

Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích  
Ekonomická fakulta

Příjmy a chudoba venkovských domácností  
Habilitační práce

Ing. Radek Zdeněk, Ph.D.

Prohlašuji, že jsem předkládanou habilitační práci „Příjmy a chudoba venkovských domácností“ vypracoval samostatně s využitím uvedených literárních zdrojů a výsledků vlastní vědecké práce. Současně děkuji všem spoluautorům publikací, které tvoří součást této práce.

## **Abstrakt**

Cílem této práce je shrnout výsledky, které autor publikoval na téma chudoby domácností a související témata. Vychází ze sedmi publikací ve vědeckých časopisech, které jsou přílohou této práce, přičemž tři byly zveřejněny v časopisech zahrnutých do databáze Web of Science, tři v časopisech indexovaných v databázi Scopus a jedna ve vědeckém recenzovaném časopise. Zkoumání chudoby je velmi široké téma, proto se autor zaměřuje pouze na vybrané aspekty chudoby venkovských domácností v Česku. Práce je tedy zaměřena na tři okruhy, které jsou vzájemně propojené, a sice na příjmy, chudobu a příjmovou mobilitu venkovských domácností.

## **Abstract**

The aim of this thesis is to summarize the results that the author has published on the topic of household poverty and related topics. It is based on the seven publications in scientific journals that are annexed to this work, three of which have been published in journals included in the Web of Science database, three in journals indexed in the Scopus database, and one in a peer-reviewed journal. The study of poverty is an extensive topic, so the author focuses only on selected aspects of poverty in rural households in the Czech Republic. The thesis is focused on three interconnected areas, namely income, poverty and income mobility of rural households.

# Obsah

1. Úvod .....	5
2. Venkov.....	7
3. Data .....	9
4. Základní charakteristiky domácností .....	11
5. Příjmy domácností.....	14
6. Chudoba domácností a její měření.....	19
7. Mobilita příjmů .....	31
8. Závěr .....	37
9. Literatura .....	39
10. Seznam příloh.....	45

# 1. Úvod

V roce 2010 přijaly členské státy Evropské unie strategii Evropa 2020 – Strategie pro inteligentní a udržitelný růst podporující začlenění<sup>1</sup>. Jeden z pěti hlavních cílů této strategie se týkal chudoby a sociálního vyloučení. Cílem EU bylo mít do roku 2020 nejméně o 20 milionů méně lidí ohrožených chudobou nebo sociálním vyloučením ve srovnání s úrovní v roce 2008, což odpovídá snížení míry chudoby z přibližně 23 % na 19 % (sociální vyloučení je širší, obsáhlejší a vágnější koncept než chudoba (Decancq, 2013)). V návaznosti na hlavní cíle si členské státy stanovily své vnitrostátní cíle, které zohlednily příslušnou výchozí pozici i specifické podmínky daného státu. Národním cílem ČR bylo snížení počtu osob ohrožených chudobou, materiální deprivací nebo žijících v domácnostech s velmi nízkou pracovní intenzitou o 100 000 osob oproti roku 2008<sup>2</sup>. Podle zprávy Analytické vyhodnocení plnění národních cílů strategie Evropa 2020<sup>3</sup> došlo ke snížení počtu těchto osob z 1 566 tis. v roce 2008 na 1 306 tis. v roce 2019. Na úrovni EU stanovený cíl nebyl splněn, v roce 2017 žilo v EU o 4,2 milionu lidí méně ohrožených chudobou nebo sociálním vyloučením ve srovnání s rokem 2008 (celkem 113 milionů, European Commission (2019)).

Česká republika dlouhodobě vykazuje nízkou míru chudoby, v roce 2018 hranice rizika peněžní chudoby nedosahovaly podle údajů Eurostatu<sup>4</sup> příjmy u 9,6 % populace, přičemž v EU-28 to bylo 17,1 %. V rámci EU-25/27/28 je míra peněžní chudoby v ČR dlouhodobě nejnižší, podobné hodnoty dosahují v EU Finsko (12 %), Slovensko a Maďarsko (12,2 %); v rámci Evropy Island (8,8 %) či Norsko (12,3 %, 2017). Většina evropských zemí se potýká s nárůstem podílu osob pod hranicí rizika chudoby.

Zkoumání chudoby je velmi široké téma, proto se autor zaměřuje pouze na vybrané aspekty chudoby venkovských domácností v Česku. Chudoba na venkově je charakteristická zejména kvůli rozdílům v dostupnosti základních služeb. Cílem této práce je shrnout výsledky, které autor společně se spoluautory publikoval na téma chudoby domácností a související témata. Práce tedy vychází z následujících publikací, které jsou přílohou této práce:

---

<sup>1</sup> <https://www.vlada.cz/cz/evropske-zalezitosti/evropske-politiky/strategie-evropa-2020/strategie-evropa-2020-78695/>

<sup>2</sup> <https://www.vlada.cz/cz/evropske-zalezitosti/evropske-politiky/strategie-evropa-2020/cr/eu-2020-a-cr-78696/>

<sup>3</sup> <https://www.vlada.cz/assets/evropske-zalezitosti/aktualne/Analyticke-vyhodnoceni-plneni-na-rodnych-cilu-SE-2020.pdf>

<sup>4</sup> <https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>

- Zdeněk, R., & Lososová, J. (2019). Objective and Subjective Poverty of Households in Czech Regions. *Demografie*, 61(3), 175-185.
- Zdeněk, R., & Lososová, J. (2014). Úroveň a mobilita příjmů českých domácností. *Ekonomický časopis*, 62(10), 997-1016.
- Zdeněk, R., & Střeleček, F. (2012). Income Gap Between Rural and Non-Rural Households-Case of the Czech Republic. *Society and Economy*, 34(3), 469-488.
- Zdeněk, R., & Střeleček, F. (2012). Hodnocení vývoje zaměstnanosti, průměrné mzdy a produktivity práce pomocí shift-share analýzy. *E a M: Ekonomie a Management*, 15(3), 4-15.
- Střeleček, F., Zdeněk, R. (2011). Incomes of Rural and Non-Rural Households in the Czech Republic. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, LIX(4), 319-326.
- Střeleček, F., Zdeněk, R., & Lososová, J. (2010). Vývoj zaměstnanosti v znevýhodněných oblastech v letech 2002-2006. *Politická ekonomie*, 58(6), 761-773.
- Střeleček, F., Zdeněk, R., Lososová, J., & Jílek, M. (2004). Social and Economic Points of the Rural Development. *Agric. Econ. – Czech*, 50(10), 431-443.

Odkazy na tyto publikace jsou zvýrazněny podtržením. Publikace vznikaly během patnáctiletého intervalu, z čehož vyplývá využití dat z různých období. Tato práce se tedy zaměřuje na sjednocení výsledků do časového intervalu analyzovaného v publikaci Zdeněk & Lososová (2019), tedy na roky 2005 až 2015. Kromě sjednocení časového vymezení budou výsledky sjednoceny a doplněny i metodicky.

Práce obsahuje tři hlavní okruhy. První se věnuje příjmům venkovských domácností včetně modelu rozkladu rozdílu v příjmech venkovských a městských domácností. Druhý okruh se zabývá chudobou – charakteristikou různých konceptů a měřením objektivní chudoby založené na příjmu domácností i subjektivně vnímané chudoby založené na minimálním příjmu či na schopnosti domácnosti vycházet s příjmy. Třetí okruh je věnován příjmové mobilitě – intragenerační příjmová mobilita domácností je vyhodnocena ve třech čtyřletých vlnách a je doplněna charakteristikou trvale chudých domácností a modelem pro identifikaci faktorů působících na mobilitu příjmů domácností. Před těmito hlavními okruhy jsou zařazeny kapitoly, které se stručně zabývají charakteristikou venkova a dat.

## 2. Venkov

Hubatková (2019) uvádí, že v České republice nejsou venkovské oblasti komplexně systematicky definovány. I když existuje chápání venkova jako přírodní krajiny a venkovských sídel, nemá ČR jejich oficiální definici. Přesto jsou venkovské obce obvykle definovány pomocí velikosti populace jako obce do 2 000 (případně 3 000) obyvatel. K vymezení venkovského prostoru lze použít i další kritéria jako hustota zalidnění, dostupnost, odlehlost (a jejich kombinace), které se týkají určitého územního celku – zde závisí na volbě jednotky, za kterou se vybraná veličina sleduje (Střeleček et al., 2004). Kolektiv autorů (2008) uvádí kritéria, kterými se obvykle definuje pojem venkov (urbanistický a architektonický ráz ovlivněný zemědělstvím, nízká hustota obyvatel, typ vlastnictví domů a pozemků, preference bydlení, úzké spojení sídel s přírodou a krajinou, zvláštní sociální vztahy a jejich intenzita, hodnotová orientace a její struktura). Perlín et al. (2010) pro vymezení venkovských obcí aplikoval kritérium počtu obyvatel s hranicí 3 000 obyvatel, které vychází ze zákona o obcích, a tyto dále je člení do osmi kategorií. Klufová (2016) pro účely klasifikace venkovských obcí z hlediska jejich rozvojového potenciálu zahrnuje mezi venkovské obce do 3 000 obyvatel, které se nacházejí mimo zóny dojíždění měst s více než 10 000 obyvateli. Český statistický úřad za venkovský prostor bere všechny obce s velikostí do 2 000 obyvatel, a dále obce s velikostí do 3 000 obyvatel, které mají hustotu zalidnění do 150 obyvatel/km<sup>2</sup>.<sup>5</sup> Takto mezi venkovské obce mohou být zařazeny i obce s více než 2 000 obyvatel, které se skládají z vyššího počtu místních částí, které jsou samostatnými sídelními útvary a nemají městský charakter. Metodika Eurostat (2021) rozděluje území mřížkou 1 km<sup>2</sup> a na základě hustoty zalidnění, počtu obyvatel a souvislosti buněk rozlišuje městská centra, městské oblasti a zbytek označuje jako venkov. U jednotlivých velikostních kategorií venkovských sídel jsou patrné rozdíly ve struktuře vzdělanosti; příslušnosti ekonomicky aktivního obyvatelstva k zemědělství a k nevýrobním odvětvím (souvisí s dojížděním do zaměstnání), podílu osob pracujících v průmyslu, poměru pohlaví, složení obyvatelstva podle věkových skupin a ve velikosti domácností (Kolektiv autorů, 2008).

Lidé zažívají chudobu, nerovnost a sociální vyloučení jak ve venkovských, tak městských oblastech. Jsou tyto jevy (a do jaké míry) spojeny s místem bydliště jako takovým, nebo jsou spíše důsledkem rozdílů v attributech osob a domácností? Život na venkově je často vnímán jako venkovská idyla s romantickými představami o bezproblémovém způsobu života, v němž pojmy jako chudoba a deprivace hrají jen

---

<sup>5</sup> [https://www.czso.cz/csu/czso/postaveni\\_venkova\\_v\\_krajich\\_cr](https://www.czso.cz/csu/czso/postaveni_venkova_v_krajich_cr)

okrajovou roli (MacKrell & Pemberton, 2018). „Neviditelnost“ chudoby na venkově (která vychází z romantizovaných představ i z nižší hustoty obyvatel) by mohla vysvětlovat, proč se souvislostem při překonávání chudoby na venkově ve výzkumu chudoby věnuje, alespoň v Evropě, relativně malá pozornost (Meij et al., 2020).

Mezi jednotlivými evropskými zeměmi existují rozdíly v úrovni i profilech chudoby, deprivace a kvality života mezi městy a venkovem. Shucksmith et al. (2009) uvádějí, že nejbohatší země Evropské unie vykazují pouze malé rozdíly v příjmech a v materiální deprivaci mezi městy a venkovem, zatímco v zemích jižní a východní Evropy mají venkovské oblasti mnohem nižší úroveň blahobytu i kvality života (navzdory tomu se subjektivní pohoda nijak výrazně neliší). Rozdíly lze nalézt nejen v úrovni chudoby, ale podle Vera-Toscano et al. (2020) se ve Velké Británii liší i dynamika chudoby mezi venkovem a městy, kdy osoby žijící na venkově mají po překročení hranice chudoby vyšší pravděpodobnost návratu zpět pod tuto hranici. Z hlediska kvality života na venkově, Boncinelli et al. (2015) zdůrazňují, že kvalita života ve venkovských oblastech do značné míry odráží dostupnost základních služeb, přičemž klíčovou roli hraje zdravotní péče a vzdělávání. Příčiny chudoby venkovských oblastí ve vyspělých zemích je možné charakterizovat vlivem působení specifických znevýhodnění, které souvisejí s trhem práce, demografií, vzděláním a odlehlostí, které spolupůsobí v „kumulativním začarovaném kruhu“. Odlehlost je spojena s horší dostupností základních služeb, jako je zdravotní péče a sociální služby, a se zvýšenými náklady pro obyvatele z důvodu dojíždění (Bertolini, 2019). Podíl osob dojíždějících do zaměstnání je na venkově vyšší než ve městech, podle Sčítání lidu, domů a bytů z roku 2001 17 % obyvatel pracovalo v rámci své venkovské obce a 44 % obyvatel venkovských obcí dojíždělo za prací v rámci okresu (Střeleček et al., 2004).

Mnoha problémům jsou vystaveny i venkovské oblasti v Česku. Tyto problémy vyplývají především ze specifík jejich socio-demografické struktury, možností zaměstnání různých sociálních skupin, zajištění správné úrovně veřejných služeb, dopravní dostupnosti (Majerová, 2015). Rozdíly mezi českým venkovem a městy současně s diferenciací uvnitř venkova analyzoval Bernard (2018). Jeho výsledky poukazují na problém deprivace příležitostí ve venkovských oblastech, ale ten není doprovázen poklesem spokojenosti s lokalitou. Pro ukazatele spokojenost, chudoba a obtíže při hledání zaměstnání jsou rozdíly v rámci venkovských oblastí větší než rozdíly mezi městskými a venkovskými oblastmi. Piwowar & Dzikuč (2020) porovnávali riziko chudoby ve venkovských oblastech zemí Visegrádské skupiny s výsledkem, že riziko chudoby bylo v letech 2009–2017 pro Českou republiku zhruba poloviční oproti průměru EU.



### 3. Data

Měření chudoby vyžaduje čas, energii a peníze, protože ho lze řádně provést pouze shromažďováním údajů přímo od jednotlivců a/nebo domácností. Celostátní reprezentativní průzkumy domácností za účelem shromažďování informací o spotřebě a/nebo příjmech provádějí všechny rozvinuté země a asi dvě třetiny rozvojových zemí, přičemž ve většině případů se tyto průzkumy v čase opakují (Haughton & Khandker, 2009). Před vstupem České republiky do EU byla příjmová a sociální situace obyvatelstva zjišťována výběrovým statistickým šetřením Mikrocensus, 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 ho zabezpečují i ostatní členské státy EU (Regulation, 2003; Regulation, 2005) a dále Island, Norsko, Švýcarsko, Makedonie, Srbsko a Turecko. 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. hospodařící domácnosti tvořené osobami společně uhrazujícími náklady na své potřeby, které ve vybraném bytě obvykle bydlí (CSU, 2019). Dotazník se skládá z několika částí, otázky jsou kladeny jak na úrovni jednotlivců, tak i celých domácností. Šetření se skládá ze tří stálých částí (dotazník za byt, za domácnost a za osoby starší 16 let) a každoročně se měnícího modulu. Ze způsobu šetření vyplývá zkreslení, které je spojené s podhodnocením či nadhodnocením kvantitativních údajů, zejména příjmů, případně údaje zcela chybí. Některé případy jsou ošetřeny korektivními statistickými metodami (CSU, 2019).

Metodika sběru dat poskytuje národním statistickým úřadům v některých parametrech určitou volnost, např. příjmové referenční období je v českém šetření kalendářní rok, dochází tedy k časovému odstupu od doby šetření, kdy většina nepřijmových proměnných se vztahuje k datu šetření (Mysíková, 2011). Šetření je koncipováno jako rotační panel – vybrané domácnosti jsou opakovaně navštěvovány po dobu čtyř let (CSU, 2019), což umožňuje posoudit např. příjmovou mobilitu nebo trvalou chudobu. Metodika, obsah a kódování jednotlivých proměnných v šetření se průběžně vyvíjí a upravuje, zásadní metodické změny se odehrály

v letech 2008 a 2009 (Mysíková, 2011). Statistická šetření jsou prováděna jen v bytových domácnostech – jsou tedy k dispozici údaje o bytových domácnostech a šetření neobsahuje domácnosti a jednotlivce žijící v jiných formách bydlení, jako jsou domovy důchodců, ubytovny, azylové domy, útulky, nejsou zahrnuty ani osoby bez domova (Švihlíková, 2015). Autorka dále uvádí, že zahrnutím těchto osob by došlo k navýšení počtu chudých v ČR o nejméně sto tisíc, tedy o cca 1 p. b.

### Vymezení venkovských domácností

Šetření SILC poskytuje členění domácností podle počtu obyvatel obce, ve které domácnosti žije, a sice do devíti kategorií. Pro účely této práce bude za venkovskou domácnost považována ta, která žije v obci s počtem obyvatel do 2 000, ostatní domácnosti budou označovány jako městské domácnosti. Šetření SILC dále kategorizuje jednotlivé domácnosti podle typu obce, ve které domácnost žije. Rozlišuje kategorie Hlavní město Praha, krajská města, městské obce a venkovské obce, přičemž rozdělení na městské a venkovské obce vychází z úředního statutu dané obce. Pro účely detailnějšího pohledu na městské domácnosti bude v některých částech tohoto souhrnu použito jejich členění na Hlavní město Praha, krajská města a městské obce.

Údaje o počtu domácností zahrnutých v šetření SILC v letech 2005 až 2015 a o rozdělení domácností do skupin podle typu obce uvádí tabulka (Tabulka 1). Při výpočtu zastoupení domácností v jednotlivých typech obcí do výpočtu vstupuje kalibrační váha domácnosti. V průměru se 24,1 % domácností nachází ve venkovských obcích, 47 % v městských obcích, 15,6 % v krajských městech a 13,4 % v hlavním městě.

