

## Úroveň a mobilita příjmů českých domácností<sup>1</sup>

Radek ZDENĚK – Jana LOSOSOVÁ\*

### Level of Income and Income Mobility of Czech Households

#### Abstract

*The paper deals with income of Czech households and their mutual differences in income among municipality types. The data in the appropriate classification were taken from the SILC sample of 2007 till 2010. Net annual monetary household income in CZK equalized by the number of consumer units as defined by the EUROSTAT was selected as the income measure. Regarding the income level, a significant difference was found between the capital city and other municipalities each year. Head count ratio oscillates around 6% and poverty gap ratio around 20%. The probability of escaping from the group with the lowest incomes grows from 42% in two year period to 80% in four year period. Permanent poor households consist mainly of unemployed and retired. These households are characterized by lower education and three quarters of their income depended on social income. Possibilities of increase of income were limited especially for households of retired people.*

**Keywords:** household income, income mobility, poverty, persistent poverty

**JEL Classification:** R20, D12

#### Úvod

Chudoba je považována za jeden z nejzávažnějších problémů současného světa. Problematika chudoby není omezena pouze na rozvojové země, ale týká se i evropské společnosti. Otázkám chudoby a deprivace se věnuje řada výzkumných prací a řešení těchto otázek patří také k hlavním bodům sociální politiky, jejíž součástí je snaha o redukci chudoby a předcházení jejímu vzniku (omezení

\* Radek ZDENĚK – Jana LOSOSOVÁ, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta, Katedra účetnictví a financí, Studentská 13, 370 05 České Budějovice, Česká republika; e-mail: zdenek@ef.jcu.cz; lososova@ef.jcu.cz

<sup>1</sup> Autoři děkují Ministerstvu školství České republiky za finanční podporu výzkumnému programu Katedry účetnictví a financí (RVO160).

chudoby se obvykle považuje za její minimální cíl). Pojem *chudoba* je značně komplexní a složitý, je to mnohoznačný termín a neexistuje jednoznačná definice chudoby. Měření chudoby se obvykle chápe jako identifikace chudých podle určitého konceptu a určení úrovně chudoby v dané společnosti podle jejich situace. Například Světová banka využívala jako hranici 1 USD na den, založenou na výzkumu v rozvojových zemích v 80. letech. Ravallion, Chen a Sangraula (2009) navrhli její zvýšení na 1,25 USD v paritě kupní síly (*Purchasing Power Parity – PPP*) roku 2005.

Česká republika dlouhodobě vykazuje nízkou míru chudoby, v roce 2011 hranice peněžní chudoby nedosahovaly podle údajů Eurostatu příjmy u 9,8 % populace, přičemž v EU-27 to bylo 16,9 %. V rámci EU-27 je míra peněžní chudoby v ČR nejnižší, podobné hodnoty dosahují v Evropě pouze Island (9,2 %), Norsko (10,5 %) či Nizozemí (11 %).

V České republice dochází k růstu diferenciaci příjmů domácností především v období od počátku transformace. Hospodářský růst vytváří nové rozdělení příjmů a má dopad jak na nerovnost příjmů, tak i na peněžní chudobu. Významným doplňkem při diskusi o nerovnosti společnosti založené na rozdělení příjmů je ekonomická mobilita, která se věnuje měření nerovnosti a dlouhodobých změn ekonomického statusu osob.

Cílem příspěvku je vzájemně porovnat základní parametry skutečných a požadovaných příjmů českých domácností a identifikovat základní disproporce v úrovni a mobilitě příjmů podle charakteru obce.

## 2. Teoreticko-metodická východiska

### 2.1. Nízké příjmy a chudoba

Zkoumání chudoby je založeno na schopnosti chudobu definovat a měřit. Stejně jako u jiných sociálních fenoménů jsou i definice a měření chudoby spojeny s řadou problémů. Jde tedy vždy o určité koncepty chudoby. Způsob definice chudoby pak určuje, kdo je chudý, i její rozsah ve společnosti (Mareš a Rabušic, 1996). Tyto koncepty se třídí podle několika kritérií, a to na absolutní a relativní; přímé a nepřímé; preskriptivní a konsensuální; objektivní a subjektivní. Townsend (1979, s. 31) definuje chudobu podle relativního konceptu takto: „Jednotlivci, rodiny a skupiny trpí chudobou, pokud nemají dostatek zdrojů pro zajištění potravin, životních podmínek a vybavení, které jsou obvyklé pro skupinu, do které patří. Jejich zdroje jsou významně nižší než pro průměrnou domácnost či jednotlivce, jsou tak vyloučeni z běžného životního standardu, zvyků a aktivit.“ Pacione (1995) uvádí, že chudoba je hlavním prvkem mnohorozměrného

problému deprivace. Jednotlivé obtíže (jako je nízký příjem, ztráta domova, sociální vyloučení, neúplná rodina, nezaměstnanost, nízká úroveň školství, služeb či bydlení, zločinnost, vandalismus a další) často působí současně. Koncept sociálního vyloučení zahrnuje nejen chudobu, ale také jevy chudobou vyvolané – jeho charakter je tedy komplexní a dynamický (Mareš, 2000).

Působení nízkých příjmů na životní úroveň závisí na délce období s nízkými příjmy a na dostupnosti jiných zdrojů (Layte et al., 1999). Úroveň příjmů však nemusí být vhodným ukazatelem chudoby (Perry, 2002; Ringen, 1988). Například ukazatele relativní deprivace (Halleröd et al., 2006) nejsou založeny na sledování příjmů, ale na spotřebě zboží a služeb, případně základních potřeb (Foster, 1998). Při použití ukazatelů o spotřebě je nutné řešit problémy spojené s odhadem opotřebených statků dlouhodobé spotřeby a nákladů na bydlení (Gradín, Cantó a Del Río, 2008). Želinský (2010) provádí odhady úrovně chudoby na Slovensku pomocí indexu blahobytu, který zachycuje několik aspektů chudoby domácností. Labudová, Vojtková a Linda (2010) porovnávají míru rizika chudoby v České republice a ve Slovenské republice a dále v jednotlivých regionech. Pomocí metody hlavních komponent identifikují faktory, které jsou pro regiony s vyšším výskytem nízkopříjmových domácností typické.

Při relativním vymezení jsou za nízkopříjmové domácnosti (nebo osoby) považovány obvykle ty, jejichž příjmy jsou nižší než první kvintil (Jarvis a Jenkins, 1997), třetí decil (Sloane a Theodossiou, 1996), 40 % průměru (Layte et al., 1999), 50 % průměru (Stewart a Swaffield, 1999; Layte et al., 1999), 50 % mediánu (Stewart a Swaffield, 1999), 60 % průměru (Layte et al., 1999), 60 % mediánu (Gradín, Cantó a Del Río, 2008; Sirovátka, Hora a Kofroň, 2008; Turčínková a Stávková, 2011; Bartošová a Želinský, 2013; Antošová, Birčiaková a Stávková, 2013), 2/3 mediánu (Stewart a Swaffield, 1999; Phimister, Shucksmith a Vera-Toscano, 2000). V publikacích ČSÚ a Eurostatu je hranicí chudoby 60 % mediánu ekvalizovaného příjmu, kterou budeme používat i v této práci.

## 2.2. Měření chudoby

Základním ukazatelem je *riziko monetární chudoby*  $P_0$  (Bartošová, 2013), též *míra rizika chudoby* (Sirovátka, Hora a Kofroň, 2008) či *podíl chudých* (Želinský, 2014, s. 20), která vztahuje počet domácností (osob) s příjmy pod hranicí peněžní chudoby k celkové populaci

$$P_0 = q / n \quad (1)$$

kde

- $q$  – počet domácností s příjmy pod hranicí chudoby,
- $n$  – celkový počet domácností.

Tento ukazatel měří rozsah chudoby, ovšem nevyovídá nic o její intenzitě. Ukazatel *mezera chudoby*  $R$  vyjadřuje podle Wolffa (2009) průměrnou relativní vzdálenost domácností s příjmy pod hranicí chudoby k této hranici

$$R = 1 / q \sum_{i=1}^q [(z - y_i) / z] \quad (2)$$

kde

$z$  – hranice chudoby,  
 $y_i$  – příjem domácnosti.

