaměstnaná → domácnost bez ekonomicky aktivních, alespoň jeden nezaměstnaný

V důchodu → nepatří mez předchozí a alespoň jeden člen ve starobním důchodu

Ostatní neaktivní → ostatní domácnosti bez ekonomicky aktivních členů

je opět nejnižší míra ohrožení chudobou v souladu s očekáváním u osob v domácnostech se statusem „pracující“. Ukazatel je o něco vyšší u osob v domácnostech nepracujících důchodců (status domácnosti „v důchodu“). Výskyt ohrožení chudobou je pak velmi vysoký u zbývajících typů domácností bez ekonomicky aktivních členů. Z osob žijících v domácnostech se statusem „nezaměstnaná“ je pod hranicí ohrožení chudobou 63,7 %, u domácností se statusem „ostatní neaktivní“ 68,5 %. Absence ekonomicky aktivních členů v případech, kdy se nejedná o domácnost nepracujících důchodců, se jeví z hlediska ohrožení chudobou jako velmi rizikový faktor, výskyt ohrožení chudobou je u osob v těchto domácnostech velmi vysoký.

Graf 2.3.



Zdroj: Výpočet autora z dat Mikrocenzu 2002

Kapitola 3

Analýza citlivosti na volbu hlavních parametrů indikátoru

3.1. Závislost na stanovení úrovně hranice chudoby

Výchozím parametrem ukazatele míra ohrožení chudobou, pokud jde o pozici hranice chudoby v příjmovém rozdělení, je hodnota 60 procent mediánu ekvalizovaného příjmu domácností (s využitím modifikované stupnice spotřebních jednotek OECD). Tato volba – 60 procent – je samozřejmě volbou svým způsobem arbitrární, byť ne zcela náhodně, ad-hoc zvolenou.²⁸ Volba právě 60 procent však pochopitelně má vliv na hodnoty zkoumaného indikátoru. Kromě i intuitivně evidentního jevu, že míra bude tím vyšší, čím výše bude posazena příslušná hranice chudoby, jsou tu i vlivy další. Posun hranice může ovlivnit i takové závěry, jako například pořadí zemí v mezinárodním srovnání (vzhledem k obecně rozdílné koncentraci domácností v okolí referenční šedesátiprocentní hranice) nebo relativní ohrožení různých sociálních skupin (opět s ohledem na jejich koncentraci těsně nad či pod výchozí šedesátiprocentní hranicí).²⁹

Výsledky na českých datech

Provedením alternativního propočtu pro hranici chudoby na úrovni 50 procent mediánu a 70 procent mediánu ekvalizovaného příjmu na datech z Mikrocensu 2002 se hodnoty indikátoru míra ohrožení změní následovně:

<i>hranice 50 procent mediánu:</i>	3,7 %
<i>výchozí hodnota: hranice 60 procent mediánu</i>	8,4 %
<i>hranice 70 procent mediánu:</i>	16,5 %

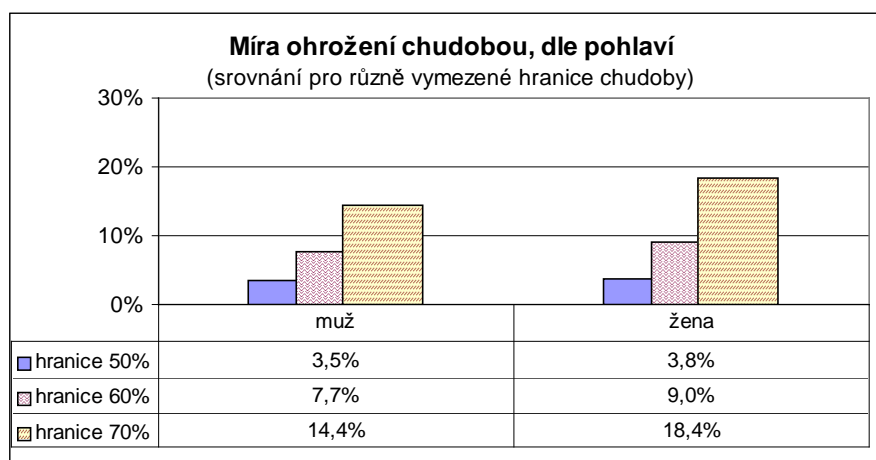
²⁸ viz pasáž věnovaná definici míry ohrožení chudobou ve druhé kapitole

²⁹ Tento fakt je zohledněn i ve vymezení laekenských indikátorů ve formě sekundárních indikátorů „dispersion around the at-risk-of-poverty threshold“ – alternativní propočty pro hranici 40,50 a 70 procent mediánu. Tato forma analýzy citlivosti je tak – jako jediná – součástí širší skupiny laekenských indikátorů. Ve své práci později navrhnu komplexnější nástroj pro analýzu chování indikátoru pomocí parametrických empirických křivek.

Posunem hranice na úroveň 70 procent mediánu se výskyt chudoby měřený zkoumaným indikátorem takřka zdvojnásobí. Svědčí to o tom, že v českém příjmovém rozdělení je nezanedbatelný počet osob v pásmu těsně nad šedesátiprocentní hranicí. Z toho je patrná velká citlivosti na případnou změnu v definici indikátoru jako takového pokud jde o onu hranici 60 procent mediánu. Kromě toho lze rovněž usuzovat, že případný posun hranice chudoby nahoru způsobený zvýšením mediánu, pokud nebude doprovázen nárůstem příjmů též v nižších patrech příjmového rozdělení, bude mít citelný potenciální dopad na takto měřený výskyt chudoby.

Při srovnání vývoje u mužů a u žen se u všech tří srovnávaných úrovní hranice chudoby zachovává horší pozice žen (jejich míra ohrožení je ve všech třech případech vyšší než u mužů). Rozdíl mezi pohlavími se přitom se zvyšující se úrovní hranice chudoby zvyšuje (u 70 procent mediánu rozdíl 4 procentní body, v porovnání s 1,3 procentními body u výchozí šedesátiprocentní úrovně).

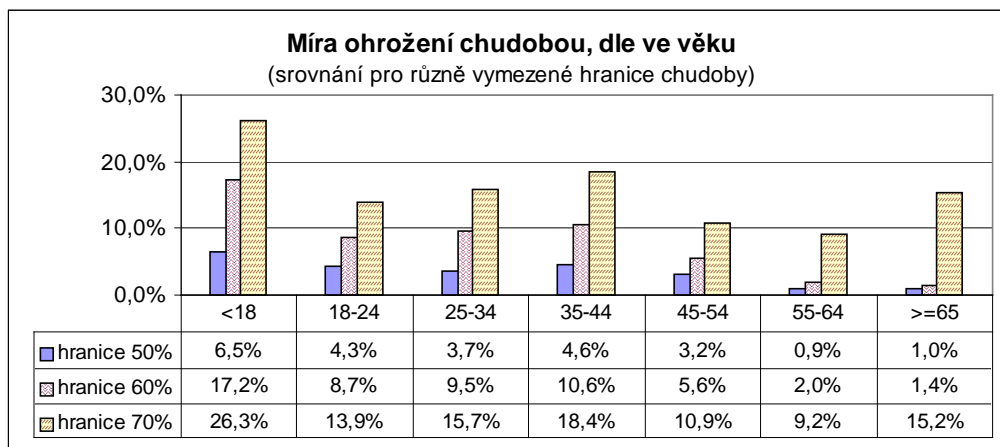
Graf 3.1



Zdroj: Výpočet autora z dat Mikrocenzu 2002

U věkových skupin je patrná největší růstová tendence u nejmladší skupiny do 18 let. Jiný vývoj je vidět u nejstarších skupin obyvatelstva – nízké hodnoty na úrovni 50 a 60 procent v kombinaci se znatelným nárůstem u sedmdesátiprocentní hranice. U této věkové skupiny je tedy poměrně značná koncentrace mezi šedesáti a sedmdesáti procenty příjmového mediánu - těsně nad výchozí referenční úrovní hranice chudoby. Přesto hodnota indikátoru pro nejnižší věkový interval zůstává na vyšší úrovni než u nejvyššího věkového intervalu i na úrovni 70 procent mediánu (26,3 % u skupiny do 18 let oproti 15,2 % u skupiny 65letých a starších).

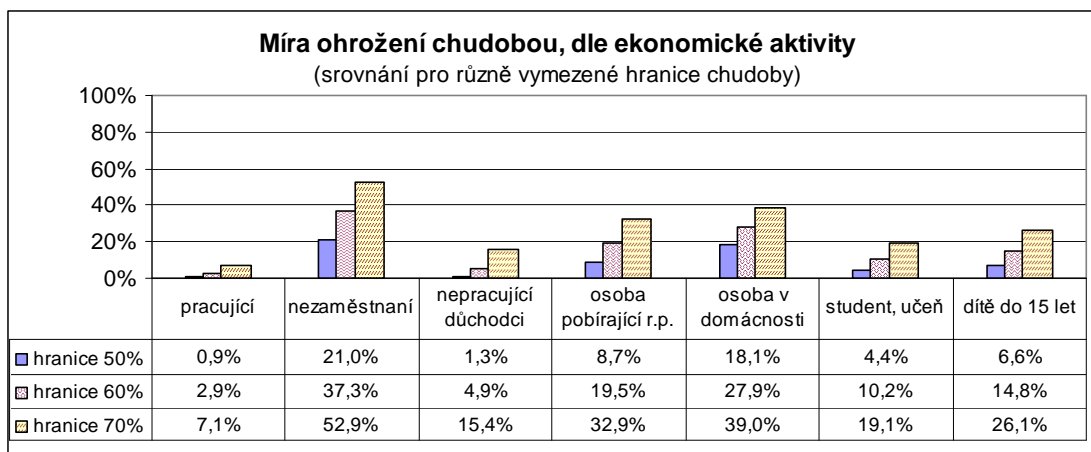
Graf 3.2



Zdroj: Výpočet autora z dat Mikrocenzu 2002

U klasifikace dle ekonomické aktivity se profil u všech tří srovnávaných úrovní zachovává. Nejvyšší absolutní nárůst hodnoty indikátoru lze zaznamenat u skupiny nezaměstnaných – z 21 % pro padesátiprocentní hranici na 52,9 % pro sedmdesátiprocentní.

Graf 3.3

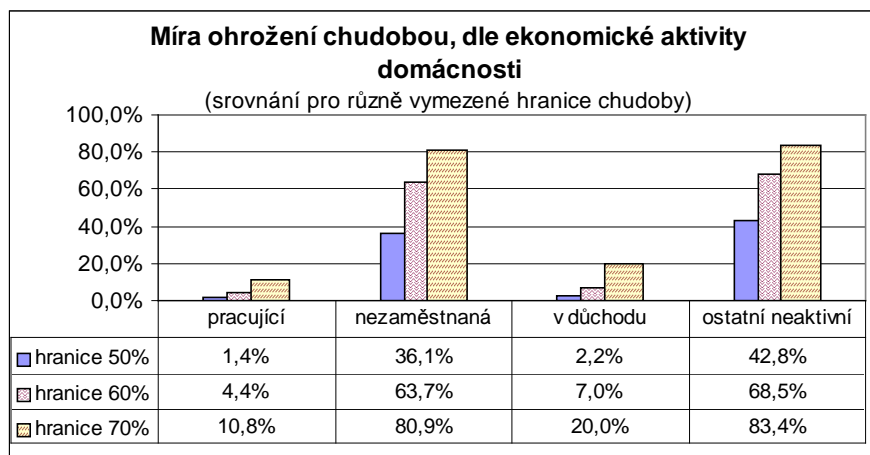


Zdroj: Výpočet autora z dat Mikrocenzu 2002

U klasifikace dle ekonomické aktivity domácnosti rychle narůstá míra ohrožení pro nedůchodcovské domácnosti bez ekonomicky aktivních členů – status domácnosti „nezaměstnaná“, „ostatní neaktivní“. Osoby z těchto domácností jsou z valné většiny koncentrovány v dolní části příjmového rozdělení, indikátor míry ohrožení chudobou pro sedmdesátiprocentní hranici u nich přesahuje 80 procent. Větší skok – na více než

dvojnásobek – lze zaznamenat i osob v důchodcovských domácnostech, u kterých dosahuje míra ohrožení na sedmdesátiprocentní hranici 20 %.

Graf 3.4



Zdroj: Výpočet autora z dat Mikrocenzu 2002

Parametrizace pozice hranice chudoby pomocí empirické parametrické funkce

Předchozí část se zabývala porovnáním hodnoty indikátoru pro tři zvolené referenční úrovně hranice chudoby (vzhledem k příjmovému mediánu). Hodnota podílu mediánu jako parametru hranice chudoby byla brána ve třech diskretních úrovních – 50, výchozích 60 a 70 procent. Citlivost na volbu tohoto parametru se tak projevovovala skokově, vždy srovnáním pro zvolené hranice chudoby, vzdálené od sebe v tomto případě o 10 procent příjmového mediánu. V další části nyní navrhnou komplexnější nástroj na posouzení chování tohoto indikátoru v závislosti na vymezení hranice chudoby. Toto parametrické vyjádření hranice chudoby mi umožní úplnější pohled na vývoj zkoumaného indikátoru v závislosti na úrovni hranice chudoby a poskytne mi možnost hlubší analýzy dopadu změny příslušného parametru.

Definujeme-li zobecněnou hranici chudoby relativního typu, takového, jaký používá metodika zkoumaného indikátoru, s využitím parametru úrovně hranice chudoby f jako:

$$h = p \times \tilde{x}_{ekv.prij}$$

kde p je parametr ve formě násobku (procenta) mediánu ekvalizovaného příjmu $\tilde{x}_{ekv.prij}$.

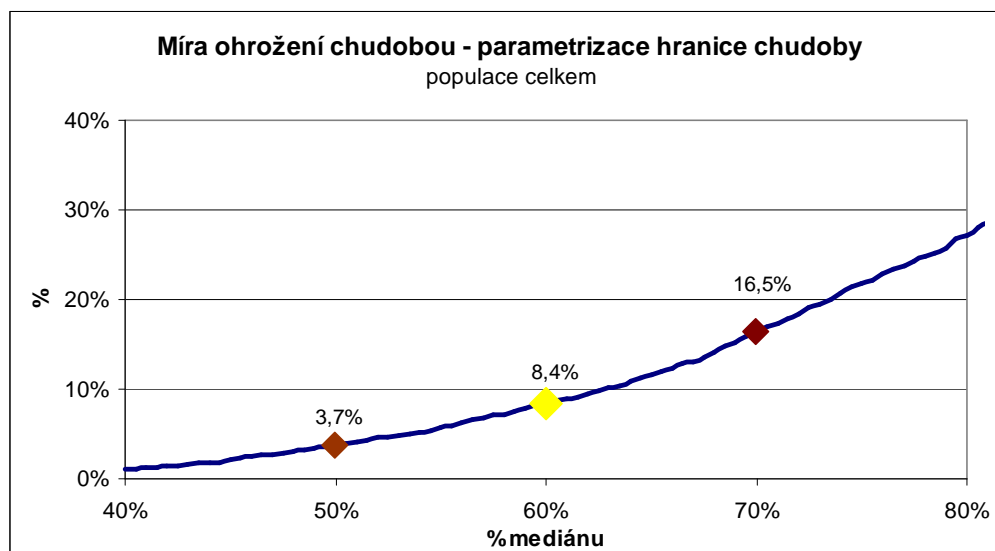
Umožní nám to zabývat se závislostí hodnoty indikátoru na zkoumaném parametru ve smyslu vztahu:

$$\text{míra ohrožení chudobou} = f(p)$$

a rozšířit možnosti analýzy citlivosti na pohled na chování indikátoru v okolí referenční hranice. Výhodou této navržené parametrizace výpočtu je to, že mi umožní jít nad standardní rámec několika málo víceméně arbitrárně zvolených referenčních bodů a sledovat vývoj hodnoty indikátoru průběžně ve formě empirických křivek.

Vývoj hodnoty indikátoru v závislosti na pozici hranice chudoby vzhledem k příjmovému mediánu (parametr p jako procento mediánu) pro rozpětí zahrnující výchozí a obě alternativní referenční úrovně hranice chudoby znázorňuje pro výpočet z dat šetření Mikrocensus 2002³⁰ následující graf:

Graf 3.5



Na grafu je znázorněn vývoj hodnoty indikátoru pro rozpětí p od 0,4 (40%) po 0,8 (80%). Výchozím bodem by byla hodnota pro $p=0,6$ (60% mediánu). Na grafu můžeme sledovat chování hodnoty indikátoru v širším okolí této výchozí hodnoty. Kosočtverci jsou označeny i dvě již porovnávané alternativní referenční hodnoty z předchozí části textu na úrovni 50 a 70 procent.

Růst hodnoty parametru p posouvá hranici chudoby směrem nahoru. Hodnota indikátoru míra ohrožení chudobou (jako podílu osob pod touto hranicí) může s růstem p pouze růst. Vzhledem k ve své povaze diskrétnímu charakteru interakce s datovým souborem při výpočtu indikátoru nemusí za určitých okolností (velmi malá změna p , velmi vysoké nebo naopak nízké hodnoty p nacházející se v části příjmového rozdělení s velmi malou koncentrací hodnot) při zvýšení parametru p dojít ke zvýšení hodnoty indikátoru – v každém případě však nikdy nemůže dojít k jeho poklesu a trend vývoje v závislosti na p je rostoucí.

V případě parametrické formy indikátoru prezentované pro rozpětí $p = 0,4 - 0,8$ v předchozím grafu je zřetelná postupná akcelerace růstu – od pozvolného nárůstu ve spodní části rozpětí s menší koncentrací hodnot v této části příjmového rozdělení ke rychlejšímu růstu v jeho horní části.

Souvislost míry ohrožení chudobou a distribuční funkce rozdělení příjmů

Vzhledem k tomu, že zkoumaný indikátor je z hlediska typologie ze druhé kapitoly typu „headcount“, tedy počet osob pod zvolenou hranicí chudoby:

$$ch = \sum_{ekv.prij < h} osob \longrightarrow \sum_{ekv.prij < p \times \tilde{x}_{ekv.prij}} osob \quad kde \quad eq.prij < p \times \tilde{x}_{ekv.prij}$$

je zřejmé, že hodnota indikátoru odpovídá hodnotě distribuční funkce příjmového rozdělení ekvalizovaného příjmu osob:

$$ch = F(h)$$

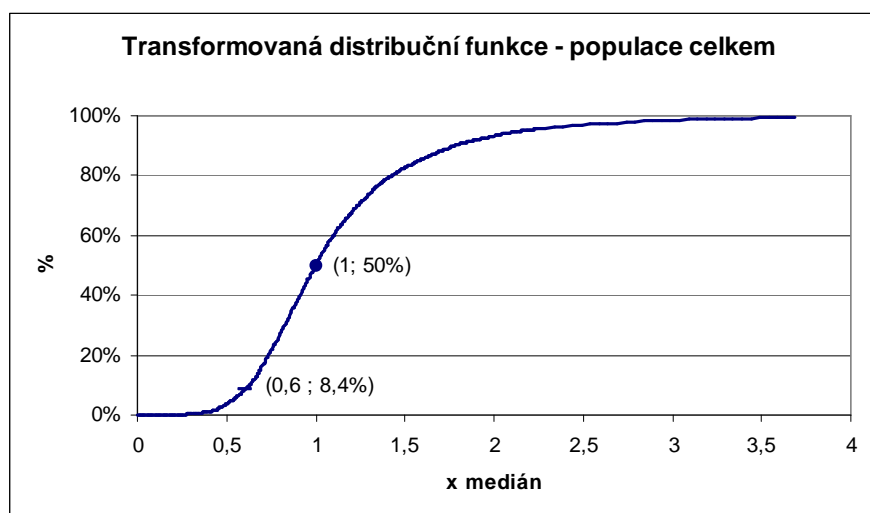
s parametrickým vyjádřením hranice chudoby vzhledem k příjmovému mediánu:

$$ch = F(p \times \tilde{x}_{ekv.prij}).$$

³⁰ Prováděné parametrické výpočty vychází vesměs z dat Mikrocensu 2002. K automatizaci výpočtů jsem použil vlastní algoritmy a procedury programované pro tento účel v prostředí VBA (Visual Basic for Applications).

Parametrická závislost na p má tak charakter transformované distribuční funkce (s osou x vyjádřenou v násobcích příjmového mediánu jako referenční charakteristiky úrovně příjmového rozdělení). Tuto formu vyjádření distribuční funkce pro populaci celkem u dat z Mikrocensu 2002 znázorňuje následující graf:

Graf 3.6



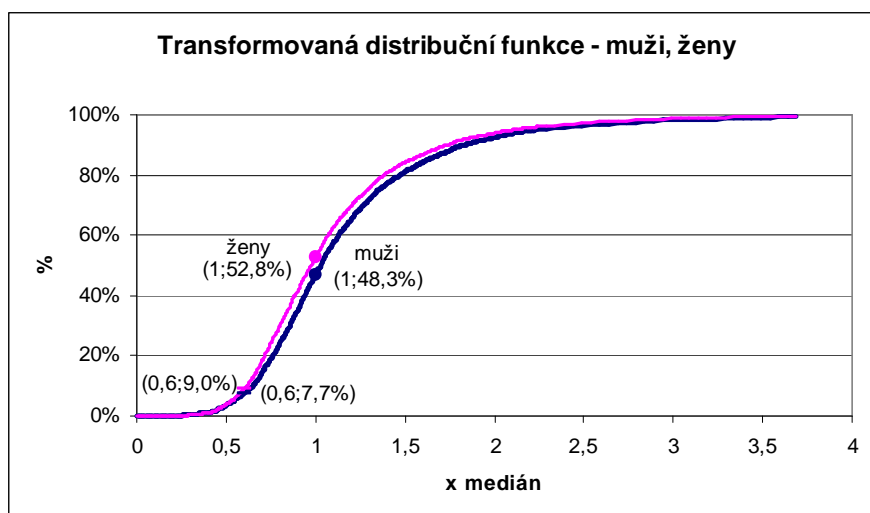
V grafu je znázorněna pozice výchozí hodnoty p ve výši 0,6. Další zvýrazněnou hodnotou je kombinace (1;50%), která pro populaci celkem plní funkci „pevného bodu“ u tohoto znázornění zkoumaného indikátoru, neboť s ohledem na vlastnost mediánu bude pochopitelně vždy platit:

$$F(\tilde{x}_{ekv.prij}) = 0,5$$

Tento bod bude tudíž vždy společný všem takovým grafům pro populaci celkem, bez ohledu například na použitou stupnici spotřebních jednotek i na příjmová data jako taková. Co se však bude měnit, je tvar křivky distribuční funkce. Determinujícím faktorem, pokud jde o hodnotu zkoumaného indikátoru, bude pak průběh její první části (mezi body (0;0) a (1;0,5), které budou všem křivkám společné). Čím více konkávní bude její průběh, tím vyšší budou hodnoty indikátoru. Na samotné úrovni příjmového rozdělení přitom nezáleží – v tom se naplno projevuje relativní charakter této míry chudoby. Hodnota indikátoru je zcela stabilní vůči multiplikační transformaci příjmového rozdělení. Rovnoměrné zvýšení či snížení o libovolné procento nijak neovlivní hodnoty indikátoru pro libovolné p , předchozí graf zůstane zcela beze změny.

