

# Ekvivalenční stupnice a příjmová nerovnost

Zpracoval:  
E-mail:

Ing. Michal Lapáček  
[lapacekm@vse.cz](mailto:lapacekm@vse.cz)

Úvod.....	3
1. Příjmová nerovnost a její ukazatele .....	4
1.1 Atkinsonův index nerovnosti .....	4
1.2 Theilův index nesouladu .....	5
1.3 Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20 .....	6
1.4 Lorenzova křivka.....	7
1.5 Giniho koeficient.....	9
1.6 Index Robina Hooda.....	10
1.7 Variační koeficient .....	10
2. Faktory ovlivňující příjmovou nerovnost.....	11
2.1 Ekvivalenční stupnice .....	11
2.2 Vliv ekvivalenčních stupnic na příjmovou nerovnost.....	13
2.3 Ekvivalenční stupnice používané v praxi.....	14
2.3.1 Stupnice – Příjem na osobu.....	14
2.3.2 Stupnice Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD).....	15
2.3.3 Modifikovaná stupnice Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD) .....	16
2.3.4 Ekvivalenční stupnice obsažená v českém životním minimu .....	17
3. Posouzení vlivu ekvivalenčních stupnic na příjmovou nerovnost na základě empirických dat .....	19
3.1 Efekty ekvivalenčních stupnic na ukazatele příjmové nerovnosti .....	20
3.1.1 Ukazatele příjmové nerovnosti za použití stupnice Příjem na osobu.....	20
3.2 Efekty na změnu pořadí domácností seřazených dle výše vyrovnaného příjmu.....	26
Závěr.....	29
Seznam použité literatury.....	30
Příloha .....	31

## Úvod

Fenomén chudoby a nerovnosti provází lidskou společnost téměř od samého počátku její existence. V moderní společnosti je chudoba a míra sociální soudržnosti měřena či posuzována nejčastěji na základě příjmové nerovnosti, tedy rozdílu v obdržených příjmech.

Nejčastěji používanou statistickou jednotkou, jejíž příjem je sledován, je domácnost. Celkový příjem domácnosti je poté možné přepočítat na jednotlivé členy či jiným způsobem. Od prostého přepočtu příjmů na osobu se však zejména v poslední době upouští a namísto tohoto čím dál více získávají na důležitosti tzv. ekvivalenční stupnice. Ty díky své matematické a logické konstrukci umožňují zohlednit úspory z rozsahu vícečlenných domácností a také jejich věkovou strukturu přepočtem počtu členů domácnosti na počet tzv. spotřebních jednotek a následně přepočtem celkového příjmu domácnosti na příjem vyrovnaný. Výsledkem je poté zpravidla nižší počet spotřebních jednotek domácnosti nežli počet jejich členů a tedy vyšší vyrovnaný příjem na spotřební jednotku nežli prostý příjem na osobu. Tím je rovněž zabráněno, aby vícečlenné domácnosti snadno spadaly do pásma chudoby a získávaly neprávem nárok na sociální dávky. Zároveň je možné díky nim lépe zohlednit strukturu spotřeby domácností.

Přepočtení celkového příjmu na příjem vyrovnaný poté tedy umožňuje korektní stanovení a výpočet různých ukazatelů příjmové nerovnosti.

Cílem této práce je zmapovat a zhodnotit vliv ekvivalenčních stupnic jako jednoho z významných faktorů ovlivňujících příjmovou nerovnost a chudobu ve společnosti jednak na ukazatele příjmové nerovnosti a jednak na pořadí domácností seřazených dle výše vyrovnaného příjmu spočteného na základě specifické ekvivalenční stupnice. Analýza vlivu na ukazatele a pořadí bude provedena na základě empirických dat zjištěných Českým statistickým úřadem v roce 2001 v rámci Šetření o sociální situaci domácností.

## 1. Příjmová nerovnost a její ukazatele

Příjmová nerovnost je přirozenou součástí každé demokratické lidské společnosti. Ve své podstatě je měřítkem chudoby, ale i míry přerozdělení v rámci daňových či sociálních systémů.

Existuje mnoho způsobů jak přistupovat k měření příjmové nerovnosti. Mezi nejznámější patří tyto:

1. Lorenzova křivka
2. Giniho koeficient
3. Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20
4. Atkinsonův index nerovnosti
5. Theilův index nesouladu
6. Index Robina Hooda
7. Variační koeficient

### 1.1 Atkinsonův index nerovnosti

Atkinsonův index nerovnosti je založen na výpočtu tzv. spravedlivého průměrného příjmu  $y_e$ , který je definován jako takový příjem na skupinu, který je-li rovnoměrně rozdělený mezi příjemce, vytvoří stejnou úroveň společenského blahobytu jako současná distribuce příjmů. Matematicky je možné jej znázornit následovně:

$$y_e = \left( \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \text{ kde} \quad 1.1$$

- $y_i$  je vyrovnaný příjem  $i$ -té skupiny
- $\varepsilon$  je parametr averze vůči nerovnosti
- $n$  je počet příjmových skupin

Parametr averze vůči nerovnosti  $\varepsilon$  odráží intenzitu preference společnosti k rovnosti a může nabývat hodnot v rozmezí intervalu  $\langle 0; \infty \rangle$ . Hodnota 0 značí skutečnost, že společnost zaujímá lhostejný postoj k rozdělení důchodu. Čím větších hodnot parametr nabývá, tím větší důraz je ve společnosti kladen na transfery příjmu ve spodní části příjmového rozložení a menší důraz na transfery příjmu v horní části příjmového rozdělení. V extrémním případě, kdy  $\varepsilon = \infty$ , by tedy společnost zajímal pouze jednotlivec s nejnižším příjmem. Jinými slovy lze tedy říci, že

parametr  $\epsilon$  odráží míru sociálního citění ve společnosti. V realitě obvykle nabývá hodnot v rozmezí  $\langle 0,5; 2,5 \rangle$ .

Samotný Atkinsonův index poté za pomoci spravedlivého průměrného příjmu  $y_e$  spočteme jako:

$$I = 1 - \frac{y_e}{\mu}, \text{ kde} \quad 1.2$$

- $y_e$  je spravedlivý průměrný příjem
- $\mu$  je současný průměrný příjem na skupinu

Možné hodnoty Atkinsonova indexu spadají do intervalu  $\langle 0;1 \rangle$ . Z matematického vzorce výpočtu indexu je zřejmé, že čím více se bude současný průměrný příjem na osobu blížit spravedlivému průměrnému příjmu na osobu, tím nižší bude hodnota indexu. Proto, nabývá-li index hodnoty 0 je v dané společnosti naprosto rovné rozdělení příjmů a naopak nabývá-li hodnoty 1 je rozdělení příjmů naprosto nerovné.

Z logiky věci tedy vyplývá, že je-li hodnota indexu např. 0,3, tak pokud by byl současný příjem rozdělen rovnoměrně, stačilo by společnosti pouze 70 % výše současného příjmu, aby bylo dosaženo stejné úrovně blahobytu.

## 1.2 Theilův index nesouladu

Theilův index nesouladu je dalším ukazatelem, kterým je možné posuzovat míru příjmové nerovnosti ve společnosti. Je to vlastně vážený geometrický průměr podílů příjmů. Matematicky jej lze zapsat takto:

$$T = \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{\sum_{j=1}^n x_j} \cdot \ln \frac{x_i}{\bar{x}} \right), \text{ kde} \quad 1.3$$

- $x_i$  je příjem  $i$ -té skupiny (osoby)
- $\bar{x}$  je průměrný příjem ve společnosti
- $n$  je počet skupin (osob)

První ze zlomků v uvedené sumě představuje podíl příjmu dané skupiny či osoby na celkovém příjmu a je zároveň váhou pro druhý zlomek, který je podílem příjmu skupiny a průměrného příjmu ve společnosti. V případě nulové nerovnosti, tedy absolutní rovnosti, kdy každý obdrží průměrný příjem, je hodnota Theilova indexu rovna 0. Naopak v případě

absolutní nerovnosti, kdy veškerý příjem obdrží pouze jedna osoba, je jeho hodnota rovna  $\ln(n)$ . Čím bude ve společnosti větší nivelizace příjmů, tím více se bude hodnota indexu blížit nule.

Theilův index je rovněž možné poměrně snadno dekomponovat pro případ, že bychom chtěli populaci rozdělit do několika podskupin. V takovémto případě je hodnota Theilova indexu rovna sumě nerovností v každé skupině vážené poměrem příjmu dané skupiny k celkovým příjmům společnosti. Theilův index poté spočteme dle následujícího vzorce:

$$T = \sum_{i=1}^n y_i \cdot T_i + \sum_{i=1}^n y_i \cdot \ln \frac{\bar{x}_i}{\bar{x}}, \text{ kde} \quad 1.4$$

- $y_i$  je podíl příjmu podskupiny  $i$  na celkovém příjmu
- $T_i$  je Theilův index pro podskupinu  $i$
- $n$  je počet podskupin
- $\bar{x}_i$  je průměrný příjem v podskupině  $i$
- $\bar{x}$  je průměrný příjem ve společnosti

Tímto způsobem je tedy možné vypočítat index například za celou republiku z údajů za jednotlivé kraje či pro Evropskou unii z údajů jednotlivých členských států.

### **1.3 Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20**

Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20 (*Distribution Of Income – S80/S20 Income Quintile Share Ratio*) je definován jako poměr objemu příjmů připadajících na 20% osob s nevyššími vyrovnanými příjmy ve společnosti (5. kvintil) k objemu příjmů připadajících na 20% osob s nejnižšími vyrovnanými příjmy ve společnosti (1. kvintil).<sup>1</sup>

Koeficient může teoreticky nabývat hodnot v intervalu  $(1; \infty)$ , přičemž v praxi nebývá v rámci EU jeho hodnota nižší než 3 a vyšší než 12.