Mezera chudoby nabývá hodnot od 0 (v případě, kdy chudé domácnosti mají příjmy na hranici chudoby) do 1 (všechny domácnosti v této skupině mají nulové příjmy).

Uvedené ukazatele měří buď rozsah, nebo intenzitu chudoby; patří do skupiny Fosterových-Greerových-Thorbeckeových (FGT) měř chudoby (Foster, Greer a Thorbecke, 1984), definovaných obecným vztahem

$$P_\alpha = 1 / n \sum_{i=1}^q [(z - y_i) / z]^\alpha \quad (3)$$

kde parametr  $\alpha$  vyjadřuje míru averze k chudobě. V případě, že  $\alpha = 0$ , pak FGT vztah odpovídá relativní míře chudoby; v případě, že  $\alpha = 1$ , pak FGT vztah odpovídá součinu rizika monetární chudoby a mezery chudoby, je to tzv. *hloubka chudoby* (Bartošová, 2013, s. 56), neboli *index propasti chudoby* (Želinský, 2014, s. 20),

$$P_1 = P_0 \cdot R \quad (4)$$

Ukazatel  $P_1$  vyjadřuje zároveň podíl příjmů, které by musely být přesunuty do domácností ve skupině pod hranicí chudoby, aby byla mezera chudoby anulována; nebere však v úvahu rozdělení příjmů v této skupině. To je možné zachytit nastavením vyšší hodnoty parametru  $\alpha$  (Wolff, 2009, s. 101). Při  $\alpha = 2$  bere ukazatel závažnosti chudoby (Bartošová, 2013, s. 56; Želinský, 2014, s. 21) do úvahy stupeň nerovnosti mezi chudými.

Fosterovy-Greerovy-Thorbeckeovy míry chudoby patří mezi míry aditivní; pomocí nich lze vyjádřit vliv dílčí populace na míru chudoby populace celkové. Pokud je celková populace rozdělena do  $m$  skupin ( $j = 1, 2, \dots, m$ ) s počtem  $n_j$  domácností ve skupině  $j$ , pak příspěvek skupiny  $j$  k míře chudoby celkové populace odpovídá vztahu

$$\frac{n_j}{n} P_\alpha^j \quad (5)$$

a FGT míra chudoby celkové populace ( $P_\alpha$ ) je váženým průměrem dílčích měř chudoby ( $P_\alpha^j$ ) v  $m$  dílčích skupinách (Foster, Greer a Thorbecke, 1984):

$$P_\alpha = \sum_{j=1}^m \frac{n_j}{n} P_\alpha^j \quad (6)$$

### 2.3. Mobilita příjmů

Ekonomická mobilita (zde konkrétně mobilita příjmů) je speciálním případem sociální mobility. Na základě mobility příjmů lze vyvozovat závěry o trvalosti chudoby či o rozsahu ekonomických příležitostí (Cowell a Schluter, 1998). Mobilita příjmů se na rozdíl od příjmové nerovnosti příjmů týká změn ekonomického postavení v čase (Fields a Ok, 1996b).

Wolff (2009) uvádí dva typy mobility. Prvním typem je životní mobilita, která vyjadřuje změnu relativní pozice jednotlivce (domácnosti) v rozdělení příjmů v průběhu času. Druhým typem je mezigenerační mobilita, která vyjadřuje závislost relativní pozice jednotlivce v rozdělení příjmů na pozici rodičů. Extrémním stavem je pak dle Shorrocks (1978b) dokonalá imobilita příjmů, tedy jev, při kterém se relativní příjmy jednotlivce (domácnosti) v průběhu času nemění.

Zlepšení ekonomické mobility (jejíž součástí je mobilita příjmů) se projevuje zlepšením účinnosti využívání zdrojů. Společnost se stává mobilnější v důsledku odstranění sociálních překážek, které brání jednotlivcům plně využívat své přirozené schopnosti, a odstranění sociálních výsad, které jim přiřazují role, které by mohly být prováděny efektivněji někým jiným. Mezi překážky patří rasová a sexuální diskriminace, nerovná dostupnost vzdělání, sociální zázemí pro získání určité pozice atd. Důsledkem změny některého faktoru bude změna matice mobility, která dává do souvislosti úroveň příjmů mezi generacemi, a tedy změna rozdělení příjmů v dalších generacích (Markandya, 1984).

Pro měření mezigenerační mobility se využívá regresní analýza. Regresní koeficient  $\beta$  vyjadřuje stupeň mezigenerační pružnosti

$$y - \bar{y} = \beta (y_p - \bar{y}_p) + \varepsilon \quad (7)$$

kde

- $y$  – ekonomický status jednotlivce,
- $y_p$  – ekonomický status jeho rodičů,  $\bar{y}$  je průměrná hodnota,
- $\varepsilon$  – nesystematická chyba.

Ekonomický status je obvykle vyjádřen logaritmem příjmů či majetku. Stupeň mezigenerační pružnosti  $\beta$  vyjadřuje procentní změnu v příjmech potomků při jednocentní změně příjmů rodičů (Bowles a Gintis, 2002).

Ukazatele mobility mohou být založeny na závislosti mezi příjmy v základním období a příjmy ve srovnávaném období, např. Pearsonův korelační koeficient mezi příjmy dvou období, nebo Spearmanův pořadový koeficient mezi pořadím příjmů dvou období (Wolff, 2009). Hodnota těchto koeficientů blízká jedné vypovídá o nízké úrovni mobility. Mobilita příjmů roste s klesající hodnotou korelačního koeficientu.

Posun domácností v příjmovém rozdělení lze vyjádřit pomocí matice mobility. V matici mobility příjmů řádky představují skupinu příjmů v základním období, sloupce skupinu příjmů ve srovnávaném období. V buňkách jsou uvedeny řádkové relativní četnosti domácností; na hlavní diagonále tedy relativní četnosti domácností, u nichž se příjmová skupina nezměnila.

Pravděpodobnost přesunu mezi skupinami příjmů zobrazují mimodiagonální prvky matice mobility. Při konstrukci matice mobility je nutné domácnosti podle úrovně příjmů roztrždit do skupin. Obvyklé je stanovení skupin např. podle decilů (Bigsten a Shimeles, 2008) či kvintilů nebo podílem ze střední hodnoty (Jarvis a Jenkins, 1998). Jarvis a Jenkins (1998) na základě British Household Panel Survey (1991 – 1994) sledují pravděpodobnosti posunu domácností mezi decily či intervaly s hranicemi 0,5; 0,75; 1; 1,25 a 1,5 průměrného čistého příjmu. V souvislosti s mobilitou příjmů Jarvis a Jenkins (1997) zmiňují problém trvalé chudoby. Ačkoli v jejich šetření byla skupina osob s nízkými příjmy (v Británii) poměrně malá, téměř třetina z nich během čtyřletého období hospodařila s nízkými příjmy několik roků. Podobné závěry uvádějí i Bane a Ellwood (1986) – většině domácností, které se ocitly pod hranicí chudoby, se podařilo z této skupiny uniknout.

Třídění domácností do skupin v této práci bude navazovat na stanovenou hranici chudoby podle podílu k mediánu ekvalizovaného příjmu, a to do 60 %, od 60 % do 80 % atd., po 20 procentních bodech bude vytvořeno šest skupin.  $M$  index mobility je vyjádřen jako (Shorrocks, 1978a)

$$M = (m - \text{tr}\mathbf{T}) / (m - 1) \quad (8)$$

kde

$\mathbf{T}$  – matice mobility,

$\text{tr}\mathbf{T}$  – stopa matice  $\mathbf{T}$ ,

$m$  – počet skupin, do kterých je soubor příjmů či výdajů rozdělen.

Index nabývá nulové hodnoty v případě dokonalé imobility, kdy je matice mobility maticí jednotkovou ( $\mathbf{T} = \mathbf{I}$ , tedy  $\text{tr}\mathbf{T} = m$ ), horní hranice je omezena hodnotou  $m / (m - 1)$ .