Zatímco pro indikátor za populaci celkem plní kombinace $p=1$, $ch=50\%$ roli popisovaného „pevného bodu“, u indikátorů za subpopulace už toto platit nebude. Plyne to z toho, že příjmový medián populace jako celku plní funkci referenční charakteristiky úrovně i pro indikátory za libovolné podskupiny populace. Používá se jedna univerzální hodnota hranice chudoby odvozená z rozdělení populace jako celku, vůči které se posuzují i všechna dílčí třídění. Situaci pro skupiny dle pohlaví znázorňuje následující grafický výstup:

Graf 3.7



Graf opět obsahuje transformovanou formu distribuční funkce (s násobky mediánu na ose x). Tímto mediánem je však i v tomto případě medián populace jako celku. U průběhu křivek za obě podskupiny tentokrát tak záleží i na jejich relaci vůči mediánu populace jako celku. V grafu jsou opět zvýrazněny jednak hodnoty pro výchozí referenční úroveň f (obligátních 0,6) a dále hodnoty pro $f=1$, nyní však již odlišné od 50%. Hodnota distribuční funkce pro muže se nachází pod úrovní distribuční funkce pro ženy, medián příjmu mužů je vyšší než medián příjmu žen. Pro $f=1$ (úroveň mediánu pro populaci jako celek) dostáváme pro obě subpopulace:

$$\text{muži: } F(p=1) = 48,3\% \quad (<50\%)$$

$$\text{ženy: } F(p=1) = 52,8\% \quad (>50\%)$$

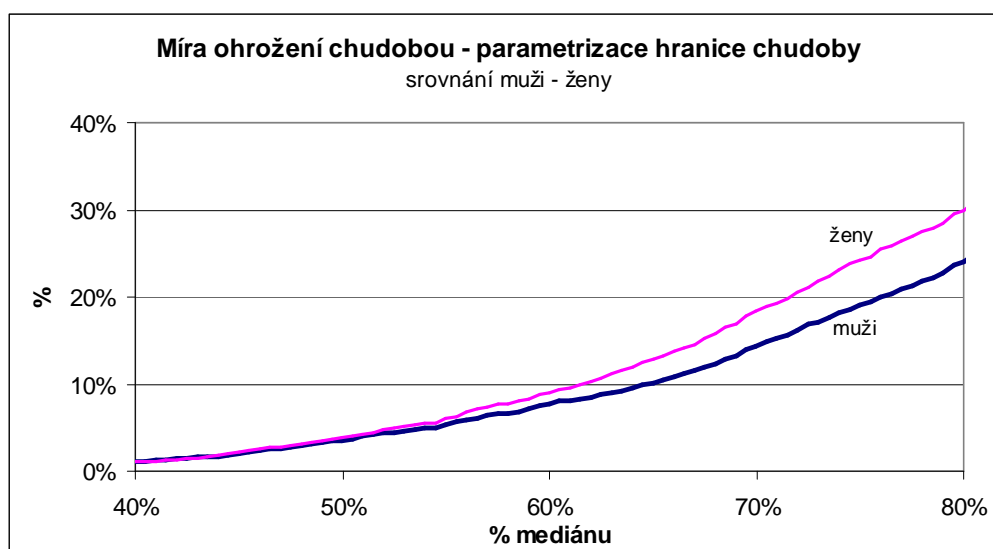
jako logický důsledek toho, že medián je u mužů vyšší než u žen (a medián populace jako celku leží pochopitelně mezi nimi).

Parametrická analýza citlivosti pro vybrané socioekonomické skupiny

V následující části nyní využiji parametrického přístupu k provedení podrobnější analýzy citlivosti výchozích výsledků za vybrané sociálněekonomické skupiny. Objektem mého zájmu zde bude, jak se hodnota indikátoru míra ohrožení chudobou pro tyto subpopulace kontinuálně vyvíjí v širším okolí výchozí pozice hranice chudoby na 60 procentech mediánu.

První srovnání je pro muže a ženy. Vývoj hodnoty indikátoru pro obě pohlaví v rozmezí parametru p od 0,4 do 0,8 je v následujícím grafu:

Graf 3.8

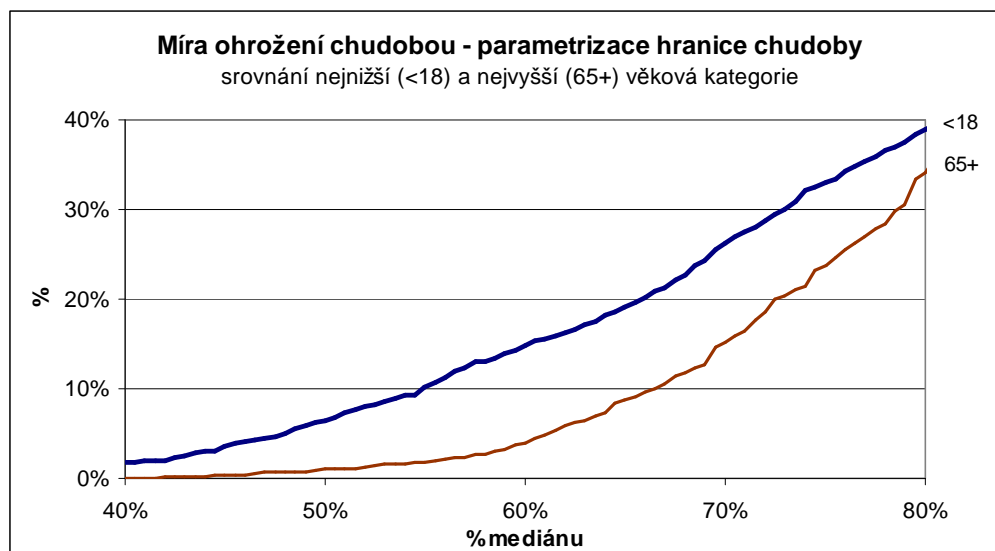


Z grafu je patrná s růstem p tendence ke zvyšujícímu se rozdílu v neprospěch žen. U nízkých hodnot není mezi oběma pohlavími prakticky žádný rozdíl, k určitému zlomu pak dochází zhruba na úrovni 55 procent mediánu – míra ohrožení žen narůstá rychleji než u mužů. Na výchozí šedesátiprocentní úrovni je míra ohrožení žen již vyšší než mužů. Při dalším posunu hranice chudoby směrem nahoru tento rozdíl potom dále narůstá.

Při srovnání nejnižšího (do 18 let) a nejvyššího (65 a více let) věkového intervalu (následující graf) je míra ohrožení u populace do 18 let v celém rozpětí vyšší než u populace 65+. Hodnota pro skupinu <18 začíná pod dvěma procenty, skupina 65+ vykazuje podobné hodnoty o poznání později, okolo 55 procent mediánu. Hodnota indikátoru pro tuto skupinu

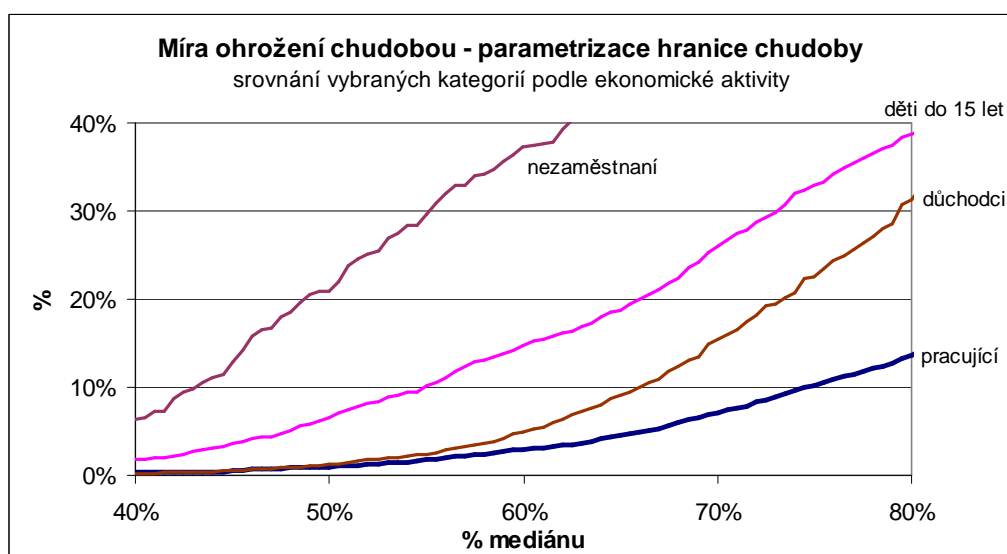
naopak začíná strmějším růstem od úrovně zhruba 60 procent mediánu. Pro tuto seniorskou věkovou skupinu je hodnota indikátoru hodně citlivá na posun hranice z výchozích 60 procent směrem nahoru. Rozdíl v míře ohrožení v neprospěch nejmladší věkové skupiny je největší právě v okolí 60 procent mediánu, s dalším růstem hranice chudoby se postupně snižuje.

Graf 3.9



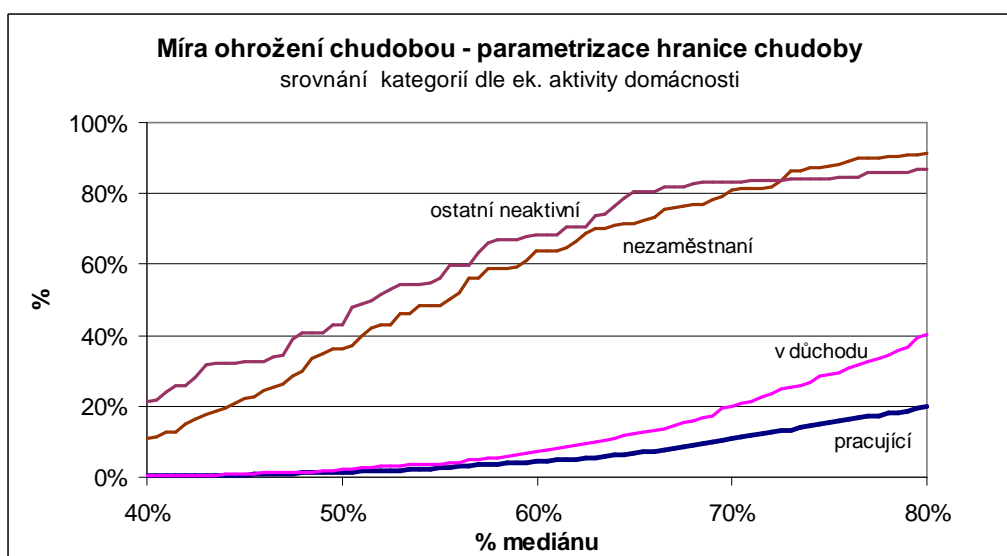
U hlavních skupin dle ekonomické aktivity (graf 3.10) je patrná vysoká hodnota indikátoru a jeho strmě rostoucí křivka u nezaměstnaných. Vývoj kategorií děti do 15 let a nepracující důchodci v podstatě kopíruje vývoj s nimi úzce spojených věkových intervalů z předchozího grafu. Rozdíl v hodnotě indikátoru v neprospěch kategorie dětí do 15 let je největší okolo úrovně šedesáti procent mediánu, poté se začíná mírně snižovat. U důchodců a u pracujících osob je pro vývoj na počátku sledovaného rozpětí hranice chudoby společná nízká hodnota indikátoru – tyto dvě skupiny vykazují na opravdu nízkých hranicích chudoby velmi nízké hodnoty ohrožení. Vývoj se začíná odlišovat okolo 55 procent mediánu, kdy hodnota indikátoru pro skupinu důchodců začíná rychleji narůstat. Na výchozích šedesáti procentech mediánu není ještě tento rozdíl tak výrazný, s dalším posunem hranice chudoby směrem nahoru však poměrně výrazně narůstá – na úrovni sedmdesáti procent mediánu je již rozdíl takřka dvojnásobný.

Graf 3.10



U skupin členěných dle ekonomické aktivity domácnosti v celém sledovaném rozpětí hodnota indikátoru pro nedůchodcovské domácnosti bez pracujících členů (nezaměstnaní, ostatní neaktivní) výrazně převyšuje hodnoty pro ostatní dvě skupiny (domácnosti s pracující osobou, domácnosti nepracujících důchodců). U domácností pracujících a důchodců je opět poměrně shodný vývoj zhruba do úrovně 55 procent mediánu (nízké hodnoty v obou skupinách). Poté je růst u důchodců rychlejší, rozdíl na šedesáti procentech je ještě poměrně malý, s dalším posunem se však dále postupně zvyšuje. I u klasifikace podle ekonomické aktivity domácnosti se tak projevuje zvýšená citlivost hodnoty indikátoru na případný posun hranice chudoby směrem nahoru, zejména pokud jde o domácností bez alespoň jedné pracující osoby.

Graf 3.11



3.2 Úloha stupnic spotřebních jednotek

Indikátor míra ohrožení chudobou pracuje při vymezení hranice chudoby a hodnocení příjmové úrovně jednotlivých domácností s ekvalizovaným příjmem. Disponibilní příjem je přepočítáván na ekvalizovaný příjem dělením počtem spotřebních jednotek tak, aby bylo možné srovnávat příjmy domácností s rozdílnou velikostí a složením. Hodnoty indikátoru za populaci celkem a pro jednotlivé socioekonomické skupiny proto závisí též na konkrétní zvolené stupnici spotřebních jednotek použité pro disponibilního příjmu jednotlivých domácností přepočet na ekvalizovaný příjem. V následující podkapitole se proto nejprve budu zabývat úlohou stupnic spotřebních jednotek v příjmovém rozdělení a typologií jejich používaných typů. Na tuto část poté naváží v další části analýzou citlivost míry ohrožení chudobou na volbu stupnice spotřebních jednotek a podrobnější analýze procesů spojených s přepočtem disponibilního příjmu na ekvalizovaný příjem.

Příjem na osobu

Nejjednodušším způsobem ekvalizace příjmů pro různé typy domácností je použití příjmu na osobu. U příjmu na osobu je počet spotřebních jednotek domácnosti roven počtu jejích členů. Ekvivalentní příjem je roven hodnotě za domácnost jako celek vydělené počtem jejích členů. V tomto jednoduchém případě se neuvažuje existence úspor z rozsahu, potřeba dvoučlenné domácnosti je rovna dvojnásobku domácnosti jednotlivce, trojčlenné trojnásobku, čtyřčlenné čtyřnásobku atd. Výhodou je jednoduchost, nevýhodou fakt, že není brána v úvahu existence fixních nebo fixním se blížících nákladů domácností, což povede při použití k hodnocení příjmové úrovně domácností k zavádějícím výsledkům – ekvivalentní příjem u vícečlenných domácností bude nepřiměřeně nízký. Příjem na osobu rovněž nedokáže zohlednit demografické a případně i socioprofesní rozdíly ve složení domácností, které rovněž mohou být relevantními faktory pro ekonomiku domácnosti.

Stupnice OECD: původní a modifikovaná

Stupnice spotřebních jednotek původně navržené OECD rozlišují jednak mezi první a dalšími dospělými osobami v domácnosti a mezi úrovní potřeb dospělé osoby a dítěte (vymezenému jako osoba mladší 14 let). Původní stupnice počítala s koeficientem 1 pro první dospělou

osobu, 0,7 pro druhou a každou následující dospělou osobu a 0,5 pro každé dítě. Stupnice zohledňuje existenci úspor z rozsahu – počet spotřebních jednotek u domácnosti dvou dospělých je roven 1,7, u domácnosti třech dospělých 2,4, u čtyřech 3,1 (viz tabulka na následující straně). Tato stupnice si získala nezanedbatelnou oblibu a patří k často využívaným.

V reakci na potřebu stupnice s větší mírou uvažovaných úspor z rozsahu vznikla pak tzv. modifikovaná stupnice OECD, využívaná též při výpočtu indikátoru míry ohrožení chudobou. Stupnice je konstrukčně obdobná jako původní stupnice OECD, pracuje však s nižšími hodnotami koeficientů pro další dospělé osoby a děti. U modifikované stupnice je koeficient pro druhou a další dospělou osobu roven 0,5, koeficient pro každé dítě 0,3. Stupnice je tak, pokud jde o ekonomiku domácnosti, „přísnější“ k vícečlenným domácnostem než stupnice původní (počet spotřebních jednotek u dvoučlenné domácnosti je roven 1,5, u tříčlenné 2,0, u čtyřčlenné 2,5 atd.).

Tabulka 3.1 – Stupnice spotřebních jednotek OECD – „původní“ a modifikovaná

Stupnice spotřebních jednotek - OECD, modifikovaná OECD		
složení domácnosti	počet spotřebních jednotek	
	OECD	modifikovaná OECD
jednotlivec	1,0	1,0
dvojice	1,7	1,5
jednotlivec + 1 dítě	1,5	1,3
jednotlivec + 2 děti	2,0	1,6
jednotlivec + 3 děti	2,5	1,9
dvojice + 1 dítě	2,2	1,8
dvojice + 2 děti	2,7	2,1
dvojice + 3 děti	3,2	2,4
tři dospělí	2,4	2,0
čtyři dospělí	3,1	2,5

Následující tabulka obsahuje ilustrativní přepočty disponibilního příjmu domácnosti ve výši 20 000 Kč ve čtyřech alternativních variantách – s využitím obou verzí stupnice spotřebních jednotek OECD a obou mezních situací pokud jde o spotřební jednotky a úspory z rozsahu (prostý příjem na domácnost – bez zohlednění velikosti a složení domácnosti, příjem na osobu – podíl příjmu a počtu členů domácnosti).

Tabulka 3.2 – Přepoččet pro příjem domácnosti 20 000 Kč

Stupnice spotřebních jednotek - OECD, modifikovaná OECD				
složení domácnosti	příjem domácnosti 20 000 Kč			
	příjem domácnosti	ekv.: OECD	ekv.: mod. OECD	příjem na osobu
jednotlivec	20000	20000	20000	20000
dvojice	20000	11765	13333	10000
jednotlivec + 1 dítě	20000	13333	15385	10000
jednotlivec + 2 děti	20000	10000	12500	6667
jednotlivec + 3 děti	20000	8000	10526	5000
dvojice + 1 dítě	20000	9091	11111	6667
dvojice + 2 děti	20000	7407	9524	5000
dvojice + 3 děti	20000	6250	8333	4000
tři dospělí	20000	8333	10000	6667
čtyři dospělí	20000	6452	8000	5000

Metodika indikátoru míra ohrožení chudobou pracuje s modifikovanou stupnicí OECD – pro výpočet mediánu ekvalizovaného příjmu, hranice chudoby (jako 60 procent tohoto mediánu) a následné porovnání příjmu s touto hranicí by tak v tomto případě byla každému jednotlivci v domácnosti přiřazena hodnota přepočteného příjmu ve třetím sloupci předchozí tabulky.

Další alternativní stupnice používané zahraniční praxí

Stupnice „square root“ (druhá odmocnina)

Počet spotřebních jednotek je zde dán druhou odmocninou počtu členů (u dvojčlenné domácnosti 1.41, u tříčlenné 1.73, u čtyřčlenné 2 atd.). Tato stupnice je pro svou jednoduchost poměrně oblíbená. Používá ji například řada studií v rámci projektu Luxembourg Income Study. Na rozdíl od přepočtu na osobu obsahuje stupnice „square root“ poměrně výrazné úspory z rozsahu – například u čtyřčlenné domácnosti je ekvivalentní příjem roven polovině příjmu skutečného, což je dvojnásobek příjmu na osobu.

McClementsova stupnice

Tzv. McClementsova stupnice spotřebních jednotek byla zkonstruována v sedmdesátých letech L.D. McClementsem na základě jeho analýzy nákladů péče o děti ve Velké Británii.³¹ Za základ stupnice zvolil McClements manželský pár (resp. osoba v čele domácnosti +

partner). Jednotlivci je přiřazen koeficient 0,61. Stupnice dále rozlišuje koeficienty pro druhou dospělou osobu, která však není partnerem osoby v čele domácnosti, třetí dospělou osobu v domácnosti, další (>3) dospělé osoby a koeficienty pro děti v celkem sedmi úrovních dle věku (viz tabulka). Kromě základní varianty pro přepočtení disponibilního příjmu domácností existuje i varianta pro přepočtení příjmu domácností po odečtení nákladů na bydlení (tzv. AHC – „after housing costs“). Toto rozlišení reaguje na požadavky analýzy příjmů domácností v kontextu Velké Británie, kde jsou často prováděny analýzy variantně pro celkový disponibilní příjem (BHC – „před náklady na bydlení“) a příjem po odečtení nákladů na bydlení (AHC – „po nákladech na bydlení“).

Tabulka 3.3 – McClementsova stupnice spotřebních jednotek (srovnávací přepočtení pro domácnost jednotlivce = 1,00)

McClementsova stupnice spotřebních jednotek	
jednotlivec	1,00
dvojice	1,64
jednotlivec + 1 dítě	1,15 - 1,59
jednotlivec + 2 děti	1,30 - 2,18
jednotlivec + 3 děti	1,59 - 2,77
dvojice + 1 dítě	1,79 - 2,23
dvojice + 2 děti	1,93 - 2,82
dvojice + 3 děti	2,23 - 3,41
dvojice + 4 děti	2,52 - 4,00

McClementsova stupnice patří mezi konstrukčně složitější. Ačkoliv byla odvozena z dat o výdajích domácností před takřka třiceti lety, je dodnes stále hlavní variantou stupnice spotřebních jednotek využívanou ve Velké Británii, včetně klíčových publikací státních institucí. Mimo Velkou Británii se však tato verze stupnice nerozšířila. Tuto stupnici tak lze považovat za specificky britskou.

Stupnice pro Low Income Measures (LIMs) – Kanada

Vlastní stupnici spotřebních jednotek používá též Statistics Canada pro konstrukci jedné ze dvou variant hranice nízkého příjmu - tzv. LIMs. Svou konstrukcí je tato stupnice obdobná

³¹ McClements (1977)

konstrukci obou stupnic OECD. První dospělé osobě v domácnosti je přiřazen koeficient 1,00. Každá druhá osoba (bez ohledu na věk) má koeficient 0,40. U třetí a každé další osoby koeficient rozlišuje mezi dítětem (osoba mladší 16 let – koeficient 0,30) a dospělou osobou (koeficient 0,40). Oproti stupnicím OECD je kromě rozdílu v hodnotách koeficientů rozdíl v posuzování druhého člena domácnosti, kterému je bez ohledu na věk přiřazen koeficient jinak odpovídající dospělé osobě. Použití této stupnice je opět víceméně omezeno na její konkrétní použití pro určení hranice nízkého příjmu v Kanadě.

Způsoby konstrukce stupnic spotřebních jednotek – obecnější základy

Exponenciální forma vyjádření

Stupnice spotřebních jednotek má obecně vždy formu určité funkce přiřazující hodnoty počtu spotřebních jednotek domácnostem s rozdílnými parametry. Mezi uvažované parametry patří prakticky vždy počet členů domácnosti. Označíme-li počet členů domácnosti jako n , jednu z častých forem vyjádření stupnic spotřebních jednotek lze zapsat jako:

$$SJ = n^{\theta},$$

kde θ je faktor elasticity vzhledem k počtu členů domácnosti. Specifickými případy z takto vyjádřené třídy stupnic spotřebních jednotek, se kterými se lze často setkat jsou:

$$\theta = 1.$$

Při $\theta = 1$ platí pro počet spotřebních jednotek v závislosti na počtu členů domácnosti n :

$$SJ = n^1 = n.$$

Výsledkem přepočtu je v tomto případě prostý příjem na osobu, eventuálně spotřeba na osobu při přepočtu dat o spotřebě domácností. Při jednotkovém θ je počet spotřebních jednotek přímo úměrný počtu členů domácnosti. Uvažované úspory z rozsahu jsou v tomto případě

nulové, potřeba domácnosti o n členech je ohodnocena jako n násobek potřeby domácnosti jednotlivce.

Při $\theta = 0,5$ platí pro počet spotřebních jednotek a počet členů domácnosti následující vztah:

$$SJ = n^{0,5} = \sqrt{n}$$

Výsledkem pro tuto konkrétní hodnotu θ je počet spotřebních jednotek rovnající se druhé odmocnině počtu členů domácnosti (v zahraniční literatuře často označovaný jako tzv. „square root“ stupnice). Hodnota $\theta = 0,5$ již předpokládá existenci nezanedbatelných úspor z rozsahu u vícečlenných domácností (s růstem počtu členů roste počet spotřebních jednotek v řadě 1.00, 1.41, 1.73, 2.00, ...).