Tabulka 1 Počet domácností v šetření a jejich struktura podle typu obce (v %)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Počet domácností	4351	7483	9675	11294	9911	9098	8866	8773	8275	8053	7914
Typ obce											
1	13,1	13,2	13,2	13,3	13,4	13,3	13,4	13,4	13,4	13,4	13,5
2	16,2	15,5	15,7	15,7	15,5	15,4	15,4	15,5	15,2	16,0	15,9
3	46,6	47,0	46,9	46,9	46,8	47,0	47,3	47,3	47,5	46,8	46,5
4	24,1	24,3	24,2	24,2	24,3	24,3	23,8	23,8	23,9	23,8	24,1

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

## 4. Základní charakteristiky domácností

V této kapitole jsou popsány rozdíly mezi venkovskými a městskými domácnostmi ve vybraných charakteristikách, které jsou v dalších kapitolách použity např. v modelu rozkladů difference v příjmech nebo pro odhad minimálního požadovaného příjmu.

Mezi domácnosti v jednotlivých typech obcí existují rozdíly z hlediska počtu osob v nich žijících, s klesající velikostí obce se průměrný počet osob v domácnosti zvyšuje (hlavní město 2,17 osob, krajská města 2,32 osob, městské obce 2,48 osob a venkovské obce 2,71 osob, ANOVA  $p$ -level < 0,001). Ve všech typech obcí se velikost domácnosti v období 2005 až 2015 snižovala. Nejpomalejší je pokles počtu členů ve venkovských obcích (-0,003 osob ročně), nejrychlejší v městských obcích (-0,021 osob ročně). Tabulka (Tabulka 2) doplňuje průměrné počty ekonomicky aktivních osob, dětí nepracujících důchodců a nezaměstnaných. Z relativních hodnot je patrný vyšší podíl ekonomicky aktivních osob a nižší podíl ostatních osob v hlavním městě.

Tabulka 2 Počet a struktura osob v domácnostech

Typ obce	Počet					Podíl k počtu osob (%)			
	osob	ekon. aktiv.	dětí	neprac. důch.	nezam.	ekon. aktiv.	dětí	neprac. důch.	nezam.
1	2,17	1,09	0,44	0,47	0,06	50,2	20,1	21,7	2,7
2	2,32	1,03	0,52	0,57	0,11	44,4	22,4	24,7	4,6
3	2,48	1,09	0,57	0,58	0,15	43,8	23,1	23,3	6,1
1,2,3	2,40	1,08	0,54	0,56	0,13	45,0	22,5	23,3	5,2
4	2,71	1,22	0,62	0,63	0,13	44,9	23,1	23,3	5,0

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce.

Šetření SILC rozlišuje tři úrovně vzdělání domácnosti jako celku – nízkou úroveň, kdy oba partneři mají základní vzdělání nebo jsou bez vzdělání, střední úroveň, kdy alespoň jeden z partnerů má středoškolské vzdělání a vysokou úroveň, kdy alespoň jeden z partnerů má vysokoškolské vzdělání. Z tabulky (Tabulka 3) jsou patrné rozdíly v úrovni vzdělání domácností podle typu obce. Venkovské obce vykazují nejvyšší zastoupení domácností s nízkou úrovní vzdělání a nejnižší podíl s vysokou úrovní vzdělání. Zároveň je z tabulky patrný trend, kdy ve všech typech obcí klesá zastoupení domácností s nízkou úrovní vzdělání a roste podíl domácností s vysokou úrovní vzdělání.

Tabulka 3 Rozdělení domácností podle úrovně vzdělání domácností (v %)

Typ obce	Úroveň vzdělání	2005	2007	2009	2011	2013	2015	Průměr
1	nízká	3,4	3,1	4,6	3,4	2,8	2,2	3,2
	střední	64,5	67,9	62,4	56,4	59,8	54,6	61,3
	vysoká	32,1	29,0	32,9	40,2	37,4	43,2	35,5
2	nízká	6,9	7,6	7,5	3,7	5,2	6,2	6,1
	střední	70,9	69,1	69,0	68,6	67,7	64,2	68,6
	vysoká	22,2	23,3	23,5	27,7	27,1	29,5	25,3
3	nízká	11,0	9,9	9,6	9,0	9,4	9,1	9,7
	střední	77,1	76,5	76,5	76,3	76,0	74,9	76,1
	vysoká	11,9	13,5	13,9	14,7	14,6	16,0	14,2
4	nízká	12,0	11,4	12,3	10,9	9,9	7,8	10,7
	střední	81,1	82,3	79,3	78,0	76,7	78,2	79,4
	vysoká	6,8	6,2	8,4	11,1	13,4	14,1	9,9

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

Druh zaměstnání osoby v čele domácnosti je stanovený podle klasifikace CZ-ISCO<sup>6</sup>, která rozlišuje jednotlivé kategorie na základě druhu vykonávané práce a úrovně dovedností. Četnosti jednotlivých druhů se mezi kategoriemi obcí výrazně liší (z výpočtu četností jsou vyloučeny domácnosti s ekonomicky neaktivní osobou v čele). Ve venkovských obcích jsou nejvyšší měrou zastoupeny domácnosti řemeslníků a kvalifikovaných pracovníků (v průměru 33,6 %), dále dělníků (19,8 %) a odborných pracovníků (13,4 %), v ostatních obcích je nejvyšší zastoupení rovněž domácností řemeslníků a kvalifikovaných pracovníků (24,1 %), následují domácnosti odborných pracovníků (21,2 %) a specialistů (14,2 %). Po bližším pohledu na ostatní obce je v hlavním městě významný podíl domácností specialistů (28,8 %) a v krajských městech odborných pracovníků (26,2 %).

Pro další účely je věk osoby v čele domácnosti kategorizovaný do skupin (18-29, 30-44, 45-59 a 60 a více roků). Ve všech typech obcí jsou nejvyšší mírou zastoupeny domácnosti přednostů nad 60 roků. Četnost domácností s přednostou do třiceti let s typem obce klesá (v průměru Hl. město 11,1 %, krajská města 8,8 %, městské obce 6,4 % a venkovské obce 5,2 %). Zastoupení kategorie nejmladších osob se ve vzorku v čase snižuje (ve venkovských obcích z 9,2 % na 2,9 %, v ostatních z 10,7 % na 6,7 %), zastoupení kategorie seniorů se zvyšuje (ve venkovských obcích z 28,7 % na 37,2 %, v ostatních z 31,5 % na 38,4 %). Populace stárne v celé Evropě, mezi roky 2000 a 2016 se podíl osob nad 65 let zvýšil ve všech státech. Stárnutí se samozřejmě netýká jen venkovských oblastí, ale je v nich akcelerováno stěhováním mladé populace do měst a naopak starší generace do venkovských oblastí (Majerová et al., 2017). Z hlediska pohlaví osoby v čele domácnosti převažují domácnosti mužů (81,8 % venkovských domácností, resp. 74,6 % městských), což

<sup>6</sup> [https://www.czso.cz/csu/czso/klasifikace\\_zamestnani\\_cz\\_isco-](https://www.czso.cz/csu/czso/klasifikace_zamestnani_cz_isco-)

vyplývá ze způsobu určování osoby v čele domácnosti, kdy v úplných rodinách je jí vždy muž<sup>7</sup>.

Venkovské oblasti úzce souvisejí se zemědělským sektorem, a i když se charakter venkova stále vyvíjí, zemědělství představuje jeden z jeho základních atributů (Majerová et al., 2010). V České republice bylo v zemědělství zaměstnáno v roce 2005 3,8 % pracovníků, v roce 2015 2,9 %<sup>8</sup>. Publikace Střeleček et al. (2004) uvádí (na základě Sčítání lidu, domů a bytů z roku 2001) 4,7 % osob pracujících v zemědělství, přičemž ve venkovských obcích byl tento podíl 11,1 % (v 22,9 % venkovských obcí přesahovala zaměstnanost v zemědělství 20 % – šlo zejména o okresy Jindřichův Hradec, Havlíčkův Brod a Pelhřimov). Vývoj zaměstnanosti v zemědělství a dalších odvětvích z hlediska znevýhodněných oblastí (Eliasson et al. 2010) je hodnocen pomocí shift-share analýzy v Střeleček et al (2010). Vyhodnocení vývoje zaměstnanosti z hlediska odvětví a regionů (krajů) po vstupu ČR do EU je součástí publikace Zdeněk & Střeleček (2012a), kde je patrný pokles zaměstnanosti v odvětví zemědělství a toto odvětví identifikuje jako významné pouze v kraji Vysočina.

Tabulka 4 Podíl zemědělských domácností podle typu obce (v %)

Typ obce	2005	2007	2009	2011	2013	2015	Průměr
1	0,5	0,4	0,4	0,9	0,2	0,3	0,5
2	0,0	0,1	0,7	0,9	0,4	0,3	0,4
3	3,6	3,9	4,0	2,8	2,1	2,7	3,1
1,2,3	2,2	2,5	2,6	2,1	1,4	1,7	2,1
4	13,6	13,3	11,7	11,3	11,2	10,3	11,8
ČR	5,1	5,1	4,8	4,3	3,8	3,9	4,4

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

V tabulce (Tabulka 4) je uveden podíl zemědělských domácností, který se ve venkovských i ostatních obcích snižuje (na 10,3 %, resp. 1,7 % – jde o podíl z ekonomicky aktivních domácností). Zde je tedy za zemědělskou domácnost považována ta domácnost, jejíž osoba v čele deklarovala zaměstnání v zemědělství nebo v příbuzných odvětvích lesnictví nebo rybolovu. Davis et al. (1997) zdůrazňují, že je obtížné stanovit společnou definici zemědělských domácností na úrovni EU. Podle Hilla (1996) může být definice zemědělské domácnosti založena na složení příjmů domácnosti; hlavním zdroji příjmů referenční osoby domácnosti (což je obvykle hlava domácnosti nebo největší přispěvovatel do rodinného rozpočtu); deklarovaném zaměstnání referenční osoby; nebo na základě farmářských domácností (domácnosti, které provozují zemědělskou výrobu).

<sup>7</sup> <https://www.czso.cz/csu/czso/prijmy-a-zivotni-podminky-domacnosti-2019>

<sup>8</sup> <https://www.czso.cz/csu/czso/204r-k-odvetvi-cinnosti-zamestnanych-v-nh-xv0xw3bf9r>

## 5. Příjmy domácností

Jako proměnná zobrazující příjem domácnosti je vybrán ekvivalizovaný čistý roční příjem domácnosti. (Čisté peněžní příjmy zahrnují pracovní příjmy ze závislé činnosti i z podnikání, sociální příjmy a další druhy pravidelných i jednorázových příjmů přiznaných pro domácnosti i jejich jednotlivé členy po odečtení částek na zdravotní a sociální pojištění a daň z příjmů. Do celkového čistého příjmu domácnosti jsou započteny naturální příjmy, které tvoří spotřeba produkce z vlastního hospodářství nebo podniku a naturální požitky zaměstnanců<sup>9</sup>.) Čistý roční příjem domácnosti je přepočten na velikost domácnosti, která je vyjádřena počtem spotřebních jednotek, který představuje velikost domácnosti (osoba v čele domácnosti má váhu 1, děti do 13 let 0,3 a ostatní členové 0,5 – OECD-modified scale<sup>10</sup>).

Základ celkového příjmu domácnosti představují mzdy, v průměru tvoří čisté mzdy 53,8 % čistého příjmu domácnosti. Hodnocení vývoje průměrné mzdy podle jednotlivých odvětví a krajů v období 2004 až 2008 je obsaženo v Zdeněk & Střeleček (2012a). Proporce, které platily mezi kraji a odvětvími, jsou do značné míry platné i v roce 2019<sup>11</sup>.

Hodnoty mediánů ekvivalizovaného čistého ročního příjmu domácnosti (vážených kalibrační vahou domácnosti) jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 5). Ve všech letech je medián příjmů venkovských domácností nižší než celkový medián, tempo jejich růstu je ale vyšší než u městských domácností (4,4 % oproti 4,1 %). V letech 2006 až 2012 vykazují nejnižší medián domácnosti žijící ve venkovských obcích, v ostatních letech v městských obcích (typ 3). Podíl mediánu ekvivalizovaného příjmu venkovských domácností vůči mediánu příjmu všech domácností byl nejnižší v roce 2010 (94,5 %), do roku 2015 se zvýšil na 99,1 %. V hlavním městě tento podíl přesahuje 120 %.

Z výsledků Kruskalova-Wallisova testu vícenásobného porovnání vyplývá významný rozdíl v úrovni příjmů venkovských a městských domácností ve většině sledovaných let (v Zdeněk & Střeleček (2012b) je hodnocen rozdíl pouze v letech 2005 a 2008); a významný rozdíl mezi příjmy domácností žijících v hlavním městě a v ostatních obcích.

---

<sup>9</sup> [https://www.czso.cz/csu/xa/metodika\\_prijmy\\_vydaje\\_a\\_zivotni\\_podminky\\_domacnosti](https://www.czso.cz/csu/xa/metodika_prijmy_vydaje_a_zivotni_podminky_domacnosti)

<sup>10</sup> <http://www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf>

<sup>11</sup> [https://www.czso.cz/csu/czso/pmz\\_cr](https://www.czso.cz/csu/czso/pmz_cr)

Tabulka 5 Mediány čistého ekvivalizovaného příjmu domácnosti podle typu obce

Rok	ČR	Typ obce				
		1	2	3	1,2,3	4
2005	131 309	168 129	128 988	127 405	132 533	127 693
2006	138 420	168 000	138 317	135 336	139 867	132 952
2007	149 383	189 997	150 745	145 062	151 659	144 000
2008	162 317	203 856	161 585	159 911	164 800	155 603
2009	176 510	216 040	179 333	172 363	179 378	167 557
2010	182 292	227 987	190 200	176 719	185 688	172 293
2011	184 811	227 057	188 853	179 994	187 599	176 931
2012	187 790	220 897	194 401	181 368	190 400	180 130
2013	190 402	231 896	195 095	183 605	192 187	184 217
2014	193 716	235 665	197 586	185 467	195 484	189 317
2015	197 905	238 571	196 880	190 389	198 465	196 195

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

Šetření SILC člení příjmy podle jejich zdroje na příjmy z pracovní činnosti, sociální a ostatní příjmy. Podíl pracovních a sociálních příjmů na celkových příjmech podle typu obce v jednotlivých letech zobrazuje tabulka (Tabulka 6). Do výpočtu opět vstoupila kalibrační váha domácnosti. Na úrovni ČR se podíl pracovních příjmů pohybuje v rozmezí 73 až 75 %. Podle výsledků Kruskal-Wallisova testu existují významné rozdíly v podílu pracovních příjmů mezi typy obcí. Z vícenásobného porovnání vyplývá významný rozdíl mezi hlavním městem a ostatními typy obcí téměř ve všech letech (kromě 2010 – 2013). Mezi venkovskými a městskými domácnostmi existuje významný rozdíl v letech 2007 až 2010, kdy domácnosti ve venkovských obcích vykazují nižší podíl pracovních příjmů. V posledních dvou sledovaných letech se podíl pracovních příjmů venkovských domácností zvýšil (statisticky je rozdíl ovšem nevýznamný).

Tabulka 6 Podíl pracovních a sociálních příjmů (v %)

Rok	Podíl pracovních příjmů						Podíl sociálních příjmů					
	ČR	1	2	3	1,2,3	4	ČR	1	2	3	1,2,3	4
2005	74,8	82,4	73,0	72,6	74,8	74,8	22,9	15,0	24,3	24,8	22,6	23,5
2006	74,7	82,8	72,9	73,4	75,3	72,7	22,8	15,3	23,9	24,2	22,2	24,6
2007	74,8	82,6	74,1	73,3	75,5	72,5	22,6	15,3	22,5	23,9	21,8	25,4
2008	74,4	80,3	73,8	74,1	75,3	71,6	22,6	15,3	22,8	23,6	21,7	25,7
2009	74,9	82,5	74,0	73,8	75,7	72,2	22,2	14,9	22,5	23,5	21,4	24,9
2010	73,7	79,7	73,8	73,0	74,6	70,5	23,3	16,3	22,5	24,6	22,3	26,7
2011	73,4	78,8	72,5	72,3	73,7	72,1	23,6	16,9	23,2	25,2	23,0	25,5
2012	73,0	79,0	72,9	71,4	73,3	72,0	24,2	17,5	24,0	26,0	23,8	25,4
2013	73,0	77,8	72,2	71,6	73,0	73,1	24,1	17,6	24,9	25,9	24,0	24,4
2014	73,1	78,3	71,7	70,9	72,7	74,6	23,8	16,5	25,6	26,3	24,0	23,1
2015	73,9	78,2	71,5	72,1	73,3	75,6	23,3	16,7	25,5	25,6	23,6	22,5

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

## Rozklad rozdílu v příjmech venkovských a městských domácností

Vývoj příjmů venkovských a městských domácností mezi roky 2005 a 2008 je v publikaci [Střeleček & Zdeněk \(2011\)](#) vyhodnocen pomocí shift-share analýzy. Domácnosti byly roztrženy podle odvětví činnosti osoby v čele domácnosti a pro jednotlivá odvětví je porovnána odvětvová a regionální komponenta. V tomto souhrnu bude v jednotlivých letech rozdíl rozložen pomocí Blinder–Oaxaca rozkladu. Rozklad Blinder–Oaxaca je často využívanou metodou při analýzách trhu práce podle různých skupin (např. pohlaví, rasa; Brzezinski, 2018; Laborda et al. 2019), která umožňuje rozložit průměrné rozdíly v např. příjmech na základě lineárního regresního modelu (Ben, 2008). Rozklad Blinder–Oaxaca (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) rozděluje rozdíl v příjmech mezi dvěma skupinami na část, která je vysvětlena rozdíly ve vysvětlujících proměnných mezi skupinami (jako je věk, vzdělání, zkušenosti, produktivita atd.) a zbytek, který vysvětlit pomocí těchto rozdílů nelze. Tato nevysvětlená část se obvykle interpretuje jako měřítko diskriminace (ale také zahrnuje efekty skupinových rozdílů v nepozorovaných prediktorech). Tato nevysvětlená složka může být pozitivní nebo negativní, což znamená, že diskriminace může být pozitivní nebo negativní (Tárrega et al. 2010).