Předchozí přístupy se řadí k tzv. relativní mobilitě, kdy se sleduje pohyb jednotlivce z hlediska rozdělení příjmů, následující Fieldsovy-Okovy (F-O) indexy

patří k ukazatelům absolutní mobility, měří tedy změnu úrovně příjmů bez ohledu na změnu pozice jednotlivce v rozdělení příjmů v čase. Fieldsovy-Okovy indexy neberou v úvahu směr změny příjmu.

Fieldsův-Okův index mobility na osobu je definován (Fields a Ok, 1996a) jako

$$m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = 1/n \sum_i |y_{i1} - y_{i0}| \quad (9)$$

a F-O index procentní mobility (Fields a Ok, 1996a) jako

$$p(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = \left[ \sum_i |y_{i1} - y_{i0}| \right] / \sum_i y_{i0} \quad (10)$$

kde

$y_{i0}$  – příjmy  $i$ -té osoby v základním období,

$y_{i1}$  – příjmy stejné osoby ve srovnávaném období.

Ve své práci Fields a Ok (1999) uvádějí vztah mobility na osobu po logaritmické transformaci původních příjmů:

$$m^*(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = 1/n \sum_i |\ln y_{i1} - \ln y_{i0}| \quad (11)$$

Tyto indexy zahrnují jak mobilitu vlivem transferů příjmů mezi domácnostmi či jednotlivci, tak mobilitu vlivem růstu či poklesu průměrných příjmů. Dále je možné provést rozklad indexů celkové mobility na složky odpovídající vlivu změny úrovně příjmů a vlivu transferů. Množina  $L(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1)$  zahrnuje domácnosti, jejichž příjmy se v případě rostoucího průměrného příjmu ve sledovaném období snížily (*losers*):

$$L(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = \{i \in \{1, 2, \dots, n\} \mid y_{i0} - y_{i1} > 0\} \quad (12)$$

Výše uvedený vztah pro mobilitu na osobu po logaritmické transformaci (11) je pak součtem mobility na osobu vlivem růstu a mobility na osobu vlivem transferů:

$$m^*(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = \underbrace{1/n \cdot \sum_i (\ln y_{i1} - \ln y_{i0})}_{(a)} + \underbrace{2/n \cdot \sum_{i \in L} (\ln y_{i0} - \ln y_{i1})}_{(b)} \quad (13)$$

První člen ( $a$ ) vyjadřuje vliv ekonomického růstu na změnu příjmů v průběhu času. Druhý člen ( $b$ ) měří dopad na mobilitu, která vychází z transferu příjmů od domácností, jejichž příjmy se snížily, za předpokladu, že celkový příjem zůstává beze změny. Obdobným způsobem lze rozložit index mobility na osobu i procentní mobilitu (Fields a Ok, 1996a).

Van Kerm (2004) navrhuje rozklad F-O indexů na tři složky, které odpovídají vlivu záměny, růstu a disperse. Vliv záměny představuje izolované působení

záměny pořadí osob bez jakékoliv změny rozdělení jejich příjmů, vliv růstu vyjadřuje izolovaný proporcionální nárůst nebo pokles příjmů a vliv disperse představuje izolovaný efekt redistribuce příjmů osob bez změn v jejich pořadí. Jednotlivé komponenty lze vyjádřit vztahem (v tvaru podle Dinga a Wanga, 2008):

$$m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = \underbrace{m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_{f1})}_{(a)} + \underbrace{(m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_{f2}) - m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_{f1}))}_{(b)} + \underbrace{(m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) - m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_{f2}))}_{(c)} \quad (14)$$

kde  $m()$  představuje F-O index (9, 10, 11), (a) vyjadřuje efekt záměny, (b) efekt růstu, (c) efekt disperse,  $\mathbf{y}_0$  a  $\mathbf{y}_1$  jsou vektory příjmů v základním a ve srovnávaném období,  $\mathbf{y}_{f1}$  a  $\mathbf{y}_{f2}$  představují fiktivní vektory příjmů.

V případě, že vektor  $\mathbf{y}_1$  je seřazen vzestupně, fiktivní vektor  $\mathbf{y}_{f1}$  vznikne vzestupným uspořádáním vektoru  $\mathbf{y}_0$ ,  $y_{fi} = y_{0(i)}$ , kde  $y_0$  je pořádková statistika  $y$ , a vektor  $\mathbf{y}_{f2}$  vznikne násobením fiktivního vektoru  $\mathbf{y}_{f1}$  indexem průměrných příjmů,  $\mathbf{y}_{f2} = \mathbf{y}_{f1} \cdot \bar{y}_1 / \bar{y}_0$  (Ding a Wang, 2008).

### 3. Data – statistika *Životní podmínky*

Před vstupem České republiky do Evropské unie (EU) byla příjmová a sociální situace obyvatelstva zjišťována výběrovým statistickým šetřením Mikrocensus (naposledy v roce 2002). Po vstupu do EU Český statistický úřad zajišťuje v souladu s evropskou legislativou od roku 2005 statistické šetření nazývané *Životní podmínky*, které je národní modifikací celoevropského šetření EU-SILC (*Statistics on Income and Living Conditions*). Provádění tohoto šetření se stalo pro Českou republiku závazné po jejím vstupu do Evropské unie. V souladu s nařízením Evropského parlamentu a Rady Evropské unie jej zabezpečují i ostatní členské státy EU (Regulation, 2003; Regulation, 2005). Účelem šetření je získávat reprezentativní údaje o příjmovém rozdělení jednotlivých typů domácností, míry ohrožení chudobou různých skupin osob, údaje o způsobu, kvalitě a finanční náročnosti bydlení, vybavení domácností předměty dlouhodobého užívání a o pracovních, hmotných a zdravotních podmínkách dospělých osob žijících v domácnosti. Výběrovou jednotkou pro zjišťování je byt. Jejich výběr se provádí náhodným výběrem ve dvou stupních. Jednotkami zjišťování jsou tzv. hospodářcí domácnosti tvořené osobami společně uhrazujícími náklady na své potřeby, které ve vybraném bytě obvykle bydlí. Dotazník sestává z několika částí, otázky jsou kladeny jak na úrovni jednotlivců, tak i celých domácností. Šetření je koncipováno jako rotační panel – vybrané domácnosti jsou opakovaně navštěvovány v ročním intervalu po dobu 4 let, přičemž každoročně se jich zhruba jedna čtvrtina obmění (Výběrové šetření, 2014).



Podrobnosti o průběhu šetření, struktuře českého SILC a popisné statistiky příjmů domácností přináší Stejskal, Pustinová a Stávková (2010) a Stejskal a Stávková (2010).

Šetření SILC 2007 obsahuje údaje aktuální v době šetření, tedy v květnu 2007, příjmy jsou za celý rok 2006; šetření SILC 2008 obsahuje údaje aktuální v době šetření, tedy v květnu 2008, příjmy jsou za celý rok 2007 atd. V příspěvku uváděné označení období představuje roky statistického šetření SILC.

Údaje o distribuci domácností do skupin podle typu obce a o počtu v těchto domácnostech žijících osob uvádí tabulka 1. Zároveň ve všech těchto souborech je obsaženo 4 488 domácností (longitudinální složka), v kterých žilo od 10 593 (2009) do 10 721 (2007) osob. V posledním sloupci tabulky 1 jsou rozděleny domácnosti zahrnuté v longitudinální složce souboru podle typu obce dle šetření SILC 2010.

T a b u l k a 1

**Rozdělení domácností podle typu obce**

Typ obce	SILC 2007	SILC 2008	SILC 2009	SILC 2010	Longitud. složka
(1) Hlavní město Praha	864	951	854	834	190
(2) Krajská města	1 423	1 628	1 369	1 282	600
(3) Městské obce	3 952	4 610	4 036	3 552	1 896
(4) Venkovské obce	3 436	4 105	3 652	3 430	1 802
Počet domácností celkem	9 675	11 294	9 911	9 098	4 488
Počet osob	23 059	26 933	23 302	21 379	

*Pramen:* SILC; vlastní výpočty.