Pro dolní mez smysluplného³² oboru hodnot θ : $\theta = 0$ dostáváme:

$$SJ = n^0 = 1$$

Počet spotřebních jednotek přiřazených všem domácnostem bez ohledu na jejich velikost je v tomto případě roven jedné. Ekvivalentní příjem (případně spotřeba) je roven skutečnému celkovému příjmu (případně spotřebě) domácnosti. Šlo by tedy o příjem na domácnost bez zohlednění rozdílů v jejich velikosti. Nulová elasticita vzhledem k počtu členů znamená, že s existencí dalšího člena domácnosti se úroveň potřeb domácnosti nemění (úroveň potřeb domácnosti jednotlivce je stejná s úrovní dvoj-, tří-, čtyř- ... členných domácností). Úspora z rozsahu je v tomto případě absolutní.

Výhodou této formy konstrukce stupnic spotřebních jednotek je fakt, že parametr θ přímo vyjadřuje uvažovaný rozsah úspor z rozsahu u vícečlenných domácností. Pro $\theta = 1$ jsou úspory z rozsahu nulové. S klesající hodnotou parametru θ se rozsah uvažovaných úspor z rozsahu zvyšuje až ke stejné úrovni potřeb bez ohledu na velikost domácnosti pro hodnotu parametru $\theta = 0$.

³² Hodnoty θ mimo interval $\langle 0,1 \rangle$ jsou sice teoreticky možné, ale evidentně v rozporu s realitou. Pro $\theta > 1$ by úroveň potřeb rostla rychleji než počet členů. Existovaly by záporné úspory z rozsahu, což je v rozporu s realitou

Rozdílná úroveň potřeb členů v závislosti na věku

Kromě vlivu počtu členů domácnosti se dá předpokládat existence rozdílů potřeb jednotlivých členů domácnosti v závislosti na jejich věku. V nejjednodušším případě jde o zohlednění rozdílů v úrovni potřeb mezi dětmi a dospělými členy domácnosti. Tento rozdíl zohledňuje modifikovaný zápis třídy stupnic spotřebních jednotek³³:

$$SJ = (n_a + n_c k_c)^\theta,$$

kde n_a představuje počet dospělých v domácnosti, n_c počet dětí v domácnosti, k_c koeficient vyjadřující relaci úrovně potřeb u dítěte vzhledem k dospělému členu domácnosti a θ již výše popsany parametr vyjadřující faktor elasticity potřeb vzhledem k velikosti domácnosti.

Velikost koeficientu k_c se v praxi volí menší než 1 – úroveň potřeb u dětí se předpokládá nižší než u dospělého člena domácnosti. Konkrétní volba hodnoty koeficientu k_c je však (obdobně jako θ) předmětem volby. Lišit se může i definice dítěte pokud jde o vymezení věkové hranice (může jít o hranici 14, 16, 18 let nebo jakoukoliv jinou).

Přidání koeficientu pro relaci potřeb dítěte vzhledem k dospělým umožňuje rozlišit úroveň potřeb do dvou věkových kategorií – děti a dospělí. Nic ovšem nebrání provést podrobnější rozlišení do více věkových intervalů a některé z prakticky využívaných stupnic to i dělají. Za možnost podrobnějšího rozlišení úrovně potřeb dle věku ovšem platíme daň zesložitěním stupnice v podobě více koeficientů pro výpočet počtu spotřebních jednotek. Obecnější tvar předchozího zápisu stupnice spotřebních jednotek pak bude mít možný tvar:

$$SJ = (n_r + \sum n_i k_i)^\theta.$$

Věk není určitě jediným možným třídícím kritériem pro rozlišení rozdílné úrovně potřeb jednotlivých osob. V úvahu připadá i řada dalších hledisek (např. pohlaví, ekonomická aktivita aj.). Při použití více třídících kritérií platí dvojnásob to, co bylo zmíněno u

ekonomiky domácností. Pro $\theta < 0$ by se naopak s růstem počtu členů snižovala úroveň potřeb domácnosti, což je také ve zřejmém rozporu s realitou.

³³ Dle Cowell, Jenkins (1994) jde o stupnice tzv. typu B. O lineární formě vyjádření stupnic (dle této klasifikace tzv. typ A) viz dále.

podrobnějšího třídění podle věku: za možnost podrobněji rozlišit úroveň potřeb pro různé typy osob platíme cenu v podobě větší složitosti stupnice – zvyšování počtu jejích parametrů. S přidáním každého dalšího kritéria počet parametrů rychle roste. Stupnice se tím stává méně přehlednou a roste počet koeficientů, které je třeba nějakým způsobem odhadnout.

Lineární forma vyjádření stupnice

Další často využívanou formou stupnic spotřebních jednotek je třída stupnic založená na obecnější lineární formě vyjádření typu:

$$SJ = 1 + (n - 1)k ,$$

kde n je počet členů domácnosti a k je koeficient vyjadřující přírůstek potřeb pro druhého a každého dalšího člena domácnosti. Smysluplný obor hodnot k je dán intervalem $\langle 0,1 \rangle$.³⁴ Pohyb hodnoty koeficientu k v tomto intervalu opět ovlivňuje rozsah předpokládaných úspor z rozsahu v ekonomice domácností. Pro $k = 1$ je počet spotřebních jednotek roven počtu členů domácnosti. Přepočtem se dostáváme k příjmu (spotřebě) na osobu, uvažované úspory z rozsahu jsou nulové. Pro k na dolní hranici intervalu ($k = 0$) je počet spotřebních jednotek pro všechny domácnosti bez ohledu na počet členů jednotkový a dostáváme příjem na domácnost. S klesající hodnotou k od hodnoty 1 směrem k nule roste rozsah uvažovaných úspor z rozsahu.³⁵ Obdobně jako parametr θ u předchozí formy stupnic vyjadřuje hodnota k , byť jinou formou, velikost předpokládaných úspor z rozsahu.

Přidáme-li do lineární formy vyjádření stupnic spotřebních jednotek parametr vyjadřující vztah mezi rozdílnou úrovní potřeb dětí a dospělých, dostáváme rozšířený obecný zápis tohoto typu stupnice:

$$SJ = 1 + (n_a - 1)k_a + n_c k_c ,$$

³⁴ Podobně jako u parametru θ u předchozí formy stupnic jsou hodnoty k mimo tento interval sice teoreticky možné, ale pro praxi nereálné. Hodnoty $k > 1$ by znamenaly nadproporcionální růst potřeb s růstem počtu členů a tudíž záporné úspory z rozsahu. Pro hodnoty $k < 0$ by pak byl přírůstek druhého a dalších členů domácnosti záporný a hodnoty $k < 0$ by znamenaly pokles potřeb domácností při růstu počtu členů, což je v rozporu s reálným očekáváním.

³⁵ S rostoucím počtem členů n počet spotřebních jednotek na jednoho člena domácnosti klesá. Pro velká n by konvergoval k limitní hodnotě rovné hodnotě koeficientu k .

kde n_a je počet dospělých členů domácnosti, n_c počet dětí v domácnosti, k_a koeficient vyjadřující přírůstek potřeb pro druhého a každého dalšího dospělého člena domácnosti a k_c koeficient vyjadřující přírůstek potřeb na každé dítě v domácnosti.³⁶ Dvě úrovně hodnot koeficientu k umožňují rozlišení rozdílné úrovně potřeb dvou věkových kategorií (dospělých a dětí). Opět je možné rozšíření na více věkových intervalů, případně přidání dalších klasifikačních kritérií pro rozdílnou úroveň potřeb. Cena, kterou je za to nutné zaplatit, je opět zvyšující se počet parametrů stupnice.

3.3 Dopad stupnice spotřebních jednotek na hodnoty indikátoru

Porovnání pro dvě referenční stupnice spotřebních jednotek (mod. OECD, OECD)

Výchozím bodem pro analýzu dopadu volby stupnice spotřebních jednotek na míru ohrožení chudobou je možné srovnání výsledků pro dvě (nebo případně více) alternativní referenční stupnice spotřebních jednotek. Vzhledem k definici zkoumaného ukazatele, která využívá modifikovanou stupnici OECD, se jako vhodná pro srovnání jeví druhá z hojně používaných stupnic lineárního typu – tedy tzv. původní stupnice OECD. V definici používaná modifikovaná OECD stupnice obsahuje poměrně velké předpokládané úspory z rozsahu v ekonomice domácností, porovnání s původní stupnicí OECD jako alternativní stupnicí umožní posoudit, jak se případně změní výsledky při předpokladu strmější stupnice spotřebních jednotek, s menšími úsporami z rozsahu plynoucími z většího počtu členů v domácnosti.

Původní stupnice OECD je rovněž stupnicí lineárního typu, konstrukčně obdobná výchozí stupnici. Na rozdíl od ní pracuje s vyššími hodnotami koeficientů pro další dospělé členy domácnosti (0,7 oproti 0,5) a děti (0,5 oproti 0,3). Vzhledem k vyššímu počtu spotřebních jednotek u domácností s více než jedním členem se snížila hodnota jejich ekvalizovaného příjmu. V důsledku toho se snížil i medián ekvalizovaného ročního příjmu (přibližně o 20 tisíc Kč) a nominální hodnota hranice chudoby se snížila z původních 76 862 na 60 847.³⁷

³⁶ V této formě jde v klasifikaci dle Cowell, Jenkins (1994) o stupnici tzv. typu A.

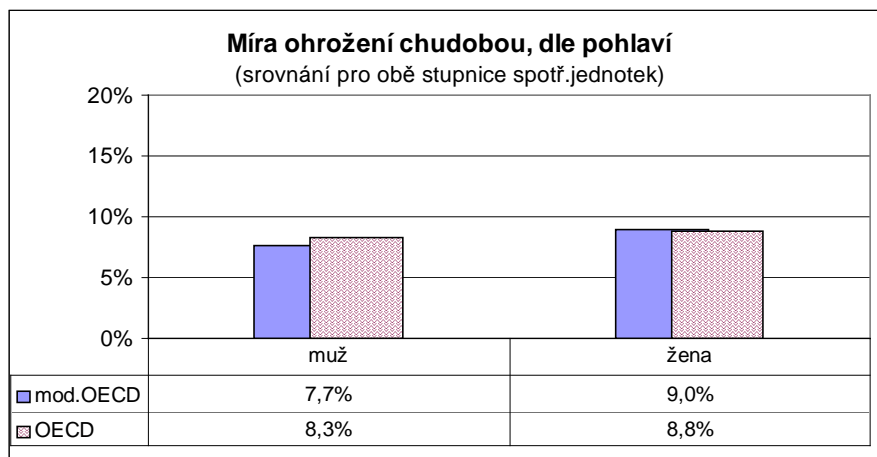
³⁷ O vlivu přepočtu na stupnici spotřebních jednotek s rozdílnými úsporami z rozsahu a procesech s vlivem na hodnotu indikátoru s tím spojenými bude ještě podrobněji pojednáno v následující části práce.

Jak jsem již uvedl v předchozí části práce, hodnota ukazatele míra ohrožení chudobou pro výchozí stupnici (modifikovaná stupnice OECD) je 8,4 %. Výskyt ohrožení chudobou v populaci celkem přepočtený pro původní stupnici OECD je pak 8,6 %. Oproti výchozí stupnici tedy došlo k mírnému zvýšení hodnoty takto koncipovaného indikátoru, a to o 0,2 procentního bodu. U populace jako celku proto není dopad rozdílných úspor z rozsahu v ekonomice domácností zakomponovaných do stupnic spotřebních jednotek nijak významný, obě hodnoty indikátoru se liší jen nepatrně.

Následující sekvence srovnávacích grafů poskytuje pohled na srovnání hodnot indikátorů pro obě stupnice spotřebních jednotek u vybraných podskupin populace – opět ve vymezení dle hlavních klasifikačních znaků, kterými jsou pohlaví, věková skupina a status dle ekonomické aktivity jednotlivce a domácnosti jako celku.

U srovnání pro obě pohlaví je vliv přepočtu z výchozí na zvolenou alternativní stupnici spotřebních jednotek rozdílný. Zatímco u skupiny mužů došlo k mírnému zvýšení hodnoty indikátoru (o 0,4 procentního bodu, z výchozích 7,7 na 8,3 %), u skupiny žen došlo naopak k mírnému poklesu (o 0,2 procentního bodu z výchozích 9,0 na 8,8 %).

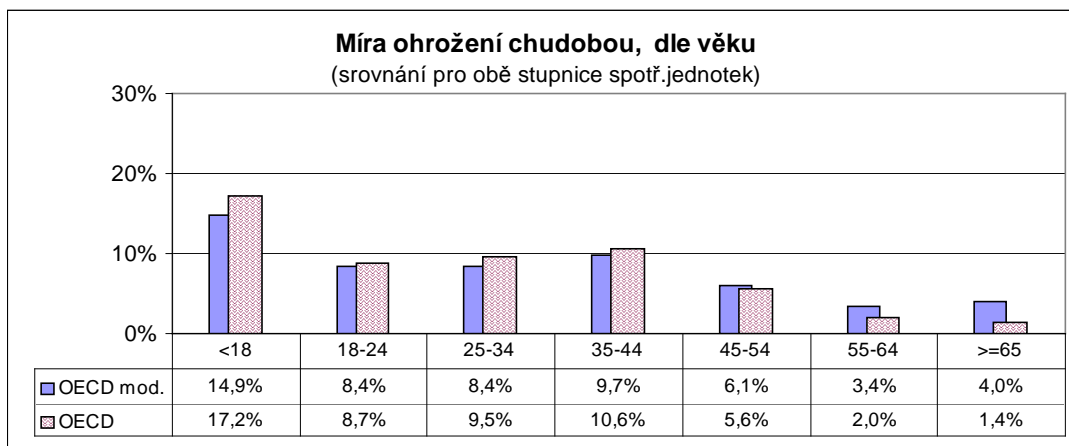
Graf 3.12



Přepočítáme-li pro novou stupnici spotřebních jednotek výsledky za jednotlivé věkové skupiny, dochází k největším změnám hodnoty indikátoru na dolním a horním konci věkového spektra. Změny u nejnižší a u nejvyšších věkových skupin jsou opět protisměrné. U stupnice OECD je míra ohrožení chudobou u věkové skupiny do 18 let vyšší (o 2,3

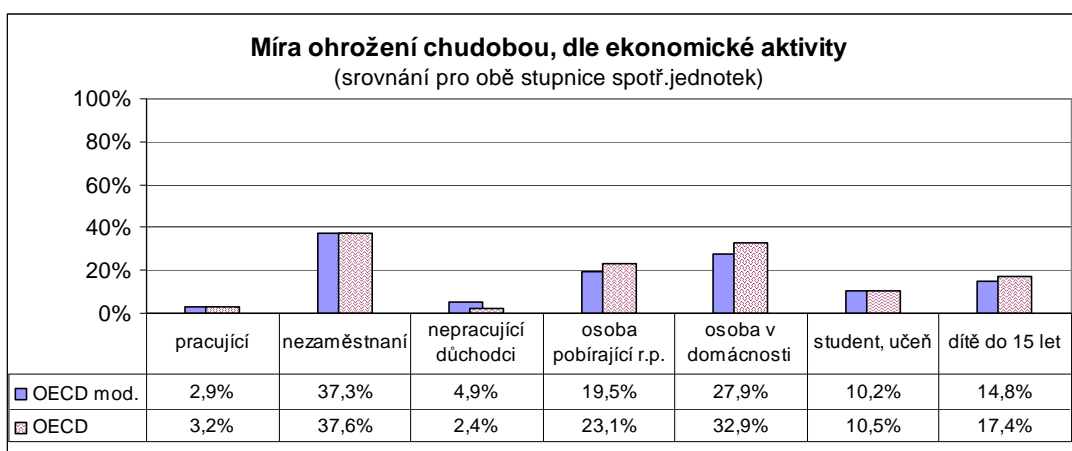
procentního bodu, 17,2 %). Naopak u této strmější stupnice spotřebních jednotek dostáváme u skupiny 65letých a starších hodnotu indikátoru míra ohrožení chudobou nižší než u původní výchozí stupnice (o 2,6 procentního bodu, pouhých 1,4 %).

Graf 3.13



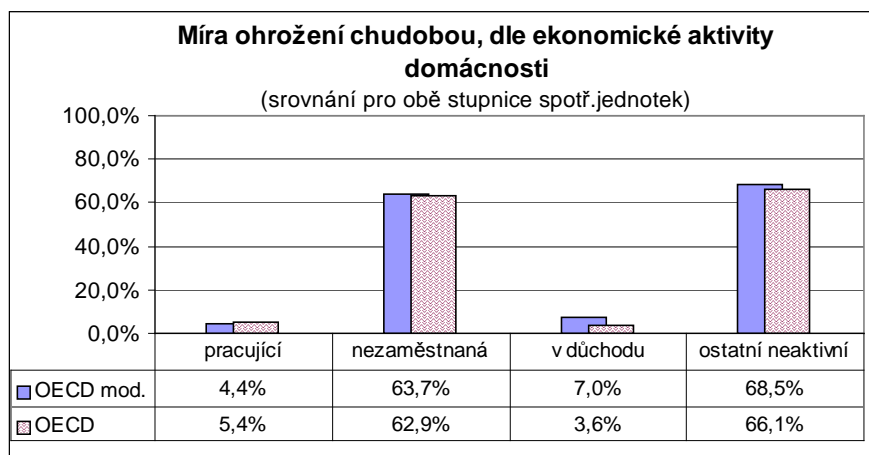
Vývoj seniorské věkové skupiny kopíruje u profilu dle ekonomické aktivity vývoj indikátoru u skupiny nepracujících důchodců – u stupnice OECD pokles o 2,5 procentního bodu na poměrně nízkých 2,4 %. U skupiny pracujících a u skupiny nezaměstnaných je vliv změny stupnice spotřebních jednotek jen nepatrný, podobně je tomu ještě u skupiny studentů. Nárůst lze zaznamenat u osob pobírajících rodičovský příspěvek (+ 3,6 procentního bodu), osob v domácnosti (+5 procentních bodů) a dětí do 15 let (+ 2,6 procentního bodu).

Graf 3.14



Posuzujeme-li ekonomickou aktivitu na úrovni domácnosti³⁸, lze největší změnu, a to směrem dolů, zaznamenat u domácností důchodců (ze 7,0 na 3,6 %). Změny u ostatních kategorií nejsou již tak výrazné (mírný nárůst u osob v domácnostech se statusem pracujících, mírný pokles u zbylých dvou kategorií ekonomicky neaktivních domácností).

Graf 3.15



Přepočítání při změně stupnice – čistá a hrubá změna

Předcházející srovnání porovnávalo hodnoty indikátoru pro obě referenční stupnice pro populaci celkem a pro vybrané subpopulace. Toto prosté porovnání dvou hodnot indikátoru nám však poskytuje pouze částečný obrázek o tom, jaké jsou dopady změny stupnice spotřebních jednotek a jaké procesy při nich v interakci s příjmovými daty probíhají. Výchozí bod další podrobnější analýzy vlivu stupnice spotřebních jednotek na zkoumaný indikátor obsahuje následující schematické znázornění přepočtu pro dvě různé stupnice:

Schéma 3.1

		Stupnice B		
		pod hranicí	nad hranicí	Σ
Stupnice A	pod hranicí	○	■A	A●
	nad hranicí	■B		
Σ		B●		

V tabulce je schematicky znázorněn přepočítání indikátoru z výchozí stupnice A na novou stupnici B. Přičemž:

³⁸ Dle statusu domácnosti dle ekonomické aktivity, vymezení kategorií lze nalézt v pasáži s výchozími údaji v kapitole 2.

A_{\bullet} odpovídá hodnotě indikátoru na původní stupnici A

B_{\bullet} odpovídá hodnotě indikátoru na nové stupnici B

Předchozí analýza porovnávala hodnoty A_{\bullet} a B_{\bullet} , jejichž rozdíl představuje při přepočtu tzv. čistou změnu. Přepočet (změna stavu pokud jde pozici pod či nad hranicí chudoby) se však týká větší části populace, než by napovídá prostý rozdíl mezi hodnotami indikátoru pro srovnávané stupnice (odpovídající absolutní hodnotě rozdílu A_{\bullet} a B_{\bullet}) a tento rozdíl může být i dosti podstatný. Na rozdíl od parametru vyjadřujícího posun hranice chudoby je zde změna „obousměrná“ – někteří jednotlivci se nově dostávají pod hranici chudoby, někteří jiní naopak dříve pod hranicí se nově dostávají nad ní.³⁹ Změna situace pokud jde o výskyt ohrožení chudobou se týká též dvou polí schématu označených symboly $\blacksquare A$ a $\blacksquare B$, u kterých jde o situaci:

$\blacksquare A$ – jednatel pod hranicí chudoby při stupnici A, nyní nad hranicí při stupnici B

$\blacksquare B$ – jednatel původně nad hranicí chudoby při stupnici A, nyní pod hranicí při stupnici B

Nová hodnota indikátoru je:

$$B_{\bullet} = A_{\bullet} + \blacksquare B - \blacksquare A$$

a výsledná změna hodnoty indikátoru je pak dána bilancí obou těchto toků:

$$\Delta ch = (B_{\bullet} - A_{\bullet}) = (\blacksquare B - \blacksquare A)$$

Výsledek přepočtu z modifikované stupnice OECD na „původní“ stupnici u dat z Mikrocensu 2002 ve struktuře dle předchozího schématu pro populaci celkem obsahuje následující tabulka:

³⁹ Při přepočtu na novou stupnici působí při interakci s příjmovými daty dva protisměrné efekty, o kterých bude dále ještě podrobněji pojednáno. Výsledkem zde tak může být pohyb jak nad, tak i pod hranici.

Tabulka 3.4 Dopad přepočtu stupnice spotřebních jednotek (mod. OECD → OECD)

% pod hranicí chudoby		stupnice OECD (lin. 0,7 ; 0,5)		
		ano	ne	Σ
modif.OECD stupnice (lin. 0,5 ; 0,3)	ano	7,5%	0,9%	8,4%
	ne	1,1%	90,5%	91,6%
	Σ	8,6%	91,4%	100,0%

V této tabulce je součet prvního řádku roven podílu pod hranicí chudoby u výchozí stupnice (8,4%, odpovídá A● v předchozím schématu). Součet prvního sloupce je pak hodnotou pro nově použitou stupnici (8,6%, odpovídá B● v předchozím schématu). Rozdíl mezi hodnotami obou indikátorů představuje 0,2 procentního bodu. Tyto výsledky byly předmětem srovnání v předchozí části kapitoly porovnávající hodnoty indikátorů pro obě zvolené stupnice spotřebních jednotek.

Z tabulky je dále vidět, že po provedeném přepočtu se 0,9% populace pod hranicí chudoby u modifikované stupnice OECD ocitá nad novou hranicí pro stupnici OECD. Naopak u 1,1% jde o změnu přesně opačnou:

$$\Delta ch = (\blacksquare B - \blacksquare A) = (1,1 - 0,9) = +0,2\%$$

Za změnou o 0,2% populace je v tomto případě saldo změn +1,1% a -0,9%. Změna statusu pokud jde o ohrožení chudobou se tedy týká celkem 2% populace. 7,5% tvoří v tomto případě pomyslné „jádro“ – společnou část obou podsouborů pod hranicí chudoby u obou stupnic spotřebních jednotek.