Základní princip tohoto rozkladu je založen na následujících vztazích. Předpokládejme dvě skupiny ( $A$  a  $B$ ), závislá proměnná ( $y$ ) je jejich příjem (resp. logaritmus příjmu) a jako prediktory ( $\mathbf{x}$ ) se obvykle užívají ukazatele lidského kapitálu. Otázkou pak je, jak velká část rozdílu v průměrech závislé proměnné ( $R$ ) je způsobena skupinovými rozdíly v prediktorech,

$$R = E(y_A) - E(y_B). \quad (1)$$

Vychází se z lineárního modelu

$$y_g = \mathbf{x}_g^T \boldsymbol{\beta}_g + \varepsilon_g, \quad E(\varepsilon_g) = 0, \quad \text{cov}(\mathbf{x}_g, \varepsilon_g) = 0, \quad g \in \{A, B\}, \quad (2)$$

rozdíl v průměrech závislé proměnné lze vyjádřit jako rozdíl v odhadu na základě skupinových průměrů regresorů,

$$R = E(y_A) - E(y_B) = E(\mathbf{x}_A)^T \boldsymbol{\beta}_A - E(\mathbf{x}_B)^T \boldsymbol{\beta}_B. \quad (3)$$

Tuto rovnici lze upravit na rozklad do tří částí<sup>12</sup> tak, aby se vyjádřil vliv skupinových rozdílů v prediktorech na rozdíl v průměrech závislé proměnné. První složka ( $E$ ) je část rozdílu, která je způsobena skupinovými rozdíly v hodnotách prediktorů; druhá složka ( $C$ ) měří vliv rozdílů v koeficientech; třetí složka ( $I$ ) je interakční

---

<sup>12</sup> Alternativou je rozklad na dvě části, který rozkládá rozdíl na vliv rozdílů v prediktorech a nevysvětlenou část.



člen, který zohledňuje skutečnost, že rozdíly v prediktorech a koeficientech působí současně,

$$R = \underbrace{\left[ E(\mathbf{x}_A) - E(\mathbf{x}_B) \right]^T}_{E} \boldsymbol{\beta}_B + \underbrace{E(\mathbf{x}_B)^T}_{C} (\boldsymbol{\beta}_A - \boldsymbol{\beta}_B) + \underbrace{\left[ E(\mathbf{x}_A) - E(\mathbf{x}_B) \right]^T}_{I} (\boldsymbol{\beta}_A - \boldsymbol{\beta}_B). \quad (4)$$

Analýza může obsahovat nejen rozložení rozdílu v průměrech mezi skupinami na vysvětlenou a nevysvětlenou část, ale také efekt jednotlivých prediktorů nebo jejich skupin (Ben, 2008).

Volba vysvětlujících proměnných je dána ekonomickou teorií a empirickým kontextem a vychází z modelu lidského kapitálu. Některé vycházejí z charakteristik osoby v čele domácnosti, některé popisují domácnost jako celek. Nezávislými proměnnými použitými k modelování úrovně příjmu domácnosti jsou úroveň vzdělání (na úrovni domácnosti – nízká, střední, vysoká); druh zaměstnání osoby v čele domácnosti podle klasifikace CZ-ISCO (zde agregováno do skupin: neaktivní, vojáci, vyšší profesionálové, nižší profesionálové, administrativní pracovníci, kvalifikovaní pracovníci, pomocní a nekvalifikovaní pracovníci); pohlaví osoby v čele domácnosti; věk osoby v čele domácnosti vyjadřující pracovní zkušenosti (kategorizováno do skupin 18-29, 30-44, 45-59, 60+ roků); velikost domácnosti (počet ekonomicky aktivních osob, dětí, nepracujících důchodců a nezaměstnaných). Rozklad rozdílů v příjmech se provádí mezi skupinou venkovských domácností a skupinou městských domácností samostatně pro každý rok v období 2005 až 2015.

Vybrané výsledky rozkladu rozdílu v průměrném ekvivalizovaném čistém ročním příjmu mezi venkovskými a městskými domácnostmi uvádí tabulka (Tabulka 7). Dosažený *p*-level *F*-testu je ve všech modelech blízky nule, dílčí *t*-testy jednotlivých proměnných ukazují na jejich vysokou významnost kromě proměnné věk osoby v čele domácnosti, proto byla z finálního modelu vypuštěna. Hodnoty upraveného indexu determinace se ve všech modelech pohybují okolo 0,50.

První část rozkladu (efekt hodnot prediktorů, *E*) odráží průměrné zvýšení logaritmu čistého ekvivalizovaného příjmu venkovských domácností, pokud by měly stejné vlastnosti (tedy hodnoty vybraných vysvětlujících proměnných – úroveň vzdělání, druh zaměstnání, složení domácnosti atd.) jako městské domácnosti. Relativní velikost tohoto efektu se v některých letech blíží 50 %, v průměru za všechny roky je 36,4 %. Druhá část rozkladu (efekt koeficientů, *C*) kvantifikuje změnu (zvýšení) čistého ekvivalizovaného příjmu venkovských domácností, pokud bychom na ně aplikovali odhadnuté koeficienty z modelu městských domácností. Relativní velikost tohoto efektu se pohybuje mezi 50 až 75 %, v průměru činí 61,1 %. Poslední část (efekt *I*) současný vliv rozdílů v hodnotách prediktorů a koeficientů, jeho velikost je zanedbatelná (2,5 %). Z výsledků tedy plyne, že zhruba třetinu rozdílu v příjmech venkovských a městských domácností lze vysvětlit rozdíly ve

vlastnostech domácností zařazených do modelu a téměř dvě třetiny tvoří modelem nevysvětlená část.

Tabulka 7 Rozklad rozdílu prům. příjmu venkovských a městských domácností

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
<i>y</i> města.	11,82	11,86	11,94	12,02	12,10	12,14	12,15	12,18	12,19	12,28	12,23
<i>y</i> venkov	11,76	11,81	11,88	11,97	12,05	12,08	12,09	12,13	12,16	12,17	12,20
rozdíl	0,060	0,048	0,058	0,051	0,050	0,061	0,059	0,047	0,035	0,033	0,025
efekt <i>E</i>	0,017	0,020	0,020	0,021	0,023	0,027	0,022	0,011	0,013	0,007	0,012
efekt <i>C</i>	0,036	0,025	0,035	0,030	0,029	0,037	0,034	0,036	0,021	0,025	0,013
efekt <i>I</i>	0,007	0,003	0,003	0,001	-0,002	-0,003	0,004	-0,001	0,001	0,002	-0,001
efekt <i>E</i> (%)	27,9	42,4	33,8	41,2	45,4	44,1	36,8	23,3	37,3	19,8	48,6
efekt <i>C</i> (%)	59,7	52,1	60,5	57,6	57,6	61,3	57,3	78,4	60,4	73,7	53,9
efekt <i>I</i> (%)	12,4	5,5	5,7	1,2	-3,0	-5,4	5,9	-1,7	2,3	6,5	-2,5

Pramen: výpočty na základě šetření SILC; *y* = logaritmus průměrného ekvivalizovaného čistého ročního příjmu domácnosti

## 6. Chudoba domácností a její měření

Pojem *chudoba* je značně komplexní a složitý, je to mnohoznačný termín a neexistuje jednoznačná definice chudoby, a proto je její měření spojeno s řadou problémů (Mareš & Rabušic, 1996), přičemž diskuse o definici chudoby a jejím měření stále probíhají (Decancq et al., 2013). Stále vyvstávají otázky, co přesně se rozumí pod pojmem chudoba? Jedná se o jednorozměrný nebo mnohorozměrný jev? Měla by se pozornost zaměřit na rozsah či závažnost chudoby nebo na míru, v jaké se projevuje v různých oblastech života? Měla by být v celé EU uplatňována jednotná hranice chudoby, nebo by měly být aplikovány hranice specifické pro jednotlivé země (nebo regiony)?

Haughton & Khandker (2009) uvádějí, že první vědeckou empirickou studií chudoby byla kniha *Poverty: A Study of Town Life* B. Seebohma Rowntreeho, která následně inspirovala řadu dalších studií. A v důsledku Rowntreeho prací pak byl ve Velké Británii zaveden zákon o starobních důchodech a zákon o národním pojištění. V roce 1899 provedl B. Seebohm Rowntree v Yorku na severu Anglie studii chudoby. Jeden výzkumný pracovník s pomocí několika dobrovolníků vedli rozhovory v 11 560 domácnostech, ve kterých žilo 46 754 osob (což tvořilo cca 2/3 počtu obyvatel města). Šetření trvalo zhruba sedm měsíců a byly během něj shromážděny informace o složení rodin, zaměstnání, podmínkách bydlení. Autor uvádí, že obyvatelé byli až na malé výjimky ochotni poskytovat požadované informace (Rowntree, 1908).

Při zjišťování podílu rodin žijících v chudobě S. Rowntree rozlišoval chudobu primární a sekundární. Primární vychází z příjmů, které přímo nedostačují zajistit fyzickou existenci. V případě sekundární chudoby by výše příjmů byla dostačující pro pokrytí fyzické existence, ale příjmy jsou absorbovány dalšími výdaji, jak užitečnými, tak i zbytečnými. Stanovené hranice primární chudoby vycházely z energetické potřeby a ceny základních živin a byla dále upravena o náklady na bydlení, oblečení a otop. Z výzkumu vyplynulo, že 15,5 % pracujících nemělo dostatečné příjmy ani na pokrytí základních potřeb.

I po 120 letech od vydání Rowntreeho knihy je chudoba považována za jeden z nejzávažnějších problémů. 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 chudoby se obvykle považuje za její minimální cíl).

Organizace spojených národů (UN, 1996) definuje absolutní chudobu, kdy se jedná o „stav charakterizovaný vážným nedostatkem základních lidských potřeb, včetně potravin, nezávadné pitné vody, hygienických zařízení, zdraví, přístřeší, vzdělávání a informací. Záleží nejen na příjmu, ale také na přístupu k sociálním službám“. Termín absolutní chudoba se také označuje jako extrémní chudoba. Zpráva Evropské komise (EC, 2004) uvádí, že „Lidé žijí v chudobě, pokud jsou jejich příjmy a zdroje natolik neadekvátní, že jim to brání mít životní úroveň považovanou za přijatelnou ve společnosti, ve které žijí.“.

Z českých a slovenských autorů, např. Sýkorová (2016) chápe chudobu jako mnohonásobnou deprivaci, jako nežádoucí sociální status, který se vyznačuje zejména hmotným nedostatkem, který vyplývá z omezeného přístupu osob ke statkům a službám sloužícím k uspokojení individuálních potřeb. Halušková & Božik (2015) uvádějí, že odborná společnost definuje chudobu jako sociální jev a sociální a individuální problém, pro který neexistuje obecně platná definice či hranice, pomocí které by bylo možné vymezit ty, kteří jsou považováni za chudé. Měření chudoby je tedy závislé na způsobu jejího vymezení a každá společnost si vytváří vlastní definice chudoby. Neexistuje tedy jediný obecně správný způsob měření chudoby, neměří se chudoba jako taková, ale měří se pouze podle jednotlivých konceptů (Michálek, 2000). Měření chudoby se tedy obvykle chápe jako identifikace chudých podle určitého konceptu a určení úrovně chudoby v dané společnosti podle jejich situace. Stejně jako u jiných jevů je i zkoumání chudoby založeno na schopnosti ji definovat a měřit, z čehož vychází řada teoretických konceptů chudoby (Mareš & Rabušic, 1996).

Objektivní koncepty chudoby jsou ty, kde je chudoba vymezena faktory nezávislými na mínění těch, kdo jsou pak za chudé považováni. Chudoba zkoumaná z tohoto aspektu je tedy sledována „zvenčí“ určitou autoritou (zpravidla státem) bez kontroly ze strany osob, kterých se týká. Objektivní koncepty pak umožňují vládám stanovit hranici v příjmovém rozdělení, a tím oddělit chudé od nechudých (Krebs, 2015). Subjektivní koncepty chudoby tedy vycházejí z hodnocení vlastních zkušeností jednotlivými osobami nebo domácnostmi. U každé osoby je z hlediska tohoto konceptu chudoba závislá na okolnostech, zejména čeho chce daná osoba dosáhnout; co si myslí, že si zaslouží a že potřebuje; a co mají druzí. Pro zhodnocení úrovně chudoby v dané společnosti se subjektivní koncept nepovažuje za dostatečně přesný (Krebs, 2015). Přesto je důležitý, protože vypovídá o tom, jak domácnosti vnímají svoji situaci z pohledu chudoby (Želinský, 2014). Mareš & Rabušic (1996) uvádějí, že v průmyslově vyspělých evropských zemích je subjektivní chudoba rozsáhlejší než chudoba vyjádřená pomocí objektivních indikátorů.

Na absolutním konceptu byla založena zmiňovaná studie Rowntreeho z roku 1899. Hranice absolutní chudoby jsou dány objemem prostředků, které umožňují pokrýt potřeby holého přežití ve společnosti, tzv. subsistenčním minimem (Krebs, 2015). Významným zastáncem absolutního konceptu chudoby je prof. Amartya Sen. Absolutní koncepty považují za chudou tu část obyvatelstva, která nemá dostatečně uspokojované potřeby ve vztahu k samotnému přežití a v jejich rámci lze identifikovat několik přístupů (přístup k chudobě z hlediska základních potřeb; přístup k chudobě z hlediska základního spotřebního koše; přístup k chudobě z hlediska potravinového poměru; Michálek, 2000). Světová banka z důvodu měnících se životních nákladů na základní potraviny, oblečení a obydlí v pravidelných intervalech aktualizuje mezinárodní hranici chudoby. V aktualizaci z roku 2008 byla hranice chudoby stanovena na 1,25 USD na den (z původního 1 USD na den), v roce 2015 byl práh posunut na 1,90 USD<sup>13</sup>.

Relativní koncept chudoby se využívá v bohaté společnosti, kde základní potřeby jsou uspokojené, a neexistuje extrémní bída spojená s hladem. Relativní míry chudoby vycházejí obvykle z hodnocení příjmů k určité části střední hodnoty příjmu nebo určitou pozicí v příjmovém rozdělení. Vyjadřují tak podíl populace, která je vyloučená z účasti na „běžném“ standartu společnosti (Halušková & Božik, 2015). V publikacích ČSÚ a Eurostatu je hranicí chudoby 60 % mediánu ekvivalizovaného disponibilního příjmu, ale existuje celá řada možností, jak hranici stanovit (Zdeněk & Lososová, 2014) – např. v publikaci Zdeněk & Střeleček (2012b) je to 60 % průměrného příjmu).

Přímé koncepty jsou založeny na spotřebě statků a kvalitě života, resp. na jeho deprivaci. Přímé míry jsou tedy založeny na měření chudoby až po transformaci příjmů (příp. bohatství) do spotřeby. Patří sem míry vycházející z konceptu chudoby jako deprivace, nejznámější je index mnohonásobné deprivace (Mareš & Rabušic, 1996; Michálek, 2000). Nepřímé koncepty jsou založeny na hodnocení příjmu, resp. disponibilního příjmu. I tento koncept je spojen s metodickými obtížemi, které jsou spojeny především se zjišťováním příjmů. Hranice chudoby se na základě tohoto přístupu obvykle stanovuje jako určitý podíl středního příjmu (Mareš & Rabušic, 1996; Halušková & Božik, 2015).

Normativní koncepty vycházejí z expertních odhadů spotřebních košů, které reprezentují určitou hranici životní úrovně. Konsensuální koncepty jsou založeny na konsensu společnosti nebo odborníků o tom, koho lze považovat za chudého (Mareš & Rabušic, 1996; Michálek, 2000).

V současnosti je chudoba často charakterizována jako vícerozměrná deprivace, která zahrnuje objektivní i subjektivní koncept chudoby a je vysvětlována omeze-

---

<sup>13</sup> worldbank.org

ním možnosti dosahovat na životní standard nebo průměrnou životní úroveň většiny obyvatel dané společnosti. Společným znakem konceptů chudoby a deprivace je ohrožení sociálním vyloučením, které je chápáno jako širší koncept ve vztahu k chudobě (Gojová et al., 2014). Sociální vyloučení je chápáno jako stav, při kterém jsou některé skupiny lidí vyloučeny z některých běžných a potřebných aktivit, aniž by si to přály, aniž by to mohly ovlivnit a aniž by to bylo společensky žádoucí (Kubeš & Kraft, 2011). Na vícerozměrném přístupu k deprivaci je založena i míra ohrožení příjmovou chudobou nebo sociálním vyloučením<sup>14</sup>. Zahrnuje osoby, které jsou vystaveny alespoň jednomu ze tří typů rizik – ohrožení příjmovou chudobou, materiální deprivaci nebo žijí v domácnosti s nízkou pracovní intenzitou.

## Objektivní chudoba

Základním ukazatelem pro měření chudoby je podíl chudých nebo též riziko monetární chudoby (poverty rate, Wolff, 2008; Bartošová, 2013; Sirovátka et al., 2008; Želinský, 2014), který vztahuje počet domácností (osob) s příjmy pod hranicí peněžní chudoby k celkové populaci. Tento index je neutrální k intenzitě chudoby, je citlivý jen na její rozsah. Ukazatel podíl chudých měří rozsah chudoby, ovšem nevypovídá nic o její intenzitě. Ukazatel mezera chudoby (poverty gap ratio, Wolff, 2009) vyjadřuje průměrnou relativní vzdálenost domácností s příjmy pod hranicí chudoby k této hranici. 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 Foster-Greer-Thorbeckeových (FGT) měř chudoby (Foster et al., 1984). U těchto měř je možné volit tzv. míru averze k chudobě ( $\alpha$ ). V případě, že  $\alpha = 0$ , pak FGT vztah odpovídá podílu chudých, v případě, že  $\alpha = 1$ , pak FGT vztah odpovídá součinu podílu chudých and mezery chudoby, tzv. hloubka chudoby, resp. index propasti chudoby (Bartošová, 2013; Želinský, 2014). Ukazatel  $P_1$  nebere v úvahu rozdělení příjmů ve skupině domácností pod hranicí chudoby. To je možné zachytit nastavením vyšší hodnoty parametru  $\alpha$  (Wolff, 2009). Při  $\alpha = 2$  bere ukazatel závažnosti chudoby do úvahy stupeň nerovnosti mezi chudými.