## 4. Analytická část

### 4.1. Čistý příjem domácnosti

Čistý peněžní příjem domácnosti v Kč za rok (*CP*) zahrnuje hrubé příjmy z pracovní činnosti (zaměstnání i podnikání) všech členů domácnosti, sociální příjmy a ostatní příjmy snížené o zdravotní a sociální pojištění a daň z příjmů. Velikost domácnosti je vyjádřena počtem spotřebních jednotek (*EJ*), který je váženým počtem členů domácnosti, kde osoba v čele domácnosti má dle definice Eurostatu váhu 1; děti do 13 let váhu 0,3 a ostatní osoby 0,5 (tzv. *OECD Modified equivalence scale*). Například Jarvis a Jenkins (1998) používají podobnou stupnici, kdy čisté příjmy všech členů domácnosti jsou upraveny pomocí podrobnější McClementovy ekvivalenční stupnice. Čistý peněžní příjem domácnosti na spotřební jednotku (ekvivalenční) v Kč za rok se určí pomocí vztahu

$$ECP = CP / EJ \quad (15)$$

Peněžní veličiny jsou v příspěvku v každém roce uváděny v běžných cenách. Pro případné přepočty na stálé ceny průměrná roční míra inflace byla 2,8 % v roce 2007; 6,3 % v roce 2008 a 1,0 % v roce 2009. Cenová hladina se tedy ve sledovaném období zvýšila o 10,37 %, průměrný roční relativní přírůstek cenové hladiny činil 3,34 %.

Velikost průměrné české domácnosti se ve sledovaných letech významně nemění, v letech 2007 a 2008 se skládala z 1,63 spotřebních jednotek dle definice EU, v letech 2009 a 2010 z 1,61 jednotek. Nejmenší velikost domácností vykazuje hlavní město, kde jsou domácnosti v jednotlivých letech oproti průměru o 0,09 až 0,11 spotřební jednotky menší, na druhé straně největší domácnosti vykazují venkovské obce, které jsou o 0,06 až 0,07 spotřební jednotky větší.

Základní charakteristiky čistého ročního ekvalizovaného příjmu domácnosti uvádí tabulka 2.

Tabulka 2

**Čistý ekvalizovaný příjem domácnosti – základní charakteristiky**

Rok SILC	Typ obce	Průměrný příjem (Kč)	Variační koeficient (%)	Minimum (Kč)	Dolní kvartil (Kč)	Medián (Kč)	Horní kvartil (Kč)	Maximum (Kč)
2007	1	209 844	56.3	41 498	130 400	179 087	257 060	1 431 972
	2	167 922	55.2	24 720	114 663	145 151	195 239	1 197 272
	3	162 152	56.1	11 688	114 000	142 163	188 565	2 651 952
	4	156 962	55.3	29 000	114 903	139 941	179 399	2 444 008
	ČR	165 310	56.6	11 688	115 942	143 476	191 012	2 651 952
2008	1	225 479	58.3	28 909	139 720	189 334	272 956	1 285 972
	2	179 707	55.1	13 600	124 634	157 378	211 847	1 612 200
	3	175 025	51.1	8 400	124 212	156 480	203 200	2 180 000
	4	169 933	52.5	5 000	124 289	151 321	195 334	2 674 755
	ČR	178 098	54.0	5 000	125 591	156 267	205 933	2 674 755
2009	1	250 890	76.3	22 000	152 290	206 969	293 617	2 586 663
	2	192 824	50.2	10 000	135 333	171 642	225 395	1 250 523
	3	189 699	60.9	10 000	134 791	167 997	219 544	3 964 400
	4	185 559	56.0	15 000	133 558	164 659	210 634	2 301 949
	ČR	193 878	61.4	10 000	135 795	169 120	222 467	3 964 400
2010	1	259 311	69.6	61 200	160 494	215 152	296 663	2 369 982
	2	208 633	53.2	5 515	144 444	182 892	242 371	1 689 460
	3	194 263	52.3	21 800	139 934	173 327	225 595	2 652 953
	4	192 150	57.3	19 010	139 555	170 167	216 747	3 216 920
	ČR	201 454	58.1	5 515	141 660	176 273	231 537	3 216 920

Poznámka: 1 – hlavní město; 2 – krajská města; 3 – městské obce; 4 – venkovské obce.

Pramen: SILC; vlastní výpočty.

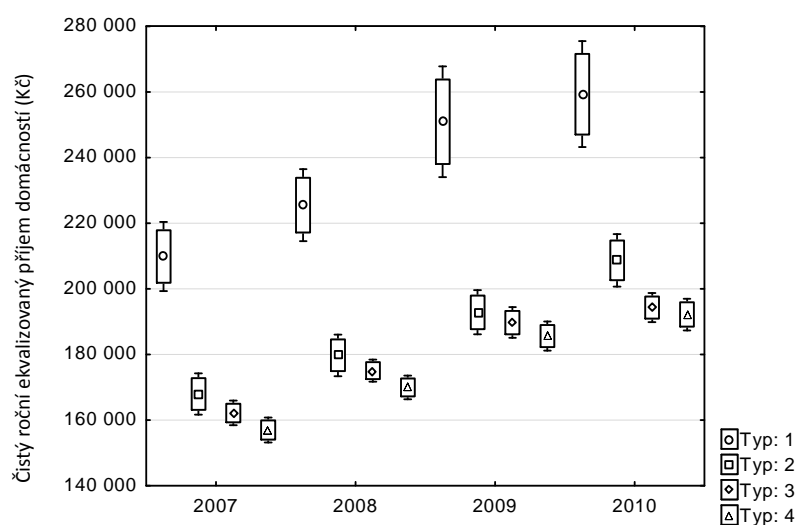
Výrazně nadprůměrných příjmů dosahují pouze domácnosti v hlavním městě (128,7 % průměru ČR v šetření SILC 2010). Domácnosti žijící v krajských městech vykazují kromě roku šetření 2009 příjmy mírně nadprůměrné (až 103,6 % průměru ČR v SILC 2010). Příjmy domácností ve venkovských obcích jsou oproti průměru nejnižší, 95 % (stabilně ve všech letech). Příjem vyjádřený

v běžných cenách rostl v průměru o 6,81 % ročně. K nejvýraznějšímu růstu došlo v krajských městech (7,5 % ročně), v hlavním městě (7,31 % ročně) a ve venkovských obcích 6,97 % ročně. Podprůměrný růst příjmů vykazují obce městské, 6,21 % ročně. Nejvyšší variabilitu příjmů, měřenou variačním koeficientem, lze identifikovat ve všech letech v hlavním městě. K stejnému závěru je možné dospět na základě hodnocení kvartilového rozpětí.

Tabulku doplňuje graf 1, ve kterém jsou zobrazeny intervaly spolehlivosti odhadu ekvalizovaného čistého příjmu domácnosti. Graf je konstruován takto: bod vyjadřuje průměr, box je 95% intervalem spolehlivosti individuálního pozorování okolo průměru a vousy jsou 99% intervalem spolehlivosti. Z grafu je patrné, že průměrný ekvalizovaný příjem v hlavním městě významně převyšuje průměry ostatních skupin. Pomocí Kruskalova-Wallisova testu vícenásobného porovnání jsou v letech 2007 a 2009 za nevýznamné ( $\alpha = 0,05$ ) považovány rozdíly v rozdělení ekvalizovaných příjmů mezi obcemi krajskými (2) a městskými (3) a městskými (3) a venkovskými (4), v roce 2008 mezi krajskými a městskými a v roce 2010 pouze mezi městskými a venkovskými.

Graf 1

#### Intervaly spolehlivosti odhadu průměrného ekvalizovaného příjmu



Poznámka: 1 – hlavní město; 2 – krajská města; 3 – městské obce; 4 – venkovské obce.

Pramen: SILC; vlastní výpočty.

Hrubé příjmy domácnosti jsou v šetření SILC strukturovány na příjmy z pracovní činnosti, sociální a ostatní příjmy. Struktura příjmů je v čase stabilní, přičemž hrubý příjem průměrné české domácnosti je tvořen pracovními příjmy ze 70 %, sociálními příjmy z 27 % a ostatními příjmy z 3 %. Struktura příjmů

podle jejich zdrojů v krajských městech i městských obcích odpovídá republikovému průměru. V hlavním městě je podíl pracovních příjmů vyšší (v čase kolísá mezi 75 – 78 %) a podíl sociálních příjmů nižší (19 – 21 %). V obcích venkovských je naopak nižší podíl příjmů z pracovní činnosti (68 %) a vyšší podíl sociálních příjmů (29 %).