Výsledky této analýzy pro jednotlivá pohlaví obsahují následující dva tabulkové výstupy:

Tabulka 3.5. Dopad přepočtu stupnice spotřebních jednotek – skupiny dle pohlaví

MUŽI				
% pod hranicí chudoby		stupnice OECD (lin. 0,7 ; 0,5)		
		ano	ne	Σ
modif.OECD stupnice (lin. 0,5 ; 0,3)	ano	7,2%	0,5%	7,7%
	ne	1,1%	91,2%	92,3%
	Σ	8,3%	91,7%	100,0%

ŽENY				
% pod hranicí chudoby		stupnice OECD (lin. 0,7 ; 0,5)		
		ano	ne	Σ
modif.OECD stupnice (lin. 0,5 ; 0,3)	ano	7,7%	1,3%	9,0%
	ne	1,1%	89,9%	91,0%
	Σ	8,8%	91,2%	100,0%

Hodnoty indikátoru pro výchozí stupnici (modifikovaná stupnice OECD) je u mužů 7,7 % – tato hodnota je součtem řádku „ano“ u této stupnice. Provedeme-li přepočet na novou stupnici (stupnice OECD), ocitá se nově pod nově definovanou hranicí chudoby 1,1 % mužů, naopak 0,5 % mužů dříve pod hranicí chudoby je nyní nad ní. Čistá změna je +0,6 % a hodnota indikátoru pro muže se zvýšila z výchozích 7,7 % na 8,3 %.

U žen se nově pod hranicí chudoby ocitá 1,1 %, naopak 1,3 % dříve pod hranicí chudoby je po přepočtu nad ní. Čistá změna je tak v tomto případě záporná: -0,2 % a u hodnoty indikátoru došlo k poklesu z výchozích 9,0 % na 8,8 %. Dopady přepočtu z modifikované stupnice OECD na stupnici OECD jsou tak u obou pohlaví opačné. Zatímco u mužů došlo k růstu indikátoru míry ohrožení chudobou, u žen je zaznamenán naopak mírný pokles. Rozdíl v hodnotě indikátoru mezi pohlavími se tak pro stupnici OECD zmenšil (o 0,8 procentního bodu), i když i nadále zůstává míra ohrožení u žen vyšší než u mužů. Příčinám tohoto rozdílného vývoje, pokud jde o změnu hodnot indikátoru při změně stupnice spotřebních jednotek, bude později ještě věnována pozornost v navazující části popisující podrobněji procesy spojené s přepočtem příjmu na spotřební jednotku.

Obdobnou analýzu jsem provedl též pro skupiny dle dalších socioekonomických kritérií uvažovaných v této práci – dle věku a dle ekonomické aktivity. Výstupy jsou tentokrát již ve zkrácené úspornější variantě obsaženy v následujících dvou tabulkách. Sloupec mod.OECD obsahuje vždy výchozí hodnoty indikátoru pro tuto stupnici spotřebních jednotek. Sloupce označené symboly + a – obsahují kvantifikaci hrubé změny: + procento dané subpopulace nově pod hranicí chudoby po přepočtu na stupnici OECD, - procento dané subpopulace původně pod hranicí chudoby, nyní se však nacházející nad nově propočtenou hranicí. Závěrečný sloupec pak obsahuje hodnotu indikátoru po přepočtu na stupnici OECD. Logicky přitom opět platí, že celková (čistá) změna indikátoru při přepočtu stupnice je dána saldem změn v obou prostředních sloupcích (např. pro věkový interval <18 let: 14,9 % + 2,5 % – 0,2 % = výsledných 17,2 %).

Tabulka 3.6. Dopad přepočtu stupnice spotřebních jednotek – věkové skupiny

věkový interval	mod.OECD	+	-	OECD
<18	14,9%	2,5%	0,2%	17,2%
18-24	8,4%	0,7%	0,4%	8,7%
25-34	8,4%	1,7%	0,5%	9,5%
35-44	9,7%	1,4%	0,5%	10,6%
45-54	6,1%	0,4%	0,8%	5,6%
55-64	3,4%	0,0%	1,4%	2,0%
65+	4,0%	0,1%	2,8%	1,4%

U analýzy za jednotlivě věkové skupiny stojí za pozornost především zřetelně opačný směr toků u nejnižšího a nejvyššího věkového intervalu. Zatímco u intervalu <18 let zřetelně převažuje přírůstek osob nově pod hranicí chudoby (+2,5 % oproti –0,2 %), u nejvyššího věkového intervalu je tomu přesně naopak (+0,1 % oproti –2,8 %). Důvody tohoto rozdílu budou opět patrnější v navazující části práce, která bude zaměřena na podrobnější analýzu procesů spojených s přepočtem disponibilního příjmu a s tím spojenými změnami rozsahu uvažovaných úspor z rozsahu v ekonomice domácností.

Tabulka 3.7. Dopad přepočtu stupnice spotřebních jednotek – skupiny dle ek. aktivity

	mod.OECD	+	-	OECD
pracující	2,9%	0,6%	0,3%	3,2%
nezaměstnaní	37,3%	1,9%	1,6%	37,6%
důchodci	4,9%	0,2%	2,6%	2,4%
rodičovská dovolená	19,5%	3,7%	0,1%	23,1%
v domácnosti	27,9%	5,0%	0,0%	32,9%
studenti 15+	10,2%	0,9%	0,6%	10,5%
děti do 15 let	14,8%	2,8%	0,2%	17,4%

U skupin dle ekonomické aktivity je při přepočtu z modifikované stupnice OECD na stupnici OECD nejvyšší přírůstek osob nově pod hranicí chudoby u skupiny osob v domácnosti (+5,0 %), osob na rodičovské dovolené (pobírajících rodičovský příspěvek) (+3,7 %) a u dětí do 15 let (+ 2,8 %). Naopak znatelně nejvyšší hodnota ve sloupci (-) obsahujícím procento osob dříve pod hranicí chudoby, kteří se po přepočtu stupnice nově ocitají nad novou hranicí, je ve skupině důchodců (-2,6 %). Tento vývoj opět odpovídá vývoji u příslušných věkových skupiny v předchozím výstupu (55-64 let a zejména 65+ let), které se logicky ve velké míře překrývají se skupinou důchodců při třídění dle ekonomické aktivity.

Podrobnější analýza procesů spojených s přepočtem stupnice spotřebních jednotek

Předchozí část práce se věnovala změnám u souboru osob pod hranicí chudoby (výskyt chudoby – podíl populace / subpopulace pod hranicí chudoby, hrubá a čistá změna) na příkladu přepočtu z výchozí modifikované stupnice OECD na (původní) stupnici OECD. Cílem následující části je blíže analyzovat procesy v datech při změně stupnice spotřebních jednotek. Pro konkrétní demonstraci opět poslouží již dříve použitý příklad modifikované a původní stupnice OECD.

Položená otázka nyní zní: k čemu dochází v datovém souboru při změně stupnice spotřebních jednotek? Co leží za změnami v podobě toků nad a pod hranici chudoby popsány v předchozí části?

Pohyb nad a pod hranici chudoby spojený s přepočtem na jinou stupnici spotřebních jednotek je výsledkem dvou protichůdných procesů, ke kterým dochází v interakci datového souboru a metodiky zkoumaného indikátoru míra ohrožení chudobou. První z nich souvisí s přepočtem

disponibilního příjmu domácnosti na ekvalizovaný příjem (na spotřební jednotku) – tento jev jsem nazval „efektem ekvalizace“. Druhým dopadem spojeným se změnou stupnice je posun hranice chudoby – která, v souladu se svou metodikou, reflektuje novou hodnotu mediánu ekvalizovaného příjmu. Dopad tohoto posunu hranice chudoby budu v dalším nazývat „efektem posunu hranice“.

„Efekt ekvalizace“

Dojde-li ke změně stupnice spotřebních jednotek, dochází k přepočtu ekvalizovaného příjmu domácností. Jak se změní hodnota ekvalizovaného příjmu pro danou domácnost, přitom závisí na relaci mezi původním (pro výchozí stupnici spotřebních jednotek) a novým (pro stupnici po změně) počtem spotřebních jednotek pro tuto domácnost.

Konkrétní ilustrativní příklad:

Úplná rodina se dvěma dětmi s disponibilním příjmem 20 000 Kč, přepočet z modifikované na původní stupnici OECD:

- *výchozí stupnice:*
 - o počet spotř.jednotek 2,1 ($= 1 + 0,5 + 0,3 + 0,3$)
 - o ekvalizovaný příjem: **9 524** ($= 20\ 000 / 2,1$)
- *nová stupnice:*
 - o počet spotř.jednotek 2,7 ($= 1 + 0,7 + 0,5 + 0,5$)
 - o ekvalizovaný příjem: **7 407** ($= 20\ 000 / 2,7$)

Specifická je pozice, kterou z hlediska přepočtu ekvalizovaného příjmu mají domácnosti jednotlivců. V tomto případě je ekvalizovaný příjem konstantní – je roven disponibilnímu příjmu, bez ohledu na použitou stupnici spotřebních jednotek.⁴⁰ Přepočet na jinou stupnici spotřebních jednotek nemá vliv na výši jejich ekvalizovaného příjmu, která je neměnná. U ostatních typů domácností závisí změna ekvalizovaného příjmu na změně v počtu spotřebních jednotek. U srovnání v našem případě je stupnice OECD v porovnání s výchozí „strmější“, s vyššími předpokládanými úsporami z rozsahu u vícečlenných domácností.⁴¹ U domácností s více než jedním členem tak v tomto případě dochází k poklesu ekvalizovaného příjmu.

⁴⁰ Toto platí za předpokladu, že domácnost jednotlivce je referenční domácností pro použité stupnice. I když tomu tak teoreticky nemusí být nutně vždy a lze si představit i stupnice s jinou základní domácností (a takové stupnice existují, např. míra chudoby v USA používá stupnici, kde základem je bezdětný pár), s ohledem na stupnice používané v této práci toto tvrzení platí. Obecně pak platí vždy pro typ domácností, který je referenčním typem používaných stupnic (= zde právě domácnost jednotlivce).

⁴¹ Z hlediska typologie stupnic jde o dvě stupnice lineární formy, kde druhá z nich má vyšší koeficienty k_a a k_c .

„Efekt posunu hranice“

Spolu s přepočtem ekvalizovaných příjmů domácností na novou stupnici spotřebních jednotek dochází ke změně rozdělení ekvalizovaného příjmu. Se změnou rozdělení je třeba též aktualizovat na novou úroveň medián ekvalizovaného příjmu jako referenční charakteristiku úrovně pro určení hranice chudoby. Novou hranici chudoby pak představuje 60 procent tohoto nového, aktualizovaného příjmového mediánu. Hranice chudoby tak není vzhledem ke stupnicím spotřebních jednotek konstantní a pro různé stupnice se její hodnota bude měnit.

Využijeme-li opět příkladu srovnání dvou stupnic použitých v této kapitole (modifikovaná OECD, (původní) OECD), mění se medián ekvalizovaného příjmu následovně:

Mediány ekvalizovaného příjmu:

- výchozí hodnota (modifikovaná stupnice OECD): 121 436
- hodnota po přepočtu stupnice (stupnice OECD): 101 412

Medián pro stupnici OECD (která je „strmější“, s vyšším počtem spotřebních jednotek pro všechny domácnosti s výjimkou domácností jednotlivce) je logicky nižší. Od toho je odvozena i nižší hodnota pro hranici chudoby, jako šedesáti procent tohoto mediánu:

Hranice chudoby:

- výchozí (modifikovaná stupnice OECD) : 72 862
- nová hranice chudoby (stupnice OECD): 60 847

Posun hranice chudoby – v našem případě směrem dolů – tak dostane řadu domácností po přepočtu ekvalizovaného příjmu pod původní hranicí nad tuto novou nižší hranici.

V důsledku kombinace obou těchto efektů pak v konečném důsledku bude pro náš příklad platit, že:

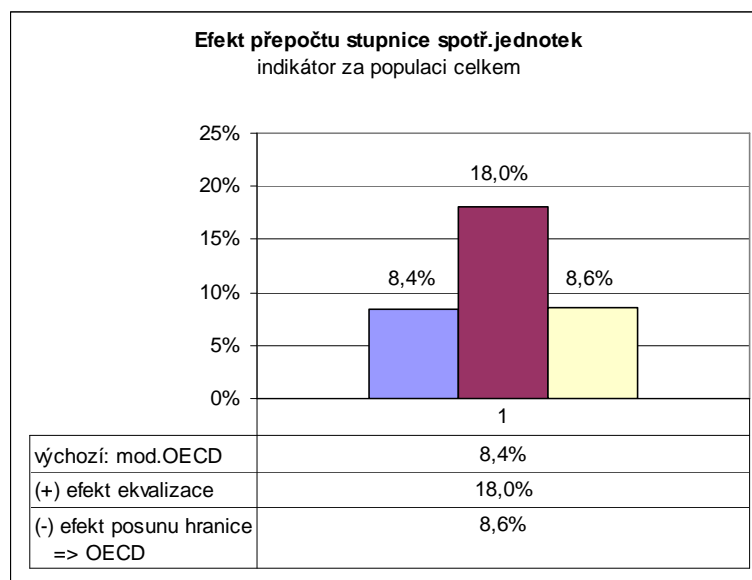
- u některých domácností převáží vliv efektu ekvalizace (tj. vyšší počet spotřebních jednotek) a tyto domácnosti se dostanou pod novou hranici chudoby
- u některých domácností převáží vliv efektu posunu hranice chudoby (tj. snížení hranice chudoby na novou úroveň) a tyto domácnosti se nově ocitnou nad novou (nižší) hranicí chudoby

- u ostatních domácností výsledné působení obou efektů sice obecně rovněž způsobí jejich posun v příjmovém rozdělení, nicméně jejich status co do ohrožení chudobou se nezmění (zůstanou buď pod nebo nad hranicí chudoby)⁴²

Kombinace těchto tří možných situací se poté projevuje ve formě toků nad a pod hranici chudoby, jak byly prezentovány v předchozí části týkající se čisté a hrubé změny při přepočtu indikátoru.

Vliv obou efektů na hodnotu indikátoru za populaci celkem na základě postupných změn (v logické sekvenci přepočtení ekvalizovaného příjmu → posun hranice chudoby) je znázorněn v následujícím grafu. První sloupec znázorňuje výchozí hodnotu indikátoru (modifikovaná stupnice OECD, 8,4 %). Druhý sloupec odpovídá hodnotě indikátoru po přepočtu ekvalizovaného příjmu před posunem hranice chudoby – 18,0 %. Třetí sloupec pak znázorňuje novou hodnotu indikátoru po přepočtu stupnice spotřebních jednotek – 8,6 %.

Graf 3.16.



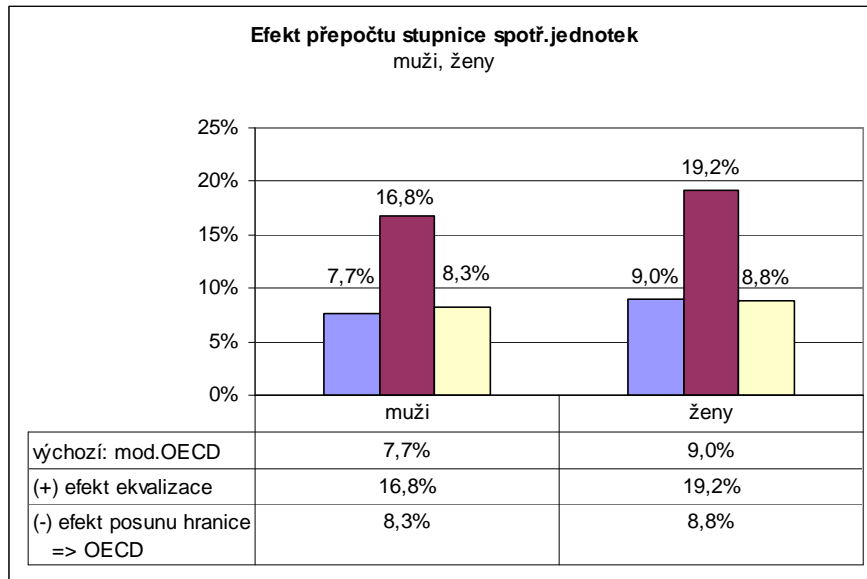
Z grafu je patrný poměrně silný vliv efektu ekvalizace – přepočtení ekvalizovaného příjmu na novou, strmější, stupnici spotřebních jednotek způsobí propad značného počtu domácností a

⁴² Nastane tehdy, když se buď oba protisměrně působící efekty vzájemně dostatečně „vyruší“ nebo pokud sice jeden z nich bude převažovat, ale výchozí vzdálenost od hranice chudoby (pod / nad) bude dostatečně velká, aby

osob pod hranici chudoby v původní výši. Tento propad je poté pro řadu domácností zpětně kompenzován posunem hranice chudoby směrem dolů. Celková čistá změna není nijak razantní (+0,2). Jak však bude ukázáno dále, pro různé podskupiny populace je působení obou těchto protisměrných efektů různé a potenciál pro změny například v relacích mezi různými socioekonomickými skupinami je větší, než by se dalo na první pohled usuzovat z poměrně malého výsledného efektu u populace celkem.

Následující graf porovnává působení přepočtu stupnice spotřebních jednotek pro skupiny dle pohlaví. Výchozí relace pokud jde o hodnotu indikátoru dle pohlaví je 7,7 % u mužů vs. 9,0 % u žen, rozdíl 1,3 procentního bodu v neprospěch žen. Přepočet ekvalizovaného příjmu na novou strmější stupnici OECD působí silněji na populaci žen (19,2 % pod původní hodnotou hranice chudoby, oproti 16,8 % u populace mužů). Následný posun hodnoty hranice chudoby směrem dolů však koriguje výslednou relaci mezi hodnotami indikátorů pro pohlaví ve prospěch žen – jejich míra ohrožení je stále vyšší, než u mužů, nicméně rozdíl mezi pohlavími se na stupnici OECD o něco snížil (8,3 % muži vs. 8,8 % ženy – rozdíl 0,5 procentního bodu v neprospěch žen).

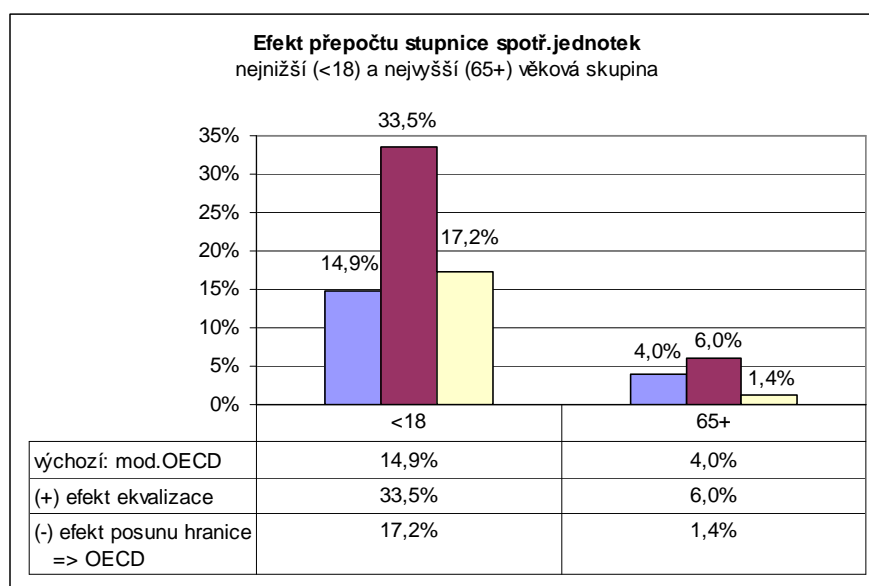
Graf 3.17



Relaci mezi hodnotami indikátoru mezi nejnižším a nejvyšším věkovým intervalem (děti do 18 let vs. osoby 65 let a starší) zobrazuje následující graf.

nedošlo ke změně pozice domácnosti vůči nové hranici.

Graf 3.18



Hodnota indikátoru je výrazně vyšší u intervalu <18 u obou porovnávaných stupnic. Přepočtení ekvalizovaného příjmu působí mnohem silněji na tuto věkovou skupinu populace. Posun hranice chudoby jej pak kompenzuje pouze částečně a hodnota indikátoru pro tuto věkovou skupinu je pro stupnici OECD vyšší než pro výchozí (14,9 % → 17,2 %). U nejvyššího věkového intervalu není působení přepočtu příjmů zdaleka tak silné. Následný posun hranice chudoby působí mnohem výrazněji a výsledkem je znatelný pokles hodnoty indikátoru pro novou stupnici ve srovnání s výchozí (4,0 % → 1,4 %).

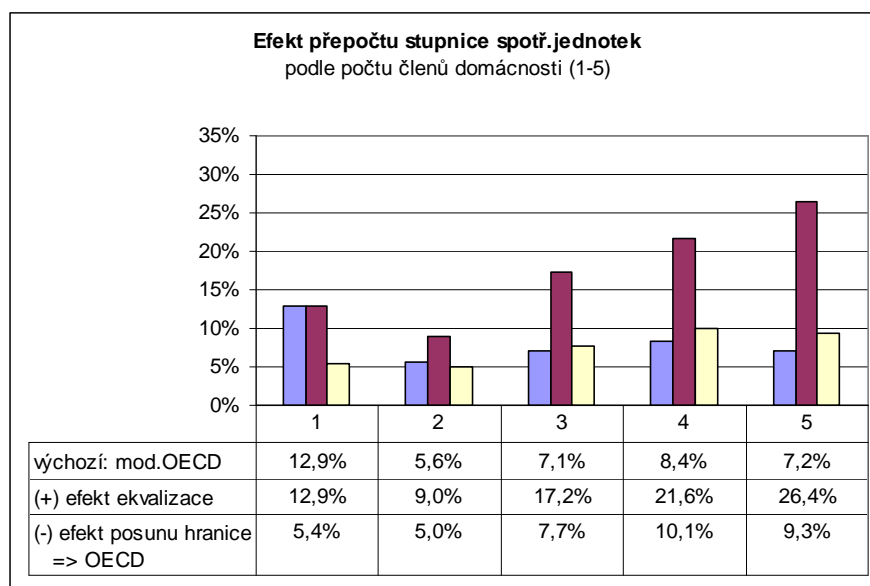
Přepočtení ekvivalentního příjmu a počet členů domácnosti

Specifickou charakteristikou domácnosti ve vztahu k přepočtení ekvivalentního příjmu je její velikost. Jak už bylo ukázáno výše, specifickou pozici pokud jde o efekt ekvalizace na hodnotu indikátoru mají domácnosti jednotlivce⁴³. Ekvalizovaný příjem domácnosti jednotlivce nezávisí na zvolené stupnici spotřebních jednotek – je (nominálně) konstantní. Efekt ekvalizace příjmu (snížení / zvýšení hodnoty ekvalizovaného příjmu při změně stupnice spotřebních jednotek) na tento typ domácnosti nepůsobí. Rozhodující je pro ně pouze dopad posunu hranice chudoby (dolů / nahoru) po přepočtení na novou hodnotu mediánu

⁴³ Za předpokladu, že domácnost jednotlivce je referenčním typem domácnosti pro dané stupnice – jako je tomu u většiny z nich, včetně obou zde srovnávaných (modifikovaná OECD, OECD) – viz též poznámka v části věnující se přepočtení ekvivalentního příjmu.

ekvalizovaného příjmu. Přepočet z modifikované stupnice OECD na stupnici OECD v třídění dle počtu členů domácnosti je zobrazen na následujícím grafu.

Graf 3.19



U jednočlenných domácností je vidět nulový vliv ekvalizace příjmů – po přepočtu příjmu se hodnota indikátoru nezmění, nezmění se totiž ani ekvalizovaný příjem této skupiny osob. Obě použité stupnice jsou lineárního typu, stupnice OECD je strmější (větší úspory z rozsahu, vyšší počty spotřebních jednotek u domácností se dvěma a více členy). Síla vlivu přepočtu ekvalizovaného příjmu stoupá s počtem členů domácnosti. Právě tento faktor – velikost domácnosti – má pochopitelně silný zprostředkující vliv i na dopad přepočtu pro jiné typy třídění (pohlaví, věkové skupiny, status dle ekonomické aktivity atp.).⁴⁴

Počet členů domácnosti pro různé sub-populace

Průměrný počet členů domácnosti spočtený ze souboru za jednotlivce z Mikrocenzu 2002 je 3,13.