Čím vyšší je hodnota koeficientu S80/S20, tím vyšší jsou celkové příjmy 20 % nejbohatších osob ve společnosti v poměru k celkovým příjmům 20 % osob nejchudších a tím vyšší je tedy i diferenciací příjmů v dané společnosti. Naopak čím více by se hodnota koeficientu blížila jedné, tím by byly příjmy v dané společnosti více nivelizovány. Hodnota koeficientu jedna znamená absolutní rovnost příjmů všech členů společnosti.

---

<sup>1</sup> Definice dle: ČSÚ, (on-line), (citace říjen, 25., 2004), Přístup z internetu: [http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/o/3007-03-v\\_roce\\_2001-metodicke\\_vysvetlivky](http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/o/3007-03-v_roce_2001-metodicke_vysvetlivky)

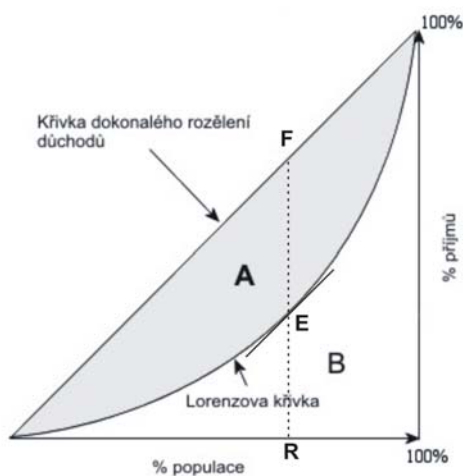
Zapsáno ve formě matematického vzorce:

$$K_{S80/S20} = \frac{\sum \text{prijmu\_osob\_v\_5.kvintilu}}{\sum \text{prijmu\_osob\_v\_1.kvintilu}} \quad 1.5$$

#### 1.4 Lorenzova křivka

Lorenzova křivka (obr. 1) je jeden z nejpoužívanějších grafických nástrojů pro posuzování

**Obrázek 1:** Lorenzova křivka



Zdroj: vlastní kresba

míry příjmové nerovnosti. Každý bod na Lorenzově křivce udává podíl příjemců důchodů z jejich celkového počtu vyjádřený v procentech a jejich podíl na celkových důchodech. V případě ideálního rozdělení příjmů ve společnosti by Lorenzova křivka byla totožná s křivkou se sklonem 45°, vyjadřující dokonalé rozdělení důchodů a podíl příjemců důchodů by byl tedy totožný s jejich podílem na celkových důchodech. Naopak v případě absolutní nerovnosti v rozdělení důchodů ve společnosti by Lorenzova křivka byla shodná s osami grafu a znamenalo by to, že jedna osoba

obdrží celkový důchod a ostatní neobdrží nic. Čím více je tedy Lorenzova křivka vzdálena od hypotetické křivky dokonalého rozdělení důchodů, tím větší je ve společnosti nerovnost v rozdělení příjmů.

Lorenzovu křivku je možné matematicky popsat pomocí distribuční funkce  $F(x)$  daného rozdělení příjmů ve společnosti či hustotou pravděpodobnosti  $f(x)$ , která je první derivací zmíněné distribuční funkce. Zapisujeme tedy:

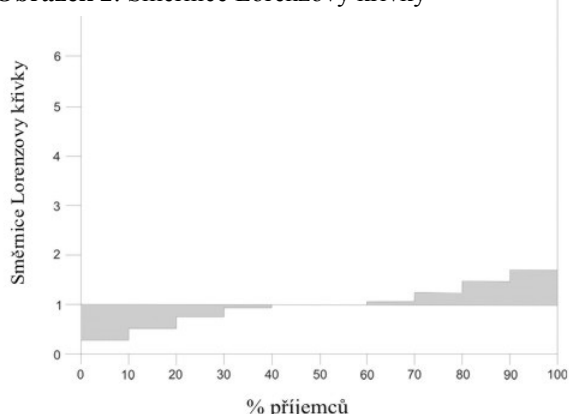
$$L(F) = \frac{\int_{-\infty}^{x(F)} x \cdot f(x) \cdot dx}{\int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) \cdot dx} = \frac{\int_0^F x(F') \cdot dF'}{\int_0^1 x(F') \cdot dF'} \quad , \text{ kde} \quad 1.6$$

-  $x(F)$  je funkce inverzní k distribuční funkci  $F(x)$

Způsob posuzování příjmové chudoby pomocí Lorenzovy křivky rozšířil americký ekonom Robert R. Schutz v roce 1951. Ve svém článku „*On The Measurement Of Income Inequality*“ navrhuje zkoumat příjmovou nerovnost raději s pomocí směrnic tečen Lorenzovy křivky nežli

pomocí Lorenzovy křivky samotné. Graf těchto směrnic je možné vidět na obrázku 2, kde je populace rozdělena do deseti stejně velkých skupin.

**Obrázek 2:** Směrnice Lorenzovy křivky



Zdroj: Vlastní kresba

Směrnicí tečny křivky v daném bodě je možné vypočítat dvěma způsoby. Zaprvé pomocí první derivace funkce, představující průběh Lorenzovy křivky. Jelikož však většinou matematické vyjádření Lorenzovy křivky není známo, je účelnější a snadnější ji počítat následujícím podílem:

$$tg(\alpha) = \frac{PD_s}{PPD_s}, \text{ kde}$$

-  $PD_s$  je procento důchodu, které obdrží

skupina S

-  $PPD_s$  je procento příjemců důchodu tvořené skupinou S.

Čím více se poté velikost směrnice odchyluje od jedné, tím větší je v daném bodě nerovnost. Speciálním případem je hodnota 1, která odpovídá sklonu křivky  $45^\circ$ , na obrázku 2 tedy vodorovná úsečka v bodě 1 odpovídá křivce dokonalého rozdělení důchodů na obrázku 1. Hodnoty směrnic nižší nežli 1 odpovídají tečnám s úhlem do  $45^\circ$  a celkový obsah šedivě vybarvené plochy pod křivkou dokonalého rozdělení důchodů na obrázku 2 tedy vyjadřuje kolik ztrácí nejchudší skupiny obyvatel ve prospěch nejbohatších, tedy míru příjmové nerovnosti. Obsah této plochy pod křivkou dokonalého rozdělení důchodů poté musí být logicky stejně velký jako obsah plochy nad touto křivkou, neboť co chybí těm nejchudším logicky obdrží ti nejbohatší. Tyto plochy však obvykle nemají stejný tvar jako na obrázku 2, ale obsahy ploch jsou stejné vždy. Obsah této plochy je rovněž velice snadné spočítat.

Matematicky zapsáno:

$$Obsah = \sum_{S=1}^m \left[ \left( 1 - \frac{PD_s}{PPD_s} \right) \cdot PPD_s \right] = \sum_{S=1}^m (PPD_s - PD_s), \text{ kde} \quad 1.8$$

-  $m$  je počet skupin, pro které je směrnice tečny Lorenzovy křivky menší než 1 (na obrázku 2 jsou to 4 skupiny)

Za měřítko příjmové nerovnosti poté může být považována velikost obsahu této plochy, či součet obsahů těchto ploch pod a nad křivkou dokonalého rozdělení důchodů.

Výhoda tohoto přístupu je i ve větší snadnosti porovnávání příjmové nerovnosti mezi



samotnými skupinami, právě na základě obsahu plochy, tentokrát však jednotlivých sloupců pro každou skupinu.

Grafické znázornění Lorenzovy křivky poté umožňuje znázornit další dva indexy měření příjmové nerovnosti, a to Giniho koeficient a index Robina Hooda.

### 1.5 Giniho koeficient

Giniho koeficient je číselným vyjádřením odklonu Lorenzovy křivky od křivky dokonalého rozdělení důchodů. Spočteme jej jako podíl plochy A a součtu ploch A+B na obrázku 1,

$G = \frac{A}{A+B}$ . Z tohoto vzorce je zřejmé, že Giniho koeficient se může pohybovat v intervalu

hodnot  $\langle 0;1 \rangle$ . Jestliže by ve společnosti bylo dokonalé rozdělení důchodů, byla by plocha A nulová a Giniho koeficient by se rovnal 0, naopak v případě absolutní nerovnosti v rozdělení důchodů by byla nulová plocha B a hodnota Giniho koeficientu by byla 1. Čím více se tedy hodnota koeficientu blíží jedné, tím méně je dokonalé rozdělení příjmů ve společnosti. Ve statistických údajích se Giniho koeficient dnes nejčastěji publikuje v procentech.

Pomineme-li grafické znázornění pomocí Lorenzovy křivky, je možné koeficient spočítat dle následujícího matematického vzorce jako průměr rozdílu v příjmech mezi všemi možnými páry jednotlivců:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2 \cdot n^2 \cdot \bar{x}}, \text{ kde} \quad 1.9$$

- $x_{i,j}$  jsou příjmy dvou náhodně vybraných jednotlivců
- $n$  je počet jednotlivců
- $\bar{x}$  je průměrný příjem jednotlivce

Výhodou tohoto výpočetního postupu je, že není nutné jednotlivce či skupiny řadit dle výše příjmu.