#### 4.2. Subjektivní pojetí chudoby

Součástí dotazníku *Životní podmínky – Hospodařící domácnosti* je i otázka: „Jaký nejnižší možný čistý měsíční příjem by musela mít Vaše domácnost, aby s ním vyšla?“ Veličina *MPM* je tedy subjektivním odhadem minimálního měsíčního příjmu domácnosti vzhledem ke složení a podmínkám domácnosti, který dovolí domácnosti uspokojit její základní potřeby. Subjektivní minimální roční příjem na spotřební jednotku je roven

$$EMP = 12 \cdot MPM / EJ \quad (16)$$

a subjektivní roční přebytek (též prostor spotřeby – Mareš a Rabušic, 1996) domácnosti na spotřební jednotku lze získat pomocí vztahu

$$ESP = (CP - 12 \cdot MPM) / EJ = ECP - EMP \quad (17)$$

Na otázku o subjektivním minimálním příjmu, který domácnosti umožní uspokojit základní potřeby, uvádějí domácnosti částky od 1 350 Kč až po 100 000 Kč měsíčně. Nejvyšší požadavky na úroveň příjmů mají domácnosti v hlavním městě (téměř 175 tis. Kč na spotřební jednotku ročně v roce 2007 a necelých 200 tis. Kč v roce 2010), hodnoty v ostatních skupinách uvádí tabulka 3. Pro srovnání Mareš a Rabušic (1996) uvádějí na základě vlastního šetření, že standardizovaná čtyřčlenná domácnost (2,7 OECD spotřebních jednotek; 2,1 EU spotřebních jednotek) v roce 1995 požadovala příjem v průměru 11 207 Kč měsíčně, což činí 64 040 Kč na spotřební jednotku ročně a 112 261 Kč na spotřební jednotku ročně v cenách roku 2009. Modus subjektivního minimálního příjmu je na úrovni 20 000 Kč měsíčně (na domácnost, nikoliv spotřební jednotku), a to ve všech sledovaných letech bez ohledu na region či velikost domácnosti. Tento příjem považuje za dostačující po celé sledované období zhruba 16 % domácností. Čistý příjem 20 000 Kč měsíčně na domácnost je v české společnosti dlouhodobě považován za hranici základního životního standardu.

Za předpokladu, že respondenti správně pochopili otázku a opravdu uvádějí částku k pokrytí základních potřeb domácnosti, pak subjektivní přebytek poskytuje prostor pro nákup zbytných statků a služeb i úspory. Zatímco skutečný čistý příjem na spotřební jednotku ve sledovaném období vzrostl o 21,7 %, požadovaný příjem vzrostl pouze o 12,3 %, což se projevilo nárůstem subjektivního

přebytku z 25,4 tis. Kč na 44,1 tis. Kč, tj. o 74 %. Rozdíly v poměru požadovaného a skutečného příjmu jsou mezi jednotlivými typy obcí nevýznamné, v čase došlo k jeho snižování z 84,6 % (2007) na 78,1 % (2010).

T a b u l k a 3

**Subjektivní minimální příjem a subjektivní přebytek – průměrné hodnoty**

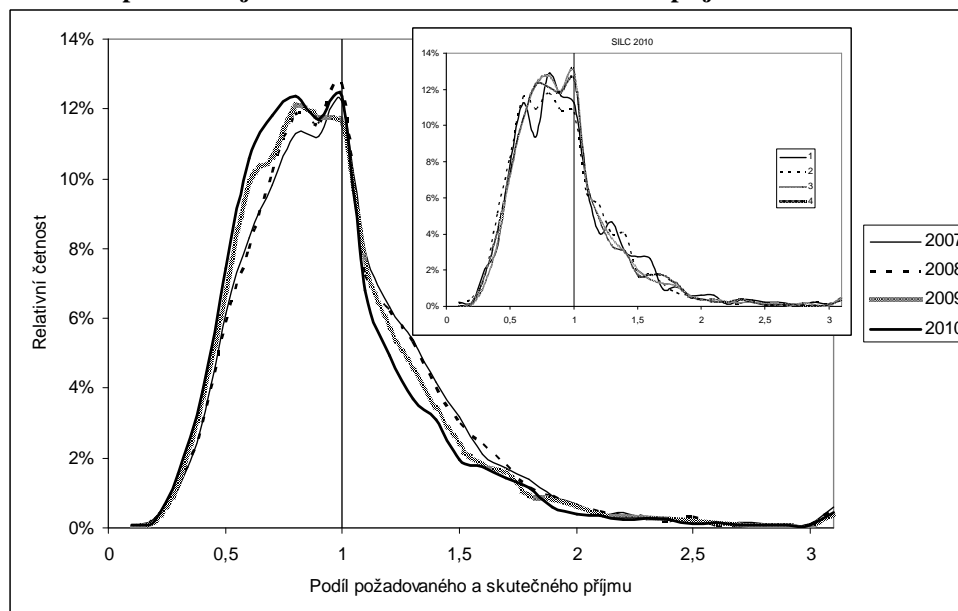
	Skupina	SILC 2007	SILC 2008	SILC 2009	SILC 2010
Subjektivní minimální roční příjem na spotřební jednotku (Kč)	1	174 873	190 038	197 707	199 697
	2	141 553	153 553	153 380	157 971
	3	136 667	148 171	152 312	153 816
	4	134 503	143 849	152 679	150 387
	ČR	140 029	150 901	156 506	157 315
Subjektivní roční přebytek na spotřební jednotku (Kč)	1	35 551	35 441	53 184	59 614
	2	26 370	26 154	39 445	50 662
	3	25 485	26 854	37 387	40 447
	4	22 459	26 083	32 881	41 763
	ČR	25 440	27 196	37 372	44 140

*Poznámka:* 1 – hlavní město; 2 – krajská města; 3 – městské obce; 4 – venkovské obce.

*Pramen:* SILC; vlastní výpočty.

Rozdělení podílu požadovaného a skutečného příjmu v letech 2007 až 2010 zachycuje graf 2, vložený graf pak rozdělení v roce 2010 podle typu obce.

G r a f 2

**Rozdělení podílu subjektivního minimálního a skutečného příjmu**

*Poznámka:* 1 – hlavní město; 2 – krajská města; 3 – městské obce; 4 – venkovské obce.

*Pramen:* SILC; vlastní výpočty.

Domácnosti vlevo od dělicí čáry dosahují vyšších příjmů oproti subjektivnímu minimu, jejich prostor pro spotřebu je kladný, u domácností vpravo od dělicí čáry je prostor pro spotřebu záporný. Zatímco v roce 2007 činil podíl domácností se záporným prostorem pro spotřebu 36,5 %, pak tento podíl monotónně klesá na 28 % v roce 2010.

#### 4.3. Objektivní pojetí chudoby

Jako hranice pro určení objektivní chudoby domácnosti je zde považováno 60 % mediánu ekvalizovaného příjmu domácnosti (hodnoty mediánu uvedeny v tab. 2). Podíl domácností hospodařících s příjmy pod touto hranicí se ve sledovaných letech pohybuje okolo 6 % a mezera chudoby okolo 20 % (tab. 4). Podrobnější pohled na vývoj těchto charakteristik podle typu obce nabízí tabulka 5. V hlavním městě je ve srovnání s ostatními regiony nižší jak rozsah chudoby (2,2 %), tak i její intenzita (14,9 %), což se projevuje v nižších hodnotách hloubky chudoby. Ukazatel hloubky chudoby se mezi šetřeními v letech 2007 a 2010 snižuje pouze v krajských městech. Pokles je způsoben poklesem hodnoty rizika monetární chudoby, který je však částečně vykompenzován růstem hodnoty mezery chudoby. V hlavním městě byl nárůst rizika monetární chudoby vyrovnán poklesem mezery chudoby, v důsledku čehož se pak hloubka chudoby mezi šetřeními v letech 2007 a 2010 nezměnila. V ostatních typech obce působí nepříznivě oba faktory, což se projevuje nárůstem hodnot hloubky chudoby  $P_1$ .