Na tomto místě stojí za to zdůraznit, že jde o výpočet založený na jednotlivcích. Není to tedy totéž, co konvenčně počítaná průměrná velikost domácnosti. Každá domácnost je reprezentována tolika záznamy, kolik má členů. Váha domácnosti je tedy tím větší, čím více

⁴⁴ I když nejde o vliv jediný, záleží i na pozici té které skupiny ve výchozím příjmovém rozdělení.

má členů. Při použití analogického ilustrativního příkladu, jako dříve v části věnované konfrontaci jednotlivce a domácnosti jako jednotky analýzy:

Jednoduchý příklad – 3 domácnosti

domácnost číslo 0001, dvojice
 domácnost číslo 0002, jednatelce
 domácnost číslo 0003, čtyřčlenná rodina

DOM: 3 záznamy, domácnost ID0001 s počtem členů = 2
 domácnost ID0002 s počtem členů = 1
 domácnost ID0003 s počtem členů = 4

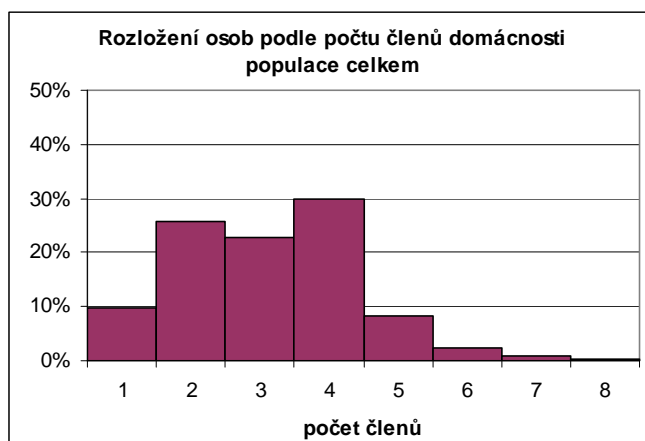
$$\text{průměrná velikost domácnosti} = \frac{2 + 1 + 4}{3} = 2,33$$

OSOBY: 7 záznamů osoba ID 000101 s počtem členů v domácnosti = 2
 osoba ID 000102 s počtem členů v domácnosti = 2
 osoba ID 000201 s počtem členů v domácnosti = 1
 osoba ID 000301 s počtem členů v domácnosti = 4
 osoba ID 000302 s počtem členů v domácnosti = 4
 osoba ID 000303 s počtem členů v domácnosti = 4
 osoba ID 000304 s počtem členů v domácnosti = 4

$$\text{průměrná velikost domácnosti pro jednotlivce} = \frac{2 + 2 + 1 + 4 + 4 + 4 + 4}{7} = 3$$

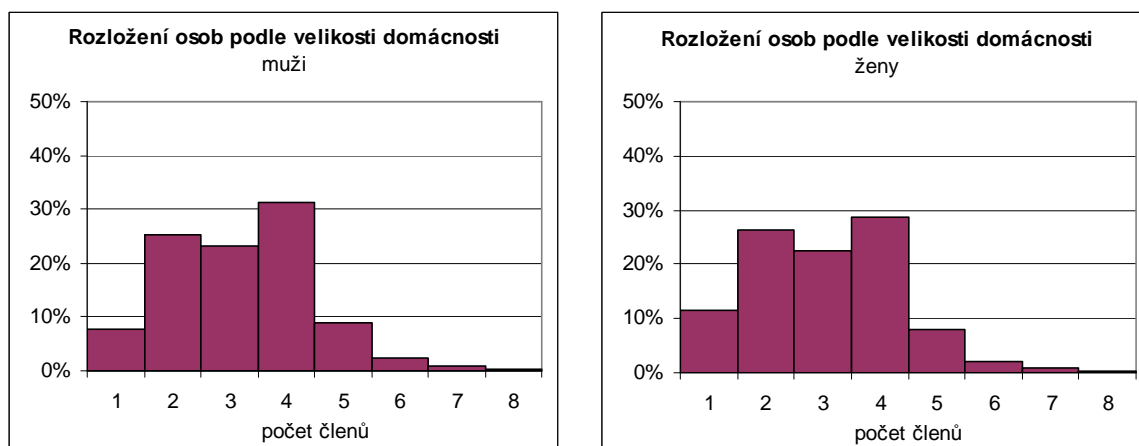
Rozložení osob podle počtu členů v jejich domácnosti pro populaci celkem znázorňuje následující graf:

Graf 3.20



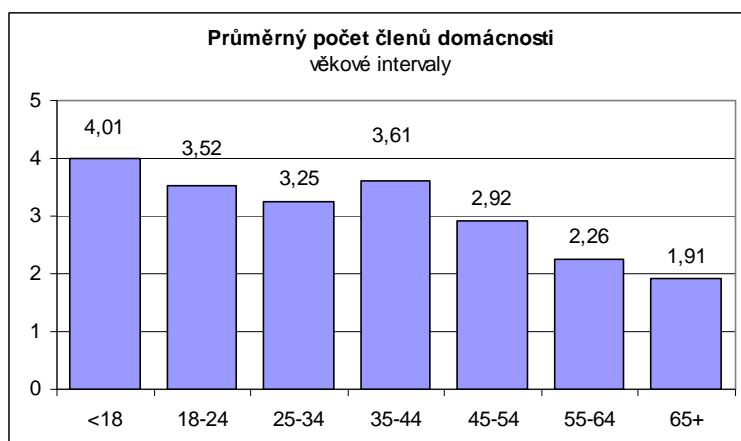
Porovnáme-li průměrný počet členů domácnosti u mužů a žen, je tato u mužů nepatrně vyšší (3,21) než u žen (3,07). Příčinou je zde věková struktura, především větší podíl domácností jednotlivců ve vyšší věkové kategorii zastoupených převážně ženami.

Graf 3.21, 3.22



Profil průměrného počtu členů domácnosti podle věku (již pro obě pohlaví dohromady) zobrazuje následující graf.:

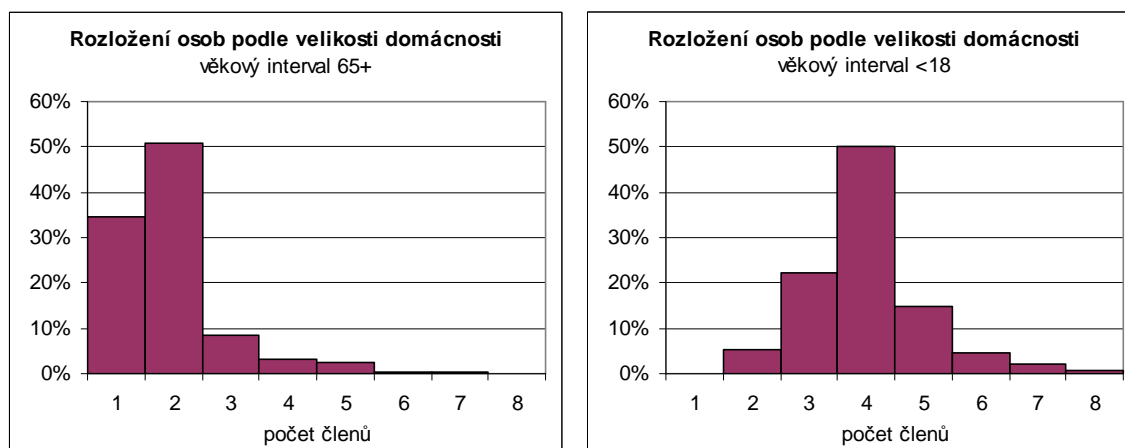
Graf 3.23



Na grafu je vidět průběh odpovídající životnímu cyklu: nejvyšší průměrný počet členů je u dětí (<18), v následujících dvou intervalech poté klesá a lokálního maxima dosahuje opět v „rodičovském“ intervalu 35-44 let. Následuje opět pokles k nejnižší hodnotě u seniorské věkové skupiny.

Podrobnější porovnání rozložení podle počtu členů domácnosti pro oba krajní věkové intervaly je v následující dvojici grafů:

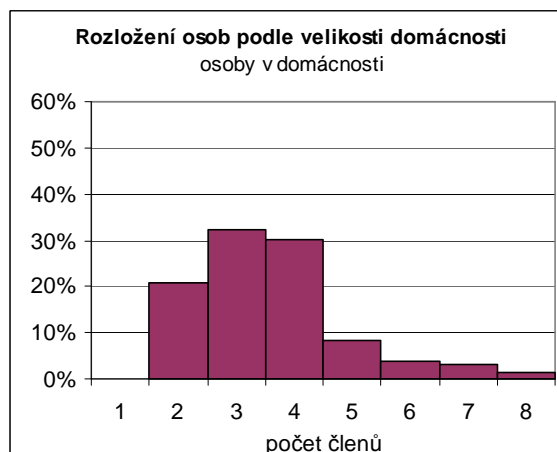
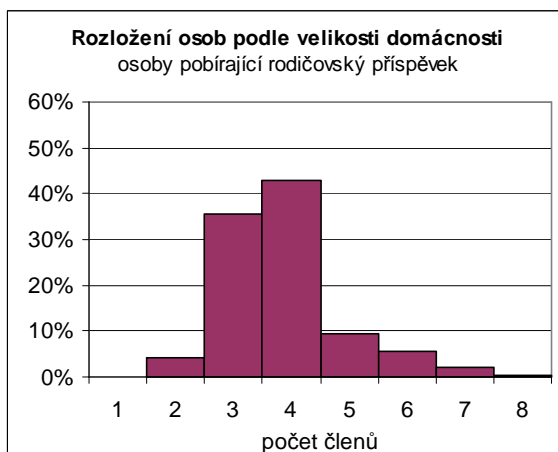
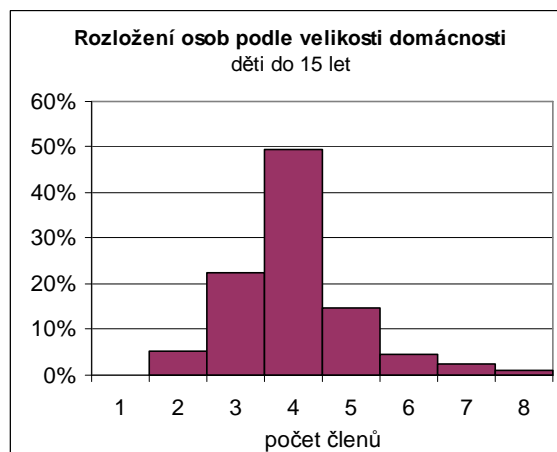
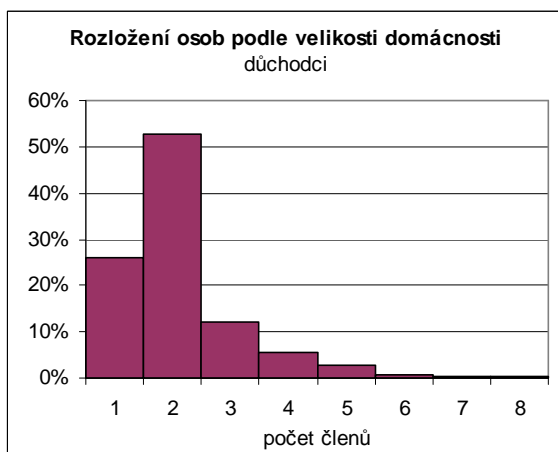
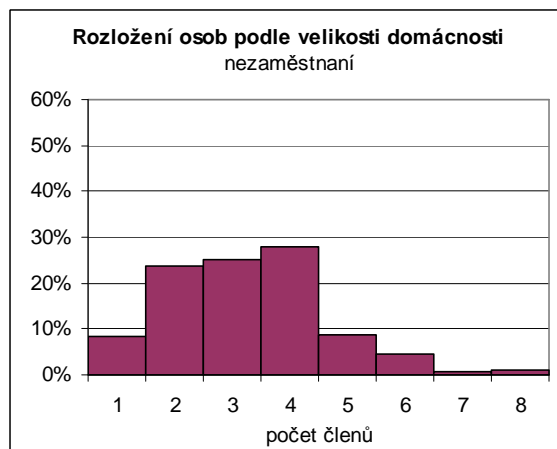
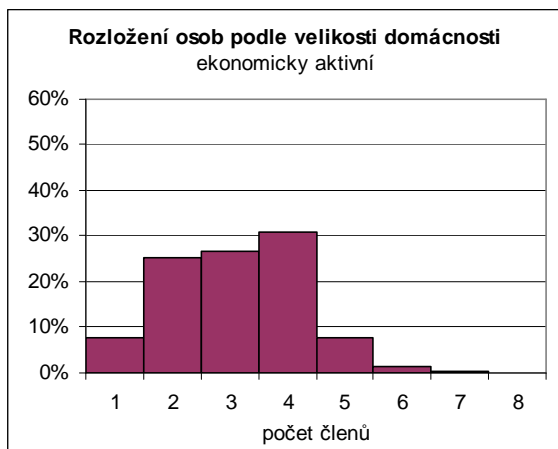
Graf 3.24., 3.25



U věkového intervalu 65+ je zřejmá koncentrace v menších domácnostech – zhruba 50 procent v dvojčlenných a 35 v jednočlenných domácnostech. Větších domácností je výrazně méně. Naopak modem u věkového intervalu <18 jsou 4. Z logických důvodů u této kategorie zcela chybí domácnosti jednotlivců (nezletilá osoba nebude tvořit samostatnou domácnost). Z diametrálně rozdílného rozložení podle počtu členů domácnosti bude vyplývat odlišný dopad přepočtu stupnic spotřebních jednotek. Faktor počtu členů je zde rozhodujícím faktorem pro působení efektu ekvalizace příjmu.

Následující stránka obsahuje již spíše pro ilustraci ještě rozložení podle počtu členů pro vybrané skupiny podle ekonomické aktivity.

Grafy 3.26 – 3.31



Parametrizace stupnice spotřebních jednotek

Předchozí část se zabývala porovnáním hodnoty indikátoru pro dvě referenční stupnice spotřebních jednotek – modifikovanou stupnici OECD (jako výchozí dle definice) a stupnici OECD jako stupnici alternativní. Přepočítání z jedné stupnice na druhou a z toho vyplývající změny hodnot indikátoru měly skokový charakter, jedna stupnice byla nahrazena druhou stupnicí.

Úplnější pohled na vývoj zkoumaného indikátoru v závislosti na použité stupnici spotřebních jednotek umožní parametrické vyjádření stupnice spotřebních jednotek. Tento přístup mi umožní podívat se na změny stupnice spotřebních jednotek spojitě a sledovat postupné změny a trend hodnot indikátoru při parametrické změně stupnice.⁴⁵

Vyjdu nyní, s ohledem na formu výchozí stupnice dle definice indikátoru, z lineární formy zápisu stupnice spotřebních jednotek:

$$M = I + k_a (n_a - I) + k_c n_c$$

a s ohledem na již dříve použitou alternativní stupnici (původní stupnici OECD) zafixuji relaci mezi koeficientem pro dospělé osobu a dítě do 13 let ve formě:

$$k = k_a = k_c + 0.2$$

Tato forma jednoparametrické stupnice spotřebních jednotek nyní obsahuje obě již dříve srovnávané stupnice:

- pro modifikovanou stupnici OECD: $k = 0,5$
- pro (původní) stupnici OECD: $k = 0,7$

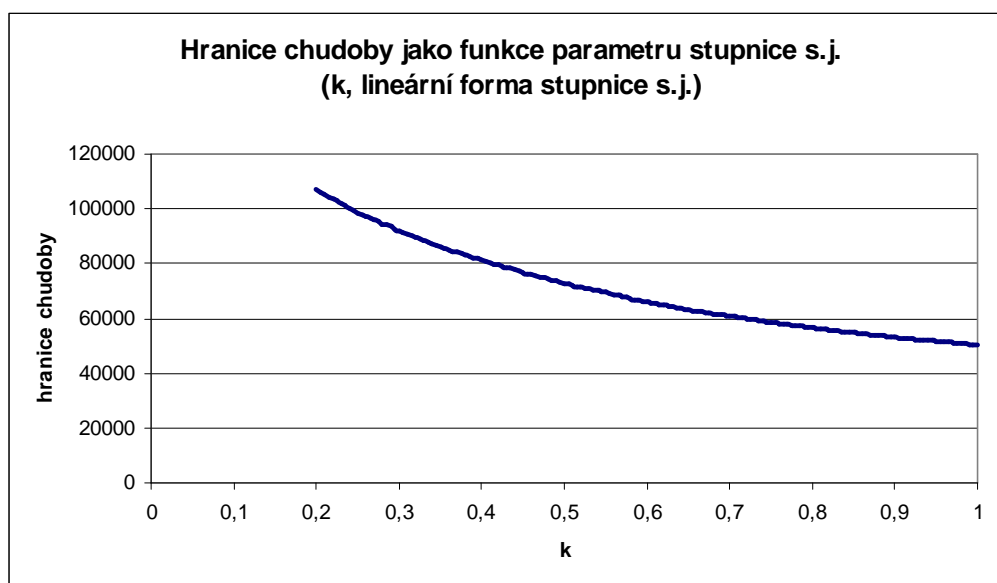
Kromě výpočtu hodnot indikátoru pro tyto dvě stupnice ($k=0,5$, $k=0,7$) nám parametrizace výpočtu umožní studovat postupný vývoj hodnoty indikátoru mezi oběma stupnicemi a

⁴⁵ „Spojitě“ je třeba chápat v uvozovkách, matematicky nejde o spojitou funkci daného parametru/parametrů. Přístup je inkrementální, založený na výpočtu s malými postupnými změnami. Výsledné křivky jsou empirickými funkcemi, vzniklé jako spojnice postupně počítaných hodnot pro malé přírůstky parametru.

citlivost hodnot indikátoru v jejich okolí. Následující výpočty zabývající se citlivostí hodnoty indikátoru na volbu stupnice budou pracovat s širším rozpětím hodnot k – od pásma s vysokými předpokládanými úsporami z rozsahu ($k=0,2$) po minimální předpokládané úspory z rozsahu ($k=1$). Pro parametrické výpočty jsem použil opět data ze šetření Mikrocensus 2002.

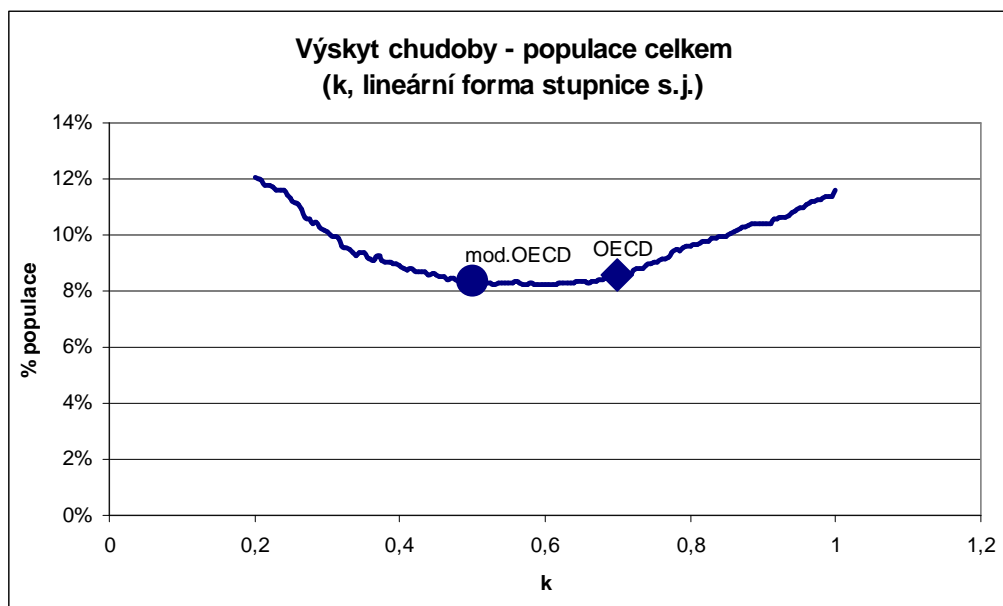
Prvním předmětem zájmu bude vývoj hodnoty hranice chudoby v závislosti na parametru k . Graf 3.32 zobrazuje hodnotu hranice chudoby jako klesající funkci k . Jak již bylo popsáno v předchozí části kapitoly, s poklesem úspor z rozsahu je stupnice spotřebních jednotek strmější, roste počet spotřebních jednotek ve vícečlenných domácnostech a jejich ekvalizovaný příjem klesá. Klesá tak i hodnota mediánu ekvalizovaného příjmu a od ní odvozená (60 procent) hranice chudoby. Je patrné, že závislost na grafu není lineární, pokles hodnoty hranice chudoby je nejvyšší pro nízké hodnoty k , s jeho růstem se pokles zpomaluje.

Graf 3.32.



Následující graf zobrazuje závislost hodnoty indikátoru míra ohrožení chudobou za populaci celkem, se zvýrazněnými hodnotami pro dvě již dříve analyzované stupnice spotřebních jednotek.

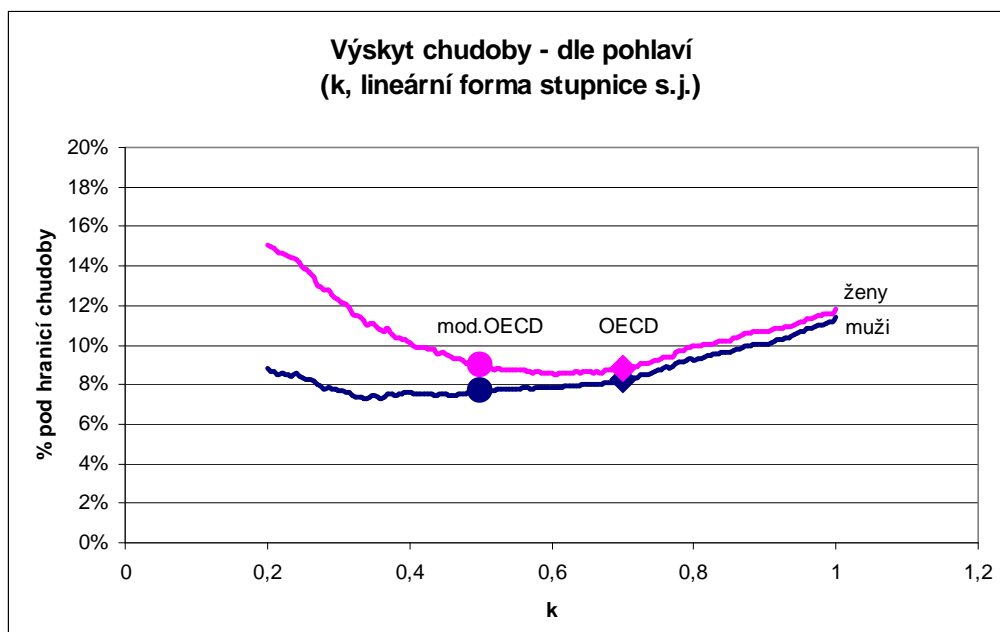
Graf 3.33



Z grafu je patrná závislost tvaru písmene U. Hodnota indikátoru pro nízká k nejprve klesá. Pro stupnici spotřebních jednotek, která je součástí jeho definice, je blízká svému minimu. S dále klesajícími uvažovanými úsporami z rozsahu (růstem k) hodnota opět roste.