Hranice pro výpočet měř objektivní peněžní chudoby domácnosti je stanovena jako 60 % mediánu ekvivalizovaného čistého příjmu domácnosti. Hranice roste spolu s mediánem monotónně ze 78 786 Kč v roce 2005 až na 118 743 Kč v roce 2015 (Zdeněk & Lososová, 2019: tabulka 2).

Výpočet měř chudoby v tomto shrnutí je proveden podle vztahů uvedených v Zdeněk & Lososová (2019: vztahy 4 až 7). Na úrovni ČR se v roce 2005 nacházelo

---

<sup>14</sup> [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:At\\_risk\\_of\\_poverty\\_or\\_social\\_exclusion\\_\(AROE\)](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:At_risk_of_poverty_or_social_exclusion_(AROE))

9,1 % domácností pod hranicí chudoby. Podíl chudých domácností je v čase poměrně stabilní, s 8,6 % v roce 2015; a s průměrem 8,3% (Tabulka 8). Ve venkovských domácnostech dosáhla maxima v roce 2011 (9,9 %). Hodnoty jsou v čase stabilní a k výchytkám nedochází ani v letech hospodářského poklesu (2009, 2012, 2013). Podle studie Brzezinski (2018) se během velké recese v ČR nezměnila ani nerovnost příjmů (na rozdíl od jiných států střední a východní Evropy). Ani Grabka (2015) na příkladu Německa neprokázal dopady velké recese na úroveň příjmů domácností a na jejich distribuci a ani míra ohrožení chudobou se výrazně nezměnila. Statisticky významný trend lze najít pouze v krajských obcích (roční pokles -0,3 p. b.). Nejnižší hodnota ve všech letech je v hlavním městě Praze, v průměru 4,3 % (riziko chudoby je nejnižší v regionech hlavních měst i na Slovensku a druhé nejnižší ve Španělsku – Stankovičová & Mourelle, 2017). Na druhou stranu Želinský (2012) zmiňuje právě v Praze vyšší deprivaci v bydlení, která vychází z kriminality, znečištění a hluku. Nadprůměrné hodnoty podílu chudých vykazují městské obce. Při krajském členění maximální hodnoty vykazovaly kraje Ústecký a Moravskoslezský (nad 12 %, Zdeněk & Lososová, 2019). Ze srovnání venkovských a městských domácností nevyplývá významný rozdíl, v průměru se podíl domácností pod hranicí chudoby liší o 0,36 p. b. Na základě výsledků testu podílů pro dva výběry vychází významný rozdíl pouze v roce 2008 ( $p$ -level = 0,04), který dosahoval výše 2 p. b.

Tabulka 8 Podíl domácností pod hranicí chudoby (v %)

Typ obce	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Prům.
1	4,1	4,3	3,4	4,8	4,0	2,8	4,4	6,0	4,1	5,1	4,4	4,3
2	10,9	9,3	10,0	9,7	8,4	6,9	7,6	5,9	7,6	7,5	8,8	8,4
3	10,5	9,8	9,7	9,2	8,9	9,1	9,1	9,3	8,7	10,2	10,3	9,5
1,2,3	9,4	8,7	8,7	8,5	7,9	7,5	8,0	8,0	7,7	8,7	9,0	8,4
4	8,1	7,7	6,9	6,5	8,2	8,5	9,9	8,4	8,3	8,0	7,7	8,0
ČR	9,1	8,5	8,3	8,0	8,0	7,8	8,4	8,1	7,8	8,5	8,6	8,3

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

Pomocí mezery chudoby lze vyjádřit relativní vzdálenost domácností pod hranicí chudoby k této hranici. Na úrovni ČR se její hodnota snížila z 23,3 % v roce 2005 na 20,9 % v roce 2015 s průměrem 22 % (Tabulka 9). Mezi jednotlivými typy obcí nejsou výrazné rozdíly a u mezery chudoby není patrný trend v žádném z typů obcí. Výraznější rozdíly lze pozorovat mezi jednotlivými kraji (Zdeněk & Lososová, 2019).

Tabulka 9 Mezera chudoby domácností (v %)

Typ obce	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Prům.
1	27,2	13,8	18,5	15,5	22,8	14,1	22,6	29,9	23,7	20,2	22,5	21,5
2	21,9	22,3	24,3	23,2	20,0	23,1	23,4	17,7	22,6	17,9	18,7	21,5
3	24,4	21,2	22,0	23,6	23,5	24,5	23,1	23,0	22,7	19,8	22,1	22,7
1,2,3	24,0	20,8	22,3	22,7	22,7	23,5	23,1	23,1	22,8	19,5	21,5	22,3
4	20,5	19,0	20,4	19,7	19,4	22,0	22,2	23,0	20,9	21,8	18,7	20,8
ČR	23,3	20,4	21,9	22,1	21,9	23,1	22,9	23,1	22,3	20,0	20,9	22,0

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

Současným působením podílu chudých domácností a mezery chudoby vzniká ukazatel hloubky chudoby. Nízký podíl domácností pod hranicí chudoby v hlavním městě se projevuje v nízké hodnotě hloubky chudoby, opačným směrem působí v městských obcích. Vzhledem k nízkým rozdílům předchozích ukazatelů mezi venkovskými a městskými domácnostmi je výsledkem i malý rozdíl v hloubce chudoby (v průměru 0,2 p. b.). Při krajském členění nejvyšší hodnotu vykazují Ústecký (3,4 %) a Moravskoslezský (3,0 %) kraj, kde je vysoký podíl chudých domácností akcelerován širší mezerou chudoby (Zdeněk & Lososová, 2019). V případě ukazatele závažnosti chudoby opět nejnižší hodnotu vykazuje hlavní město (0,37 %), mezi venkovskými a městskými domácnostmi je nevýznamný rozdíl (0,61 % vs. 0,72 %). Statisticky významný trend (pokles) lze opět zaznamenat u krajských obcí.

Tabulka 10 Hloubka chudoby domácností (v %)

Typ obce	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Prům.
1	1,1	0,6	0,6	0,7	0,9	0,4	1,0	1,8	1,0	1,0	1,0	0,93
2	2,4	2,1	2,4	2,2	1,7	1,6	1,8	1,0	1,7	1,3	1,6	1,80
3	2,6	2,1	2,1	2,2	2,1	2,2	2,1	2,1	2,0	2,0	2,3	2,16
1,2,3	2,3	1,8	1,9	1,9	1,8	1,8	1,8	1,9	1,8	1,7	1,9	1,87
4	1,7	1,5	1,4	1,3	1,6	1,9	2,2	1,9	1,7	1,7	1,4	1,67
ČR	2,1	1,7	1,8	1,8	1,7	1,8	1,9	1,9	1,8	1,7	1,8	1,82

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

## Subjektivní chudoba

Předchozí objektivní míry chudoby je vhodné konfrontovat s mírami subjektivními, které jsou založené na posouzení situace samotnými domácnostmi. Subjektivní chudobu je možné vyjadřovat různými způsoby. Jedním ze způsobů, jak stanovit hranici subjektivní chudoby, je určit minimální množství peněz potřebné pro uspokojení základních potřeb domácnosti (Mareš & Rabušic, 1996). Goedhart et al. (1977) provedli v roce 1975 šetření na náhodném vzorku 2 885 nizozemských rodin, při němž zjišťovali odpověď na otázku (Minimum Income Question, MIQ) “We would like to know which net family income would, in your circumstances, be the



absolute minimum for you. That is to say, that you would not be able to make both ends meet if you earned less.”. Odpověď na MIQ závisí na řadě charakteristik domácnosti a neurčuje subjektivní hranici chudoby. Protože odpověď na tuto otázku je závislá mimo jiné na skutečném příjmu domácnosti, subjektivní hranici chudoby je zapotřebí určit tak, aby nebyla tímto vztahem ovlivněná (Decancq et al., 2013). Parametry pro výpočet hranice chudoby se odhadují pomocí lineární regrese a hledá se průsečík vyrovnaného minimálního příjmu se skutečným příjmem. Myšlenkou tohoto postupu je, že pouze domácnosti, jejichž skutečné příjmy se rovnají jejich minimálně nezbytným příjmům, mají realistické představy o této minimální výši příjmu (De Vos & Garner, 1991).

De Vos & Garner (1991) do modelu přidali několik proměnných, které představovaly podrobnější složení domácnosti místo počtu členů, dále věk, vzdělání, rasu, pohlaví osoby v čele domácnosti. Do modelu zahrnuli dummy proměnné regionů a oblastí různých stupňů urbanizace, protože mezi nimi očekávali rozdíly v životních nákladech. Subjektivní hranice chudoby se stanoví pro různé typy domácností, v nich se pak každé vypočítá hodnota individuální subjektivní hranice chudoby a dále se stanoví subjektivní hranice chudoby daného typu domácnosti.

Jiný způsob stanovení subjektivní hranice chudoby pracuje s odpovědí na otázku „Se svým současným příjmem vycházíte: 1. s velkými obtížemi; 2. s obtížemi; 3. s menšími obtížemi; 4. docela snadno; 5. snadno; 6. velmi snadno“ (dále označovaná jako proměnná *Vychazela*). Tento ukazatel je vhodný pro mezinárodní komparaci, protože bere v úvahu konkrétní podmínky domácností v různých zemích (Večerník & Mysíková, 2017). Kritéria je možné a vhodné kombinovat, např. Mareš a Rabušic (1996) uvádějí kombinované kritérium subjektivní chudoby, při kterém jsou za subjektivně chudé považováni ti, který splňují současně dvě podmínky: skutečný příjem rodiny musí být nižší než subjektivní hranice chudoby a respondent odpověděl, že v jejich domácnosti vycházejí s příjmy obtížně.

Želínský (2014) při odhadu míry rizika subjektivní chudoby využívá dva pohledy. V prvním je za subjektivně chudého považovaný každý, kdo žije v domácnosti, jejíž skutečný celkový disponibilní měsíční příjem je nižší než domácností subjektivně uvedená hodnota nejnižšího měsíčního příjmu postačujícího k vyžití nebo která je schopná vystačit s penězi s velkými těžkostmi (s těžkostmi, s určitými těžkostmi). V druhém je za subjektivně chudého považován každý, komu přísluší hodnota ekvivalentního příjmu nižší než peněžní hranice subjektivní chudoby. Peněžní hranici subjektivní chudoby následně určuje pomocí logistické regrese a pomocí maximalizace správně klasifikovaných osob. Mysíková et al. (2019) modelují nedostačující příjem a těžkosti při vycházení s penězi na základě charakteristik domácností a makroekonomických veličin pomocí logistické regrese.

Postup stanovení hranice peněžní chudoby v tomto shrnutí se liší od postupu zvoleného v Zdeněk & Lososová (2019), kde byl aplikován lineární panelový model, který obsahoval i proměnné pro vyjádření rozdílů mezi kraji. Postup zde vychází z De Vos & Garner (1991), nejprve jsou odhadnuty parametry regresního modelu – předpokládá se, že minimální příjem je funkcí skutečného příjmu a počtu členů domácnosti. Do modelu dále vstupuje dummy proměnná pro venkovské domácnosti – lze předpokládat, že požadavky mezi venkovskými a městskými domácnostmi se budou lišit. Příjmy do modelu vstupují v zlogaritmované podobě a kromě celkového počtu osob žijících v domácnosti je model rozšířen o počet dětí a nepracujících důchodců.

$$\ln(y_{min}) = b_0 + b_1 \ln(y) + b_2 o + b_3 d + b_4 n + b_5 v + \varepsilon, \quad (5)$$

kde  $y_{min}$  je příjem, který domácnost uvádí jako minimální pro uspokojení základních potřeb;  $y$  je skutečný čistý příjem domácnosti;  $o$  je velikost domácnosti měřená počtem členů;  $d$  je počet dětí žijících v domácnosti;  $n$  je počet nepracujících důchodců; proměnná  $v$  nabývá pro venkovské domácnosti hodnotu 1, pro ostatní 0;  $\varepsilon$  je náhodný člen s nulovou střední hodnotou a  $b_0$  až  $b_5$  jsou odhadované parametry. Hranice subjektivní chudoby závislá na celkovém počtu osob, dětí, nepracujících důchodců a umístění domácnosti ve venkovské nebo ostatní obci (a nezávislá na výši skutečného příjmu) se určí jako

$$y^* = \exp((b_0 + b_2 o + b_3 d + b_4 n + b_5 v) / (1 - b_1)). \quad (6)$$

Podobně jako na Slovensku (Želinský, 2014), i v Česku četnost domácností, které vycházejí se svými příjmy s velkými obtížemi, přibližně odpovídá podílu domácností pod objektivně stanovenou hranicí chudoby (60 % mediánu) – samozřejmě se nemusí jednat o shodné domácnosti (míra shody je uvedena níže). A stejně jako na Slovensku je nejčetnější kategorie 3, tedy domácnost vycházela se svými příjmy s menšími obtížemi (Tabulka 11). Pokud bychom za subjektivně chudé domácnosti považovali takové, které hospodaří s velkými obtížemi nebo s obtížemi, jejich zastoupení se pohybuje okolo 29 % shodně ve venkovských i městských domácnostech. V letech 2012 a 2013 podíl těchto domácností přesáhl 32 % v obou typech obcí. Zastoupení domácností, které hospodaří s menšími obtížemi, je ve všech letech na venkově vyšší než v ostatních obcích, v posledním roce o 4,7 p. b. Po rozšíření hranice i o kategorii s menšími obtížemi podíl domácností v těchto třech kategoriích činí v průměru 68,2 % na venkově a 65,7 % v ostatních obcích.

Tabulka 11 Rozdělení domácností podle proměnné *Vychazela* (v %)

Kategorie	Venkovské domácnosti						Městské domácnosti					
	2005	2007	2009	2011	2013	2015	2005	2007	2009	2011	2013	2015
1	10,3	6,9	7,3	8,0	8,4	6,7	10,1	7,6	8,0	8,8	9,5	8,5
2	18,2	20,3	22,4	20,4	23,0	18,5	19,7	19,0	19,4	19,1	23,0	19,4
1+2	28,5	27,2	29,7	28,4	31,4	25,2	29,8	26,6	27,4	27,8	32,5	27,8
3	39,1	38,7	37,5	39,6	39,8	40,8	37,3	35,8	36,1	37,4	36,1	36,1
4	23,8	25,2	23,6	24,8	22,3	26,2	21,7	25,6	24,9	24,8	22,2	26,0
5	7,6	8,1	8,5	6,4	5,8	6,8	9,7	10,4	10,5	8,8	8,0	8,2
6	1,0	0,8	0,7	0,9	0,7	1,0	1,6	1,6	1,2	1,2	1,2	1,9

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Domácnost vycházela se svými příjmy – kategorie: 1 – s velkými obtížemi; 2 – s obtížemi; 3 – s menšími obtížemi; 4 – docela snadno; 5 – snadno; 6 – velmi snadno

Vztah minimálního a skutečného příjmu je možné posoudit jejich podílem a dále zkoumat jeho rozdělení (Tabulka 12). Domácnosti s podílem pod 1 dosahují vyšších příjmů oproti subjektivnímu minimu, jejich prostor pro spotřebu je kladný, domácnosti s podílem nad 1 mají prostor pro spotřebu záporný. Lze si povšimnout, že jak u venkovských, tak městských domácností jejich četnost s podílem do 1 (tedy domácností, u kterých skutečný příjem převyšuje minimální příjem) v čase roste. Zároveň v posledních třech letech je tato četnost o zhruba 5 p. b. vyšší u venkovských domácností. Tvar rozdělení podílu minimálního a skutečného příjmu v letech 2007 až 2010 je zobrazen v [Zdeněk & Lososová \(2014\)](#), kde je rovněž v čase patrný posun rozdělení doleva.

Tabulka 12 Četnosti domácností podle podílu minimálního a skutečného čistého příjmu (v %)

Podíl	Venkovské domácnosti						Městské domácnosti					
	2005	2007	2009	2011	2013	2015	2005	2007	2009	2011	2013	2015
do 0,5	11,2	10,1	12,3	11,7	13,5	15,0	10,3	10,9	12,0	12,5	12,4	12,7
0,5 – 1	52,9	53,4	55,4	58,6	62,7	62,8	49,8	52,6	56,3	58,6	58,8	59,2
do 1	64,1	63,4	67,7	70,3	76,2	77,8	60,0	63,5	68,3	71,2	71,2	71,9
1 – 1,5	26,2	28,0	23,2	22,6	18,4	18,3	27,8	26,4	23,8	21,3	21,6	21,7

Pramen: výpočty na základě šetření SILC.

Do jakých kategorií se tedy klasifikují domácnosti, které uvádějí vyšší minimální příjem než je jejich skutečný příjem? Výsledek je patrný z tabulky (Tabulka 13), přičemž v rozdělení nejsou výrazné rozdíly mezi venkovskými a městskými domácnostmi. Jedna šestina domácností uvádí, že s příjmy vychází s velkými obtížemi, 29 % s obtížemi a 38 % s menšími obtížemi. Zbytek vychází se svými příjmy docela až velmi snadno, i když uvádí, že k pokrytí svých základních potřeb potřebují částku vyšší než je jejich aktuální čistý příjem.