Tabulka 4

##### Ukazatele objektivní chudoby

Ukazatel	SILC 2007	SILC 2008	SILC 2009	SILC 2010
Riziko monetární chudoby ( $P_0$ , %)	5.9	4.8	5.9	6.1
Mezera chudoby ( $R$ , %)	19.6	22.2	18.5	21.1
Hloubka chudoby ( $P_1$ , %)	1.15	1.06	1.08	1.29

Pramen: SILC; vlastní výpočty.

Tabulka 5

##### Ukazatele objektivní chudoby podle typu obce

Ukazatel \ Typ obce	1		2		3		4	
Rok šetření SILC	'07	'10	'07	'10	'07	'10	'07	'10
Riziko monetární chudoby ( $P_0$ , %)	1.6	2.2	7.0	5.5	6.7	7.3	5.5	6.1
Mezera chudoby ( $R$ , %)	19.5	14.9	21.8	23.3	19.0	21.7	19.3	20.3
Hloubka chudoby ( $P_1$ , %)	0.32	0.32	1.53	1.29	1.27	1.57	1.05	1.23

Poznámka: 1 – hlavní město; 2 – krajská města; 3 – městské obce; 4 – venkovské obce.

Pramen: SILC; vlastní výpočty.

Konfrontaci subjektivního a objektivního přístupu k měření chudoby poskytuje konfusní matice (tab. 6). Podíl domácností, jejichž subjektivní pohled je v konsensu s objektivním kritériem, se zvyšoval z 67,1 % v roce 2007 na 75 %

v roce 2010. Podíl domácností, jejichž příjmy se nalézají pod hranicí 60 % mediánu, a zároveň jsou pro ně tyto příjmy dostačující k uspokojení základních potřeb, se během sledovaného období plynule zvyšuje (z 18,7 % v SILC 2007 na 26,1 % z počtu domácností pod hranicí objektivní chudoby v SILC 2010). Může se jednat o skupinu domácností s určitým způsobem života, kdy nízké příjmy jsou pro ně dostačující, domácnosti dobrovolně skromné či s nižšími ambicemi.

Podíl domácností, jejichž příjmy přesahují hranici objektivní chudoby, a přesto nedosahují úrovně, kterou domácnosti považují za nutnou pro uspokojení základních potřeb (k počtu domácností nad hranicí objektivní chudoby), se monotónně snižuje z 33,7 % v roce 2007 na 25 % v roce 2010. Požadavky těchto domácností se mohou zdát neskromné, nicméně při bližším pohledu se 85 % z nich nalézá v intervalu mezi hranicí objektivní chudoby a průměrným příjmem.

T a b u l k a 6

**Relativní četnosti domácností podle kritéria subjektivní a objektivní chudoby (SILC 2007, SILC 2010 v závorce)**

Relativní četnosti domácností		Objektivní hranice		Celkem
		pod	nad	
Subjektivní hranice	pod	4.8 % (4.5 %)	31.8 % (23.5 %)	36.5 % (28 %)
	nad	1.1 % (1.6 %)	62.4 % (70.4 %)	63.5 % (72 %)
Celkem		5.9 % (6.1 %)	94.1 % (93.9 %)	100 %

*Pramen:* SILC; vlastní výpočty.

#### 4.4. Mobilita příjmů

Fieldsovy-Okovy indexy neměří mobilitu ve smyslu změny relativní pozice v rozdělení příjmů, ale tzv. absolutní mobilitu příjmů (jak v absolutním, tak i v procentním vyjádření). Jejich hodnoty podle typu obce uvádí tabulka 7. Fieldsovy-Okovy indexy mobility na osobu představují průměrnou změnu úrovně příjmu v daném časovém intervalu bez ohledu na směr změny. Fieldsovy-Okovy indexy procentní mobility vykazují nejnižší hodnoty v hlavním městě vlivem vyšší úrovně příjmů v počátečním období. Z rozkladu F-O indexů na vliv růstu a transferů vyplývá vyšší vliv růstu příjmů a nižší význam transferů (směrem od domácností, jejichž příjmy se snížily) ve venkovských obcích ve srovnání s ostatními typy obcí.

Změny relativní pozice v rozdělení příjmů domácností lze zachytit pomocí matice mobility zkonstruované na longitudinální složce souboru. Výsledky opět závisejí na délce zkoumaného období; při krátkém jsou obvykle příležitosti k posunu v příjmovém rozdělení nižší, což se projevuje i v hodnotách Shorrocksových  $M$  indexů mobility – jejich hodnoty s délkou období rostou:  $M_{07/08} = 0,488$ ;  $M_{07/09} = 0,689$  a  $M_{07/10} = 0,827$ .

T a b u l k a 7

**Fieldsovy-Okovy indexy mobility**

Typ obce	F-O index mobility na osobu, $m$ (Kč)			F-O index procentní mobility, $p$			Vliv růstu na F-O indexy		
	2 roky	3 roky	4 roky	2 roky	3 roky	4 roky	2 roky	3 roky	4 roky
1	31 596	46 395	63 518	0.153	0.224	0.307	38.5 %	52.5 %	60.1 %
2	28 710	52 283	79 151	0.172	0.313	0.474	36.8 %	46.1 %	52.3 %
3	30 125	51 812	68 555	0.183	0.315	0.417	38.8 %	45.7 %	40.4 %
4	25 149	46 905	58 177	0.161	0.300	0.372	45.9 %	56.6 %	61.5 %
ČR	28 305	50 010	66 472	0.173	0.305	0.406	40.6 %	49.5 %	49.5 %

Poznámka: 1 – hlavní město; 2 – krajská města; 3 – městské obce; 4 – venkovské obce.

Pramen: SILC; vlastní výpočty.

Podíl domácností, které zůstávají v první skupině po dva roky, je v České republice 58 %; 38 % domácností se v této skupině nacházelo jak v prvním, tak ve třetím roce a 20 % domácností v roce prvním i čtvrtém (tab. 8).

T a b u l k a 8

**Matice mobility příjmů**

SILC 2007 \ 2008	do 60 % $\tilde{x}$	60 – 80 % $\tilde{x}$	80 – 100 % $\tilde{x}$	100 – 120 % $\tilde{x}$	120 – 140 % $\tilde{x}$	nad 140 % $\tilde{x}$
do 60 % $\tilde{x}$	<b>0.578</b>	0.277	0.078	0.039	0.020	0.008
60 – 80 % $\tilde{x}$	0.073	<b>0.700</b>	0.147	0.054	0.017	0.009
80 – 100 % $\tilde{x}$	0.013	0.159	<b>0.624</b>	0.144	0.039	0.021
100 – 120 % $\tilde{x}$	0.009	0.030	0.258	<b>0.502</b>	0.114	0.087
120 – 140 % $\tilde{x}$	0.002	0.022	0.058	0.292	<b>0.406</b>	0.220
nad 140 % $\tilde{x}$	0.003	0.009	0.030	0.072	0.139	<b>0.748</b>
SILC 2007 \ 2009	do 60 % $\tilde{x}$	60 – 80 % $\tilde{x}$	80 – 100 % $\tilde{x}$	100 – 120 % $\tilde{x}$	120 – 140 % $\tilde{x}$	nad 140 % $\tilde{x}$
do 60 % $\tilde{x}$	<b>0.383</b>	0.258	0.164	0.086	0.051	0.059
60 – 80 % $\tilde{x}$	0.080	<b>0.519</b>	0.205	0.084	0.055	0.057
80 – 100 % $\tilde{x}$	0.031	0.186	<b>0.474</b>	0.156	0.077	0.076
100 – 120 % $\tilde{x}$	0.026	0.082	0.299	<b>0.338</b>	0.124	0.130
120 – 140 % $\tilde{x}$	0.020	0.076	0.126	0.278	<b>0.268</b>	0.232
nad 140 % $\tilde{x}$	0.018	0.047	0.074	0.106	0.179	<b>0.575</b>
SILC 2007 \ 2010	do 60 % $\tilde{x}$	60 – 80 % $\tilde{x}$	80 – 100 % $\tilde{x}$	100 – 120 % $\tilde{x}$	120 – 140 % $\tilde{x}$	nad 140 % $\tilde{x}$
do 60 % $\tilde{x}$	<b>0.199</b>	0.289	0.191	0.125	0.063	0.133
60 – 80 % $\tilde{x}$	0.085	<b>0.348</b>	0.248	0.132	0.073	0.113
80 – 100 % $\tilde{x}$	0.060	0.164	<b>0.386</b>	0.184	0.080	0.127
100 – 120 % $\tilde{x}$	0.042	0.133	0.296	<b>0.279</b>	0.127	0.123
120 – 140 % $\tilde{x}$	0.040	0.116	0.194	0.234	<b>0.208</b>	0.208
nad 140 % $\tilde{x}$	0.031	0.083	0.145	0.142	0.153	<b>0.447</b>

Pramen: SILC; vlastní výpočty.