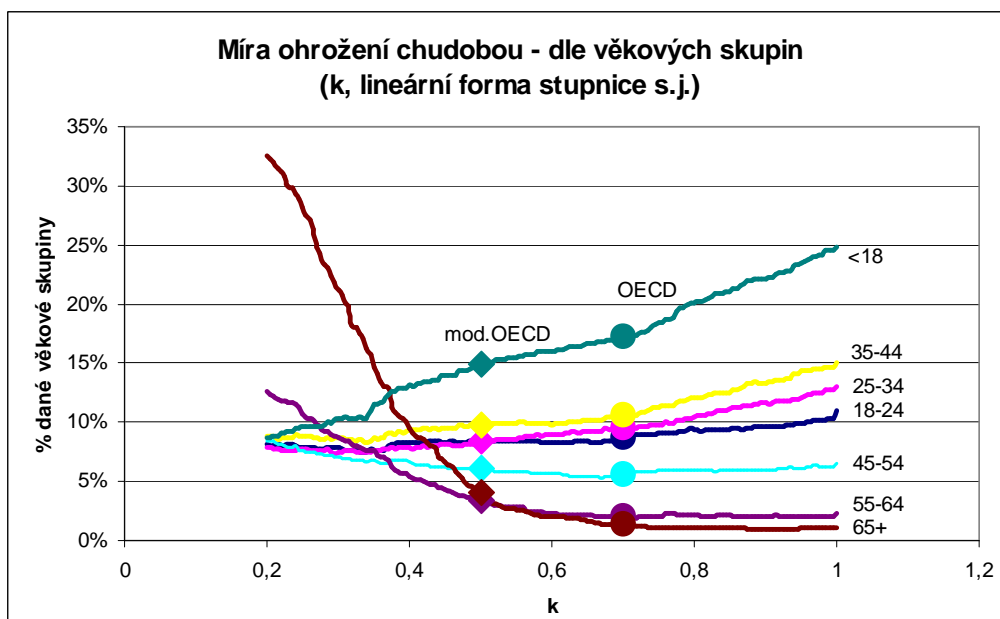
Srovnání vývoje hodnoty indikátoru pro parametrickou stupnici spotřebních jednotek podle pohlaví znázorňuje graf 3.34. Křivka pro ženy striktně dominuje křivku pro muže, hodnota indikátoru je pro ženy vyšší než pro muže na celém rozpětí hodnot parametru k . Pro vyšší k je rozdíl mezi pohlavími poměrně malý a stabilní. Diference mezi muži a ženami se výrazněji zvyšuje pro nízké hodnoty k (velké úspory z rozsahu). Pravděpodobnou příčinu bude třeba hledat opět ve vyšším zastoupení žen v domácnostech jednotlivců, u kterých je pro takto plochou stupnici spotřebních jednotek s vysokými uvažovanými úsporami z rozsahu u vícečlenných domácností hodnota indikátoru velmi vysoká (jak bude ještě prezentováno v dalším textu této kapitoly).

Graf 3.34



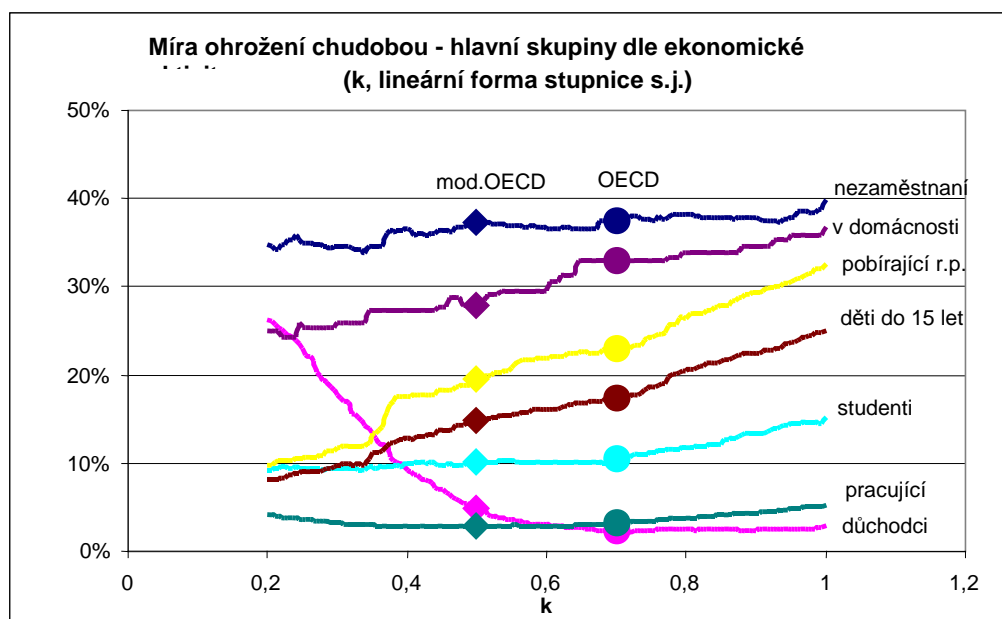
Poměrně značné rozdíly v chování indikátoru jsou mezi jednotlivými věkovými skupinami (graf 3.35). Zatímco pro interval do 18 let má hodnota indikátoru v závislosti na k setrvalé rostoucí trend, na opačném konci věkového spektra (55-64 a ještě výrazněji 65+) dochází s růstem k k poklesu.

Graf 3.35



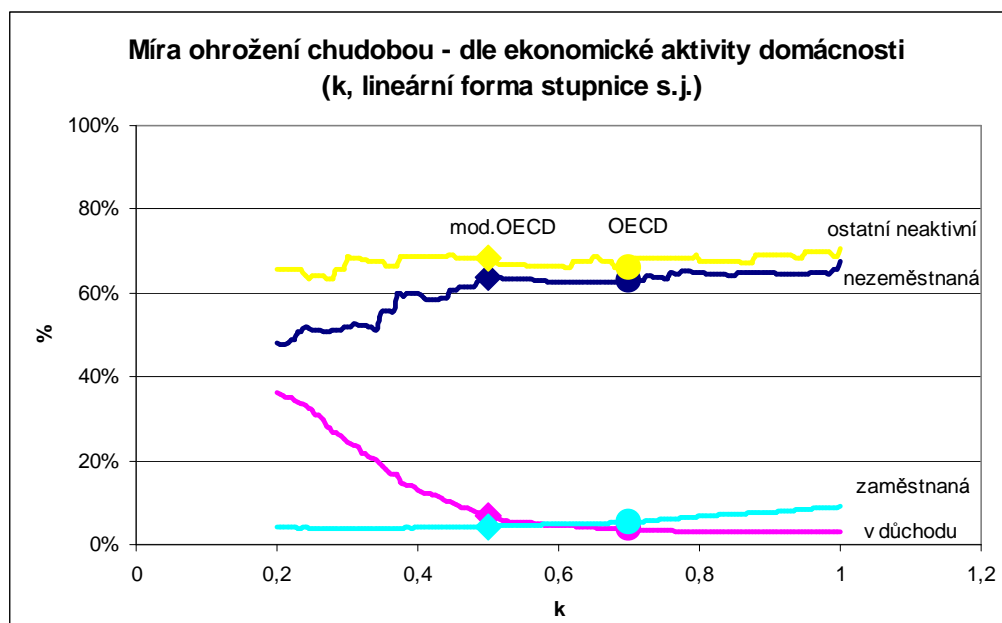
U skupin podle ekonomické aktivity je nejvýrazněji patrný trend u skupiny důchodců, u kterých dochází zejména v první části intervalu parametru k k rapidnímu poklesu hodnoty indikátoru. U dětí do 15 let, osob pobírajících rodičovský příspěvek a osob v domácnosti je naopak patrná tendence k růstu. Trvale vysoká je hodnota indikátoru u skupiny nezaměstnaných a naopak nízká u pracujících osob. Na tyto dvě skupiny nemá stupnice spotřebních jednotek zásadní vliv a hodnota indikátoru se v celém spektru hodnot k příliš nemění.

Graf 3.36.



U třídění dle ekonomické aktivity domácnosti (graf 3.37) je trvale vysoká hodnota indikátoru u domácností nezaměstnaných bez pracujících osob a u ostatních neaktivních. U domácností s alespoň jednou zaměstnanou osobou je hodnota indikátoru nízká, byť s růstem k mírně rostoucí. Vývoj z předchozího grafu v třídění dle statusu jednotlivců kopíruje skupina důchodců i v třídění dle ekonomické aktivity domácnosti (domácnosti důchodců bez pracujících osob). Hodnota je poměrně nízká, pro stupnici OECD dokonce nepatrně nižší, než u domácností s alespoň jedním pracujícím členem. Pro nízké hodnoty k nalevo od modifikované stupnice OECD však dochází k poměrně strmému nárůstu. Potvrzuje se tak opět velká citlivost na uvažované úspory z rozsahu a konkrétní použitou stupnici spotřebních jednotek u této sociální skupiny.

Graf 3.37



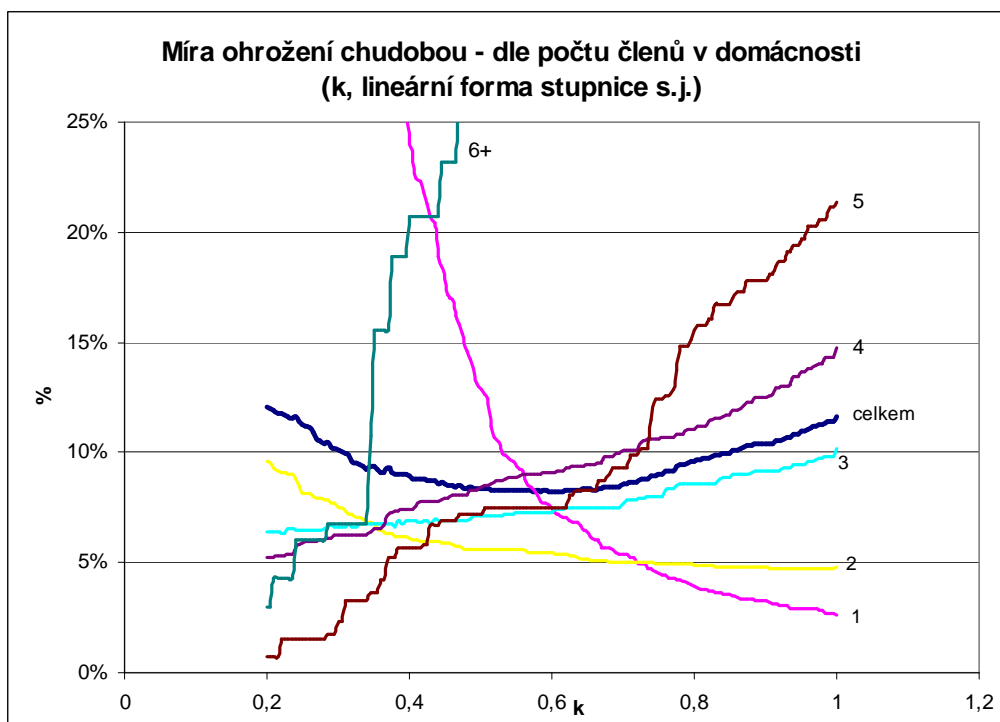
Závěrečný graf této kapitoly zobrazuje citlivost hodnoty indikátoru na stupnici spotřebních jednotek pro skupiny dle počtu členů domácnosti.⁴⁶ Graf obsahuje příslušné křivky pro populaci celkem a postupně pro osoby z domácností s 1, 2, 3, 4, 5 a 6 a více členy.⁴⁷

Z grafu je patrný diametrálně odlišný vývoj indikátoru pro skupiny podle počtu členů. Strmý pokles s poklesem úspor z rozsahu ve stupnici spotřebních jednotek (růstem k) je patrný u domácností jednotlivců. Vývoj u dvojčlenných domácností je ještě klesající, u tříčlenných už mírně rostoucí. S dalším nárůstem počtu členů je pak tendence k růstu při vyšším k čím dál markantnější. Výsledkem za populaci celkem je pak nejprve klesající a poté rostoucí křivka tvaru U prezentovaná již dříve v grafu 3.33.

⁴⁶ Opět jde o jednotlivce, kterým je přiřazen počet členů jejich domácnosti. Vzhledem ke stejným hodnotám ekvalizovaného příjmu i počtu členů u osob z téže domácnosti se zde nebude zařazení nad/pod hranici chudoby u celé domácnosti lišit. Rozdíl však zůstává u hranice chudoby samotné, ta je počítána z příjmového rozdělení jednotlivců – a není tudíž totožná s hranicí, kterou bychom dostali z příjmového rozdělení pro domácnosti jako jednotku analýzy.

⁴⁷ U křivek pro větší typy domácností (5, 6+) už je patrný vliv malých četností v těchto skupinách a křivka má „skokový“ charakter. Protože je hlavním cílem této části podrobná analýza citlivosti hodnot zkoumaného indikátoru na příslušném parametru, jsou křivky záměrně ponechány jako empirické, bez snahy o vyhlazení nějakým teoretickým modelem – tedy tak, jaká by byla hodnota indikátoru spočtená z podkladových dat s použitím metodiky indikátoru míra ohrožení chudobou s danou stupnicí spotřebních jednotek.

Graf 3.38



Kapitola 4

Vlastnosti míry ohrožení chudobou jako statistické veličiny

4.1 Míra ohrožení chudobou jako statistická veličina

U indikátoru míry ohrožení chudobou půjde prakticky vždy o odhady získávané na základě výběrových šetření zaměřených na příjmy domácností – v současnosti v Evropě jde o šetření EU-SILC (European Union – Statistics on Income and Living Conditions) povinně prováděné v rámci platné evropské legislativy⁴⁸ ve všech členských státech Evropské unie. Šetření EU-SILC je prováděno též v Norsku, Švýcarsku a na Islandu, v omezeném rozsahu v Turecku a v nejbližší době lze předpokládat rozšíření o další země v regionu Balkánu (Bulharsko, Rumunsko v souvislosti s jejich očekávaným vstupem do EU, přípravy probíhají v dalších zemích tohoto regionu). V ostatních zemích mohou sloužit jako zdroj dat jiná výběrová šetření tohoto druhu zahrnující potřebné otázky na disponibilní příjem domácnosti.

Fakt, že u tohoto indikátoru prakticky vždy pracujeme se souborem získaným z výběrového šetření, je pochopitelně věcí, kterou musíme brát v úvahu při komplexním hodnocení jeho vlastností a vypovídací schopnosti. Bez ohledu na konkrétní hodnoty parametrů, jejichž vliv byl podrobně analyzován v předchozí části práce, budeme vždy pracovat s odhadem, který jako takový bude mít své statistické vlastnosti vyplývající z jeho charakteru coby náhodné veličiny. Nástinu tohoto aspektu při práci s indikátorem bude nyní věnována tato závěrečná kapitola práce.

Výběrová a nevýběrová chyba

Účelnou konceptualizací chyby při práci s odhady z výběrových šetření je klasifikace na výběrovou a nevýběrovou chybu.

⁴⁸ Nařízení Rady a Evropského parlamentu č.1177/2003 o statistice společenství v oblasti příjmů a životních podmínek, spolu s jeho prováděcími metodickými předpisy

Známější a v uživatelské sféře používanější je výběrová chyba, nazývaná též jako tzv. statistická chyba, někdy vyjadřována též nepřímo pomocí intervalu spolehlivosti. Zdrojem této chyby je skutečnost, že šetření je podrobena jen část populace – v našem případě výběrový soubor domácností, u nichž zjišťujeme disponibilní příjem a další charakteristiky potřebné pro výpočet indikátoru (počet členů a složení domácnosti pro výpočet ekvalizovaného příjmu domácnosti) a jako klasifikační proměnné (chceme-li počítat hodnoty indikátorů pro některé relevantní sociálně-ekonomické skupiny, jak byly počítány v předchozích částech práce). Pokud bychom opakovali šetření na jiném náhodně vybraném souboru domácností, i při teoreticky naprosto přesném měření se velmi pravděpodobně bude získaný výsledek lišit. Výběrovou chybu jako míru tohoto kolísání charakterizují příslušné charakteristiky variability odhadu (rozptyl, směrodatná odchylka). V ideálním případě, při neexistenci zkreslení, by tyto jednotlivé výsledky oscillovaly kolem skutečné hodnoty indikátoru pro celou zkoumanou populaci. Odhad by byl nezkraslený, jeho střední hodnota by byla rovna skutečné populační hodnotě.

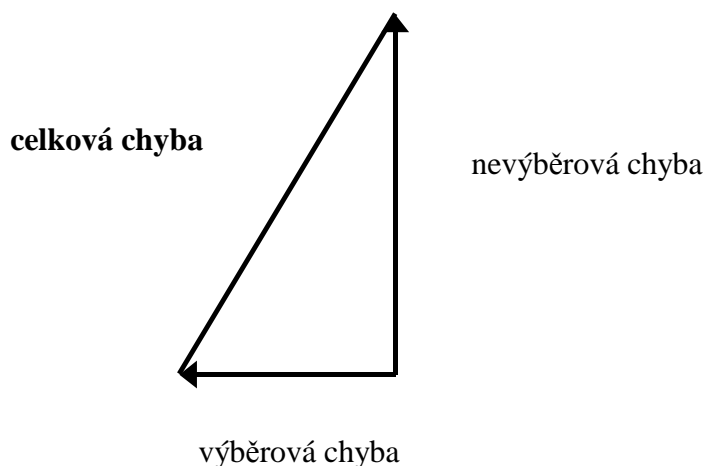
Samotný náhodný výběr části populace a s ním související výběrová chyba však není rozhodně jediným faktorem způsobujícím možné chyby v hodnotě indikátoru (odlišnosti od jeho skutečné hodnoty za zkoumanou populaci). Výběr nemusí pokrývat celou populaci, za kterou má být indikátor počítán (problém neúplného pokrytí), podkladová data se nemusí podařit získat za všechny vybrané respondenty (problém nonresponse), nemusí se podařit získat přesné údaje od respondentů odpovídající skutečnosti a definicím zjišťovaných dat (chyba měření). Tyto ostatní vlivy jsou zdrojem systematické, nevýběrové chyby.

Celková chyba

Schematicky lze celkovou chybu měření znázornit ve formě pravoúhlého trojúhelníku⁴⁹:

⁴⁹ Tzv. „error triangle“, forma vyjádření tohoto vztahu se může mírně lišit, konkrétní schéma převzato z McCormack (2002).

Trojúhelníkové schéma celkové chyby „error triangle“



Toto schéma lze chápat jako praktickou analogii konceptu střední čtvercové chyby ve statistické teorii odhadu, kde:

$$MSE = \text{var}(\theta) + \beta(\theta)^2.$$

Celková chyba zde odpovídá součtu složky variability (výběrová chyba) a zkreslení (nevýběrová chyba). Celková „přesnost“⁵⁰ odhadu indikátoru je pak určena součtem těchto dvou složek.

4.2 Výběrová chyba

Statistické vlastnosti výběru – “design efekt”

Velikost výběrové chyby je pochopitelně ovlivněna především počtem pozorování, tedy velikostí výběru sníženou o nevyšetřené jednotky (administrativní odpad, nonresponse). Vliv

⁵⁰ Ve smyslu anglického termínu „accuracy“, jako jedné z tzv. dimenzí statistické kvality (míra shody publikovaného údaje se skutečností). K definici kvality ve statistice používané v rámci Evropského statistického systému viz např. Eurostat (2003).

na vydatnost získaných odhadů má však též zvolené výběrové schéma. Hojně užívanou mírou porovnávací efektivity různých typů výběru je “design efekt”, který je definován jako podíl:

$$deff = \frac{\text{var}(\bullet)}{\text{var}(SRS)},$$

kde $\text{var}(\bullet)$ je rozptyl odhadu na základě zvoleného výběrového schématu a $\text{var}(SRS)$ je rozptyl získaný na základě prostého náhodného výběru se stejnou velikostí souboru.

Dvěma základními charakteristikami výběrového postupu s vlivem na vydatnost odhadů a design efekt jsou použití dvou- a víceúrovňového výběru a stratifikace. Vliv na design efekt má též případné použití výběrů s nesterýnými pravděpodobnostmi zařazení u finálních výběrových jednotek. V praxi toto může nastat například u stratifikovaného výběru při neproporcionálním rozvržení výběru do strat s cílem zajištění dostatečného počtu pozorování pro odhady za proporcionálně menší strata (např. u regionů - jako je u nás při rozvržení do krajů Karlovarský kraj, výrazně menší než kraje ostatní). Nesterýné výchozí váhy pak snižují vydatnost odhadu za celkovou populaci, způsobí jisté zvýšení design efektu. Reálný dopad však bude zpravidla menší než u dvou prvně jmenovaných charakteristik výběru, které budou pro hodnocení efektivity výběru rozhodujícími.

Dvouúrovňový výběr

Pro dvouúrovňový výběr může být „design efekt“ v praktických situacích, kdy pracujeme s velkým počtem primárních výběrových jednotek (pvj) a podíl vybíraných pvj je relativně malý (jak tomu často bývá v šetřeních u domácností) přibližně vyjádřen jako:

$$deff = (1 + (n_c - 1) \cdot icc),$$

kde n_c je počet jednotek vybíraných v každé pvj a icc je tzv. “intracluster correlation coefficient”, míra vyjadřující homogenitu odhadované statistiky uvnitř pvj.

Při použití dvoustupňového výběru je třeba počítat s určitým negativním dopadem na vydatnost odhadů. Máme možnost se buď smířit s o něco nižší efektivností získaných odhadů nebo s potřebou navýšit rozsah výběru pro kompenzování této ztráty. Pokud má být tato ztráta vlivem použitého dvoustupňového výběrového schématu kompenzována, rozsah výběru musí být navýšen:

$$n = n_{srs} * deff ,$$

což znamená, že skutečný rozsah výběru pro získání efektivního rozsahu výběru n_e (rozsah výběru založený na prostém náhodném výběru) bude:

$$n = n_e [1 + (n_c - 1) \cdot icc].$$

Konkrétní hodnota $deff$ bude samozřejmě záviset nejen na samotném způsobu výběru, ale bude se rovněž lišit pro rozdílné odhadované statistiky, v závislosti na míře jejich homogenity uvnitř p_vj (tj. na hodnotě icc). V případě indikátoru míry ohrožení chudobou tedy půjde o homogenitu výskytu příjmové chudoby v primárních výběrových jednotkách. Při výskytu sociálního rozvrstvení primárních výběrových jednotek (např. existence „špatných“ a „dobrých“ poměrně homogenních lokalit) je třeba počítat se silnějším negativním dopadem na variabilitu odhadu.

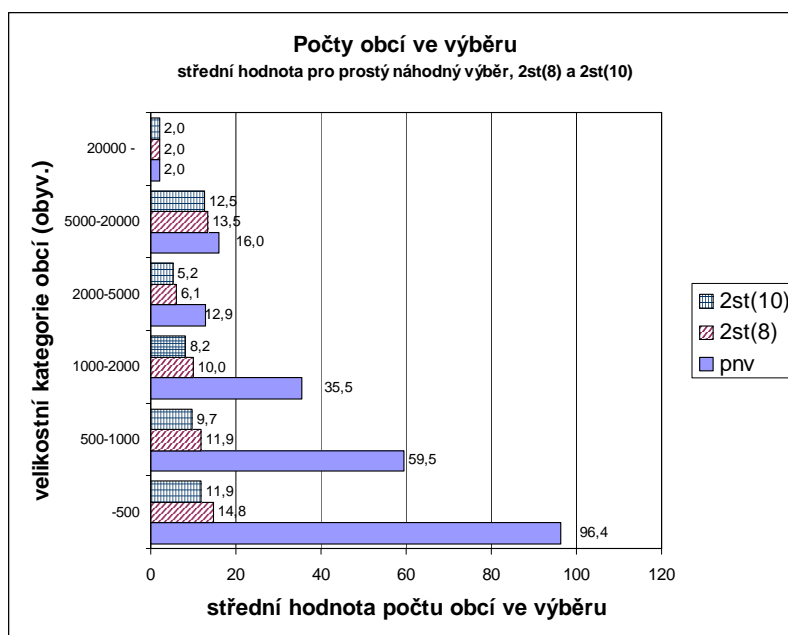
Důvody častého používání dvoustupňového výběru v praxi

I přes své jinak nesporné dobré statistické vlastnosti má použití prostého náhodného výběru u výběrových šetření u domácností značnou praktickou nevýhodu. Výběrové soubory získané pomocí prostého náhodného výběru jsou hodně rozptýlené, což se promítá do vysokých nákladů na sběr dat. Velký problém představuje především velké množství malých, po rozlehlém území rozptýlených obcí, s jednou nebo několika málo vybranými domácnostmi v každé z nich, které je během terénní fáze šetření obtížné a nákladné pokrýt tazatelskou sítí. V praxi se proto často využívají dvoustupňová výběrová schémata, která poskytují více geograficky koncentrované výběrové soubory.