Častěji se však pro výpočet Giniho koeficientu používá tzv. Brownův vzorec:

$$G = \left| 1 - \sum_{i=1}^n (x_i - x_{i-1}) \cdot (y_i + y_{i-1}) \right|, \text{ kde} \quad 1.10$$

- $x_i$  je kumulovaný podíl příjemců důchodů, přičemž  $x_0 = 0$  a  $x_n = 1$
- $y_i$  je kumulovaný podíl příjmů, přičemž  $y_0 = 0$  a  $y_n = 1$

## 1.6 Index Robina Hooda

Graficky je možné tento index znázornit jako nejdelší možnou vzdálenost dvou bodů mezi Lorenzovou křivkou a křivkou dokonalého rozdělení důchodů. Na obrázku 1 je to tedy vzdálenost mezi body E a F. Velikost indexu poté značí jaká část celkového příjmu ve společnosti musí být přerozdělena od domácností s příjmem vyšším nežli průměrným k domácnostem s příjmem nižším nežli průměrným, aby bylo dosaženo rovnosti v příjmovém rozdělení. Konkrétní postup výpočtu indexu je následující: Nejprve je třeba seřadit jednotlivé domácnosti dle výše příjmu od nejbohatších po nejchudší. Následně se takto seřazené domácnosti rozdělí do deseti stejně velkých skupin. Poté se vypočte suma procentních částí z celkového důchodu, které každá ze skupin dosahuje, započítávají se však pouze skupiny, jejichž podíl na celkovém příjmu je vyšší nežli 10 %. Nakonec se z této sumy odečte n násobek 10 %, kde n je počet skupin započítaných do sumy. Například nejbohatších 10 % domácností (1. skupina) obdrží 30 % z celkových příjmů, další skupina obdrží 18 % z celkových příjmů, další 15 %, další 11 %, další 9 % a zbylé skupiny stále menší část z celkových příjmů. Do počítané sumy tedy zahrneme první čtyři skupiny, neboť jejich příjmy jsou větší nežli 10 % z celkových. Od této sumy poté odečteme 4-násobek 10 %, konkrétně:

$$RHI = (0,3 + 0,18 + 0,15 + 0,11) - (4 \cdot 0,1) = 0,34 .$$

V tomto případě je tedy velikost indexu Robina Hooda 34 % a přesně taková část z celkového příjmu by musela být přerozdělena od domácností s nadprůměrným příjmem k domácnostem s příjmem podprůměrným, aby ve společnosti neexistovala příjmová nerovnost.

## 1.7 Variační koeficient

Variační koeficient je bezrozměrné číslo, jehož stonásobek udává variabilitu zkoumaného výběru v procentech.

Čím vyšší je toto procento, tím větší je nesourodost znaků a v našem případě tedy větší příjmová diferenciaci. Ve statistice je definován jako poměr směrodatné odchylky a aritmetického průměru:

$$V_x = \frac{s_x}{\bar{x}} , \quad 1.11$$

kde  $s_x$  je směrodatná odchylka, jež je druhou odmocninou z rozptylu, který je definován jako průměr čtverců odchylek jednotlivých hodnot znaku

(tedy vyrovnaného ročního příjmu na spotřební jednotku) od jejich aritmetického průměru:

$$s_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} . \quad 1.12$$

Aritmetický průměr  $\bar{x}$  je poté poměr součtu všech hodnot znaku a počtu znaků:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad 1.13$$

## **2. Faktory ovlivňující příjmovou nerovnost**

Na diferenciaci příjmů a potenciálně tedy i na velikost chudoby ve společnosti má vliv současně několik faktorů, které působí současně. Některé z nich je možné přímo ovlivnit vládními zásahy či regulacemi, některé jdou však výsledkem působení tržních sil, které na dostatečně liberalizovaném trhu lze ovlivnit jen nepřímo a mnohdy ani tak. Mezi tyto faktory můžeme řadit:

- trhem určenou diferenciaci příjmů ze závislé činnosti a podnikání dle profese
- aktuální rozdělení bohatství
- fiskální politika vlády, zejména daňový systém
- sociální politika
- koncept hranice chudoby – absolutní a relativní
- samotná velikost hranice chudoby
- míra zohlednění úspor ze společného hospodaření domácností, struktury domácností a dalších faktorů ve formě ekvivalenčních stupnic

Zejména poslední z uvedených faktorů, tedy jak volba formy ekvivalenčních stupnic ovlivňuje příjmovou nerovnost a chudobu ve společnosti při ostatních faktorech neměnných, *ceteris paribus*, bude předmětem další analýzy.

### **2.1 Ekvivalenční stupnice**

Jestliže chceme zkoumat příjmovou nerovnost či chudobu domácností či jiných statistických jednotek je nejprve nutné nějakým způsobem zařídit, aby výše tohoto

příjmu byla mezi různorodými domácnostmi srovnatelná. Není totiž možné bez korektního přepočtu srovnávat příjem čtyřčlenné domácnosti se dvěma dětmi například s příjmem domácnosti jednočlenné či bezdětné. Rovněž nelze zjednodušeně tento příjem přepočítat tak, že příjem jednočlenné domácnosti vynásobíme čtyřikrát abychom obdrželi srovnatelnou výši příjmu domácnosti čtyřčlenné. Příjmy domácností je nutno brát ve vztahu k předpokládaným potřebám této domácnosti.

Tyto potřeby se mohou značně lišit v závislosti těchto základních faktorech:

- počet členů domácnosti
- věková struktura členů domácnosti
- lokalita kde členové domácnosti žijí

Obvykle se předpokládá, že s růstem počtu členů domácnosti rostou výdaje potřebné k uspokojování potřeb jednotlivých členů jako jsou výdaje na potraviny, ošacení, hygienické potřeby a podobně. Některé výdaje se však s růstem počtu členů nemění a zůstávají konstantní, v přepočtu na osobu tedy klesají. Mezi takovéto výdaje patří náklady na bydlení, neboť např. nájemné se většinou platí za byt a nikoli za počet nájemníků, rovněž předměty dlouhodobé spotřeby jako televizor, pračka, lednice a pod. mohou být využívány všemi členy domácnosti víceméně bez omezení. Tento fakt bývá označován jako úspory ze společného hospodaření či úspory z rozsahu. Dalším významným faktorem ovlivňujícím potřeby domácnosti je věková struktura jejích členů. Výdaje zde rostou společně se zvyšujícím se věkem jednotlivých členů, neboť dospělý člověk je na své potřeby náročnější než dítě. Výjimku mohou tvořit staří lidé, kteří naopak v mnoha případech své potřeby snižují. Také lokalita kde domácnost žije může mít na její potřeby poměrně velký vliv. Existují totiž podstatné rozdíly v nákladech na bydlení např. ve velkých městech a na vesnicích. Ve větších aglomeračních celcích bývá dražší bydlení, ale naopak, zejména díky vysoké konkurenci maloobchodů nižší náklady na potraviny a další zboží denní potřeby.

Aby bylo tedy možné srovnat příjmy takto rozdílných domácností a zároveň byly tyto výše uvedené faktory zohledněny jsou využívány pro přepočet těchto příjmů tzv. *ekvivalenční stupnice*. Ty umožňují korektní přepočet příjmů na příjmy vyrovnané.

S pomocí konkrétní ekvivalenční stupnice se nejprve vypočte počet tzv. spotřebních jednotek pro každou domácnost. Počet těchto spotřebních jednotek je vlastně přepočtený počet členů dané domácnosti, přičemž tento přepočet zohledňuje úspory ze společného hospodaření dané domácnosti. Abychom mohli dále korektně srovnat příjmy mezi jednotlivými domácnostmi přepočítává se celkový příjem domácnosti na tzv. **příjem vyrovnaný**.

**Vyrovnaný příjem** můžeme poté definovat jako podíl celkového čistého ročního příjmu domácnosti a počtu spotřebních jednotek pro danou domácnost, vypočtených pomocí ekvivalenční stupnice.

Tedy:

$$VP = \frac{CP}{CU} , \quad 2.1$$

kde

- $VP$  je vyrovnaný příjem
- $CP$  je celkový čistý roční příjem domácnosti (i se sociálními transfery)
- $CU$  je počet spotřebních jednotek (consuming units) pro danou domácnost.

Na základě takto vypočteného vyrovnaného příjmu je možné domácnosti rozlišovat a řadit, čehož je využíváno při výpočtu různých indikátorů.

## **2.2 Vliv ekvivalenčních stupnic na příjmovou nerovnost**

Jak již bylo řečeno dříve jsou ekvivalenční stupnice významným faktorem ovlivňujícím příjmovou nerovnost ve společnosti. Z logiky své konstrukce dokáží zejména ovlivnit výši vyrovnaného příjmu pro vícečlenné rodiny a rodiny s rozdílnou věkovou kompozicí. Volba výše koeficientů ekvivalenčních stupnic pak vychází z analýzy spotřeby jednotlivých domácností.

Analýzu spotřeby je poté možné rozdělit do dvou kroků:

- analýza úspor ze společného hospodaření
- analýza spotřeby dle věku členů domácnosti.

Obecně lze říci, že úspory ze společného hospodaření jsou tím vyšší, čím větší počet osob připadá na spotřebu s konstantními náklady. Mezi tyto náklady patří především náklady na bydlení a na věci dlouhodobé spotřeby. Čím vyšší jsou tedy náklady na bydlení v poměru k nákladům na osobní potřeby jednotlivých členů domácnosti jako potraviny, nápoje či ošacení, tím více musí koeficienty ekvivalenční stupnice zohledňovat úspory z rozsahu. Větší zohlednění úspor z rozsahu znamená nižší hodnoty koeficientů a tedy větší redukce počtu členů na počet spotřebních jednotek. Vysoké náklady na bydlení mají tedy za následek snižování koeficientů ekvivalenční stupnice. Z hlediska úspor ze společného hospodaření je kromě analýzy poměru nákladů nutné rozlišit i tzv. pořadí osoby v domácnosti. Obvykle je tzv. první osobě v domácnosti přiřazován koeficient 1, pro další osoby se poté koeficienty snižují.