To ukazuje na poměrně vysokou mobilitu ze skupiny nejnižších příjmů (s ohledem na délku období i stanovení skupin) – oproti stavu ve státech, jako je Británie či Španělsko (Jarvis a Jenkins, 1998; Phimister, Upward and Vera-Toscana, 2000; Gradín, Cantó a Del Río, 2008). Nižší podíl trvale chudých souvisí



s vysokou špičatostí mzdového rozdělení a s nižší příjmovou nerovností v České republice (Zdeněk a Střeleček, 2012). Nízké jsou i hodnoty v dalších řádcích v prvním sloupci, např. z druhé skupiny se do první během prvního roku přesunulo 7,3 % domácností, z třetí 1,3 % domácností atd.

Podíl trvale chudých domácností (jsou tedy vyloučeny i domácnosti, které se v druhém či třetím roce posunuly do vyšších skupin a v roce čtvrtém se opět propadly do první skupiny tzv. *re-entries*) v longitudinální složce souboru činí 0,87 %. Tyto domácnosti žijí převážně v městských a venkovských obcích a jsou menší než domácnosti průměrné, a to v průměru o 0,2 spotřební jednotky. Čistý příjem na spotřební jednotku v těchto domácnostech vzrostl z 67 299 Kč v roce 2007 na 78 588 Kč v roce 2010. Průměrné roční tempo růstu (1,053) zaostává za průměrem ČR (1,068), navíc meziroční tempa růstu klesají (1,11; 1,035 a 1,016). Důsledkem je pak pokles ze 40,6 % průměrného příjmu ostatních domácností v roce 2007 na 39 % v roce 2010. Téměř z poloviny se jedná o domácnosti důchodců a z čtvrtiny o domácnosti nezaměstnaných. Z hlediska vzdělání jsou rovnoměrně zastoupeny domácnosti s nízkou úrovní vzdělání a domácnosti se střední úrovní vzdělání. Z vysokého podílu domácností důchodců a nezaměstnaných vyplývá i struktura příjmů domácností, kdy sociální příjmy tvořily 80 % hrubých příjmů domácnosti (v roce 2007, resp. 73 % v roce 2010), pracovní příjmy tvořily 17 % (v roce 2007, resp. 21 % v roce 2010). Zbytek činí ostatní příjmy.

T a b u l k a 9

**Shorrocksovy *M* indexy mobility zjednodušených matic mobility**

Interval \ Typ obce	1	2	3	4	ČR
SILC 2007 – 2008	0.211	0.258	0.303	0.295	0.286
SILC 2007 – 2009	0.316	0.481	0.562	0.503	0.510
SILC 2007 – 2010	0.400	0.745	0.778	0.673	0.712

Poznámka: 1 – hlavní město; 2 – krajská města; 3 – městské obce; 4 – venkovské obce.

Pramen: SILC; vlastní výpočty.

Pokud matici mobility zjednodušíme a domácnosti rozdělíme pouze do dvou skupin (pod nebo nad mediánem), je možné tyto matice konstruovat i pro jednotlivé typy obcí (důvodem jsou nízké četnosti v longitudinální složce souboru při členění do 36 skupin). Shorrocksovy *M* indexy mobility těchto matic jsou uvedeny v tabulce 9. Patrná je nízká mobilita příjmů v hlavním městě, pro čtyřleté období je *M* index oproti ostatním typům obce téměř poloviční. Při vyjádření pomocí pravděpodobnosti setrvání ve stejné skupině jsou tyto pravděpodobnosti v hlavním městě 0,895; 0,842 a 0,8 (interval 2, 3 a 4 roků) oproti 0,857; 0,745 a 0,644 v ČR.

## Shrnutí

Cílem příspěvku bylo vzájemné srovnání českých domácností z hlediska úrovně a mobility příjmů. Úroveň příjmů domácností v hlavním městě se ve všech letech výrazně odlišuje od úrovně příjmů v ostatních typech obcí (128,7 % průměru ČR v SILC 2010). Hrubý příjem průměrné české domácnosti je tvořen pracovními příjmy ze 70 %, sociálními příjmy z 27 % a ostatními příjmy z 3 %. Struktura příjmů podle jejich zdrojů se mezi typy obce výrazně neliší, jen v hlavním městě je podíl pracovních příjmů vyšší a podíl sociálních příjmů nižší.

Modus subjektivního minimálního příjmu (požadovaného k uspokojení základních potřeb) je na úrovni 20 000 Kč měsíčně. Tento příjem domácnosti dlouhodobě považují za dostačující bez ohledu na svoji velikost či region. Rozdíly v poměru požadovaného a skutečného příjmu jsou mezi jednotlivými typy obcí nevýznamné, došlo k jeho snižování na 78 %. Podíl domácností se záporným prostorem pro spotřebu činil 36,5 % v roce 2007 a v dalších letech monotónně klesal až na 28 %.

Podíl domácností hospodařících s příjmy pod hranicí chudoby (60 % mediánu ekvalizovaného příjmu) se ve všech sledovaných letech pohybuje okolo 6 % a mezera chudoby okolo 20 %. V hlavním městě je ve srovnání s ostatními regiony nižší jak riziko monetární chudoby (2,2 %), tak i mezera chudoby (14,9 %, SILC 2010). Během sledovaného období se zvyšuje podíl domácností, které dokáží realisticky ohodnotit úroveň svých příjmů. Podíl domácností, jejichž subjektivní pohled odpovídá objektivní klasifikaci, se zvyšoval z 67,1 % v SILC 2007 na 75 % v SILC 2010. Relativně vysoký je podíl domácností, jejichž příjmy přesahují hranici objektivní chudoby, přesto nedosahují úrovně, kterou domácnosti považují za nutnou pro uspokojení základních potřeb. Jejich podíl k počtu domácností nad hranicí objektivní chudoby se monotónně snižuje z 33,7 % v roce 2007 na 25 % v roce 2010. Ačkoliv se nároky těchto domácností mohou zdát neskromné, 85 % z nich se nachází v intervalu mezi hranicí objektivní chudoby a průměrným příjmem. Podíl domácností, jejichž příjmy jsou nižší než 60 % mediánu po dva roky, je v České republice 58 %; 38 % domácností se v této skupině nacházelo jak v prvním, tak ve třetím roce a 20 % domácností roce prvním i čtvrtém. To ukazuje na poměrně vysokou mobilitu ze skupiny nejnižších příjmů v porovnání se zahraničními studiemi. Pokud by matice mobility byla vyjádřena pouze čtyřpolní tabulkou (příjmy pod nebo nad mediánem), pak pravděpodobnost, že příjmy domácnosti budou ve stejné skupině, je poměrně vysoká (po dvou letech je 0,857; po třech letech 0,745 a po čtyřech letech 0,644). Při tomto přístupu je patrná nižší mobilita příjmů v hlavním městě.

Mezi trvale chudé patří v šetření SILC 0,87 % domácností z longitudinální složky souboru, jejichž příjmy byly v každém roce pod hranicí chudoby. Téměř

z poloviny se jedná o domácnosti důchodců a z čtvrtiny o domácnosti nezaměstnaných, což se projevuje i ve struktuře jejich příjmů – sociální příjmy v roce 2010 tvořily 73 % hrubých příjmů domácnosti a pracovní příjmy 17 %. Kromě úrovně příjmů zaostává i jejich tempo růstu. Zejména v domácnostech důchodců jsou možnosti zvýšení příjmů omezené.