Praktický příklad efektu, který použití dvoustupňového výběru má na rozvržení výběru v terénu prezentují následující dva grafy. Jde o výsledky simulační studie, kterou jsem

prováděl v rámci přípravy výběru pro šetření Životní podmínky (SILC), konkrétně u chování výběru o velikosti 880 bytů na území Pardubického kraje. V této simulační studii jsem sledoval chování výběru pokud jde o počet obcí, které bude třeba pro jednotlivé typy výběrů tazatelsky pokrýt. Počet obcí není pro opakované výběry konstantní, jde o náhodnou veličinu⁵¹. Počet obcí tak podléhá i určité variabilitě a v jednotlivých realizacích výběru se může mírně lišit. Následující ilustrativní grafy pracují se střední hodnotou počtu obcí ve výběru pro různé varianty výběrů.

Graf 4.1



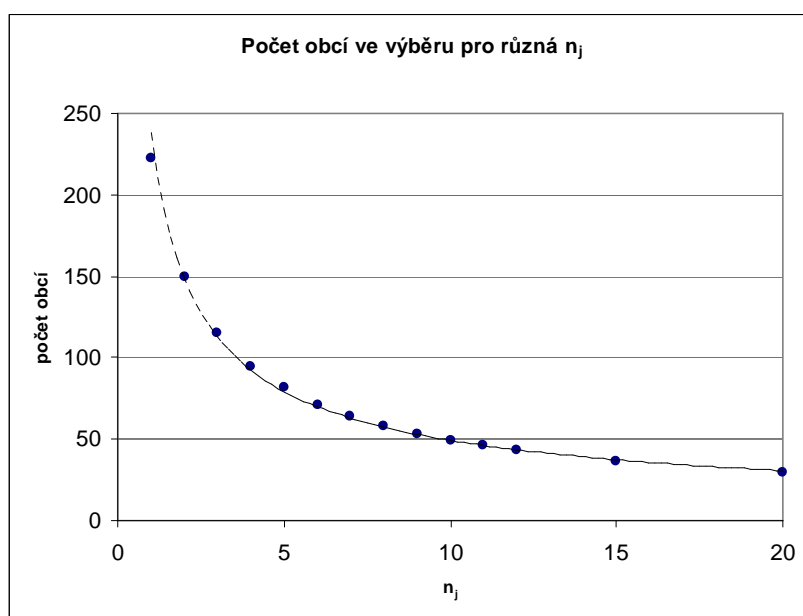
První z grafů porovnává tři výchozí varianty výběru – prostý náhodný výběr, dvoustupňový výběr pvj po osmi a po deseti bytech. Střední hodnota počtu obcí ve výběru pro prostý náhodný výběr je přibližně 222, ve výběru tedy můžeme v tomto případě očekávat zhruba každou druhou z celkem 453 obcí v kraji. Převažují přitom malé obce do 1000 obyvatel, kterých můžeme očekávat zhruba 156. Pokrytí malých obcí je přitom tazatelsky obtížné a jejich pokrytí je jak organizačně, tak finančně náročné. Ve srovnání s tím dvoustupňové varianty výběru (s 8, resp. 10 byty na druhém stupni výběru) vedou k zásadní redukci počtu obcí k pokrytí, především v nejmenších velikostních skupinách. U větších měst se co do jejich počtů ve výběru situace příliš nemění. I zde však budou v rámci území těchto měst

⁵¹ Podrobněji viz Zelený (2003a,2003b)

dvoustupňové výběry produkovat geograficky koncentrovanější výběry (v rámci čtvrtí, bloků).

Pomocí parametrizace můžeme předchozí výsledky zobecnit pro dvoustupňové výběry jako takové do tvaru funkce počtu bytů vybíraných na druhém stupni výběru (při konstantním počtu vybíraných bytů, $n=880$). Vývoj střední hodnoty počtu obcí ve výběru v závislosti na počtu bytů vybíraných ve druhém stupni výběru zobrazuje graf č. 4.2.

Graf 4.2



Křivka vývoje střední hodnoty v závislosti na n_j má tvar hyperboly, k největšímu poklesu při změně n_j o jednotku dochází pro malé počty bytů vybíraných ve druhém stupni a efekt v podobě snižování počtu obcí ve výběrech pro rostoucí n_j klesá.

Použití dvoustupňového výběru zřetelně má výrazný vliv na počet obcí ve výběru. Ze statistického úhlu pohledu je však třeba vzít v úvahu i negativní stránku spojenou s použitím dvoustupňových výběrů, kterou je snížená vydatnost odhadů. Cenou, kterou zde zaplatíme, jsou méně vydatné odhady, nebo alternativně, nutnost zvýšit rozsah výběru aby se tato ztráta vydatnosti kompenzovala. V dalším textu se nyní pokusím dát tyto dvě hlediska do vzájemné souvislosti a navrhnout nástroj pro jejich posuzování při návrhu a hodnocení výběru optimálním pro variabilitu sociálních indikátorů.

Terénní vlastnosti – dopady na sběr dat v terénu

V praktických situacích bude tedy dvoustupňový výběr mít pozitivní dopady na sběr dat v terénu. To je ostatně hlavní důvod pro všeobecné rozšíření tohoto typu výběru v praktických šetřeních. Vysoce rozptýlené výběry (jako je tomu u výběrů na základě prostého náhodného výběru) jsou obtížně zvládnutelné během terénní fáze šetření a náklady na sběr dat u nich bývají vysoké. Tento efekt je možné popsat pomocí nákladové funkce vyjadřující náklady na sběr dat pro různé varianty výběru. Uvažujme jednoduchou nákladovou funkci v lineární podobě:

$$C = C_C \cdot m + C_H \cdot n,$$

kde m je počet vybíraných pvj, n rozsah výběru, C_C jsou (průměrné) fixní náklady na pvj a C_H jsou (průměrné) náklady na vyšetření jedné domácnosti (nebo jiné cílové výběrové jednotky). Pro prostý náhodný výběr předpokládáme m rovné n . Existují-li fixní náklady spojené se zařazením každé pvj, bude mít koncentrace prostřednictvím dvoustupňového výběru pozitivní dopad na náklady, neboť u tohoto výběru budeme pracovat s menším počtem vybraných pvj.

Optimalizace koncentrace při návrhu výběru

Předpokládejme nyní, že se potýkáme s problémem volby odpovídajícího počtu vybíraných jednotek na druhém stupni výběru. Řekněme, že efektivní rozsah výběru, kterého chceme dosáhnout, je n_e , a tohoto efektivního rozsahu výběru chceme dosáhnout s co možná nejnižšími náklady na sběr dat – hledáme takovou hodnotu počtu vybíraných jednotek v pvj n_c , která bude minimalizovat nákladovou funkci pro daný efektivní rozsah výběru n_e .⁵²

Pokud dosadíme do naší nákladové funkce

⁵²Lze případně snadno ukázat, že obrácená situace – maximalizace dosaženého efektivního rozsahu výběru n_e s daným fixním rozpočtem C povede ke stejnému optimálnímu řešení pokud jde o počet vybíraných jednotek v pvj n_c . Získané výsledky budou proto platit pro obě tyto situace.

- počet pvj jako podíl rozsahu výběru a počtu jednotek v pvj $m = \frac{n}{n_c}$

- skutečný potřebný rozsah výběru jako efektivní rozsah výběru vynásobený deff $n = n_e[1 + (n_c - 1) \cdot icc]$

dostáváme:

$$C = C_C \cdot \frac{n_e[1 + (n_c - 1)icc]}{n_c} + C_H \cdot n_e[1 + (n_c - 1)icc] \rightarrow \min .$$

Po položení první derivace podle n_c rovno nule

$$-\frac{C_C \cdot n_e \cdot (1 - icc)}{n_c^2} + C_H \cdot n_e \cdot icc = 0$$

dostáváme optimální řešení pro počet jednotek v pvj

$$n_c = \sqrt{\frac{C_C}{C_H} \cdot \frac{1 - icc}{icc}} .$$

Optimální počet jednotek v pvj bude tedy záviset na:

$\frac{C_C}{C_H}$ - podílu nákladů na pvj a nákladů na domácnost, které budu v dalším textu nazývat

C_H “koeficient fixních nákladů” fcc

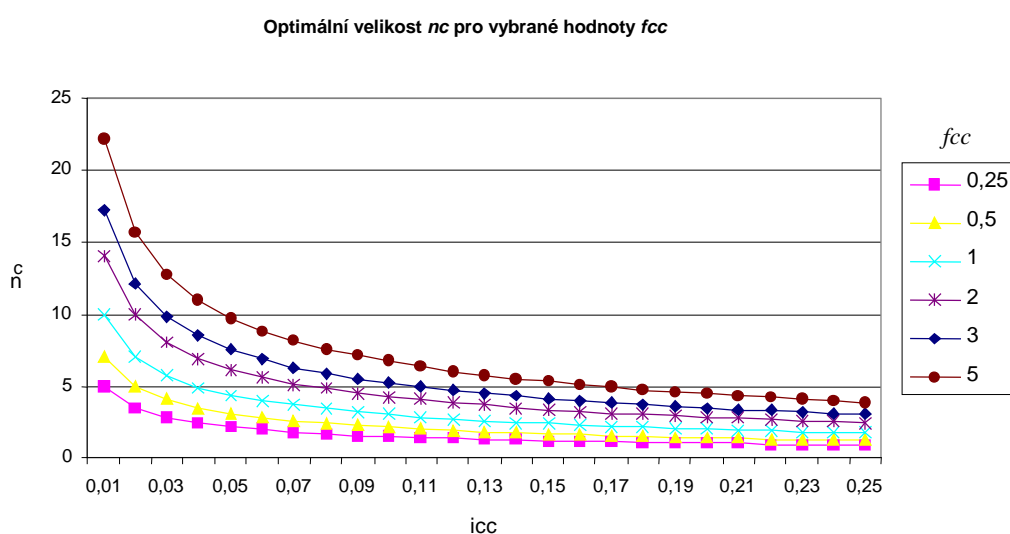
icc - “intracluster correlation coefficient”, jako míře homogenity pvj pokud jde o odhadovanou statistiku

Volba n_c

Volba odpovídajícího n_c by měla být založena na vyhodnocení pravděpodobných hodnot těchto dvou parametrů, které vyjadřují homogenitu pvj (icc) a dopad koncentrace výběru na náklady sběru dat (vyjádřený zde ve formě fcc).

Graf č.4.3 ukazuje vztah mezi hodnotou icc a optimální velikostí výběru v pvj pro vybrané hodnoty fcc .

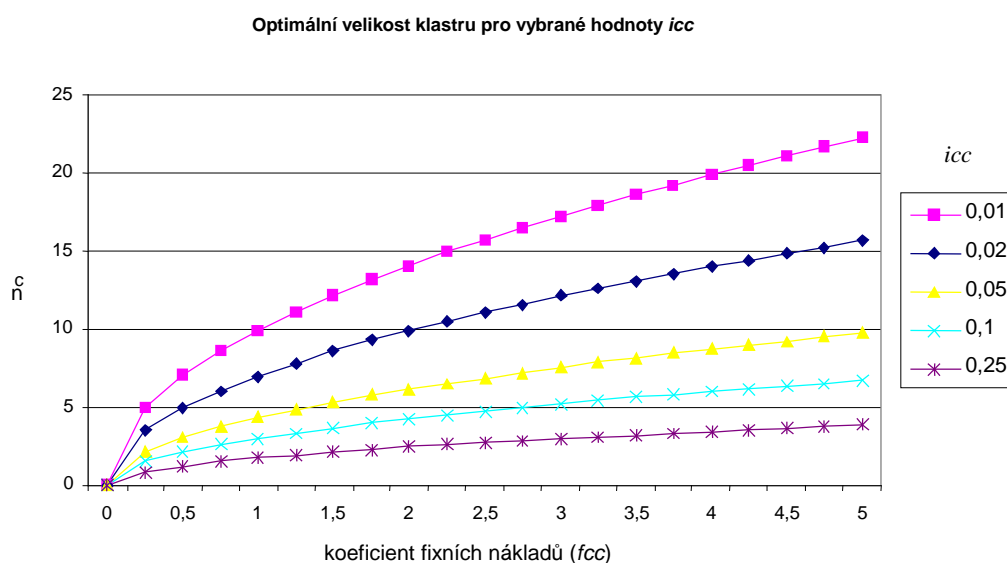
Graf 4.3



Pro každou hodnotu fcc je optimální velikost výběru na druhém stupni klesající funkcí icc . S růstem icc (více homogenní pvj) se zvyšuje negativní dopad koncentrace výběru na variabilitu odhadu, což má za následek nižší optimální hodnotu n_c . Dopad změny fixních nákladů na pvj je reprezentován vertikálním posunem křivky - n_c je pochopitelně vyšší v situacích s vysokými fixními náklady, pro vyšší hodnoty icc se ale rozdíl pro jednotlivé úrovně fixních nákladů zmenšuje.

Graf č.4.4 zobrazuje situace v obráceném směru – ukazuje vztah mezi optimální velikostí výběru na druhém stupni n_c a koeficientem fixních nákladů fcc . Tento vztah je nyní prezentován pro vybrané hodnoty icc .

Graf 4.4



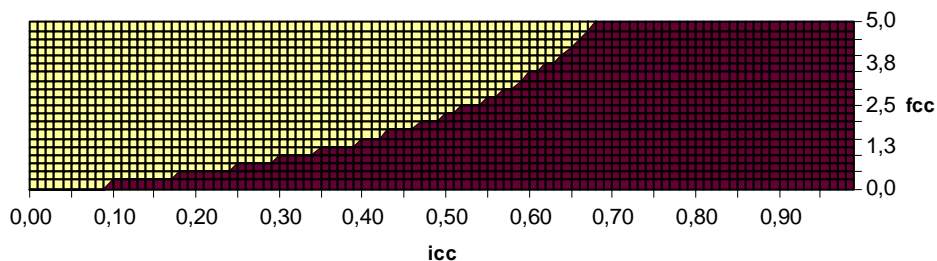
Zde vidíme velikost výběru na druhém stupni n_c jako rostoucí funkci koeficientu fixních nákladů pro dané vybrané hodnoty icc . S růstem fixních nákladů rostou potenciální úspory při více koncentrovaných výběrech. Tato tendence je silnější pro nižší hodnoty icc , kde negativní efekt na statistické vlastnosti odhadu není tak silný. Koncentrace výběru je méně efektivní strategií v případech s více homogenními primárními výběrovými jednotkami, kde negativní dopad na statistické vlastnosti odhadu stlačuje n_c dolů a koncentrace výběru zůstává mírná i v situacích s poměrně vysokými fixními náklady.

Optimální zóny pro různé varianty výběrů

Vyhodnocení vztahů mezi optimální velikostí výběru na druhém stupni, icc a fcc nám umožňuje ověřit si vhodnost zvolené alternativy v závislosti na hodnotách obou podkladových parametrů (možné očekávané kombinace hodnot icc a fcc). Příklad takové “optimální zóny” pro prostý náhodný výběr je v grafu č. 4.5. Tmavá oblast zobrazuje kombinace icc a fcc , pro které je optimální volbou prostý náhodný výběr. Není překvapením, že prostý náhodný výběr je optimální pro situace s vysokou homogenitou primárních výběrových jednotek (vysoké icc) a nízkými fixními náklady (nízké fcc). Hranice v grafu odděluje oblast kombinací obou parametrů, od které se vyplatí uvažovat o koncentraci výběru jako o efektivní strategii výběru.

Graf 4.5

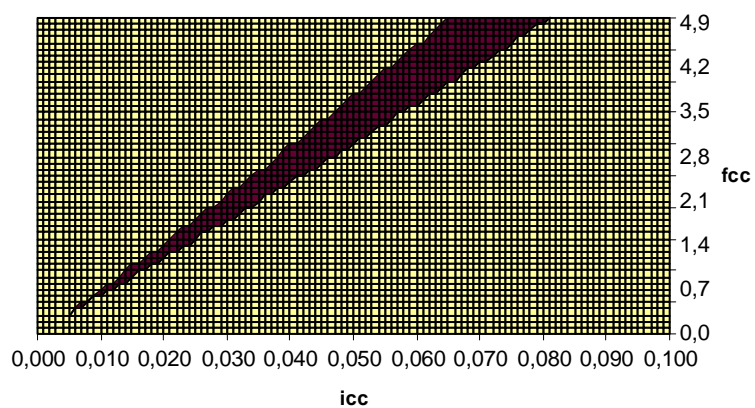
Optimální zóna pro prostý náhodný výběr



Graf č.4.6 zobrazuje stejnou situaci pro výběr s 8 jednotkami na druhém stupni (v tomto případě pro omezený rozsah icc mezi 0 a 0.1). Tmavá zóna ukazuje kombinace icc a fcc , pro které by volba tohoto n_c byla optimální.

Graf 4.6

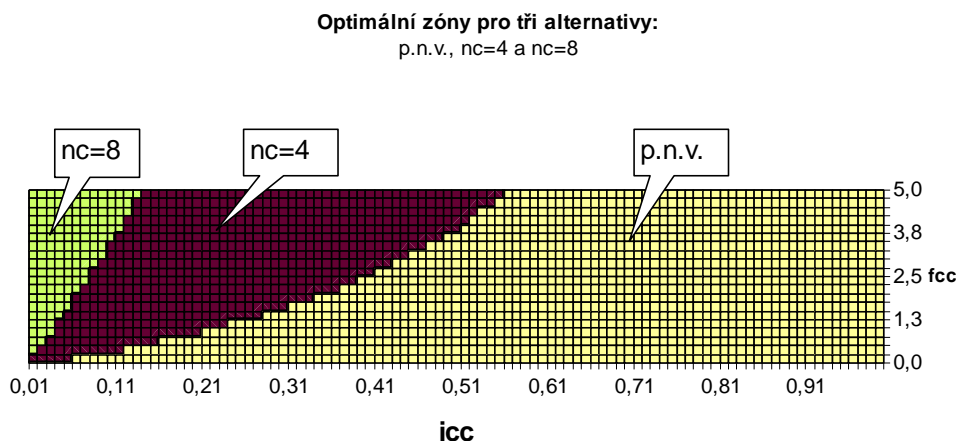
Optimální zóna pro $n_c=8$



Vyhodnocení omezeného počtu scénářů

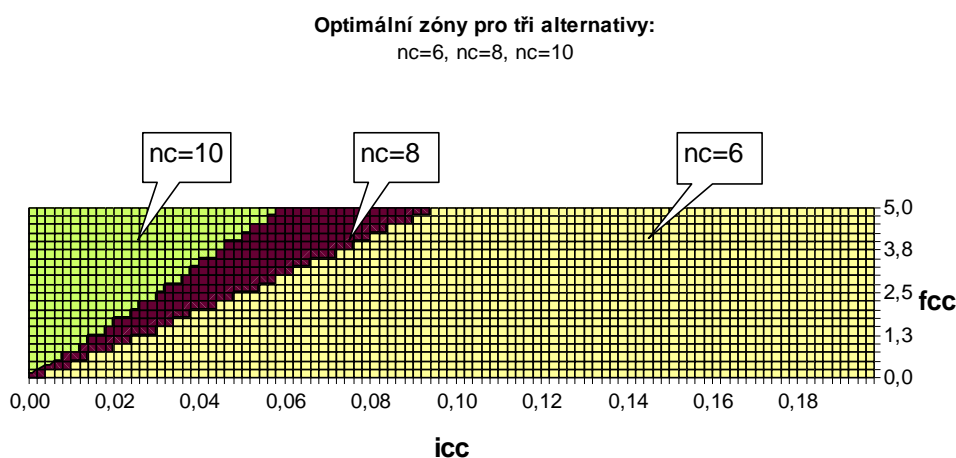
V praxi se může stát, že se naše volba omezuje z organizačních či jiných důvodů při realizaci šetření na volbu z omezeného počtu scénářů. I v případech, kdy tomu tak vysloveně není, může být praktické vytvořit si určitý počet základních variant a porovnávat jejich přijatelnost v souvislosti s námi reálně očekávanými hodnotami obou parametrů (icc, fcc). Jedna taková situace je znázorněna na grafu č.4.7, kde se jedná o analýzu volby mezi prostým náhodným výběrem, výběrem 4 jednotek na druhém stupni a více koncentrovaným výběrem s 8 jednotkami na druhém stupni. Graf prezentuje kombinace obou parametrů podporující volbu z těchto tří variant výběru.

Graf 4.7



Stejná myšlenka je i za následujícím grafem (graf č. 4.8), kde jsou srovnávány tři nabízené varianty výběru na druhém stupni ($n_c=6, n_c=8$ and $n_c=10$) pro omezený rozsah icc 0-0.2 a hodnoty fcc 0-5. Na grafu jsou vidět zóny s odpovídající volbě každého z těchto tří scénářů.

Graf 4.8



Návrh způsobu výběru by měl vyváženě respektovat jak statistický, tak i praktický terénní aspekt výběrového zjišťování. U dvoustupňového výběru je třeba v ideálním případě vhodně vybalancovat dva protichůdné vlivy, které bude tento způsob výběru mít – pozitivní vliv na terénní zjišťování a naopak negativní vliv na statistické vlastnosti odhadů. Tak, aby jednak výběr vycházel vstříc potřebám terénního zjišťování (kde je výběr koncentrován do menšího počtu lokalit výhodnější) a zároveň ovšem přehnaně nezhoršoval efektivitu odhadů při vysokém design efektu.

Ve statistické praxi je tato záležitost předmětem konkrétního, spíše empiricky vedeného rozhodnutí než matematického řešení optimalizační úlohy. Nicméně předchozí, byť zjednodušený, postup umožňuje alespoň systematictější konfrontaci volby výběrového postupu s teoretičtějšími základy. Užitečnou může být zejména určitá forma zpětné reflexe zvoleného výběrového postupu – konstrukce jeho „optimální zóny“ a posouzení reálnosti daných kombinací parametrů fcc a icc. Pro uživatele výsledků šetření je pak podstatné být si vědom dopadů dvoustupňových výběrů na chování počítaných indikátorů, pokud jde o velikost výběrové chyby a případnou konstrukci intervalů spolehlivosti, ale též důvodů, které k použití v tomto ohledu méně efektivních způsobů výběru vedou.

Stratifikace

Druhou důležitou charakteristikou výběrového postupu s potenciálním dopadem na variabilitu odhadovaných indikátorů je stratifikace. Na rozdíl od dvoustupňového výběru má stratifikace (rozčlenění základního souboru do disjunktních podskupin a nezávislý výběr provedený zvláště v každé podskupině) potenciálně pozitivní dopad na variabilitu odhadů. Vhodně provedená stratifikace výběru může být přímo součástí strategie směřující ke snížení variability odhadů.