Tabulka 13 Četnosti domácností s minimálním příjmem vyšším než skutečným podle kategorií proměnné *Vychazela* (v %)

Kategorie	Venkovské domácnosti						Městské domácnosti					
	2005	2007	2009	2011	2013	2015	2005	2007	2009	2011	2013	2015
1	18,6	12,1	10,8	14,6	18,1	14,9	17,3	14,1	14,5	16,9	17,5	16,8
2	26,8	27,4	30,6	28,6	31,4	27,2	26,2	27,5	27,5	27,9	31,8	31,4
3	39,7	40,3	37,3	38,4	35,7	38,9	40,2	38,5	37,9	38,5	35,7	35,1
4	11,7	17,4	15,7	14,0	11,6	16,2	11,9	14,9	14,1	12,4	10,9	12,7
5	3,2	2,6	4,9	4,1	3,2	2,6	4,1	4,5	5,4	3,9	3,8	3,6
6	0,0	0,1	0,6	0,3	0,1	0,2	0,3	0,5	0,5	0,3	0,2	0,4

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Domácnost vycházela se svými příjmy – kategorie: 1 – s velkými obtížemi; 2 – s obtížemi; 3 – s menšími obtížemi; 4 – docela snadno; 5 – snadno; 6 – velmi snadno

Vztah těchto dvou veličin popisuje i další tabulka (Tabulka 14). V tabulce jsou uvedeny průměrné podíly minimálního a skutečného příjmu v jednotlivých kategoriích proměnné *Vychazela*. V posledních letech by domácnost, která vychází se svými příjmy s velkými obtížemi, potřebovala navýšit svůj příjem o více než 20 %, aby z něj pokryla své základní potřeby. Venkovským domácnostem hospodařícím s obtížemi příjem zhruba pokrývá základní potřeby (přesněji 4 % zbývá), obdobné městské domácnosti 4 % příjmů chybí (v roce 2015).

Tabulka 14 Podíl minimálního a skutečného příjmu podle proměnné *Vychazela*

Kategorie	Venkovské domácnosti						Městské domácnosti					
	2005	2007	2009	2011	2013	2015	2005	2007	2009	2011	2013	2015
1	1,28	1,19	1,16	1,19	1,21	1,24	1,48	1,36	1,25	1,22	1,20	1,21
2	1,10	1,09	1,05	1,03	0,94	0,96	1,16	1,14	1,05	1,06	1,03	1,04
3	0,96	0,96	0,93	0,90	0,82	0,82	1,02	0,98	0,93	0,92	1,07	0,88
4	0,77	0,85	0,79	0,76	0,73	0,71	0,85	0,83	0,79	0,76	0,76	0,74
5	0,79	0,72	0,77	0,76	0,70	0,68	0,77	0,77	0,75	0,68	1,07	0,70
6	0,57	0,73	0,63	0,76	0,60	0,65	0,65	0,60	0,67	0,54	0,53	0,59

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Domácnost vycházela se svými příjmy: 1 – s velkými obtížemi; 2 – s obtížemi; 3 – s menšími obtížemi; 4 – docela snadno; 5 – snadno; 6 – velmi snadno

Odhadnuté parametry regresního modelu (5) uvádí tabulka (Tabulka 15). Peněžní hranice subjektivní chudoby je na základě odhadnutých regresních koeficientů dopočítána pro každou domácnost podle vztahu (6). Záporná znaménka u proměnných počet dětí a nepracujících důchodců snižují jejich příspěvek k výši subjektivní hranice chudoby oproti ostatním členům domácnosti. Obdobně umístění domácnosti ve venkovské obci se projeví nižší hodnotou výsledné hranice – výše rozdílu je patrná z následujících příkladů. Například v roce 2015 pro čtyřčlennou domácnost se dvěma dětmi je subjektivní hranice 292 040 Kč v městské, resp. 272 322 Kč ve venkovské obci; pro dvoučlennou domácnost s jedním dítětem 211 633 Kč (197 322 Kč ve venkovské obci); nebo pro domácnost důchodce 170 257 Kč (159 633 Kč ve venkovské obci).

Tabulka 15 Odhadnuté parametry regresního modelu minimálního příjmu

	2005	2007	2009	2011	2013	2015
Abs. člen	8,003*	7,858*	7,665*	7,851*	8,252*	7,642*
ln Čistý příjem	-0,060*	-0,040*	-0,023*	-0,022*	-0,068*	-0,045*
Počet osob	0,144*	0,133*	0,114*	0,128*	0,135*	0,109*
Počet dětí	-0,018*	-0,022*	-0,004*	-0,036*	-0,037*	-0,011*
Počet neprac. důch.	-0,051*	-0,040*	-0,031*	-0,049*	-0,058*	-0,040*
Venkov	0,314*	0,332*	0,354*	0,340*	0,310*	0,360*
Upr. $R^2$	0,44	0,47	0,48	0,47	0,46	0,51

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. \* =  $p$ -level dílčího  $t$ -testu < 0,01

Hranice subjektivní chudoby je tedy pro venkovskou domácnost vždy nižší než pro městskou stejného složení. V tabulce (Tabulka 16) je patrný důsledek, kdy podíl domácností pod takto stanovenou hranicí chudoby je ve venkovských obcích vždy nižší. Je nižší, i když venkovské domácnosti vykazují nižší příjmy (Tabulka 5) a zároveň vyšší počet členů domácnosti (celkový, dětí i nepracujících důchodců; Tabulka 2). Ve všech typech obcí podíl domácností pod subjektivní hranicí chudoby v čase klesá, patrná je i plošná výchylka směrem dolů v roce 2010, což může být reakce na hospodářský pokles roku 2009 a z něj plynoucí přehodnocení částky na pokrytí základních potřeb. Santarelli (2013) uvádí obdobné tvrzení pro případ Itálie, kde rovněž lidé přehodnotili po hospodářské krizi své potřeby, a minimální požadovaný příjem se po roce 2008 snížil. V publikaci [Zdeněk & Lososová \(2019\)](#) byla subjektivní hranice chudoby odhadnuta lineárním modelem, který neabstrahoval od výše skutečného příjmu, nicméně ve výsledcích na základě obou modelů je patrný trend snížení podílu subjektivně chudých.

Tabulka 16 Podíl domácností pod subjektivní hranicí chudoby (v %)

Typ obce	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Prům.
1	25,8	26,0	24,2	25,9	21,9	16,9	18,7	21,9	20,2	18,6	17,5	21,5
2	41,2	35,4	32,5	33,0	27,0	22,2	24,4	27,4	27,6	26,9	26,2	29,4
3	36,1	33,9	32,5	32,3	25,3	23,8	25,1	29,6	28,5	27,9	25,3	29,1
1,2,3	35,4	32,8	31,1	31,3	25,1	22,3	23,8	27,8	26,9	26,0	24,1	27,8
4	29,4	29,3	26,2	25,0	23,0	19,2	23,4	23,0	21,4	19,8	17,1	23,3
ČR	34,0	32,0	29,9	29,8	24,6	21,5	23,7	26,7	25,6	24,6	22,4	26,7

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Typ obce: 1 - Hl. město Praha, 2 - krajská města, 3 - městské obce, 4 - venkovské obce.

Průměrná hodnota relativní vzdálenosti od subjektivní hranice chudoby je 24,7 % a vykazuje mírný pokles ve všech typech obcí (Tabulka 17). Kromě roku 2012 je mezera chudoby u venkovských domácností vždy užší - v průměru o 2,2 p. b. Výkyv uvedený u podílu chudých v roce 2010 je patrný i u mezery chudoby.

Tabulka 17 Mezera chudoby od subjektivní hranice (v %)

Typ obce	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Prům.
1	26,4	23,9	22,0	23,8	21,3	17,4	21,2	24,0	19,5	21,2	21,5	22,3
2	28,2	27,9	28,4	28,2	25,7	23,6	25,1	21,5	24,1	21,3	22,2	25,4
3	28,7	27,6	27,1	26,9	26,0	23,8	24,8	24,3	24,0	23,3	25,3	25,8
1,2,3	28,3	27,1	26,7	26,8	25,2	22,9	24,3	23,7	23,4	22,6	24,1	25,2
4	23,7	23,6	23,0	22,9	24,4	22,6	24,1	24,1	21,5	22,5	19,7	23,0
ČR	27,3	26,3	25,9	26,0	25,0	22,9	24,3	23,8	23,1	22,6	23,3	24,7

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce.

## Shoda objektivního a subjektivního přístupu k chudobě

Vyhodnocení shody objektivního a subjektivního přístupu lze chápat jako možnost multidimenzionálního přístupu k měření chudoby. Nejprve bude uveden podíl objektivně chudých domácností, které jsou jako chudé klasifikovány i dle subjektivního měřítka (uvedeny jsou pouze průměrné hodnoty). Zde nejvyšší shodu (99,6 %) vykazuje hranice subjektivní chudoby odvozená dle vztahu (6). Pokud bychom pracovali přímo s reportovaným minimálním příjmem, je shoda 77,8 %. Budeme-li za měřítka subjektivní chudoby považovat kategorii 1 – s velkými obtížemi proměnné *Vychazela*, pak míra shody činí 36,2 %. Rozšířením o kategorii 2 – s obtížemi se míra shody zvýší na 67,9 % a přidáním i kategorie 3 – s menšími obtížemi na 90,8 %.

Z pohledu opačného, tedy podíl subjektivně chudých domácností, které jsou zároveň pod hranicí 60 % mediánu ekvivalizovaného čistého příjmu jsou výsledky následující. V případě hranice subjektivní chudoby odvozené regresním modelem činí shoda 30,9 %; pokud bude subjektivní chudoba vyplývat pouze ze srovnání minimálního a skutečného příjmu, pak je shoda 20,5 %. V případě proměnné *Vychazela* je shoda 34,7 % (kategorie 1), 19,4 % (kategorie 1 a 2) a 11,3 % (kategorie 1, 2 a 3). Při tomto pohledu jsou patrné rozdíly mezi hlavním městem a ostatními obcemi – ve všech případech jsou výsledky v hlavním městě oproti uvedeným průměrům zhruba poloviční.

Jako poslední bude uvedena celková shoda konceptů (tzn. domácnost je shodně klasifikována podle objektivního i subjektivního kritéria). V případě subjektivní hranice na základě modelu činí shoda 81,5 %, při porovnání minimálního a skutečného příjmu 73,1 %. Pro proměnnou *Vychazela* je shoda 89,1 % (pouze kategorie 1), 73,9 % (kategorie 1 a 2) a 40,5 % (kategorie 1, 2 a 3).

## 7. Mobilita příjmů

Mobilita je důležitým pojmem v různých oborech společenských věd. Ekonomická mobilita (zde konkrétně mobilita příjmů) je zvláštním případem sociální mobility. Wollf (2009) zmiňuje dva typy mobility. První, životní (intragenerační) mobilita se týká míry, v jaké se relativní postavení jednotlivce nebo domácnosti v rozdělení příjmů v průběhu času mění. Druhým je mezigenerační mobilita, která vyjadřuje závislost relativní pozice jednotlivce v rozdělení příjmů na pozici příjmů jeho rodičů. Příjmová mobilita se zabývá měřením rozsahu změn ekonomického postavení jednotlivců (domácností) z jednoho časového období do druhého (Fields & Ok, 1996b) a hraje klíčovou roli při utváření distribučních vzorců a úzce souvisí s kapacitou socio-ekonomického systému pro zajištění rovnosti příležitostí a odstraňování sociálních překážek (Aristei & Perugini, 2015).

V souvislosti s příjmovou mobilitou zmiňují Jarvis & Jenkins (1997) problematiku trvalé chudoby a fluktuace ve skupině osob s nízkými příjmy. Ačkoli existuje malá skupina lidí, kteří jsou trvale chudí, je zde relativně velký počet osob, které do nízkopříjmové skupiny vstupují a vystupují. Informace o historii příjmů jednotlivců (domácností) jsou proto velice užitečné při vytváření závěrů o přetrvávání chudoby nebo o rozsahu ekonomických příležitostí (Cowell & Flachaire, 2018).

Fields (1996b) uvádí, že shrnout koncept mobility příjmů do jediného indexu je obtížné, a všechny míry mobility odrážejí různé metodické přístupy. Míry mobility mohou být založeny na závislosti mezi příjmy v počátečním období a příjmy v následujícím období (Wolff, 2009). Jiné míry mobility příjmů mohou být založeny na přechodové matici příjmů (matice mobility), jako je Shorrocksův index mobility (Shorrocks, 1978) nebo Bartholomewův index (Bartholomew, 1985). Fieldsovy-Okovy indexy patří k měřítkům absolutní mobility (Fields & Ok, 1996a; Fields & Ok, 1999). Tyto indexy mobility lze dále rozložit na mobilitu v důsledku růstu či poklesu příjmů a mobility v důsledku transferu příjmů (Fields & Ok, 1996a). Van Kerm (2004) navrhl rozklad F-O indexů na tři složky – efekt růstu, disperze a změny.

Problematika mobility příjmů je ve srovnání s nerovností v příjmech dosud mnohem méně rozvinutá. Přesto lze najít studie popisující, analyzující a srovnávající jevy příjmové mobility napříč členskými státy EU-15, USA, Čínou, Austrálií atd. Empirické studie se zaměřují na příjmovou mobilitu v zemích západní Evropy, často ve srovnání s USA nebo Kanadou (Zaidi et al., 2005; Bayaz-Ozturk et al., 2014; Bachmann et al., 2016; Tansel et al., 2019). Analýzy příjmové mobility v České republice i v dalších nových členských státech EU jsou poměrně vzácné. Velmi krátké

informace o příjmové mobilitě v České republice lze nalézt ve srovnávacích studiích, např. studie Eurostatu o nerovnosti příjmu (Di Falco, 2014), ve zprávě GHK (2010) analyzující období 2005 až 2007 nebo ve studii Aristei & Perugini (2015) – také z období 2005 až 2007. Van Kerm & Pi Alperin (2013) analyzoval růst příjmů a míry vstupu do a výstupu z chudoby v evropských zemích v letech 2003 – 2007, ale v nových členských státech pouze za období 2005 – 2007. Eurostat poskytuje některé ukazatele mobility příjmů (na národní úrovni), jako jsou přechody příjmů za jeden (dva, tři) roky mezi decily příjmového rozdělení (Santourian & Ntakou, 2014). Fields et al. (2003), Ayala & Sastre (2008) a Aristei & Perugini (2015) uvádějí, že absence analýz týkajících se mobility příjmů vyplývá z nedostatku zdrojů dlouhodobých dat. V současné době je databáze EU-SILC (její longitudinální složka) vhodným zdrojem pro analýzu krátkodobé intragenerační mobility příjmů.

Tato část bude mapovat příjmovou mobilitu pomocí relativních měřítek mobility. Vzhledem k tomu, že šetření SILC je koncipováno jako rotační panel a vybrané domácnosti jsou opakovaně navštěvovány v ročním intervalu po dobu až čtyř let, je délka sledovaného intervalu (vlny) čtyři roky. První vlna tedy vychází z šetření 2005 až 2008, druhá 2009 až 2012 a třetí 2012 až 2015. Druhá vlna je tedy zasažena do období ekonomické recese. Výchozím krokem je konstrukce matic mobility. Rozdělení domácností do skupin vychází z podílu mediánu čistého ekvivalizovaného příjmu domácnosti, kde hranicí je 60 %, 80 %, 100 %, 120 % a 140 %. Hranice 60 % mediánu navazuje na linii chudoby a umožňuje dále pracovat se skupinou trvale chudých domácností. Výpočet relativních četností bere v úvahu kalibrační váhu domácností, konkrétně její aritmetický průměr v prvním a čtvrtém roce. Na základě matic příjmové mobility bude vypočítán Shorrocksův index mobility ( $M$ ).

Změny relativní pozice v rozdělení příjmů domácností jsou zachyceny v maticích mobility (Tabulka 18). V jednotlivých vlnách činí podíl domácností pod hranicí peněžní chudoby 8 %, 8,2 % a 9,3 % (z longitudinální složky souboru). Výsledky závisejí na délce zkoumaného období, při kratším jsou příležitosti k posunu v příjmovém rozdělení nižší než při delším (patrné i z výsledků [Zdeněk & Lososová \(2014\)](#), kdy pro dvouletý interval byl  $M = 0,488$ ; pro tříletý  $M = 0,689$  a čtyřletý  $M = 0,827$ ). Hodnoty na hlavní diagonále představují četnosti domácností, které zůstaly v počátečním i konečném roce ve stejné skupině (případné změny v druhém a třetím roce nejsou zohledněny). Je patrné, že tyto hodnoty jsou ve druhé vlně nižší, a tedy příjmová mobilita byla vyšší. To znázorňují i Shorrocksovy indexy mobility, kdy v druhé vlně je  $M = 83,7$  %, zatímco v první a třetí vlně  $M = 67,4$  %, resp.  $M = 60,3$  %. Zvýšení příjmové mobility je patrné ve druhé vlně i v jednotlivých typech obcí kromě Hlavního města Prahy, kde index zůstává téměř nezměněn (Tabulka



19). V Hlavním městě je vysoký i podíl domácností, které setrvávají ve stejné skupině, a sice nad 50 % ve všech vlnách.