V druhém kroku je nutné analyzovat rozdíly ve spotřebě z hlediska věku. V praxi nejčastěji dochází k prostému rozlišení mezi dospělými a dětmi, existují však stupnice<sup>2</sup>, které rozlišují více věkových kategorií stejně ale pouze mezi dětmi. Žádná z prakticky užívaných ekvivalenčních stupnic nezohledňuje nijak změny ve spotřebě u starých lidí, přestože empirické zkušenosti poukazují na skutečnost, že od určitého věku lidé obvykle své potřeby snižují. Toto je, dle mého názoru, velký nedostatek současných konstrukcí ekvivalenčních stupnic. V případě, že je tento starší člověk považován za první osobu v domácnosti, ve které žije například s mladší osobou v produktivním věku, která je poté považována za „další“ osobu v domácnosti s nižším koeficientem, může dojít k poměrně významnému zkreslení při přepočítávání příjmu na příjem vyrovnaný.

### **2.3 Ekvivalenční stupnice používané v praxi**

#### **2.3.1 Stupnice – Příjem na osobu**

Jedná se o ekvivalenční stupnici založenou na základní formě konstrukce ekvivalenčních stupnic. Počet spotřebních jednotek domácnosti je roven počtu jejích členů. Úspory z rozsahu tedy nejsou uvažovány. Její zásadní výhodou je transparentnost a jednoduchost. Užití je možné zejména v ekonomikách s neúměrně levným bydlením a naopak neúměrně vysokými náklady na statky denní potřeby. Typickým příkladem jsou ekonomiky bývalého východního bloku, tedy i ČSSR. Vyrovnaný příjem vypočtený na základě této stupnice může být však velmi zavádějící. Vyrovnaný příjem pro vícečlennou domácnost je tak nepřiměřeně nízký a může vést

---

<sup>2</sup> např. McClementsova stupnice používaná ve Velké Británii

k nadhodnocenému a nadbytečnému čerpání státních zdrojů ve formě dávek sociální potřeby. Sociálně slabé domácnosti mohou inklinovat k tomu, mít mnoho dětí, které se tak ve formě přídatků na dítě stávají zdrojem příjmů domácnosti. Nejmarkantnější je tento fakt vidět zejména u rómských rodin, kde je průměrný počet dětí i několikanásobný vzhledem k typické české rodině. V dnešní době kdy náklady na bydlení neustále rostou v celkovém souboru spotřebních vydání ztrácí tato stupnice smysl. Náklady na bydlení a vybavení domácnosti v České republice dnes tvoří asi 26,5 % čistých peněžních výdajů na spotřebu, výdaje na potraviny a odívání poté asi 28 %.<sup>3</sup> Základní předpoklad pro užití této stupnice – minimální náklady na bydlení a předměty dlouhodobé spotřeby a obrovské náklady na potraviny a předměty denní potřeby – je tedy neopodstatněný.

### 2.3.2 *Stupnice Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD)*

Ekvivalenční stupnice, kterou navrhla OECD počítá s úsporami ze společného hospodaření a zároveň zohledňuje věkovou strukturu domácnosti. První dospělá osoba se započítává plně tedy s koeficientem přírůstku potřeb PP 1, každá další dospělá osoba v domácnosti se poté započítává již modifikovaně s koeficientem 0,7. Dítě je definováno jako osoba mladší 14 let a její koeficient přírůstku potřeb je 0,5.

Koeficient je stejný pro libovolný počet dětí v domácnosti. Rovnice se tedy dá zapsat tímto způsobem:

$$CU_{OECD} = 1 + (n_{dosp} - 1) \cdot 0,7 + n_{dítě} \cdot 0,5 \quad , \quad 2.2$$

kde:

- $CU_{OECD}$  je počet spotřebních jednotek dle OECD,
- $n_{dosp}$  je počet dospělých členů domácnosti, dle definice tedy osob ve věkovém rozpětí 14 let a více
- $n_{dítě}$  počet osob ve věkovém rozmezí 0-13 let v dané domácnosti.

Člen rovnice  $(n_{dosp} - 1)$  vyjadřuje počet „dalších“ dospělých členů rodiny, tedy počet dospělých členů kromě prvního z nich. V případě čtyřčlenné domácnosti se dvěma dospělými členy a dvěma dětmi vychází po dosazení do rovnice počet spotřebních jednotek 2,7. Snaha modifikovat uvedenou OECD ekvivalenční stupnici

<sup>3</sup> Zdroj: ČSÚ, (on line), (citace březen, 1.,2005), Přístup z internetu: [http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/540054562F/\\$File/0901.XLS](http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/540054562F/$File/0901.XLS)

tak, aby zohledňovala větší rozsah úspor ze společného hospodaření, dala podnět ke vzniku další tentokrát tzv. modifikované ekvivalenční stupnice OECD.

### 2.3.3 Modifikovaná stupnice Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD)

Jak již bylo řečeno jedná se o modifikaci předešlé OECD ekvivalenční stupnice ve prospěch zohlednění větších úspor z rozsahu. Prakticky to znamená snížení koeficientů přírůstku potřeb pro další dospělé členy domácnosti a pro děti, přičemž definice dítěte jako osoby ve věkovém rozpětí 0-13 let zůstává stejná. Modifikovaný koeficient přírůstku potřeb je 0,5 pro dospělou osobu a 0,3 pro dítě. Rovnice 3.4 bude nyní vypadat následovně:

$$CU_{OECD_{mod}} = 1 + (n_{dosp} - 1) \cdot 0,5 + n_{dítě} \cdot 0,3. \quad 2.3$$

Parametry rovnice jsou stejné jako v případě původní stupnice OECD. Budeme-li uvažovat stejný případ jako u původní stupnice OECD, tedy čtyřčlennou domácnost se dvěma dětmi, poté po dosazení do výše uvedené rovnice dostaneme 2,1 spotřebních jednotek. Stupnice je tedy méně shovívavá k početnějším domácnostem. **Tuto stupnici používá v rámci Evropské unie ve svých výpočtech statistický úřad Eurostat.**



### 2.3.4 Ekvivalenční stupnice obsažená v českém životním minimu

České životní minimum bylo do roku 2007 složeno ze dvou základních částí – částky pro osobní potřeby jednotlivce a částky, která měla sloužit k úhradě společných nákladů na domácnost, zejména bydlení. Celkové životní minimum domácnosti byla poté součtem částek pro osobní potřeby všech členů domácnosti a částky pro úhradu společných nákladů. Výše jednotlivých částek pro roky 1991, 1995, 1999, 2005 a 2006 je uvedena v tabulce 1.

<b>Tabulka 1: Přehled částek životního minima v letech 1991, 1995, 1999, 2005 a 2006</b>					
	1991	1995	1999	2005	2006
<b>Částka k zajištění výživy a ostatních základních osobních potřeb</b>					
Nezaopatřené dítě do 6 let	900	1320	1560	1720	1750
Nezaopatřené dítě 6-10 let	1000	1460	1730	1920	1950
Nezaopatřené dítě 10-15 let	1200	1730	2050	2270	2310
Nezaopatřené dítě 15-26 let	1300	1900	2250	2490	2530
Ostatní	1200	1800	2130	2360	2400
<b>Částka k zajištění nezbytných nákladů na domácnost</b>					
Domácnost jednotlivce	500	860	1300	1940	2020
Domácnost se 2 osobami	650	1130	1700	2530	2630
Domácnost se 3-4 osobami	800	1400	2110	3140	3260
Domácnost s 5 a více osobami	950	1580	2370	3520	3660
Zdroj: MPSV, (on line), (citace únor, 23.,2006), Přístup z internetu: <a href="http://www.mpsv.cz/cs/876">http://www.mpsv.cz/cs/876</a>					

Rovnice, která bude vyjadřovat ekvivalenční stupnici obsaženou v konstrukci českého životního minima do r.2007 by mohla vypadat zřejmě takto:

$$CU_{\text{ŽM}} = \frac{n_1 \cdot d_{0-6} + n_2 \cdot d_{6-10} + n_3 \cdot d_{10-15} + n_4 \cdot d_{15-26} + n_5 \cdot d_{\text{ostatní}} + \text{částkado}_{m_n}}{d_{\text{ostatní}} + \text{částkado}_{m_1}}, \quad 2.4$$

kde:

- $CU_{\text{ŽM}}$  je počet spotřebních jednotek
- $n_1$  je počet nezaopatřených dětí ve věku 0-6 let
- $n_2$  je počet nezaopatřených dětí ve věku 6-10 let
- $n_3$  je počet nezaopatřených dětí ve věku 10-15 let
- $n_4$  je počet nezaopatřených dětí ve věku 15-26 let
- $n_5$  je počet členů domácnosti starších 26 let

- $d$  jsou částky k zajištění výživy a ostatních základních osobních potřeb dle věku člena domácnosti, příslušný věkový interval je vyjádřen indexem
- $částkadom_n$  je částka k zajištění nezbytných nákladů na domácnost, dle celkového počtu členů domácnosti  $n$ , kde  $n = n_1 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5$ .

Výraz v čitateli zlomku je tedy celkové životní minimum příslušné domácnosti a ve jmenovateli je životní minimum pro domácnost jednotlivce.