## Literatura

- ANTOŠOVÁ, V. – BIRČIAKOVÁ, N. – STÁVKOVÁ, J. (2013): Income Aspects of Czech Farmers' Living Conditions. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, 59, č. 6, s. 262 – 270.
- BANE, M. J. – ELLWOOD, D. T. (1986): Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells. *The Journal of Human Resources*, 21, č. 1, s. 1 – 23.
- BARTOŠOVÁ, J. – ŽELINSKÝ, T. (2013): The Extent of Poverty in the Czech and Slovak Republics 15 Years after the Split. *Post-Communist Economies*, 25, č. 1, s. 119 – 131.
- BARTOŠOVÁ, J. (2013): Finanční potenciál domácností: kvantitativní metody a analýzy. Praha: Professional Publishing.
- BIGSTEN, A. – SHIMELES, A. (2008): Poverty Transition and Persistence in Ethiopia: 1994 – 2004. *World Development*, 36, č. 9, s. 1559 – 1584.
- BOWLES, S. – GINTIS, H. (2002): The Inheritance of Inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 16, č. 3, s. 3 – 30.
- COWELL, F. A. – SCHLUTER, C. (1998): Measuring Income Mobility with Dirty Data. [CASE Paper, November 1998.] London: Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics.
- DING, N. – WANG, Y. (2008): Household Income Mobility in China and its Decomposition. *China Economic Review*, 19, č. 3, s. 373 – 380.
- FIELDS, G. S. – OK, E. A. (1996a): The Meaning and Measurement of Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 71, č. 2, s. 349 – 377.
- FIELDS, G. S. – OK, E. A. (1996b): The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature. [Research Report #96-05.] New York: New York University.
- FIELDS, G. S. – OK, E. A. (1999): Measuring Movement of Incomes. *Economica*, 66, s. 455 – 471.
- FOSTER, J. – GREER, J. – THORBECKE, E. (1984): A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52, č. 3, s. 761 – 766.
- FOSTER, J. E. (1998): Absolute versus Relative Poverty. *The American Economic Review*, 88, č. 2, s. 335 – 341.
- GRADÍN, C. – CANTÓ, O. – DEL RÍO, C. (2008): Inequality, Poverty and Mobility: Choosing Income or Consumption as Welfare Indicators. *Investigaciones Economicas*, 32, č. 2, s. 169 – 200.
- HALLERÖD, B. – LARSSON, D. – GORDON, D. – RITAKALLIO, V.-M. (2006): Relative Deprivation: A Comparative Analysis of Britain, Finland and Sweden. *Journal of European Social Policy*, 16, č. 4, s. 328 – 345.
- JARVIS, S. – JENKINS, S. P. (1997): Low Income Dynamics in 1990s Britain. *Fiscal Studies*, 18, č. 2, s. 123 – 142.
- JARVIS, S. – JENKINS, S. P. (1998): How Much Income Mobility is there in Britain? *The Economic Journal*, 108, č. 447, s. 428 – 443.
- LABUDOVÁ, V. – VOJTKOVÁ, M. – LINDA, B. (2010): Application of Multidimensional Methods to Measure Poverty. *E & M Ekonomie a Management*, 13, č. 1, s. 6 – 22.
- LAYTE, R. – MAÎTRE, B. – NOLAN, B. – WHELAN, C. T. (1999): Income, Deprivation and Economic Strain: An Analysis of the European Community Household Panel. [Working Paper, No. 109, June 1999.] Dublin: The Economic and Social Research Institute.
- MAREŠ, P. – RABUŠIC, L. (1996): K měření subjektivní chudoby v české společnosti. *Sociologický časopis*, 32, č. 3, s. 297 – 315.

- MAREŠ, P. (2000): Chudoba, marginalizace, sociální vyloučení. *Sociologický časopis*, 36, č. 3, s. 285 – 297.
- MARKANDYA, A. (1984): The Welfare Measurement of Changes in Economic Mobility. *Economica*, New Series, 51, č. 204, s. 457 – 471.
- PACIONE, M. (1995): The Geography of Deprivation in Rural Scotland. *Transactions of the Institute of British Geographers*, New Series, 20, č. 2, s. 173 – 192.
- PERRY, B. (2002): The Mismatch between Income Measures and Direct Outcome Measures of Poverty. *Social Policy Journal of New Zealand*, 2002, č. 19, s. 101 – 127.
- PHIMISTER, E. – SHUCKSMITH, M. – VERA-TOSCANO, E. (2000): The Dynamics of Low Pay in Rural Households: Exploratory Analysis Using the British Household Panel Survey. *Journal of Agricultural Economics*, 51, č. 1, s. 61 – 76.
- PHIMISTER, E. – UPWARD, R. – VERA-TOSCANA, E. (2000): The Dynamics of Low Income in Rural Areas. *Regional Studies*, 34, č. 5, s. 407 – 417.
- RAVALLION, M. – CHEN, S. – SANGRAULA, P. (2009): Dollar a Day Revisited. *World Bank Economic Review*, 23, č. 2, s. 163 – 184.
- Regulation (EC) No. 1177/2003 of The European Parliament and of The Council of 16 June 2003 concerning Community Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC).
- Regulation (EC) No. 1553/2005 of The European Parliament and of The Council of 7 September 2005 amending Regulation (EC) No. 1177/2003 concerning Community Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC).
- RINGEN, S. (1988): Direct and Indirect Measures of Poverty. *Journal of Social Policy*, 17, č. 3, s. 351 – 365.
- SHORROCKS, A. (1978a): The Measurement of Mobility. *Econometrica*, 46, č. 5, s. 1013 – 1024.
- SHORROCKS, A. (1978b): Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 19, č. 2, s. 376 – 393.
- SIROVÁTKA, T. – HORA, O. – KOFROŇ, P. (2008): Příjmová chudoba a materiální deprivace v České republice. *Fórum sociální politiky*, 2, č. 5, s. 2 – 8.
- SLOANE, P. J. – THEODOSSIOU, I. (1996): Earnings Mobility, Family Income and Low Pay. *The Economic Journal*, 106, May, s. 657 – 666.
- STEJSKAL, L. – PUSTINOVÁ, J. – STÁVKOVÁ, J. (2010): Czech Household Income Condition According to the EU SILC Statistics. *Acta universitatis agriculturae et silviculturae Mendelianae Brunensis*, LVIII, č. 3, s. 251 – 260.
- STEJSKAL, L. – STÁVKOVÁ, J. (2010): Living Conditions of Czech Farmers According to the EU Statistics on Income. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, 56, č. 7, s. 310 – 316.
- STEWART, M. B. – SWAFFIELD, J. K. (1999): Low Pay Dynamics and Transition Probabilities. *Economica*, 66, č. 261, s. 23 – 42.
- TOWNSEND, P. (1979): Poverty in the United Kingdom. A Survey of Household Resources and Standards of Living. Berkeley: University of Carolina Press.
- TURČÍNKOVÁ, J. – STÁVKOVÁ, J. (2011): Assessment of the Income Situation of Households in the Czech Republic. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, 57, č. 7, s. 322 – 330.
- Van KERM, P. (2004): What Lies Behind Income Mobility? Reranking and Distributional Change in Belgium, Western Germany and the USA. *Economica*, 71, č. 282, s. 223 – 239.
- Výběrové šetření příjmů a životních podmínek domácností – SILC 2014. Dostupní z: <[http://www.czso.cz/vykazy/vykazy.nsf/i/vyberove\\_setreni\\_prijmu\\_a\\_zivotnich\\_podminek\\_domacnosti](http://www.czso.cz/vykazy/vykazy.nsf/i/vyberove_setreni_prijmu_a_zivotnich_podminek_domacnosti)>.
- WOLFF, E. N. (2009): Poverty and Income Distribution. 2nd ed. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- ZDENĚK, R. – STŘELEČEK, F. (2012): Income Gap between Rural and Non-rural Households – Case of the Czech Republic. *Society and Economy*, 34, č. 3, s. 469 – 488.
- ŽELINSKÝ, T. (2010): Porovnanie alternatívnych prístupov k odhadu individuálneho blahobytu domácností ohrozených rizikom chudoby. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 58, č. 3, s. 251 – 270.
- ŽELINSKÝ, T. (2014): Chudoba a deprivácia na Slovensku: Metodologické aspekty a empiria. Košice: Equilibria.