Tabulka 18 Matice mobility (v %)

2005 \ 2008	Četnost	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) do 60 % $\tilde{y}$	8,0	41,1	32,7	13,8	6,2	4,5	1,8
(2) 60 - 80 % $\tilde{y}$	16,7	11,5	52,8	21,3	7,0	4,1	3,3
(3) 80 - 100 % $\tilde{y}$	25,1	3,5	21,8	46,6	15,5	7,8	4,8
(4) 100 - 120 % $\tilde{y}$	17,2	1,0	8,4	28,2	33,0	16,2	13,2
(5) 120 - 140 % $\tilde{y}$	10,5	1,0	4,0	15,5	26,6	26,2	26,8
(6) nad 140 % $\tilde{y}$	22,5	0,8	3,2	7,3	10,6	14,9	63,2
2009 \ 2012							
(1) do 60 % $\tilde{y}$	8,2	22,8	23,7	21,0	14,1	8,1	10,2
(2) 60 - 80 % $\tilde{y}$	18,8	7,7	30,9	27,1	13,4	8,6	12,4
(3) 80 - 100 % $\tilde{y}$	23,8	5,6	19,6	37,2	16,5	9,3	11,7
(4) 100 - 120 % $\tilde{y}$	17,2	5,5	13,3	23,1	28,7	14,9	14,5
(5) 120 - 140 % $\tilde{y}$	11,5	4,6	16,7	19,7	18,9	19,6	20,4
(6) nad 140 % $\tilde{y}$	20,5	4,3	10,9	14,7	14,7	13,1	42,3
2012 \ 2015							
(1) do 60 % $\tilde{y}$	9,3	46,3	29,0	15,5	5,1	2,6	1,5
(2) 60 - 80 % $\tilde{y}$	19,9	8,4	54,9	25,1	8,1	1,3	2,0
(3) 80 - 100 % $\tilde{y}$	23,8	4,2	12,3	54,7	17,6	7,3	3,9
(4) 100 - 120 % $\tilde{y}$	14,6	2,2	6,0	22,9	47,1	13,8	8,0
(5) 120 - 140 % $\tilde{y}$	11,6	2,5	4,6	9,5	26,2	30,4	26,9
(6) nad 140 % $\tilde{y}$	20,9	0,5	2,7	6,9	12,3	12,7	64,9

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn.  $\tilde{y}$  - medián ekvivalizovaného čistého příjmu

Tabulka 19 Shorrocksův index mobility a četnosti posunů domácností (v %)

	ČR	Typ obce				
		1	2	3	1&2&3	4
2005 - 2008						
<i>M</i>	67,4	65,7	64,1	68,0	66,4	71,0
vzestup	25,4	19,5	24,2	26,7	25,0	26,7
setrvání	46,5	55,4	48,7	45,1	47,5	43,6
pokles	28,0	25,2	27,1	28,2	27,5	29,7
2009 - 2012						
<i>M</i>	83,7	68,8	88,7	84,5	83,9	83,5
vzestup	34,7	22,5	36,8	34,2	33,8	37,2
setrvání	32,4	51,1	29,7	31,7	32,8	31,2
pokles	32,9	26,4	33,5	34,1	33,4	31,6
2012 - 2015						
<i>M</i>	60,3	64,6	56,6	59,5	59,7	61,9
vzestup	25,4	25,8	18,9	25,6	24,3	27,8
setrvání	52,1	51,5	55,6	52,1	52,7	50,7
pokles	22,5	22,7	25,6	22,3	23,0	21,5

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 - Hl. město Praha, 2 - krajská města, 3 - městské obce, 4 - venkovské obce

Příčinou nižší příjmové mobility v Praze může být nastavení hranic pro rozdělení domácností do skupin, kdy v hlavním městě je nejvyšší zastoupení domácností ve skupině nad 140 % mediánu (v první vlně 39,2 % vs. 21,9 % v krajských městech, 20,3 % v městských i ve venkovských obcích). Proto je vhodné relativní míry mobility doplnit absolutními Fieldsovy-Okovými indexy mobility (Tabulka 20). Oproti vzorcům použitým v Zdeněk & Lososová (2014): vzorce 9 – 13) je zde brána v potaz kalibrační váha domácnosti (resp. její průměr z počátečního a konečného období). V případě Fieldsova-Okova indexu mobility na osobu vykazují nejvyšší hodnoty domácnosti v hlavním městě, což vyplývá z vyšší úrovně příjmů (i přes nižší relativní mobilitu). Z hlediska Fieldsova-Okova indexu procentní mobility nejsou mezi venkovskými a ostatními obcemi výrazné rozdíly (do 2 procentních bodů). Výrazné rozdíly lze zaznamenat mezi jednotlivými vlnami, kdy ve druhé vlně oba indexy rostou a ve třetí vlně dochází k výraznému poklesu obou typů indexu ve všech typech obcí. V první vlně lze efektu růstu přičíst ve venkovských obcích 51,8 % mobility, resp. 64,6 % v ostatních obcích (zbytek do 100 % tvoří efekt transferů). Pro srovnání, Aristei & Perugini (2015) uvádějí v období 2004 až 2006 efekt růstu 67 %. Ve druhé vlně se struktura mobility příjmů výrazně změnila. Efekt růstu tvoří ve venkovských obcích 17 %, v ostatních obcích 15,2 %, přičemž v Praze je záporný.

Tabulka 20 Fieldsovy-Okovy indexy mobility

Typ obce	F-O index mobility na osobu (v Kč)			F-O index procentní mobility (v %)			Vliv růstu (v %)		
	05-08	09-12	12-15	05-08	09-12	12-15	05-08	09-12	12-15
1	63 508	100 384	56 517	32,4	32,7	22,2	55,7	-1,1	24,3
2	51 435	80 557	52 691	35,4	40,9	22,4	65,4	26,2	-1,9
3	49 604	71 449	44 045	33,7	37,0	21,7	67,2	14,0	29,7
1,2,3	52 240	75 697	48 099	33,8	37,3	22,0	64,6	15,2	22,2
4	48 544	68 087	41 641	32,5	36,1	21,5	51,8	17,0	36,8
ČR	51 329	73 697	46 208	33,4	37,0	21,8	61,6	15,6	26,0

Pramen: výpočty na základě šetření SILC. Pozn. Typ obce: 1 – Hl. město Praha, 2 – krajská města, 3 – městské obce, 4 – venkovské obce

## Charakteristika trvale chudých domácností

Doba trvání chudoby je klíčová. Její prodloužení může vyústit v sociální vyloučení, dlouhodobá nedostatečnost příjmů může být hybatelem dalších deprivací (Mahadevan & Hoang, 2016). Publikace Zdeněk & Lososová (2014) charakterizuje domácnosti, které zůstávají pod hranicí chudoby v období 2007 až 2010, Zdeněk & Střeleček (2012b) období 2005 až 2008 (ovšem bez vyloučení tzv. re-entries). Podíl trvale chudých domácností (po vyloučení re-entries) v longitudinální složce souboru činí ve třech vlnách 1,82 %, 0,33 % a 1,76 %. Žádná z domácností nemá sídlo ve venkovské obci, 66,8 % (resp. 73,3 % a 79,4 %) jsou domácnosti

v městských obcích. Vyšší podíl zauímají domácnosti se střední úrovní vzdělání (aspoň jeden z partnerů se středoškolským vzděláním), a sice 59,5 %, 54,5 % a 70,1 %, podíl domácností se základní úrovní vzdělání (tzn. oba se základním vzděláním nebo bez vzdělání) je 36,4 %, 45,5 % a 26,2 %. V první vlně převládají domácnosti nezaměstnaných (68,5 %) dále domácnosti důchodců (17,5 %) a pracujících (12,3 %). V dalších vlnách převládají domácnosti důchodců (74,6 % a 62,2%), dále domácnosti nezaměstnaných (25,4 % a 19,1 %), podíl pracujících domácností je ve druhé vlně nulový, ve třetí vlně 16,1 %. S tím souvisí dominantní podíl sociálních příjmů (81,4 %, 91,7 % a 83,5 %, v tom starobní a vdovské důchody 32,7 %, 70,1 %, 58,4 %) a nízký podíl pracovních příjmů (15,7 %, 6,2 % a 14,9 %). Medián čistého ekvivalizovaného příjmu trvale chudé domácnosti činí ve třech vlnách 49,2 %, 50,9 % a 51,1 % mediánu čistého ekvivalizovaného příjmu domácnosti (mezera chudoby je pro tyto domácnosti 24,4 %, 23,6 % a 17,7 %).

### **Faktory působící na mobilitu příjmů domácností**

Kromě analýzy přechodové matice se dále zkoumají faktory působící na pohyb v příjmovém rozdělení pomocí regresní metody. Kategoriální závislá proměnná ( $Y$ ) v tomto modelu vykazuje tři možné hodnoty ( $j$ ) – sestupná či vzestupná mobilita posledního období vůči základnímu období či setrvání ve stejné skupině. Setrvání ve stejné skupině je považováno za referenční hodnotu a pravděpodobnost příslušnosti k jiné kategorii je porovnávána s pravděpodobností příslušnosti k referenční kategorii,

$$\ln \frac{P(Y_i = j | \mathbf{x})}{P(Y_i = 0 | \mathbf{x})} = \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}_j \quad (7)$$

Budou odhadnuty parametry multinomického logitového modelu, který jako vysvětlující proměnné zahrnuje charakteristiky domácnosti. Jako proměnné, které vysvětlují mobilitu příjmů, jsou využity jak proměnné, které se vztahují k přednostovi domácnosti, tak proměnné, které se vztahují k domácnosti jako celku. Využity jsou jak hodnoty proměnných ve výchozím roce, tak jejich změna během čtyřletého časového intervalu. Proměnnými použitými k modelování úrovně příjmu domácnosti jsou informace o sídle domácnosti (hlavní město, krajská města, městské obce, venkovské obce); vzdělání (na úrovni domácnosti – úroveň základní, střední, vysoká); pohlaví přednosta domácnosti, věk přednosta domácnosti vyjadřující pracovní zkušenosti (kategorizováno do skupin 18-29, 30-44, 45-59, 60+ roků), druh zaměstnání osoby v čele domácnosti podle klasifikace CZ-ISCO (agregováno do skupin: neaktivní, vojáci, vyšší profesionálové, nižší profesionálové, administrativní pracovníci, kvalifikovaní pracovníci, pomocní a nekvalifikovaní pracovníci), údaje o počtu osob v domácnosti (počet ekonomicky aktivních osob,

dětí, nepracujících důchodců a nezaměstnaných) včetně jejich změny, podíl pracovních příjmů domácnosti na celkových příjmech a jeho difference.

Odhadnuté hodnoty regresního koeficientu typu obce v první vlně naznačují vyšší šanci poklesu příjmů v krajských městech a městských i venkovských obcích, v druhé vlně je u těchto obcí vyšší šance poklesu i nárůstu příjmů (což odpovídá nižší hodnotě  $M$  v hlavním městě ve druhé vlně, Tabulka 19). Koeficient úrovně vzdělání domácnosti lze považovat za nulový (narozdíl od Aristei & Perugini, 2015) kromě druhé vlny, kdy vysokoškolské vzdělání snižovalo šanci poklesu příjmů. V druhé vlně mají domácnosti žen významně vyšší šanci na pokles příjmů (podobně jako Tansel et al., 2019). Věková skupina osoby v čele je až na výjimky nevýznamná od nuly – v první vlně je patrná nižší šance starších osob na sestup v rozdělení příjmů a ve třetí vlně u skupiny nad 60 let má nižší šanci posun do vyšší i nižší skupiny. Z hlediska druhu zaměstnání jsou negativní hodnoty (a významné od nuly) koeficientu u skupiny vyšších profesionálů pro posun do nižších příjmových skupin. Ve třetí vlně jsou významné pozitivní hodnoty šancí pro vzestup u kvalifikovaných i nekvalifikovaných pracovníků. Vyšší podíl pracovních příjmů na celkových příjmech domácnosti ve výchozím období zvyšuje šanci na změnu příjmové skupiny v obou směrech (zvyšuje mobilitu). Kladná změna podílu pracovních příjmů ve všech vlnách zvyšuje šanci na sestup do nižší příjmové skupiny a snižuje šanci na posun do vyšší příjmové skupiny. Další proměnné měří počet členů domácnosti. Koeficient počtu ekonomicky aktivních osob má ve všech vlnách u obou kategorií záporné znaménko, tedy snižuje šanci na sestup či vzestup (působí na stabilitu příjmů). Počet dětí zvyšuje šanci na sestup i vzestup, u dalších ekonomicky neaktivních osob jsou výsledky v jednotlivých vlnách nekonzistentní. Tito členové mohou do příjmů domácnosti přispívat sociálními příjmy, zároveň působí svoji vahou ve jmenovateli ekvivalizovaného příjmu. Statisticky významné jsou koeficienty u změn počtu dětí a nepracujících důchodců. Zvýšení počtu nepracujících důchodců v domácnosti zvyšuje šanci na posun do nižších příjmových skupin a snižuje šanci na vzestup. Změna počtu dětí působí přesně opačně, což může být důsledek vah spotřebních jednotek, kdy změnou z kategorie dítě s vahou 0,3 na kategorii ostatní člen s vahou 0,5 dojde ke snížení ekvivalizovaného příjmu.

## 8. Závěr

Cílem této práce bylo shrnout výsledky, které autor publikoval na téma chudoby venkovských domácností a související témata. Ačkoliv má práce formu sjednocujícího komentáře k již publikovaným pracím, vzhledem k sjednocení časového období a doplnění metodiky přináší i nové výsledky. Jak bylo zmíněno v úvodní části, zkoumání chudoby je rozsáhlé téma, přičemž tato práce se nesnaží o komplexní pokrytí, ale věnuje se třem okruhům – příjmům domácností, chudobě domácností měřené na základě objektivního i subjektivního konceptu a příjmové mobility domácností.

Ze srovnání příjmů domácností vyplynul významný rozdíl mezi příjmy venkovských a městských domácností, který ale vyplývá zejména z rozdílu mezi hlavním městem a ostatními obcemi. Rozdílnými charakteristikami venkovských a městských domácností se podařilo vysvětlit v jednotlivých letech pětinu až polovinu rozdílu v jejich příjmech. Z pohledu podílu chudých domácností (pod objektivně stanovenou hranicí) není mezi venkovskými a městskými domácnostmi rozdíl (při podrobnějším pohledu se odlišují domácnosti v hlavním městě).

Koncept subjektivní chudoby je důležitý, protože vypovídá o vlastním vnímání chudoby, i když jedná se o koncept složitý, protože neexistuje shoda v jeho definování a měření (Želinský, 2014). Subjektivně chápaná chudoba je měřena několika způsoby, které vycházejí z hodnocení vlastních zkušeností domácností s hospodařením a jsou v nich zahrnuty i aspirace domácností. V práci se podařilo identifikovat dílčí rozdíly v subjektivním vnímání chudoby mezi venkovskými a městskými domácnostmi. Městské domácnosti mohou vnímat své příjmy jako nedostatečné, i když jsou vyšší než u venkovských, protože subjektivní vnímání je ovlivněno nejen cenovou úrovní nakupovaných statků a služeb, ale i porovnáním vlastní životní úrovně s okolím. Subjektivní vnímání chudoby venkovského obyvatelstva mohou ovlivňovat nižší náklady na základní potřeby jako je bydlení, částečné samozásobení, větší vzájemná nefinanční výpomoc mezi domácnostmi, na druhou stranu ale často horší dostupnost zaměstnání, služeb, zdravotní péče, která vychází z odlehlosti, a s tím související náklady na dopravu.

Majerová et al. (2017) zmiňuje tzv. „začarovaný kruh veřejné dopravy na venkově“, kdy poměrně hustá dopravní síť dostatečně nepokrývá potřeby venkovských oblastí, a obyvatelé přecházejí z veřejné dopravy k osobním automobilům. Ve venkovských oblastech je vlastnictví osobního automobilu nejen indikátorem životní úrovně, ale zejména kvality života, protože bez něj jsou některé (i základní) životní potřeby obtížně dostupné nebo ekonomicky neatraktivní. V delším časovém hori-

zontu bude rozhodně zajímavé sledovat, jak se např. s cíli Zelené dohody pro Evropu v oblasti dekarbonizace dopravy a zemědělství venkovské domácnosti vyrovnají. Po zpřístupnění šetření SILC 2021 a 2022 bude možné v rámci dalšího výzkumu posoudit dopady „koronakrize“ do příjmů, chudoby a příjmové mobility a dalších charakteristik domácností. Zda se bude se opakovat vzor druhé vlny, která zahrnovala období hospodářského poklesu, a došlo během ní k výraznému růstu příjmové mobility, který se projevil ve snížení podílu trvale chudých domácností.