V roce 2007 došlo v České republice k signifikantním změnám v konstrukci životního minima, z něhož byly vyňaty částky k zajištění nezbytných nákladů na domácnost, které jsou řešeny v rámci systémů státní sociální podpory a pomoci v hmotné nouzi. Rovněž došlo z rozlišení první a dalších dospělých osob v domácnosti po vzoru ekvivalenčních stupnic. Přehled částek životního minima od 1.1.2007 podává následující tabulka 2:

<b>Tabulka 2: Přehled částek životního minima pro rok 2007</b>	
Jednotlivec	3126
První osoba v domácnosti	2880
Druhá a další osoba v domácnosti, která není nezaopatřeným dítětem	2600
Nezaopatřené dítě do 6 let	1600
Nezaopatřené dítě 6-15 let	1960
Nezaopatřené dítě 15-26 let	2250
Zdroj: MPSV, (on line), (citace únor, 17.,2007), Přístup z internetu: <a href="http://www.mpsv.cz/cs/3213">http://www.mpsv.cz/cs/3213</a>	

Ekvivalenční rovnici obsaženou v takto konstruovaném životním minimu vyjádříme následovně:

$$CU_{\check{M}_{07}} = \frac{n_1 \cdot d_{0-6} + n_2 \cdot d_{6-15} + n_3 \cdot d_{15-26} + n_4 \cdot d_{jedn} + n_5 \cdot d_{prvni} + n_6 \cdot d_{dalsi}}{d_{jedn}} \quad 2.5$$

kde:

- $CU_{\check{M}_{07}}$  je počet spotřebních jednotek
- $d_{0-6}$ ,  $d_{6-15}$  a  $d_{15-26}$  jsou částky ŽM pro nezaopatřené děti (věk vyjádřen indexem)
- $d_{jedn}$  a  $d_{dalsi}$  jsou částky ŽM pro první a další osobu v domácnosti

Základní přehled vývoje počtu spotřebních jednotek pro jednotlivé typy domácností jsou uvedeny v následující tabulce 3:

<b>Tabulka 3: Vývoj počtu spotřebních jednotek dle implicitní ekvivalenční stupnice českého ŽM</b>						
	1991	1995	1999	2005	2006	2007
jednotlivec	1	1	1	1	1	1
partnerská dvojice	1,79	1,78	1,74	1,69	1,68	1,75
jednotlivec s jedním dítětem	1,62-1,85	1,60-1,82	1,57-1,77	1,54-1,72	1,53-1,71	1,43-1,64
dvojice s jedním dítětem	2,41-2,65	2,38-2,59	2,31-2,51	2,23-2,41	2,22-2,4	2,26-2,47
dvojice se dvěma dětmi	2,94-3,41	2,87-3,31	2,77-3,17	2,63-2,99	2,6-2,97	2,68-3,19

Zdroj: Vlastní výpočty na základě údajů MPSV, (on line), (citace únor, 23.,2006), Přístup z internetu: <http://www.mpsv.cz/cs/876> a (citace únor, 17.,2007), Přístup z internetu: <http://www.mpsv.cz/cs/3213>

Při bližším pohledu na vývoj počtu spotřebních jednotek je zřejmé, že v letech 1991-2007 jejich hodnoty klesají. V českém životním minimu je tedy evidentní trend stále více zohledňovat úspory ze společného hospodaření. Údaje za rok 2007 se však od dřívějších liší, neboť v sobě neobsahují složku spojenou s náklady na bydlení.

### **3. Posouzení vlivu ekvivalenčních stupnic na příjmovou nerovnost na základě empirických dat**

Posouzení vlivu ekvivalenčních stupnic na příjmovou nerovnost provedu s pomocí empirických dat zjištěných Českým statistickým úřadem v roce 2001 při šetření o sociální situaci domácností v České republice.

Používané šetření o sociální situaci domácností obsahuje podrobné záznamy o 10 599 českých domácnostech.

Aby bylo možné zkoumat a posuzovat vliv použití ekvivalenčních stupnic na příjmovou nerovnost, je nutné určit jakési referenční příjmové rozložení. Vůči tomuto referenčnímu rozložení budu porovnávat rozložení vzniklá po aplikování různých typů ekvivalenčních stupnic. Jakožto referenční příjmové rozložení zvolím rozložení vzniklé po použití ekvivalenční stupnice „*příjem na osobu*“ neboť tato stupnice nezohledňuje žádné úspory z rozsahu a ani věkovou strukturu domácnosti.

Porovnávat poté budu dva základní efekty:

1. Efekty na změny výše popsaných ukazatelů příjmové nerovnosti
2. Efekty na změnu pořadí domácností seřazených dle výše vyrovnaného příjmu.

### 3.1 Efekty ekvivalenčních stupnic na ukazatele příjmové nerovnosti

#### 3.1.1 Ukazatele příjmové nerovnosti za použití stupnice Příjem na osobu

##### Lorenzova křivka

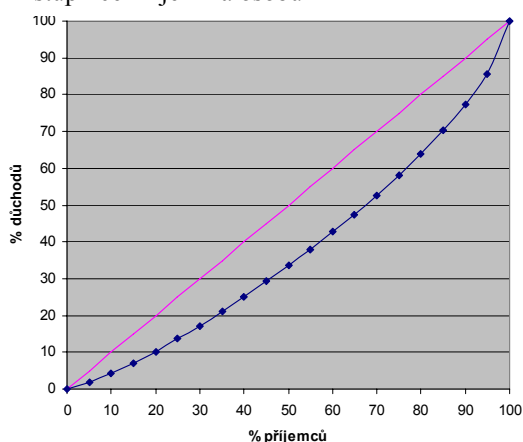
Pro zkonstruování Lorenzovy křivky jsem použil postupu Roberta R. Schutze, který uvádí ve svém článku „*On the Measurement of Income Inequality*“<sup>4</sup>.

Tabulka 4: Příjmové rozložení pro konstrukci Lorenzovy křivky									
Pořadí	Příjemci důchodu				Příjem				Směrnice
	Počet		Procent		Počet		Procent		
	Jednotlivě	Kumulovaně	Jednotlivě	Kumulovaně	Jednotlivě	Kumulovaně	Jednotlivě	Kumulovaně	
1	530	530	5	5	16666670	16666670	1,80	1,80	0,36
2	530	1060	5	10	22653881	39320551	2,44	4,24	0,49
3	530	1590	5	15	26226926	65547478	2,83	7,06	0,57
4	530	2120	5	20	29275073	94822551	3,16	10,22	0,63
5	530	2650	5	25	31697015	126519566	3,42	13,64	0,68
6	530	3180	5	30	33709594	160229159	3,63	17,27	0,73
7	530	3710	5	35	35470414	195699573	3,82	21,09	0,76
8	530	4240	5	40	37133036	232832609	4,00	25,09	0,80
9	530	4770	5	45	38440567	271273176	4,14	29,24	0,83
10	530	5300	5	50	40008249	311281425	4,31	33,55	0,86
11	530	5830	5	55	41473547	352754972	4,47	38,02	0,89
12	530	6360	5	60	43161433	395916404	4,65	42,67	0,93
13	530	6890	5	65	44999451	440915856	4,85	47,52	0,97
14	530	7420	5	70	47367823	488283678	5,11	52,62	1,02
15	530	7950	5	75	50132882	538416561	5,40	58,03	1,08
16	530	8480	5	80	53972230	592388791	5,82	63,84	1,16
17	530	9010	5	85	59030734	651419525	6,36	70,21	1,27
18	530	9540	5	90	65968099	717387624	7,11	77,32	1,42
19	530	10070	5	95	78471877	795859500	8,46	85,77	1,69
20	530	10600	5	100	132005794	927865294	14,23	100,00	2,85

Zdroj dat: Výběrové šetření o sociální situaci domácností, ČSÚ, 2001

Na základě tohoto rozdělení domácností do skupin je možné sestavit následující Lorenzovu křivku (Graf 1):

**Graf 1:** Lorenzova křivka v případě použití stupnice Příjem na osobu



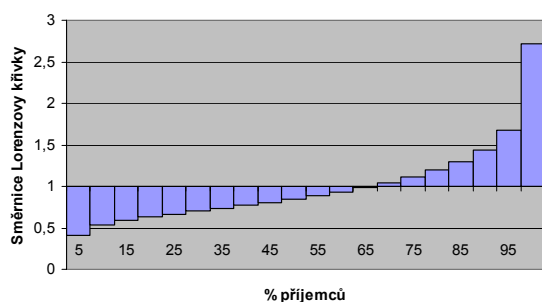
Zdroj dat: Šetření o sociální situaci domácností, ČSÚ, 2001

Je zřejmé, že vzdálenost Lorenzovy křivky od křivky dokonalého rozdělení důchodů není příliš velká, což poukazuje na značnou nivelizaci v příjmech. Stejný výsledek logicky musí ukázat i graf 2 zkonstruovaný na základě směrnice Lorenzovy křivky.

Po sestavení takového grafu je účelné spočítat obsah modře vybarvené plochy. Dostáváme tak další z možných ukazatelů příjmové nerovnosti. Celkový obsah modře vybarvené plochy

<sup>4</sup> SCHUTZ, R.R. : On the Measurement of Income Inequality, The American Economic Review, Vol. 41, No. 1 (March, 1951), pp. 107-122

**Graf 2:** Směrnice Lorenzovy křivky (Příjem na osobu)



Zdroj dat: Šetření o sociální situaci domácností, ČSÚ, 2001

17,48062.

vypočteme dosazením údajů z tabulky 4 do vzorce 1.8. Dostáváme  $Obsah = 34,96124$ .