V praxi však jsou možnosti použití techniky optimální stratifikace poměrně omezené čtyřmi podstatnými faktory. Stratifikace jako nástroj pro redukci variability předpokládá rozdělení základního souboru do co možná nejhomogennějších strat. Podmínkou je tedy dostupnost vhodné proměnné nebo kombinace proměnných korelovaných se zkoumanou charakteristikou, která by umožnila rozdělit oporu výběru do těchto homogenních strat, v opoře výběru. Pro míru ohrožení chudobou by šlo o vhodné proměnné korelované s příjmovou úrovní domácností. Existence takových proměnných v opoře výběru nebývá zrovna pravidlem. Navíc – šetření bývají pochopitelně „víceúčelová“, poskytující více různých výstupů třeba i z odlišných oblastí. Příliš silná orientace na jediný indikátor nebo jedinou oblast při návrhu výběru nemusí být dobrým řešením. Třetí věcí je ohled na subpopulace, za které budou požadovány dílčí odhady. Čtvrtým, ale zdaleka ne nejméně významným, faktorem je opět hledisko organizační. Podobně jako u dvoustupňového výběru i u stratifikace je často volba konkrétního provedení svázána s potřebami terénu a organizací tazatelské sítě v oblasti dopravních nároků a vytížení stabilního kádru zkušených profesionálních tazatelů. Praktické provedení stratifikace proto nebývá vedeno optimalizací v oblasti variability a je často determinováno spíše geograficky. V tomto směru je poměrně typickou kombinací region doplněný velikostní kategorií obce – využívaný například i v ČR v šetřeních ČSÚ (Mikrocensus, EU-SILC). Efekt stratifikace na variabilitu odhadu míry ohrožení chudobou tak lze očekávat pouze omezený.

Odhad variability resp. intervalu spolehlivosti míry ohrožení chudobou

U indikátoru míry ohrožení chudobou je metodologicky korektní odhad variability a intervalu spolehlivosti komplikovanou záležitostí. Situaci lze v tomto případě označit za problém komplexního odhadu ve dvou rovinách:

- sám indikátor je netriviální, komplexní statistikou
- jeho odhad zpravidla pochází z komplexního (vícestupňového, stratifikovaného výběru) se všemi dopady na variabilitu odhadu zmiňovanými v předchozí části této kapitoly.

Jako odhadovaná statistika je míra ohrožení chudobou typem odhadu podílu osob v základním souboru, ovšem podílem vymezeným hranicí odvozenou od jiné náhodné veličiny: kvantilu – mediánu, který sám o sobě vystupuje při odhadu jako náhodná veličina. Situace se výrazně zjednoduší, budeme-li považovat medián ekvalizovaného příjmu, a tím i hranici chudoby, za exogenní konstantu. Toto se též často činí, ovšem za cenu podhodnocení skutečné variability indikátoru.

Další podstatnou věcí, se kterou je třeba při odhadu variability míry ohrožení chudobou počítat, je shoda (či neshoda) vybíraných jednotek a jednotky analýzy při výpočtu indikátoru. Jak bylo podrobněji popsáno ve čtvrté kapitole věnované definici tohoto indikátoru, jeho standardní definice je na úrovni jednotlivců. Problém nastane tehdy, jestliže jednotkou výběru, na základě kterého odhad počítáme, nejsou jednotlivci, ale domácnosti. To je poměrně častá situace – například i v podmínkách České republiky, kde jak v šetření Mikrocensus, tak nyní i v šetření Životní podmínky (EU-SILC) je konečnou jednotkou výběru domácnost. Z každé vybrané domácnosti jsou pak do výběru zařazeni všichni její členové. Příjem jako takový pochopitelně zůstává charakteristikou měřenou na úrovni domácnosti. Je-li indikátor počítán na úrovni jednotlivců, je každému z nich přiřazen ekvalizovaný příjem domácnosti, které je členem (jak bylo na praktickém příkladě ukázáno ve čtvrté kapitole). Příjem všech jednotlivců z téže domácnosti je tedy – z definice – stejný. Za této situace by bylo chybné přistupovat k souboru se záznamy za osoby jako k souboru s nezávisle vybranými n jednotlivci. Efektivní rozsah výběru je stále n_d – dle počtu domácností. Domácnosti v tomto případě tvoří „klastry“ svého druhu, s mírou homogenity $icc=1$ (domácnosti jsou přímově zcela homogenní, všichni v rámci domácnosti si nesou stejný

příjem). Vazba domácnost – jednotlivec tvoří defacto další (třetí, čtvrtý, ...) stupeň výběru (vyčerpávající šetření všech členů domácnosti).

Kromě komplexního chování míry ohrožení chudobou jako odhadované statistiky je pro korektní odhad variability třeba vzít v úvahu též charakter výběru, na základě kterého je odhad konstruován. Skutečně málokdy půjde v tomto případě o prostý náhodný výběr. Pro přesnější odhad variability je v tomto případě třeba použít některou z metod pracujících s komplexním způsobem výběru (analytickou aproximaci nebo některou z resamplingových metod).⁵³ Oblast odhadu variability na základě tzv. komplexních (vícestupňových, stratifikovaných) výběrů zaznamenala v posledním období rychlý vývoj, od počátečních aplikací v úzce specializovaných softwarových produktech k rozšíření do standardních statistických paketů (např. SPSS, STATA), které už dnes umožňují uživatelsky pracovat se základními typy komplexních výběrů pro vybrané základní typy odhadů. U samotné míry ohrožení chudobou je situace s ohledem na komplikovanost této statistiky složitější. Vzhledem k významu tohoto indikátoru probíhá společný výzkumný projekt Eurostatu a francouzského INSEE s cílem vyvinout speciální softwarový produkt pro odhad variability tohoto indikátoru z dat EU-SILC.⁵⁴

4.3 Nevýběrová chyba

S odhadem výběrové chyby se lze v podrobnějších publikacích a analýzách setkat v souvislosti s měřením chudoby se stoupající četností. Dá se říci, že je to do jisté míry v současnosti i trendová záležitost a po uvádění intervalů spolehlivosti spolu s hodnotami je konkrétně u indikátoru míry ohrožení chudobou značná poptávka. A platí to i obecněji pro statistické indikátory jako takové. V duchu přímo se nabízející otázky, „jak přesná ta čísla jsou?“. Odhad variability (variačního koeficientu, intervalu spolehlivosti) je ostatně jedním z kritérií kvality ve statistice. Situace u nevýběrové chyby je o poznání složitější. Zatímco techniky pro odhad variability statistických indikátorů jsou samostatným předmětem intenzivního a rozvíjejícího se výzkumu, nevýběrová chyba je v tomto směru dá se říci Popelkou. Se zmínkou o nevýběrové chybě se lze setkat spíše sporadicky a pokud ano, spíše

⁵³ uživatelsky orientovaný přehled těchto metod je možné najít např. v Lehtonen, Pahkinen (2004) nebo Lohr (1999)

⁵⁴ jedny z prvních výstupů tohoto projektu viz Dell aj. (2004)

jen jednovětým varujícím upozorněním. Jednoduchá kvantifikace chyby způsobené neúplným pokrytím populace, selektivní non-response, kterou se nepodařilo odstranit převážením dat, a chyby způsobené nepřesným měřením (nepřesné, pouze odhadované nebo zcela chybné údaje) je samozřejmě věcí prakticky nemožnou. Potenciální dopady na přesnost indikátoru jsou přitom konkrétně u míry ohrožení chudobou bezpochyby značné. Jak jsem zmínil v části 1.3 věnované zjišťování údajů o příjmech domácností nutných pro měření chudoby, patří právě příjmy k položkám obtížně zjistitelným a náchylným k podstatnému zkreslení. Při posouzení vypovídací schopnosti a přesnosti indikátoru by proto tato hlediska neměla být opomenuta.

Odpověď na otázku po nevýběrové chybě nelze shrnout do jedné číselné hodnoty. Zajímá-li nás, měli bychom se zajímat o proces vzniku hodnoty indikátoru jako celek. Každý jeho jednotlivý krok je možným zdrojem chyb, které se potom promítnou do výsledné přesnosti odhadu. Hodně mohou v tomto směru napovědět zprávy o kvalitě (quality reports), které se čím dál více stávají běžnou součástí dokumentace k jednotlivým šetřením. Právě u indikátoru míra ohrožení chudobou je zřetelný tento pro uživatele pozitivní trend v podobě zveřejňovaných zpráv o kvalitě EU-SILC jako jeho datového zdroje. Kvalitě dat o příjmech jako hlavním tématu šetření a míře ohrožení chudobou jako jeho „vlajkovému“ indikátoru v nich bude věnována velká pozornost. Jistě – ne každému se chce číst několikastránkový dokument, navíc s vidinou toho, že jeho četba může i trochu otřást jeho důvěrou v „ono číslo“. Chceme-li však úplnější obrázek o vypovídací schopnosti hodnoty indikátoru, se kterou chceme dále pracovat, podobná aktivita je určitě na místě.

S nevýběrovou chybou jako s těžko kvantifikovatelnou položkou se obecně pracuje hůře než s chybou výběrovou. Orientace pouze na výběrovou chybu však skrývá rizika – jak pro uživatele, tak i pro samotnou produkci indikátoru. U uživatelů může mít odhad výběrové chyby a z ní odvozeného intervalu spolehlivosti tendenci vzbudit příliš optimistický dojem přesnosti. Zvláště je-li výběr větší a intervaly spolehlivosti tudíž poměrně úzké. Při produkci indikátoru znamená snaha o minimalizaci nevýběrové chyby často nákladné a nepopulární kroky spojené se zvýšenými nároky na kvalitu procesu vzniku indikátoru (investice do kvalitní tazatelské sítě, práce s respondenty, testování a vylepšování dotazníků nebo třeba prosazení využití kvalitnějšího administrativního zdroje dat), jejichž efekt v podobě zvýšení kvality dat se obtížně kvantifikuje.

Závěr

Tématem práce byl indikátor míra ohrožení chudobou, který patří do skupiny strukturálních indikátorů pro monitorování situace v zemích EU. Jako takovému je mu v poslední době věnována zvýšená pozornost a mediální zájem i u nás. Cílem práce bylo podrobněji prozkoumat vlastnosti a chování tohoto indikátoru a poukázat na případná interpretační rizika při jeho používání jako míry chudoby ve společnosti.

První kapitola mi k tomuto hodnocení poskytla potřebné teoretické a konceptuální zázemí. Věnoval jsem se v ní třem teoretickým přístupům k vymezení chudoby, třem typům měr, které lze pro její kvantifikaci použít a datům o příjmech domácností potřebným pro měření chudoby.

Ve druhé kapitole jsem se pak podrobněji věnoval jednotlivým aspektům definice zkoumaného indikátoru a vlivu jednotlivých jejích součástí na výsledné hodnoty indikátoru. Z hlediska konceptu je míra ohrožení chudobou relativní mírou chudoby typu výskyt („headcount“). Z toho vyplývají její charakteristické vlastnosti a interpretační rizika. Indikátor je počítán pro jednotlivce, což je sice skýtá lepší možnosti třídění do sociálněekonomických skupin, na druhou stranu to však s ohledem na domácnost jako jednotku pro měření příjmu o něco ztěžuje korektní interpretaci hodnot indikátoru. Pro mezinárodní srovnání je důležité použití národních mediánů příjmů jako referenční charakteristiky pro výši hranice chudoby. Ta se tak bude lišit v závislosti na příjmové úrovni té které srovnávané země.

Ve třetí kapitole jsem se zaměřil na analýzu vlivu dvou klíčových parametrů definice – pozice hranice chudoby vůči mediánu příjmu a stupnice spotřebních jednotek použité pro ekvalizaci příjmů domácností – na výslednou hodnotu indikátoru. Cílem bylo posoudit citlivost indikátoru na konkrétní volbu těchto parametrů a to na úrovni populace celkem a případného selektivního působení na vybrané socioekonomické skupiny. Po úvodním srovnání pro několik variant parametru jsem následně využil parametrického přístupu, který mi umožnil sledovat změny hodnoty indikátoru pro širší zvolený interval hodnot parametru. Tohoto postupu jsem použil nejprve pro analýzu vlivu pozice hranice chudoby vůči příjmovému mediánu. Trochu více z pozadí pak působí na chování indikátoru stupnice spotřebních

jednotek. Stupnice spotřebních jednotek působí na hodnotu indikátoru nepřímo, prostřednictvím přepočtu ekvalizovaných příjmů domácností. Její působení je proto komplexnější a není zdaleka tak přímočaré. Vliv na hodnotu za populaci celkem nemusí být zásadní, ale součástí přepočtu na jinou stupnici spotřebních jednotek jsou větší přesuny pod a nad hranici chudoby, než odpovídá prostému rozdílu mezi dvěma srovnávanými hodnotami indikátoru. Obrázek o skutečném rozsahu přepočtu umožní až analýza čisté a hrubé změny. Na posuny nad a pod hranici chudoby působí při změně stupnice spotřebních jednotek dva protichůdné efekty – přepočet ekvalizovaných příjmů na novou stupnici a posun samotné hranice chudoby vyvolaný změnou mediánu ekvalizovaného příjmu.

Navržené analytické postupy plánuji v rámci své práce na ČSÚ dále využít pro vyhodnocení chování nově počítaných odhadů tohoto indikátoru ze šetření Životní podmínky (EU-SILC). V rámci tohoto šetření připadá v úvahu též mezinárodní srovnání s obdobnou analýzou zahraničních datových souborů s cílem identifikovat případné shody či odlišnosti v chování indikátoru v závislosti na změnách parametrů jeho definice a případných dopadů na stabilitu mezinárodních srovnání.

Provedenou analýzu by bylo možné do budoucna též možné rozšířit o další aspekty definice indikátoru. Jednou z dalších možností je podrobnější srovnání s chováním indikátoru počítaném na úrovni domácností na místo jednotlivců. V případě dostupnosti mikrodat za všechny země EU by pak byl nesporně zajímavý přepočet pro společnou evropskou hladinu chudoby, který by však ještě vyžadoval řešení problému rozdílné cenové hladiny v jednotlivých členských státech. Do hry by tak v tomto mezinárodním srovnání vstoupil další vlivný faktor v podobě použitých přepočtů parity kupní síly.

Čtvrtá kapitola pak představila pohled na zkoumaný indikátor jako statistickou veličinu odhadovanou z výběrových zjišťování o příjmech domácností. K popisu vlastností indikátoru jsem využil konceptu výběrové a nevýběrové chyby používanému v teorii výběrových šetření.

Celkově lze říci, že podrobnější analýza chování a vlastností tohoto indikátoru ukázala potřebu komplexnějšího pohledu nad rámec bohužel časté zkratkovité prvoplánové interpretace jako procenta chudých.

Literatura

- Antolin, P., Dang, T., Oxley, H. (1999): "*Poverty Dynamics in Four OECD Countries*". OECD Economic Department Working Papers
- Atkinson, Tony, Cantillon, Bea, Marlier, Eric, Nolan, Brian (2002): *Social Indicators: The EU and Social Inclusion* Oxford University Press
- Atkinson, A.B. (1998): "*We Must Measure Poverty*". New Statesman, 19. June 1998
- Banks J., Johnson P. (1994): "*Equivalence Scale Relativities Revisited*". The Economic Journal 104: 883-890
- Bavier, R.: "*Updating the Poverty Thresholds with Expenditure Data*". U.S. Census Bureau (nedatováno)
- Betson, D. (1996): "*Is Everything Relative?: The Role of Equivalence Scales in Poverty Measurement*". University of Notre Dame
- Betson, D., Citro, C., Michael, R. (2000): "*Recent Developments for Poverty Measurement in U.S. Official Statistics*". Journal of Official Statistics 16: 87-111
- Buhmann B., Rainwater L., Schmaus G., Smeeding T. (1988). "*Equivalence Scales, Well-being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study Database*". The Review of Income and Wealth 34(2): 115-142
- Burniaux, J.-M., Dang, T., Fore, D., Förster, M., D'Ercole, M., Oxley, H. (1998): "*Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries*". OECD Economic Department Working Papers
- Canadian Council on Social Development (2000): "*The Canadian Fact Book on Poverty 2000*"
- Carlin, John B., Hocking, J. (1999): "*Design of cross-sectional surveys using cluster sampling: an overview with Australian case studies*". Australian and New Zealand Journal of Public Health 23:5
- Citro, C., Michael, R. (1995): "*Measuring Poverty: A New Approach*". National Academy Press, Washington DC
- Collier, I. (1999): "*Poverty: An Ordinal Approach to Measurement - Notes to Amartya Sen*". Notes prepared for students of social policy at the Freie Universität Berlin
- Coulter F.A.E., Cowell F.A., Jenkins S. (1992): "*Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty*". The Economic Journal 102: 1067-1082
- Čermák, Václav (1980): *Výběrové statistické zjišťování* SNTL
- ČSÚ (2004): *MIKROCENZUS 2002 (Příjmy hospodářických domácností)*, (<http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/p/3009-04>)

- Dell, Fabien, D'Haultfeuille, Xavier, Fevrier, Philippe, Massé, Emmanuel (2004): *Linearisation Method of Variance Estimation Implementation and Application to the French Tax Income Survey* INSEE paper for the EU-SILC methodological seminar (Paris, January 2004)
- Department of Social Security (2001): "*Households Below Average Income 1999/00*"
- ECLAC - Economic Commission for Latin America and the Caribbean (1998): "*Poverty Measurement: Present Status of Concepts and Methods*". Paper presented on the 2nd. meeting of the Canberra Group on Household Income Statistics, Den Hague, March 1998
- Eurostat (2001). "*Income Poverty and Social Exclusion in the European Union*". Eurostat, Luxembourg
- Eurostat (2001): *Sampling* Internal document E2-EU-SILC 51/01
- Eurostat (2003): *Methodological documents – Definition of Quality in Statistics*.
- Expert Group on Household Income Statistics: The Canberra Group (2001): "*The Canberra Group: Final Report and Recommendations*". Statistics Canada, Ottawa
- Fellegi, I. (1997): "*On Poverty and Low Income*". Statistics Canada
- Fisher, G.M. (1997): "*The Development of the Orshansky Poverty Thresholds and Their Subsequent History as the Official U.S. Poverty Measure*". U.S.Census Bureau Poverty Measurement Working Papers
- Fisher, G.M. (1995): "*Is There Such a Thing as an Absolute Poverty Line Over Time? Evidence from the United States, Britain, Canada, and Australia on the Income Elasticity of the Poverty Line*". U.S.Census Bureau Poverty Measurement Working Papers
- Foster, J.E. (1998): "*Absolute versus Relative Poverty*". American Economic Review 88:335-341
- Groves, Robert M. (1989): *Survey Errors and Survey Costs* John Wiley & Sons
- Hagenaars, A. de Vos, K. (1988): "*The Definition and Measurement of Poverty*". The Journal of Human Resources 23:No.2
- Jäntti, M. Danziger, S. (2000): "*Income Poverty in Advanced Countries*" v Atkinson, A.B. Bourguignon, F. "*Handbook of Income Distribution: Volume I*". North Holland / Elsevier B.V., Amsterdam
- Jenkins S., Cowell F.A. (1994). "*Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities*". The Economic Journal 104: 891-900
- Johnson, D., Shipp, S., Garner, T.: "*Developing Poverty Thresholds Using Expenditure Data*". Bureau of Labor Statistics, Washington DC (nedatováno)
- Kapteyn, A. Kooreman, P. Willemse, R. (1988): "*Some Methodological Issues in the Implementation of Subjective Poverty Definitions*". The Journal of Human Resources 23:No.2
- Kish, Leslie (1965): *Survey Sampling* John Wiley & Sons (re-edice 1995)
- Kish, Leslie (1995): *Methods for Design Effects* Journal of Official Statistics 11:1

- Lanjouw, P., Milanovic, B., Paternostro, S. (1998): "*Poverty and Economic Transition: How Do Changes in Economies of Scale Affect Poverty Rates of Different Households ?*". The World Bank, Washington DC
- Lehtonen, Risto, Pahkinen, Erkki (2004): *Practical Methods for Design and Analysis of Complex Surveys* John Wiley & Sons
- Lohr, Sharon L. (1999): *Sampling: Design and Analysis* Duxbury Press
- Mareš, P. (1999): "*Sociologie nerovnosti a chudoby*". Sociologické nakladatelství
- McClements, L.D. (1977): "*Equivalence Scales for Children*" *Journal of Public Economics* 8:191-210
- McCormack, Kevin (2002): *Process Analysis and the Survey Process* CSO Ireland
- Myles, J Picot, G. (2000): "*Poverty Indices and Policy Analysis*" *Review of Income and Wealth* 46:161-179
- Narayan, D. (2002): "*Poverty Is Powerlessness and Voicelessness*". *Finance & Development* 37:No.4 18-21
- Nordberg, L., Penttilä, I., Sandström, S.: *A study on the effects of using interview versus register data in income distribution analysis with an application to the Finnish ECHP-survey in 1996. CHINTEX Working Paper* (<http://www.destatis.de/chintex/>)
- Osberg, L. (2000): "*Poverty in Canada and the United States: measurement, trends, and implications*". *Canadian Journal of Economics* 33:847-877
- Paquet, B. (2001): "*Low Income Cutoffs from 1990 to 1999 and Low Income Measures from 1989 to 1998*". Statistics Canada
- Särndal, Carl-Erik, Swensson, Bengt, Wretman, Jan (1992): *Model Assisted Survey Sampling* Springer-Verlag
- Sen, A. (1976): "*Poverty: An Ordinal Approach To Measurement*". *Econometrica* 44:219-231
- Sen, A. (1983): "*Poor, Relatively Speaking*". *Oxford Economic Papers* 35:153-169
- Sen, A. (1985): "*A Sociological Approach to the Measurement of Poverty: A Reply to Professor Peter Townsend*". *Oxford Economics Papers* 37:669-676
- Sen, A. (2000): "*Social Justice and Distribution of Income*" v Atkinson, A.B. Bourguignon, F. "*Handbook of Income Distribution: Volume 1*". North Holland / Elsevier B.V., Amsterdam
- Sirovátka, T. Mareš, P. Večerník, J. Zelený, M. (2002): „*Monitorování chudoby v České republice*“. výzkumná zpráva, VÚPSV Praha
- Soukupová, J. Hořejší, B. Macáková, L. (1996): „*Mikroekonomie*“. Management Press, Praha
- Townsend, P. (1979): "*Poverty in the United Kingdom*", Penguin Books, London
- Townsend, P. (1985): "*Measurement of Poverty - A rejoinder to Professor Amartya Sen*". *Oxford Economic Papers* 37:659-668
- Večerník, J. (1991): "*Úvod do studia chudoby v Československu*". *Sociologický časopis* 27:577-602

- Večerník, J. (2001): "*Chudoba u nás a ve světě*". Sociální politika č.4:7-9 a č.5:10-12
- Webber, M. (1998): "*Measuring Low Income and Poverty in Canada: An Update*". Statistics Canada
- Zelený, M. (2001): "*Pohled na příjmovou chudobu v České republice metodikou Evropské unie*". Statistika 38: 458-467
- Zelený, M. (2003a): "*The use of Monte Carlo simulation in evaluation of geographic properties of survey designs*". In: Acta oeconomica No 16. Applications of Mathematics and Statistics in Economy. Banská Bystrica : Univerzita Mateje Bela, 2003, s. 221–226
- Zelený, M. (2003b): "*The use of Monte Carlo simulation in studying geographic properties of sample design*". In: WYWIAL, Janusz (ed.). Metoda reprezentacyjna w badaniach ekonomiczno-społecznych. Katowice : Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach
- Zelený, M. (2004a): "*Interakce statistických a terénních vlastností při navrhování výběru pro sociální šetření*". In: Výběrová šetření v oblasti zaměstnanosti, příjmů a mezd. Praha : KEST FIS VŠE, 2004, s. 37–44.
- Zelený, M. (2004b): "*Statistical and fieldwork properties of social surveys the role of their interaction in survey design*". In: WYWIAL, Janusz (ed.). Metoda reprezentacyjna w badaniach ekonomiczno-społecznych. Katowice : Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, 2004, s. 43–51