## 9. Literatura

- Aristei, D., & Perugini, C. (2015). The drivers of income mobility in Europe. *Economic Systems*, 39, 197–224. doi: 10.1016/j.ecosys.2014.06.007
- Ayala, L., & Sastre, M. (2008). The structure of income mobility: empirical evidence from five UE countries. *Empirical Economics*, 35, 451–473. doi: 10.1007/s00181-007-0172-z
- Bachmann, R., Bechara, P., & Schaffner, S. (2016). Wage inequality and wage mobility in Europe. *Review of Income and Wealth*, 62(1), 181–197. doi: 10.1111/roiw.12152
- Bartholomew, D. J. (1985). *Stochastic models for social processes*. Moskva: Finansy i statistika.
- Bartošová, J. (2013). *Finanční potenciál domácností*. Praha: Professional Publishing.
- Bayaz-Ozturk, G., Burkhauser, R. V., & Couch, K.A. (2014). Consolidating the evidence on income mobility in the Western states of Germany and the U.S. from 1984–2006. *Economic Inquiry*, 52(1), 431–443. doi: 10.1111/ecin.12025
- Ben, J. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479. doi: 10.1177/1536867X0800800401
- Bernard, J. (2018). Rural Quality of Life – Poverty, Satisfaction and Opportunity Deprivation in Different Types of Rural Territories. *European Countryside*, 10(2), 191–209. doi: 10.2478/euco-2018-0012
- Bertolini, P. (2019). Overview of income and non-income rural poverty in developed countries. Expert group meeting on eradicating rural poverty to implement the 2030 agenda for sustainable development, Addis Ababa, 27 February – 2 March 2019
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 463–455. doi: 10.2307/144855
- Boncinelli, F., Pagnotta, G., Riccioli, F., & Casini, L. (2015). The determinants of quality of life in rural areas from a geographic perspective: The case of Tuscany. *Review of Urban & Regional Development Studies*, 27, 104–117. doi: 10.1111/rurd.12035
- Brzezinski, M. (2018). Income inequality and the Great Recession in Central and Eastern Europe. *Economic Systems*, 42(2), 219–247. doi: 10.1016/j.ecosys.2017.07.003
- Cowell, F. A. & Flachaire, E. (2018). Measuring mobility. *Quantitative Economics*, 9, 865–901. doi: 10.3982/QE512

- CSU (2019). *Výběrové šetření příjmů a životních podmínek domácností (SILC)*. [2021-03-03], Retrieved from [https://www.czso.cz/csu/vykazy/vyberove\\_setreni\\_prijmu\\_a\\_zivotnich\\_podminek\\_domacnosti](https://www.czso.cz/csu/vykazy/vyberove_setreni_prijmu_a_zivotnich_podminek_domacnosti)
- Davis, J., Mack, N., & Kirke, A. (1997). New Perspectives on Farm Household Incomes. *Journal of Rural Studies*, 13(1), 57–64. doi: 10.1016/S0743-0167(96)00047-2
- De Vos, K., & Garner, T. I. (1991). An evaluation of subjective poverty definitions: Comparing results from the U.S. and the Netherlands. *Review of Income and Wealth*, 37(3), 267–285. doi: 10.1111/j.1475-4991.1991.tb00371.x
- Decancq, K., Goedemé, T., Van den Bosch, K., & Vanhille, J. (2013). The Evolution of Poverty in the European Union: Concepts, Measurement and Data. ImPRovE Methodological Paper No. 13/01. Antwerp.
- Di Falco, E. (2014). Income inequality statistics. *Statistics in focus*, 2014(12).
- EC (2004). *Joint report by the Commission and the Council on social inclusion*. [2021-06-03], Retrieved from [https://ec.europa.eu/employment\\_social/soc-prot/soc-incl/final\\_joint\\_inclusion\\_report\\_2003\\_en.pdf](https://ec.europa.eu/employment_social/soc-prot/soc-incl/final_joint_inclusion_report_2003_en.pdf)
- Eliasson, Å., Jones, R. J. A., Nachtergaele, F., Rossiter, D. G., Terres, J., Van Orshoven, J., . . . Le Bas, C. (2010). Common criteria for the redefinition of intermediate less favoured areas in the european union. *Environmental Science and Policy*, 13(8), 766–777. doi:10.1016/j.envsci.2010.08.003
- European Commission (2019). Assessment of the Europe 2020 strategy. Joint report of the employment committee (EMCO) and social protection committee (SPC). Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Eurostat (2021). *Applying the Degree of Urbanisation. A methodological manual to define cities, towns and rural areas for international comparisons*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Fields, G. S., & Ok, E. A. (1996a). The Meaning and Measurement of Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 71(2), 349–377. doi: 10.1006/jeth.1996.0125
- 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. doi: 10.1007/978-94-011-4413-1\_20
- Fields, G. S., & Ok, E. A. (1999). Measuring Movement of Incomes. *Economica*, 66, 455–471. doi: 10.1111/1468-0335.00183
- Fields, G.S., Cichello, P., Freije, S., Menendez, M., & Newhouse, D. (2003). Household income dynamics: a four country study. *Journal of Developing Studies*, 40(2), 30–54. doi: 10.1080/00220380412331293757
- Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52(3), pp. 761–766. doi: 10.2307/1913475



- GHK (2010). *Social Mobility and Intra-Regional Income Distribution Across EU Member States*. DG Regional Policy.
- Goedhart, T., Halberstadt, V., Kapteyn, A., & van Praag, B. (1977). The Poverty Line: Concept and Measurement. *The Journal of Human Resources*, 12(4), 503–520. doi: 10.2307/145372
- Gojová, A., Gojová, V., & Špiláčková, M. (eds.) (2014). O způsobech zvládání chudoby z perspektivy rodin – podněty pro sociální práci. Ostrava: Ostravská univerzita v Ostravě.
- Grabka, M. (2015). Income and Wealth Inequality after the Financial Crisis: The Case of Germany, *Empirica*, 42(2), 371–390. doi: 10.1007/s10663-015-9280-8
- Halušková, E., & Božik, J. (2015). Chudoba, spoločenské súvislosti a sociálne politiky na jej odstránenie. Vydavateľstvo Iris.
- Haughton, J., Khandker, S. R. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*. Washington D.C.: The World Bank.
- Hill, B. (1996). Eurostat's statistics on the total income of agricultural households (TIAH statistics): Principal methodological issues. In: Hill, B. (ed). *Income statistics for the agricultural household sector*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 44–57.
- Hubatková, B. (2019). Older adults' well-being by the type of residential setting: The case of small municipalities in the Czech Republic. *Journal of Rural Studies*, 72, 196–204, doi: 10.1016/j.jrurstud.2019.10.026
- Jarvis, S., & Jenkins, S. P. (1997). Low Income Dynamics in 1990s Britain. *Fiscal Studies*, 18(2), 123–142. doi: 10.1111/j.1475-5890.1997.tb00257.x
- Klufová, R. (2016). Current Delimitation and Typology of the Czech Countryside and its Importance for Rural Development. *Eastern European Countryside*, 22(1), 229–251. doi:10.1515/eec-2016-0011
- Kolektiv autorů (2008). Úvod do regionálních věd a veřejné správy (2nd ed). Plzeň: Aleš Čeněk.
- Krebs, V. (2015). *Sociální politika* (6th ed.). Praha: Wolters Kluwer.
- Kubeš, J., & Kraft, S. (2011). Periferní oblasti jižních Čech a jejich sociálně populační stabilita. *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 47(4), 805–829. doi: 10.13060/00380288.2011.47.4.08
- Laborda, L., Elosúa, M. R., & Gómez-Veiga, I. (2019). Ethnicity and intelligence in children exposed to poverty environments: An analysis using the Oaxaca-Blinder decomposition. *Intelligence*, 72, 49–58. doi: 10.1016/j.intell.2018.11.008
- MacKrell, P., & Pemberton, S. (2018). New representations of rural space: Eastern European migrants and the denial of poverty and deprivation in the English

- countryside. *Journal of Rural Studies*, 59, 49–57. doi: 10.1016/j.jrurstud.2018.01.009
- Mahadevan, R., & Hoang, V. (2016). The nexus between poverty and deprivation in Vietnam. *Journal of Policy Modeling*, 38(2), 290–303. doi:10.1016/j.jpolmod.2016.01.001
- Majerová V., Pavlíková G., & Maříková P. (2010). Current social structure of agricultural workers in the Czech Republic. *Agric. Econ. – Czech*, 56(11), 508–521. doi: 10.17221/38/2010-AGRICECON
- Majerová, V. (2015). Social aspects of rural community development. *Acta Regionalia et Environmentalica*, 12(1), 11–14. doi: 10.1515/aree-2015-0003
- Majerová, V., Sálus, J., & Juránková, P. (2017). *Social Cohesion, Changes in Rural Society and the Stability of the Agricultural Sector in the Czech Republic*. Strategies for the Agri-Food Sector and Rural Areas – Dilemmas of Development. [2021-06-03], Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=3100149>
- Mareš, P., & Rabušic, L. (1996). K měření subjektivní chudoby v české společnosti. *Sociologický časopis*, 32(3), 297–315. doi: 10.13060/00380288.1996.32.3.05
- Meij, E., Haartsen, T., & Meijering, L. (2020). Enduring rural poverty: Stigma, class practices and social networks in a town in the Groninger Veenkoloniën. *Journal of rural studies*, 79, 226–234. doi: 10.1016/j.jrurstud.2020.08.031
- Michálek, A. (2000). Poverty: concepts and geographic dimensions. *Geografický časopis*, 52(3), 231–242.
- Mysíková, M. (2011). EU-SILC a jeho metodologická úskalí: mezinárodní srovnatelnost a příjmové proměnné. *Data a výzkum - SDA Info*, 5(2), 147–170.
- Mysíková, M., Želinský, T., Garner, T. I., & Večerník, J. (2019). Subjective Perceptions of Poverty and Objective Economic Conditions: Czechia and Slovakia a Quarter Century After the Dissolution of Czechoslovakia. *Social Indicators Research*, 145(2), 523–550. doi: 10.1007/s11205-019-02102-2
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. doi: 10.2307/2525981
- Perlín, R., Kučerová, S., Kučera, Z. (2010). A Typology of Rural Space in Czechia according to its Potential for Development. *Geografie*, 115(2), 161–187. doi: 10.37040/geografie2010115020161
- Piwowar, A., & Dzikuć, M. (2020). Poverty and Social Exclusion: Is this a Problem in Rural Areas in the Visegrad Group Countries? *European Research Studies Journal*, XXIII(2), 45–54. doi: 10.35808/ersj/1579
- 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).
- Rowntree, S. B. (1908). *Poverty: A Study of Town Life* (2nd ed.). London: Macmillan.
- Santarelli, E. (2013). *A review of the literature on subjective poverty in Europe: A focus on data sources*. Università degli Studi di Roma "La Sapienza", Working paper no. 118.
- Santourian, A., & Ntakou, E. (2014). *Working paper with the description of the "Income and living conditions dataset"*. Eurostat.
- Shorrocks, A. (1978). The Measurement of Mobility. *Econometrica*, 46(5), 1013–1024.
- Shucksmith, M., Cameron, S., Merridew, T., & Pichler, F. (2009). Urban–Rural Differences in Quality of Life across the European Union, *Regional Studies*, 43(10), 1275–1289. doi: 10.1080/00343400802378750
- Stankovičová, I., & Estefanía, M. (2017). Analysis of monetary poverty measures in Slovakia, the Czech Republic and Spain. *The 11th International Days of Statistics and Economics*, Prague, September 14-16, 2017, 1521–1536.
- Střeleček, F., Zdeněk, R. (2011). Incomes of Rural and Non-Rural Households in the Czech Republic. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, LIX(4), 319–326. doi: 10.11118/actaun201159040319
- Střeleček, F., Zdeněk, R., Lososová, J., & Jílek, M. (2004). Social and Economic Points of the Rural Development. *Agric. Econ. – Czech*, 50(10), 431–443. doi: 10.17221/5230-AGRICECON
- Střeleček, F., Zdeněk, R., & Lososová, J. (2010). Vývoj zaměstnanosti v znevýhodněných oblastech v letech 2002-2006. *Politická ekonomie*, 58(6), 761-773.
- Švihlíková, I. (2015). *Jak jsme se stali kolonií*. Praha: Rybka Publishing.
- Sýkorová, D. (2016). Sociální role chudého stáří. *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 52(1), 27–52. doi: 10.13060/00380288.2016.52.1.241
- Tansel, A., Dalgıç, B., & Güven, A. (2019). Wage Inequality and Wage Mobility in Turkey. *Social Indicators Research*, 142(1), 107–129. doi: 10.1007/s11205-018-1908-1
- Tárrega, A., Bayarri, S., Carbonell, I., & Izquierdo, L. (2010). Blinder–Oaxaca decomposition applied to sensory and preference data. *Food quality and preference*, 21(6), 662–665. doi: 10.1016/j.foodqual.2010.03.014
- UN (1996). *Report of the World Summit for Social Development* (Copenhagen, 6-12 March 1995). New York: United Nations.

- Van Kerm, P. (2004). What Lies Behind Income Mobility? Reranking and Distributional Change in Belgium, Western Germany and the USA. *Economica*, 71(282), 223–239. doi: 10.1111/j.0013-0427.2004.00367.x
- Van Kerm, P., & Pi Alperin, M. N. (2013). Inequality, growth and mobility: The intertemporal distribution of income in European countries 2003–2007. *Economic Modelling*, 35, 931–939. doi: 10.1016/j.econmod.2013.07.001
- Večerník, J., & Mysíková, M. (2017) Jací jsme rovnostáři? Výdělky, příjmy a situace domácností v Česku v porovnání s Evropou. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- Vera-Toscano, E., Shucksmith, M., & Brown, D. L. (2020) Poverty dynamics in Rural Britain 1991–2008: Did Labour's social policy reforms make a difference? *Journal of Rural Studies*, 75, 216–228. doi: 10.1016/j.jrurstud.2020.02.003.
- Wolff, E. N. (2009). *Poverty and Income Distribution* (2nd ed.). Chichester: Wiley.
- Zaidi, A., Frick, J.R., & Buchel, F. (2005). Income mobility in old age in Britain and Germany. *Ageing and Society*, 25, 543–565. doi: 10.1017/S0144686X05003612
- Zdeněk, R., & Lososová, J. (2014). Úroveň a mobilita příjmů českých domácností. *Ekonomický časopis*, 62(10), 997–1016.
- Zdeněk, R., & Lososová, J. (2019). Objective and Subjective Poverty of Households in Czech Regions. *Demografie*, 61(3), 175–185.
- Zdeněk, R., & Střeleček, F. (2012a). Hodnocení vývoje zaměstnanosti, průměrné mzdy a produktivity práce pomocí shift-share analýzy. *E a M: Ekonomie a Management*, 15(3), 4–15.
- Zdeněk, R., & Střeleček, F. (2012b). Income gap between rural and non-rural households-case of the Czech Republic. *Society and Economy*, 34(3), 469–488. doi: 10.1556/socec.2012.0003
- Želinský, T. (2012). Changes in Relative Material Deprivation in Regions of Slovakia and the Czech Republic. *Panoeconomicus*, 3, 335–353. doi: 10.2298/PAN1203335Z
- Želinský, T. (2014). *Chudoba a deprivácia na Slovensku. Metodologické aspekty a empiria*. Košice: Equilibria.

## **10. Seznam příloh**

### **Příloha 1**

Zdeněk, R., & Lososová, J. (2019). Objective and Subjective Poverty of Households in Czech Regions. *Demografie*, 61(3), 175-185.

### **Příloha 2**

Zdeněk, R., & Lososová, J. (2014). Úroveň a mobilita příjmů českých domácností. *Ekonomický časopis*, 62(10), 997-1016.

### **Příloha 3**

Zdeněk, R., & Střeleček, F. (2012). Income Gap Between Rural and Non-Rural Households-Case of the Czech Republic. *Society and Economy*, 34(3), 469-488.

### **Příloha 4**

Zdeněk, R., & Střeleček, F. (2012). Hodnocení vývoje zaměstnanosti, průměrné mzdy a produktivity práce pomocí shift-share analýzy. *E a M: Ekonomie a Management*, 15(3), 4-15.

### **Příloha 5**

Střeleček, F., Zdeněk, R. (2011). Incomes of Rural and Non-Rural Households in the Czech Republic. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, LIX(4), 319-326.

### **Příloha 6**

Střeleček, F., Zdeněk, R., & Lososová, J. (2010). Vývoj zaměstnanosti v znevýhodněných oblastech v letech 2002-2006. *Politická ekonomie*, 58(6), 761-773.

### **Příloha 7**

Střeleček, F., Zdeněk, R., Lososová, J., & Jílek, M. (2004). Social and Economic Points of the Rural Development. *Agric. Econ. – Czech*, 50(10), 431-443.

---

# OBJECTIVE AND SUBJECTIVE POVERTY OF HOUSEHOLDS IN CZECH REGIONS

---

Radek Zdeněk<sup>1)</sup> – Jana Lososová<sup>2)</sup>

---

## **Abstract**

This article is focused on the actual and required incomes of Czech households and their differences among regions (NUTS 3). The source data is taken from the SILC survey from 2005 to 2015. Equalised net annual income is selected as the income indicator. For the characteristics of poverty, the poverty rate, the poverty gap ratio and the depth of poverty are used. The required minimum subjective household income is modelled as a function of actual income, household size and region by a regression model with random effects. In addition, the objective and subjective conceptions of poverty and the degree of their compliance in regions are confronted.

**Keywords:** objective poverty, subjective poverty, regions, random effects

*Demografie*, 2019, 61: 175–185

---

## INTRODUCTION

The research of poverty is based on the ability to define it and to measure it. As with other social phenomena, definitions and measurements of poverty are linked to a number of problems. It is therefore always about certain concepts of poverty. The method of defining poverty then determines who is poor and the extent of poverty in society (*Mareš* and *Rabušic*, 1996; *Mareš*, 2000; *Zdeněk* and *Lososová*, 2014). These concepts are further classified according to several criteria, absolute and relative; direct and indirect; prescriptive and consensual; objective and subjective. Objective poverty measures are those where poverty is defined by factors independent of those who are considered to be poor. The subjective poverty measures are based on the evaluation of their own experience by individual households. The subjective perception of the household often does not correspond to the official measurements of poverty through objective indicators, since “being poor” is not the same as “feeling poor” (*García-Carro* and *Sánchez-Sellor*, 2019). *Mareš*

and *Rabušic* (1996) stated that subjective poverty is wider than poverty expressed by objective rates in developed European countries. Furthermore, *Mareš* (2002) stated that investigation of the subjective poverty line is particularly important for comparing different social categories and environments, and the basic objective of detecting subjective poverty is, among other things, to identify the mismatch between approaches to measuring poverty (i.e. the proportion of households classified as poor by objective criteria but not feeling poor, and households, which according to objective criteria are not poor, but feeling poor). One way to determine the subjective poverty line is to answer the question about income, which allows the household to meet its basic needs. It can be assumed that the answer to this question is affected, inter alia, by the level of housing costs in the region. Therefore, it is necessary to investigate subjective poverty and its consistency with objective poverty at the regional level.

The aim of this paper is to compare the basic measures of objective and subjective poverty

---

1) Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta, Studentská 13, České Budějovice.

2) Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta, Studentská 13, České Budějovice.

(according to the real and required minimum household income) and to identify the basic disproportions between the objectively and subjectively perceived poverty among Czech regions (NUTS3 level). The paper is organized as follows. The Data and Methods chapter specifies dataset (SILC database), variables, objective and subjective poverty lines, and poverty measures. The next section presents the main results of measuring the objective and relative poverty rates and their consensus in the regions. The final section contains conclusions.