Jak již bylo řečeno dříve, obsah plochy pod křivkou dokonalého rozdělení příjmů je shodný s obsahem plochy nad ní. Je tedy možné jako ukazatel příjmové nerovnosti použít i polovinu dříve spočteného obsahu. Polovina z obsahu v tomto případě činí

### Giniho koeficient

Hodnotu Giniho koeficientu na základě vzdálenosti Lorenzovy křivky od křivky dokonalého rozdělení příjmů předpokládám spíše nižší. Koeficient jsem spočetl pomocí Brownova vzorce 1.10, kdy počet skupin, neboli domácností, činil 10 599. Giniho koeficient poté vychází:

$$G = \left| 1 - \sum_{i=1}^n (x_i - x_{i-1}) \cdot (y_i + y_{i-1}) \right| = 0,252831.$$

Jedná se tedy o poměrně nízkou hodnotu, poukazující na nízkou příjmovou nerovnost ve společnosti.

### Index Robina Hooda

Se vzdáleností Lorenzovy křivky od křivky ideálního rozdělení důchodů úzce souvisí i index Robina Hooda. Při výpočtu jeho hodnoty jsem použil rozdělení výběrového souboru do deseti skupin s 1060 domácnostmi v každé z nich. Více než desetiprocentního podílu na celkovém příjmu se podílí 3 z nich. Hodnota indexu je tedy:

$$RHI = 0,2268 + 0,1347 + 0,1122 - 3 \cdot 0,10 = 0,1737559.$$

Konkrétně lze tedy konstatovat, že 17,38 % z celkového příjmu by muselo být přerozděleno od domácností s nadprůměrným příjmem k domácnostem s podprůměrným příjmem, aby bylo dosaženo absolutní příjmové rovnosti.

### Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20

Pro výpočet tohoto koeficientu je po seřazení domácností dle vyrovnaného příjmu nutné určit 1. a 5. kvintil z tohoto rozdělení. Poté je nutné sečíst vyrovnané příjmy domácností v těchto kvintilech a dát je do společného poměru:

$$K_{S80/S20} = \frac{\sum \text{prijmu\_osob\_v\_5.kvintilu}}{\sum \text{prijmu\_osob\_v\_1.kvintilu}} = \frac{334946222}{94361751} = 3,54959736$$

20 % nejbohatších domácností ve společnosti má tedy asi 3,55-násobně vyšší vyrovnaný příjem nežli 20 % domácností nejchudších.

### Atkinsonův index nerovnosti

Při výpočtu Atkinsonova indexu je nejprve nutné spočítat tzv. spravedlivý průměrný příjem. Skupin je stejně jako domácností, tedy 10 599. Hodnotu parametru averze vůči nerovnosti jsem zvolil 1,9, neboť parametr sice může nabývat nekonečně vysokých hodnot, avšak, jak již bylo zmíněno dříve, v realitě nabývá obvykle hodnot v rozmezí  $\langle 0,5; 2,5 \rangle$ . Hodnotu jsem z tohoto rozmezí zvolil záměrně vyšší z důvodu evidentně vysoké nivelizace příjmů ve zkoumané společnosti, na kterou poukazují ostatní ukazatele. Po dosazení do vzorce 1.1 dostáváme:

$$y_e = \left( \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \cong 71738$$

Tedy kdyby každá domácnost dosahovala vyrovnaného příjmu 71738 Kč, bylo by dosaženo stejné úrovně blahobytu jako za současného rozdělení příjmů.

Nyní již stačí jen dopočítat průměrný příjem a dosadit do vzorce 1.2:

$$I = 1 - \frac{y_e}{\mu} = 1 - \frac{71738}{87543} \cong 0,180535$$

Nízká hodnota indexu opět vypovídá o silných nivelizačních tendencích ve společnosti. Index rovněž poukazuje na skutečnost, že pokud by byl příjem rozdělen rovnoměrně, stačilo by společnosti pouze 81,95 % výše současného příjmu pro dosažení stejné úrovně blahobytu.

### Theilův index nesouladu

Hodnota Theilova indexu nesouladu spadá do intervalu  $\langle 0; \ln(n) \rangle$ . V našem konkrétním případě 10 599 domácností tedy  $\langle 0; 9,27 \rangle$ . Po dosazení do vzorce 1.3 tedy dostáváme:

$$T = \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{\sum_{j=1}^n x_j} \cdot \ln \frac{x_i}{\bar{x}} \right) \cong 0,1267564$$

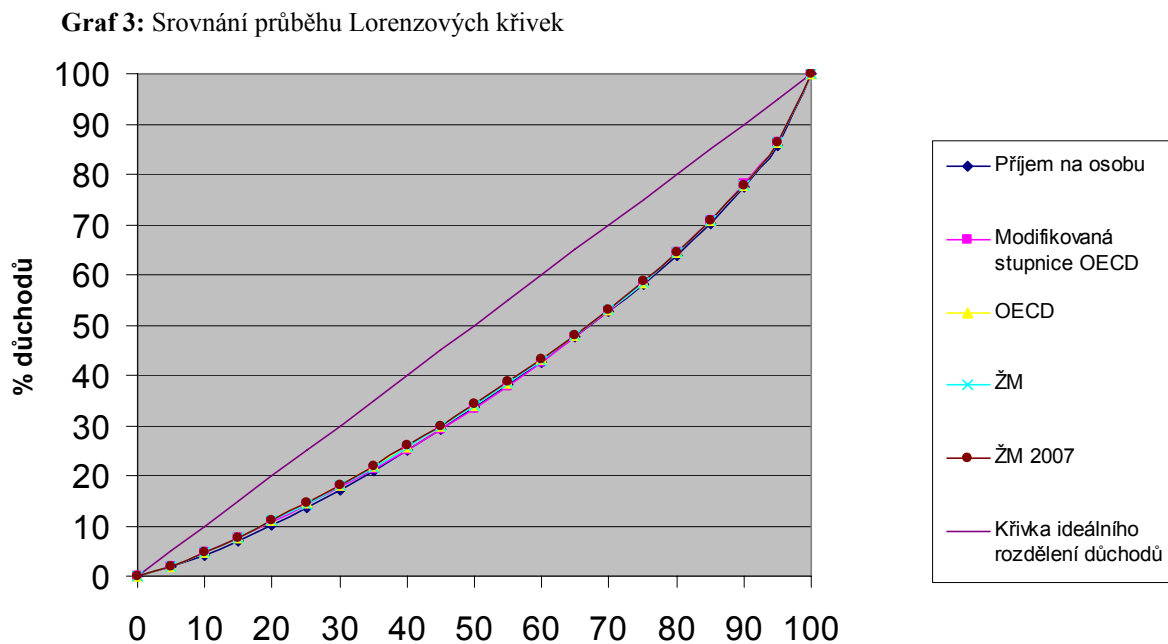
Opět nízká hodnota indexu poukazuje na nízkou příjmovou diferenciaci.

### Variační koeficient

Čím vyšší je hodnota variačního koeficientu pro dané příjmové rozložení, tím větší je v něm nesourodost. V případě použití modifikované stupnice OECD je hodnota variačního koeficientu pro soubor vyrovnaných příjmů rovna 61,62 %.

Obdobnou aplikaci empirických dat nyní provedu i pro zbývající zkoumané ekvivalenční stupnice, tedy stupnici OECD, modifikovanou stupnici OECD, stupnici implicitně obsaženou v českém životním minimu a stupnici implicitně obsaženou v českém životním minimu od r. 2007.

Grafické srovnání průběhů Lorenzových křivek v případě použití jednotlivých stupnic nabízí graf 3<sup>5</sup>:



Zdroj dat: Šetření o sociální situaci domácností, ČSÚ, 2001

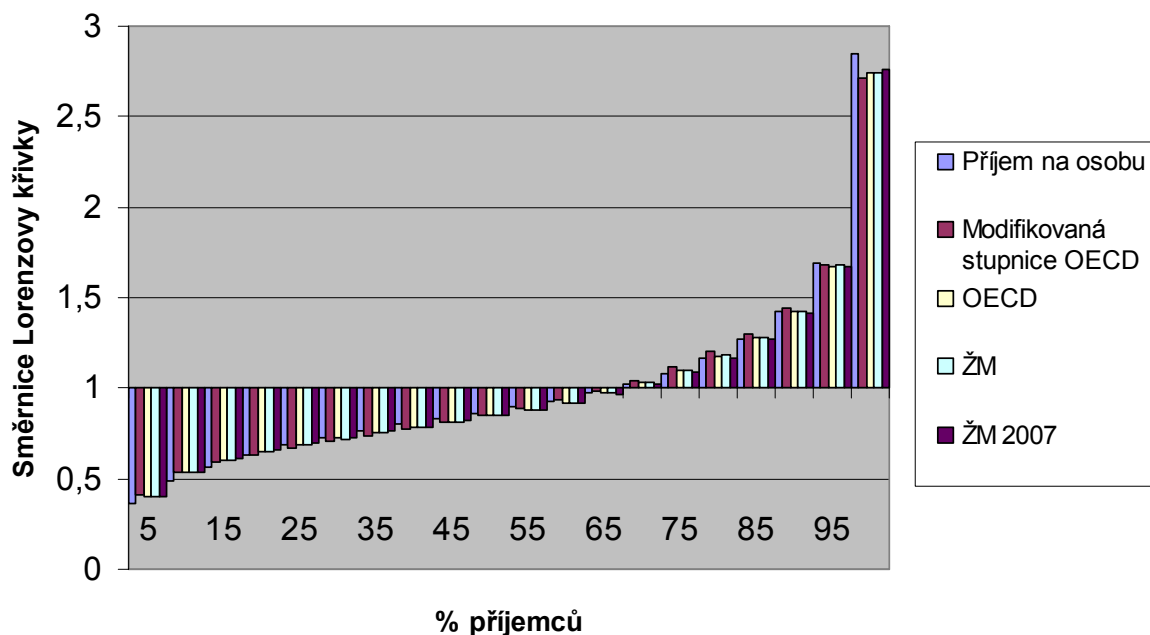
Z grafu je patrné, že viditelné rozdíly v průběhu Lorenzovy křivky po použití jednotlivých ekvivalenčních stupnic jsou minimální a téměř nerozeznatelné. Toto zřejmě mluví ve prospěch teorie R.Schutze, který tvrdí, že Lorenzova křivka není příliš dobrým nástrojem pro porovnávání příjmové nerovnosti ať již mezi různými společnostmi nebo v čase. Lepší představu o změnách v příjmovém rozložení může nabídnout jiný, jím navrhovaný, grafický nástroj – graf směrnic Lorenzovy křivky.

<sup>5</sup> Velkoformátová verze grafu je k dispozici v příloze



Srovnání velikostí směrnic je na následujícím grafu 4<sup>6</sup>:

**Graf 4:** Srovnání hodnot směrnic Lorenzových křivek



Zdroj dat: Šetření o sociální situaci domácností, ČSÚ, 2001

Toto grafické srovnání je oproti výše zkonstruované Lorenzově křivce přeci jen o něco přehlednější. V histogramu jsou lépe viditelné rozdíly u jednotlivých skupin.

Směrnice Lorenzovy křivky v případě stupnice příjem na osobu dosahuje nejvyšších hodnot ze všech v krajních decilech, tedy jak v prvním a tak i v desátém decilu příjemců důchodu. Zajímavý je rovněž téměř identický průběh směrnic pro Lorenzovy křivky zkonstruované pomocí stupnice OECD a stupnice českého životního minima do roku 2006.

Znamená to tedy, že, dle předpokladu, příjmovou nerovnost snižují oproti stupnici příjem na osobu všechny uvedené rovnice.

<sup>6</sup> Velkoformátová verze grafu je k dispozici v příloze

Nyní se podívejme, zda tyto závěry potvrzují i hodnoty číselných ukazatelů.

<b>Tabulka 4: Porovnání hodnot číselných ukazatelů příjmové nerovnosti</b>					
<b>Ukazatel</b>	<b>Příjem na osobu</b>	<b>Stupnice OECD</b>	<b>Modifikovaná stupnice OECD</b>	<b>Stupnice českého ŽM</b>	<b>Stupnice českého ŽM od r. 2007</b>
Obsah plochy histogramu směrnic Lorenzovy křivky	34,96124	34,18100	34,96222	34,41433	33,92338
Giniho koeficient	0,252831	0,241992	0,247043	0,243467	0,240918
Index Robina Hooda	0,173756	0,169518	0,174237	0,170696	0,167871
Atkinsonův index nerovnosti	0,180535	0,162606	0,167204	0,164206	0,16184
Theilův index nesouladu	0,126756	0,115200	0,116108	0,115958	0,115290
Koeficient S80/S20	3,549597	3,241447	3,312427	3,263782	3,237088
Variační koeficient	61,62%	58,28%	57,86%	58,38%	58,45%

Zdroj dat: Šetření o sociální situaci domácností, ČSÚ, 2001

Je zřejmé, že, jak již bylo řečeno, všechny stupnice snižují příjmovou nerovnost oproti stupnici příjem na osobu. Pokud bychom měli seřadit stupnice dle míry vlivu na zmírnění příjmové nerovnosti od největšího po nejmenší, dostali bychom toto pořadí:

1. Stupnice implicitně obsažená v českém životním minimu od r. 2007
2. Stupnice OECD
3. Stupnice implicitně obsažená v českém životním minimu
4. Modifikovaná stupnice OECD
5. Stupnice příjem na osobu

Stupnice implicitně obsažená v českém životním minimu od r. 2007 dosahuje nejnižších hodnot všech ukazatelů příjmové nerovnosti vyjma variačního koeficientu. Ten je nejnižší v případě použití modifikované stupnice OECD.

Je však nutné říci, že přestože všechny uvedené stupnice příjmovou nerovnost snižují, nejedná se o snížení nijak zásadní.

### **3.2 Efekty na změnu pořadí domácností seřazených dle výše vyrovnaného příjmu**

Aby bylo možné určit vliv použité ekvivalenční stupnice na pořadí domácností, je třeba nejprve zvolit metodu umožňující srovnání tohoto pořadí.

První způsob je prostý – určí se několik referenčních domácností a jednoduše se porovná jejich pořadí po použití všech stupnic. V tomto případě je však nutné připustit určité zkreslení a chyby, pokud by referenční domácnost byla zvolena příliš nešťastně.

Lepším a také statisticky korektnějším způsobem je použití Spearmanova koeficientu korelace pořadových čísel. Tento koeficient měří těsnost závislosti mezi pořadími nějakých znaků, které jsou seřazeny dle určitého klíče. V tomto konkrétním případě lze zjednodušeně říci, že měří míru shody při seřazení domácností dle vyrovnaného příjmu, vypočteného na základě různých ekvivalenčních stupnic se seřazením dle referenční stupnice. Referenční stupnicí i v tomto případě zůstává stupnice příjem na osobu.

Nejprve je třeba seřadit zkoumané domácnosti dle velikosti jejich celkového čistého měsíčního příjmu na osobu. Je vcelku irelevantní zda budou seřazeny vzestupně či sestupně, důležité však je, aby všechny byly seřazeny stejným způsobem. Poté musí být proveden přepočítání příjmu na osobu na vyrovnaný příjem dle jednotlivých ekvivalenčních stupnic. Následně je možné na základě Spearmanova koeficientu korelace pořadových čísel porovnat do jaké míry má daná ekvivalenční stupnice vliv na výši vyrovnaného příjmu.

Spearmanův koeficient korelace pořadových čísel lze spočítat z následujícího vzorce:

$$r_{i_x, i_y} = 1 - \frac{6 \cdot \sum (i_x - i_y)^2}{n \cdot (n^2 - 1)}, \quad 3.1$$

kde:

- $r_{i_x, i_y}$  je Spearmanův koeficient korelace pořadových čísel
- $i_x$  je pořadí domácnosti, seřazené dle vyrovnaného příjmu, vypočteného na základě některé z ekvivalenčních stupnic
- $i_y$  je pořadí domácnosti, seřazené dle příjmu na osobu
- $n$  je počet zkoumaných domácností

Koeficient nabývá hodnot v intervalu  $\langle -1; 1 \rangle$ , přičemž hodnota -1 znamená absolutní nesourodost obou pořadí a hodnota 1 naopak absolutní shodu obou pořadí. Čím více se hodnota koeficientu blíží 1, tím vyšší je shoda sledovaných pořadí a tím více se tedy sledovaná stupnice blíží stupnici referenční a méně zohledňuje úspory z rozsahu.

Přehled hodnot Spearmanova koeficientu korelace pořadových čísel poskytuje tabulka 5:

<b>Tabulka 5: Porovnání hodnot Spearmanova koeficientu korelace pořadových čísel</b>					
<b>Ukazatel</b>	<b>Příjem na osobu</b>	<b>Stupnice OECD</b>	<b>Modifikovaná stupnice OECD</b>	<b>Stupnice českého ŽM</b>	<b>Stupnice českého ŽM od r. 2007</b>
Spearmanův koeficient korelace pořadových čísel	1	0,9345	0,8208	0,9274	0,9541
Zdroj dat: Šetření o sociální situaci domácností, ČSÚ, 2001					

Seřazení domácností dle vyrovnaného příjmu spočteného na základě stupnice příjem na osobu se překvapivě nejvíce blíží seřazení při použití stupnice obsažené v českém životním minimu od r. 2007<sup>7</sup>. Naopak největší nesourodost s referenční stupnicí vykazuje modifikovaná stupnice OECD.

Seřazeno dle výše Spearmanova koeficientu korelace pořadových čísel:

1. Stupnice příjem na osobu
2. Stupnice implicitně obsažená v českém životním minimu od r. 2007
3. Stupnice OECD
4. Stupnice implicitně obsažená v českém životním minimu
5. Modifikovaná stupnice OECD

Rozdíly v hodnotách Spearmanova koeficientu jsou více patrné, nežli v hodnotách ukazatelů příjmové nerovnosti. Lze tedy říci, že uvedené ekvivalenční stupnice mají větší vliv na pořadí domácností nežli na příjmovou nerovnost samotnou. Změna pořadí je způsobena zohledněním úspor z rozsahu a věkové struktury domácností.

Čím blíže je hodnota Spearmanova koeficientu rovna jedné, tím méně stupnice tyto faktory zohledňuje. Obecně se s větším zohledněním úspor z rozsahu a věkové struktury posouvají vícečlenné domácnosti v pořadí směrem výše, jelikož jejich vyrovnaný příjem roste.

Když nyní porovnáme pořadí jednotlivých stupnic seřazených dle míry vlivu na zmírnění příjmové nerovnosti a dle hodnot Spearmanova koeficientu pořadových čísel, zjistíme, že je přesně obrácené. Tato skutečnost nutně vede k závěru, že menší zohlednění úspor z rozsahu více snižuje příjmovou nerovnost, přičemž vícečlenné domácnosti se stávají chudšími a naopak.

<sup>7</sup> Návrh zákona o životním o existenčním minimu, který byl předložen Poslanecké sněmovně v roce 2005 a v platnost vešel od 1.1.2007 obsahoval větší odstupňování částek životního minima. Implicitně obsažená ekvivalenční stupnice v původním návrhu by se více přibližovala ekvivalenčním stupnicím OECD, lépe by vyjadřovala úspory ze společného hospodaření vícečetných domácností, čímž by byla lépe zajištěna stejná ochrana různě komponovaných domácností. V průběhu schvalování zákona o životním o existenčním minimu v Poslanecké sněmovně byl však původní návrh většího odstupňování částek životního minima zredukován (především na zásah poslanců KDÚ – ČSL). Kotýnková, M.: Zákon o životním a existenčním minimu, Národní pojištění 2/2007, str. 32

## Závěr

Samotným předpokladem, který dal podnět k vzniku této práce bylo, že ekvivalenční stupnice hrají významnou úlohu při ovlivňování příjmové nerovnosti ve společnosti. Pokud by tomu tak bylo, byly by účinným nástrojem k odstraňování chudoby a sociálně spravedlivějšímu přerozdělování. Práce významných ekonomů Roberta R. Schutze, Arie Kapteyna a zejména Stephena P. Jenkinse, vedoucího Institutu pro sociální a ekonomický výzkum na univerzitě v Essexu, tomu nasvědčovaly.

Výše provedená analýza však spíše vede k názoru, že ekvivalenční stupnice mají vliv více na pořadí domácností seřazených dle výše vyrovnaného příjmu nežli na samotnou příjmovou nerovnost. Z globálního hlediska způsobují stupnice spíše jakési přelévání jednotlivých domácností. Čím více poté ekvivalenční stupnice zohledňuje úspory z rozsahu a věkovou strukturu domácnosti, tím méně se mění příjmová nerovnost. Hlavním efektem je přesunutí vícečlenných domácností v pořadí výše směrem k bohatším v důsledku vyššího vyrovnaného příjmu na spotřební jednotku.

Samotné změny v hodnotách ukazatelů příjmové nerovnosti v důsledku použití různých ekvivalenčních stupnic byly víceméně nepatrné. Relativně největších změn bylo možné pozorovat v případě Atkinsonova indexu nerovnosti a variačního koeficientu. Naopak relativně nejmenších změn bylo dosaženo v případě obsahu plochy histogramu směrnice Lorenzovy křivky a logicky i Giniho koeficientu. Tento fakt pouze potvrzuje tvrzení Roberta R. Schutze o nevhodnosti Lorenzovy křivky pro porovnávání změn v příjmové nerovnosti v čase či místě, které prezentuje ve své stati „*On The Measurement Of Income Inequality*“ uveřejněné v časopise *American Economic Review*.

Závěrem tedy musím konstatovat, že základní předpoklad práce nebyl dle provedených analýz správný. Ekvivalenční stupnice dokáží ovlivnit zřejmě mnohem více chudobu nežli příjmovou nerovnost.

## **Seznam použité literatury**

KOTÝNKOVÁ, M.: Nižší příjmové skupiny obyvatelstva a možné ovlivňování jejich příjmových zdrojů se zvláštním zřetelem na nejnižší úroveň mezd a příjmy z jednotlivých systémů zabezpečení, (výzkumná zpráva), Praha, Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, 1998, 142 s.

KOTÝNKOVÁ, M.: Zákon o životním a existenčním minimu, Národní pojištění 2/2007, str. 32 – 34

SCHUTZ, R.R. : On the Measurement of Income Inequality, The American Economic Review, Vol. 41, No. 1 (March, 1951), pp. 107-122

JENKINS, S., COWELL F.: Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities, The Economic Journal, Vol. 104, No. 425 (July, 1994), pp. 891-900

KAPTEYN, A.: Comments by Professor Arie Kapteyn, Journal of Applied Econometrics, Vol. 12, No. 5, Special Issue: The Experiment in Applied Econometrics (September-October, 1997), pp. 529-530

MOOKHERJEE, D., RAY, D.: Is Equality Stable?, The American Economic Review, Vol. 92, No. 2, Papers and Proceedings of the One Hundred Fourteenth Annual Meeting of the American Economic Association. (May, 2002), pp. 253-259

NELSON, J.: Household Equivalence Scales: Theory versus Policy?, Journal Of Labor Economic, Vol. 11, No. 3, (July, 1993), pp. 471-493

MULLEN, M.: Diagnosing Measurement Equivalence in Cross-National Research, Journal of International Business Studies, Vol. 26, No. 3 (3<sup>rd</sup> Qtr.,1995), pp. 573-596

COULTER, F., COWELL F., JENKINS S.: Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty, The Economic Journal, Vol. 102 (September, 1992), pp. 1067-1082

ROSENBLUTH, G.: Note on Mr. Schultz's Measure of Income Inequality, The American Economic Review, Vol. 41, No. 5 (December, 1951), pp. 935-937

SEGER, HINDLS: Statistické metody v tržním hospodářství, 1.vyd., Praha, Victoria Publishing, 1995, 428 stran, ISBN 80-7187-058-7

VÚPSV: SIROVÁTKA, T.: Monitorování chudoby v České republice, 2002, (on-line), (citace březen, 4., 2005). Přístup z internetu: [http://www.vupsv.cz/Sirovatka\\_Chudoba.pdf](http://www.vupsv.cz/Sirovatka_Chudoba.pdf)

### **Internetové stránky:**

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR: <http://www.mpsv.cz>

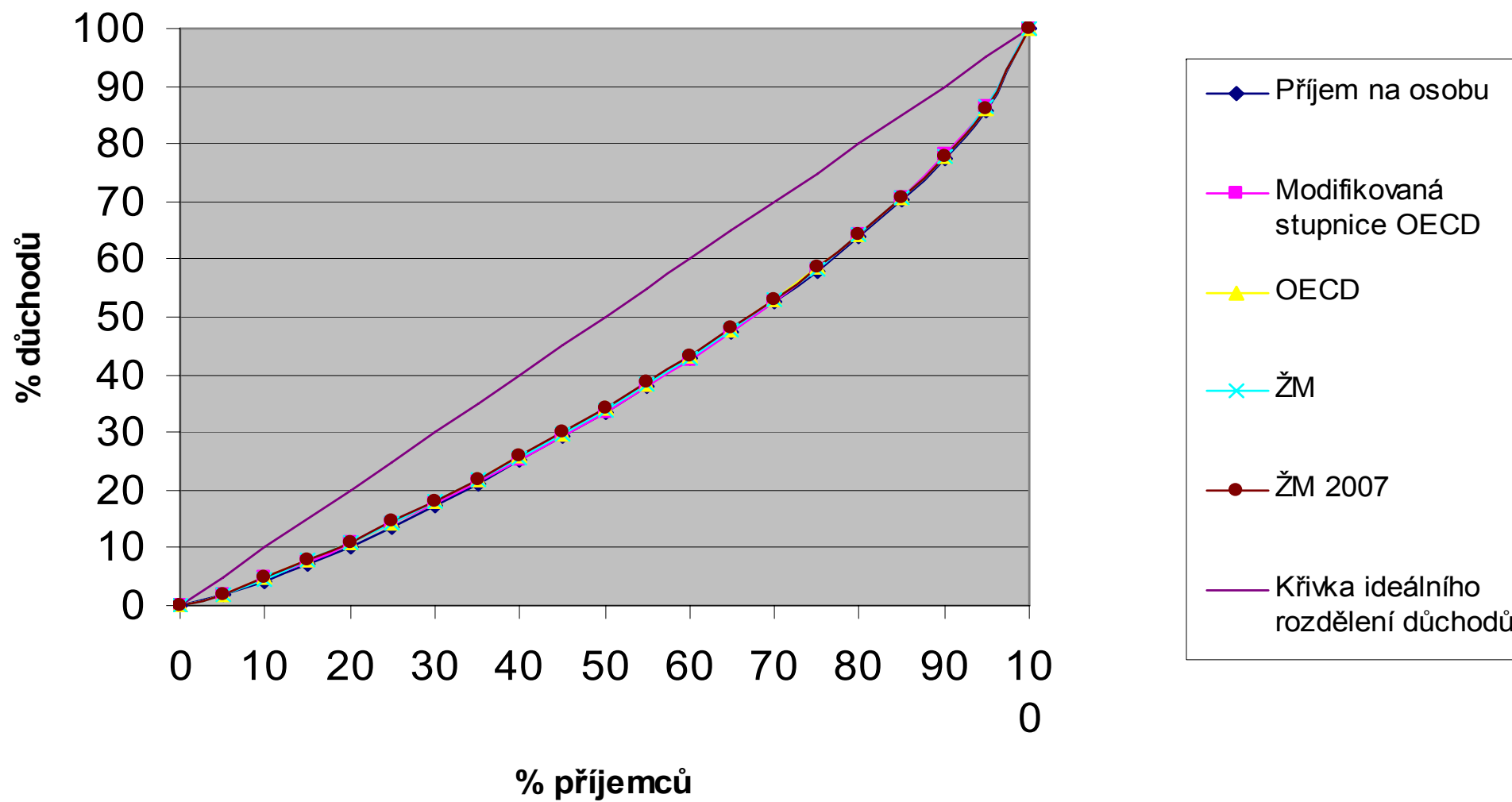
Český statistický úřad: <http://www.czso.cz>

### **Zdroj dat:**

Výběrové šetření o sociální situaci domácností 2001, Český statistický úřad

## **Příloha**

### Srovnání průběhu Lorenzových křivek v případě použití různých ekvivalenčních stupnic





**Srovnání hodnot směrnic Lorenzových křivek v případě použití různých ekvivalenčních stupnic**