## DATA AND METHODS

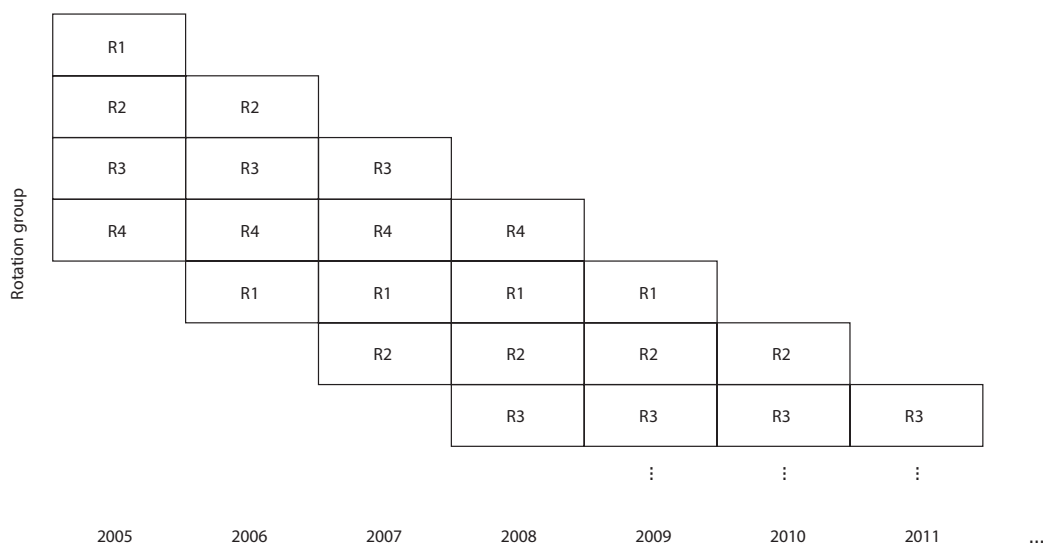
### Data

After joining the EU, the Czech Statistical Office, in accordance with European legislation, has been providing a statistical survey called Statistics on Income and Living Conditions since 2005, a national modification of the EU-SILC survey. The implementation of this survey has become binding after accession to the European Union. In accordance with the Regulation of the European Parliament and the Council of the European Union, it is also

ensured by other EU Member States (*Regulation, 2003; Regulation, 2005*). The purpose of the survey is to obtain representative data on the income distribution of particular types of households, the risk of poverty by different groups of people, the data on the type, the quality and the financial cost of housing, the household equipment and the working, material and health conditions of adults living in the household. The questionnaire consists of three parts, a questionnaire for an apartment, a household and a person over the age of 16, and a module, which extends one of the areas targeted by EU-SILC (e. g. intergenerational transmission of poverty, housing conditions, health and well-being). The survey is conceived as a rotational panel (Fig. 1) – selected households are repeatedly interviewed for four consecutive years, with approximately one-fourth replacements each year (*Výběrové šetření, 2018*).

The survey is carried out in all regions. The selection plan is based on a random two-stage selection for each region independently so that the total number of selected dwellings is proportional to the size of each region (ČSÚ, 2017). Table 1 shows the number of surveyed households in individual

Fig. 1: Four-year rotation panel



Source: Mysíková (2011).

regions (NUTS3; due to the size of the table only in odd years and the average number). With a more detailed division into districts (LAU1, 76 districts + capital city), the frequencies in individual districts are low, frequencies are often unitary for low-income households, so we had to choose regional division by NUTS3. A significant rate of non-response distorts the

composition of the sample of households for which data are available. Therefore, the Czech Statistical Office calculates the conversion coefficients (the household calibration weights) to the total population (ČSÚ, 2017). Details on the survey, the structure of the Czech SILC and descriptive statistics of household income are provided e. g. by *Stejskal – Stávková (2010)*.

**Tab. 1: Number of sampled households according to regions**

Region (kraj)	2005	2007	2009	2011	2013	2015	Average
Hl. m. Praha	469	864	854	871	898	986	842
Středočeský	459	1,006	1,118	1,003	944	901	943
Jihočeský	249	612	688	630	598	554	580
Plzeňský	275	562	522	476	500	481	485
Karlovarský	118	328	326	214	183	160	234
Ústecký	362	787	821	720	661	604	689
Liberecký	174	391	417	348	331	332	345
Královéhradecký	229	513	500	460	421	428	443
Pardubický	207	513	509	419	391	387	424
Vysočina	233	510	532	486	437	403	454
Jihomoravský	425	948	984	955	857	847	873
Olomoucký	308	666	610	536	535	484	548
Zlínský	241	576	624	536	488	446	510
Moravskoslezský	602	1,399	1,406	1,212	1,031	901	1,149
Total	4,351	9,675	9,911	8,866	8,275	7,914	8,518

Source: SILC.

The SILC 2005 survey contains data current at the time of the investigation, i.e. in May 2005, the income is for the whole year of 2004, the SILC 2006 survey contains data current at the time of the investigation, i.e. in May 2006; the income is for the whole year 2005, etc. In this article, the labels represent the years of the SILC statistical survey. We used the following variables from the SILC survey:

- Household's net monetary income in CZK per year (SILC code *CP\_PRIJ*). It includes gross income from the work (employment and business) of all household members, social incomes and other income less health and social insurance and income tax. Czech Statistical Office uses disposable household income

as internationally comparable household income indicator, which is modified by the inclusion or exclusion of certain components of income – regular cash transfers between households, income in kind and property tax (ČSÚ, 2017). Valuation of income in kind is done by an estimate or fixed tariff<sup>3)</sup>, which (and because the Minimum Income Question also focuses on net income) is why we work with net monetary income. As a result, our results may differ from those published (at the national level) by the Czech Statistical Office.

- Minimum subjective household income (reported) in CZK per month (SILC code *MIN\_PRIJ*). The value is determined by the

3) <https://www.czso.cz/documents/10180/91839453/16002119mc.pdf>



answer to the question: “*What is the lowest net monthly income your household would have to have in order to make ends meet?*”. Its value is, therefore, a subjective estimate of the household’s minimum monthly income due to the composition and conditions of the household that allows households to meet their basic needs.

- The number of consumer units (SILC code *EJ*) which represents the household size (the head of the household has the weight of 1, children under 13 have the weight of 0.3 and other members 0.5 – the OECD-modified scale<sup>4)</sup>).
- The coefficient (calibration weight) for recalculation of results from the sample to the whole population (SILC code *PKOEF*).

### Objective poverty line

Measuring poverty means primarily identifying the poor and determining their share or absolute number in the population. This is occurring for analytical purposes but is mainly for administrative reasons. It is necessary to identify those who have the right to receive social benefits and to determine the costs that redistribution of income through these benefits will require (Mareš, 2002). In the case of measurement of the relative poverty, various limits are used as low-income thresholds, for example, the first quintile, the third decile, or particular percentage of the average or of the median. In the Czech Statistical Office and Eurostat publications (Fusco *et al.*, 2010) the poverty line is defined as 60% of the median equalized disposable income.

Bartošová (2013:54) states that besides identifying the poverty rate of each individual (based on household equalized income, as officially calculated by Eurostat), it is possible to detect the poverty rate of the household as a whole (represented by its equalized income) or to use only part of the SILC database – e. g. only longitudinal data, data for selected groups, regions, etc.). Bhorat (1999) emphasizes that poverty measures at both individual and household level are important, and hence one approach should not be neglected in trying to understand the low income

in society. Meulders and O’Dorchai (2011) and Vijaya *et al.*, (2014) apply a different approach to low-income analysis. They compare the differences between the usual method (based on the assumption that household members share their income) and the method when each individual is analysed independently, regardless of the household he/she belongs to; i. e. they take into account directly the income of the individual.

As can be seen from the above, the basis for calculating the relative poverty line can be determined in a wide variety of ways. As the title of the paper suggests, the authors focused on the comparison of objective and subjective poverty of household as a whole, i. e. they chose the household as the statistical unit. This is reflected both in the calculation of the median income and subsequently in the calculations of the poverty measures. Therefore, due to the different methodology, partial results may differ from those published by the Czech Statistical Office and Eurostat.

An international comparison of relative poverty rates can be based on the international poverty line or on the various national poverty lines, and similarly, the regional poverty line can be derived from the median income at the national or regional level (Dvornáková, 2012). The use of the median income at the level of the higher-level unit also includes the impact of income differences among sub-units (Kangas and Ritakallio, 2007). The proportion of the poor is then shifted downward in higher income areas, and upward in areas with a lower income by the use of regional poverty lines (Mogstad *et al.*, 2007). In this paper, authors work only with the national poverty line. Estimation of the median income ( $\tilde{y}$ ) is given by the relationship (Želinský, 2014: 49):

$$\tilde{y} = \begin{cases} \frac{1}{2} (y_j + y_{j+1}) & \text{if } \sum_{i=1}^j w_i = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n w_i \\ y_{j+1} & \text{if } \sum_{i=1}^j w_i < \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n w_i < \sum_{i=1}^{j+1} w_i \end{cases} \quad (1)$$

where  $y_i$  is the equalized net income (calculated as *CP\_PRIJ / EJ*) of the  $i$ -th household sorted into ascending row  $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_{n-1} \leq y_n$ ,  $w_i$

4) <http://www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf>

is the household's weight (variable marked as *PKOEF* in the SILC), and  $n$  is the total number of households.

The objective poverty line ( $z$ ) is defined as:

$$z = 0.6 \tilde{y} \quad (2)$$

### Subjective poverty line

The subjective poverty can be expressed in different ways. One way to set the subjective poverty line is to determine the minimum amount of money needed to meet the basic needs according to the subjective assessment of the household (Mareš and Rabušic, 1996). Goedhart et al. (1977) conducted a survey on a sample of 2885 Dutch families in 1975 to find out the answer to the question: "We would like to know which net family income would, in your circumstances, be the absolute minimum for you. That is to say, that you would not be able to make both ends meet if you earned less." The answer to this question depends on a number of household characteristics and does not determine the subjective poverty line. Since the answer to this question correlates, inter alia, with actual income, methods for deriving an estimate of the subjective poverty line, which is unbiased by this correlation, have been derived (Decancq et al., 2013). Parameters for its calculation must be obtained through linear regression (Mareš and Rabušic, 1996). It is assumed that the reported minimum required income is a function of the actual household income (Wolff (2009) states that estimates of household needs directly depend on its usual consumer habits with a given level of income) and the number of household members (that the minimum required income will increase with the household size). De Vos and Garner (1991) added several explanatory dummy variables that represent the composition of the household instead of logarithm of family size. Differences in cost of living can be expected between different geographic regions or between areas that differ in the degree of urbanization, hence De Vos and Garner (1991) adds regional dummy variables. Mareš and Rabušic (1996) allow and use the possibility of calculating parameters from non-logarithmized values. The reason is for a more straightforward interpretation and a high similarity of results. The individual subjective poverty line is calculated for each unit (household); and on

its basis, the subjective poverty line of the given type of households can be determined.

Due to the structure of the dataset which is conceived as a rotary panel (Fig. 1), and because the survey is performed over several consecutive years in individual households, a panel regression model with random effects is proposed (Cipra, 2008:202). A regression model of the minimum subjective annual household income ( $y_{it}^m$ ) is defined as

$$y_{it}^m = a + b_1 hs_{it} + b_2 y_{it} + b_3 t + \sum_{j=1}^{J-1} c_j dreg_{jit} + \omega_{it}; \omega_{it} = \varepsilon_{it} + \eta_i \quad (3)$$

where  $hs_{it}$  is the size of the household  $i$  in the period  $t$ ,  $y_{it}$  is the net annual income of the household  $i$  in period  $t$ ,  $t$  is time variable,  $dreg_{jit}$  is the dummy variable of the  $j$ -th region according to the residence of the household  $i$  in period  $t$ ,  $J$  is number of regions,  $a$ ,  $b_1$ ,  $b_2$ ,  $b_3$  and  $c_j$  are estimated parameters,  $\eta_i$  is a random effect representing individual cross-sectional units (households) with distribution  $N(0, \sigma_a^2)$  and  $\varepsilon_{it}$  is a random error with distribution  $N(0, \sigma^2)$ .

### Measures of poverty

The basic indicator of poverty is the poverty rate (Wolff, 2008:99; Bartošová, 2013:56; Želinský, 2014:20), which refers to the number of households with incomes below the poverty line of the total population. This index is neutral to the intensity of the poverty; it is only sensitive to its extent. In the case of the use of calibration weights, the poverty rate ( $P_{ow}$ ) is given by the relationship (Želinský, 2014:50):

$$P_{ow} = \frac{\sum_{y_i | y_i < z} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i}, \quad (4)$$

where  $y_i$  is the equalized net income of the  $i$ -th household,  $w_i$  is the calibration weight of the household and  $z$  is the poverty line.

The poverty rate measures the extent of poverty, but it does not indicate anything about its intensity. The poverty gap ratio (Wolff, 2009:100) expresses the average relative distance between households with incomes below the poverty line to that line. The poverty gap ratio is valued from 0 (when poor households have income at the poverty line) to 1 (all households in this group have zero incomes).

The poverty gap ratio ( $R_w$ ) with the calibration weights is calculated as:

$$R_w = \frac{1}{\sum_{v_i|y_i < z} w_i} \sum_{v_i|y_i < z} \frac{z - y_i}{z} \cdot w_i \quad (5)$$

where  $y_i$  is the equalized net income of the  $i$ -th household,  $w_i$  is the calibration weight of the household and  $z$  is the poverty line (the summation is only for households below the poverty line).

These indicators measure either the extent or intensity of poverty; and belong to the Foster-Greer-Thorbecke (FGT) group of poverty measures (Foster et al., 1984), defined by the relationship:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_{v_i|y_i < z} \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \cdot w_i \quad (6)$$

where parameter  $\alpha$  expresses a measure of aversion to poverty. If  $\alpha = 0$ , then the FGT relation corresponds to the poverty rate (share of the poor households), if  $\alpha = 1$ , then the FGT relation corresponds to the product of the poverty rate and the poverty gap ratio, and is called the depth of poverty (Bartošová, 2013:56; Želinský, 2014:20),

$$P_1 = P_0 \cdot R \quad (7)$$

The  $P_1$  indicator also expresses the proportion of income that would have to be transferred to households in the group below the poverty line

in order to close the poverty gap; however, it does not take into account the distribution of income in this group. This can be captured by setting a higher value of  $\alpha$  (Wolff, 2009:101). When  $\alpha = 2$ , the indicator of poverty severity takes into account the degree of inequality among the poor.

**Consonance of objective and relative poverty**

Consonance (dissonance respectively) of the objective and subjective conception of poverty can be assessed by the consonance matrix. In the rows, households are broken down by objective classification of poverty, in the columns by subjective classification. The results arranged in this matrix can be subsequently evaluated using the measures usual for evaluation of classification tasks (e. g. Hebák, 2004).

RESULTS

**Measures of objective poverty**

As a low-income threshold ( $z$ ), we chose 60% of the median of equalized annual net income of household (eq. 1 and 2) and this threshold was CZK 78,786 in 2005 (i.e. from the 2004 income) and grew continuously to CZK 118,743 in 2015 (i.e. the income of 2014; Table 2). At the national level, 9.1% of households were situated below the poverty line in 2005. The poverty rate of households is fairly stable over time, with 8.6% in 2015; and with an average of 8.3%.

Tab. 2: National poverty line, 60% of the median of equalized annual net income of household, in CZK

Year	60% median
2005	78,786
2006	83,052
2007	89,630
2008	97,390
2009	105,906
2010	109,375
2011	110,886
2012	112,674
2013	114,241
2014	116,229
2015	118,743

Source: SILC, own calculation.

From a regional perspective, there is some variability in the poverty rate. The lowest value in all years is traditionally in the capital city of Prague, on average 4.3%. Other regions with a low household poverty rate include Vysočina (5.7%) and Plzeňský (6.0%). On the other hand, there are regions with a value above 12%, namely Ústecký (13.0%), Moravskoslezský (12.7%) and Olomoucký (12.2%). Fig. 2a shows the average values of the poverty rate in 2005–2015.

Using the poverty gap ratio, the relative distance of households below the low-income threshold to this threshold can be expressed. At the national level, its value decreased from 23.3% in 2005 to 20.9% in 2015, with an average of 22.0%. Only Plzeňský kraj (18.2%), Jihočeský (18.8%), Jihomoravský (19.0%) and Vysočina (19.7%) show a poverty gap ratio under 20% (based on the average of 2005-2015, Fig. 2b). In the Ústecký kraj, the poverty gap ratio of 25.9% is greater due to

the high share of the poor, which is reflected in a depth of poverty of 3.4% (Fig. 2c).

### Measures of subjective poverty

The subjective poverty line for each household is fitted using a linear model with random effects, where the household's actual income, household size (number of consumer units), year and region are taken as regressors (eq. 3). The final estimate of the parameters is given in Table 3, where the effects show a high degree of significance. The estimated values of the regression coefficients result that the estimated subjective minimum income for the (average) household of an individual with zero income living in Královéhradecký kraj was CZK 113,471 (i.e. 14,061 + 99,410 for one consumer unit) in 2005 and grew by CZK 4,637 per year and CZK 135 for every 1,000 CZK of net income.

Tab. 3: Linear random-effects model fit

Regressor	Estimated value	Std. Error	p-value
Intercept	14,060.5	2,368.5	0.000
Household size ( <i>hs</i> )	99,410.0	783.7	0.000
Actual income ( <i>y</i> )	0.135	0.002	0.000
Year ( <i>t</i> )	4,637.2	119.3	0.000
Královéhradecký kraj ( <i>dreg</i> )	reference		
Jihočeský kraj	-4,174.8	2,624.6	0.111
Jihomoravský kraj	4,502.3	2,416.5	0.062
Karlovarský kraj	-6,856.4	3,423.9	0.045
Liberecký kraj	6,864.8	2,970.6	0.020
Moravskoslezský kraj	-13,119.7	2,333.7	0.000
Olomoucký kraj	981.0	2,662.5	0.712
Pardubický kraj	-2,059.8	2,835.5	0.467
Plzeňský kraj	23,452.5	2,727.9	0.000
Hl. m. Praha	53,784.0	2,381.8	0.000
Středočeský kraj	25,446.4	2,389.9	0.000
Ústecký kraj	-11,272.8	2,527.3	0.000
Vysočina	-11,714.7	2,784.3	0.000
Zlínský kraj	-5,908.2	2,715.7	0.029

Source: SILC, own calculation.

The poverty rate based on the estimated subjective poverty line is significantly reduced over time, from 45.1% in 2005 to 30.1% in 2015. The highest proportion of the households below subjective

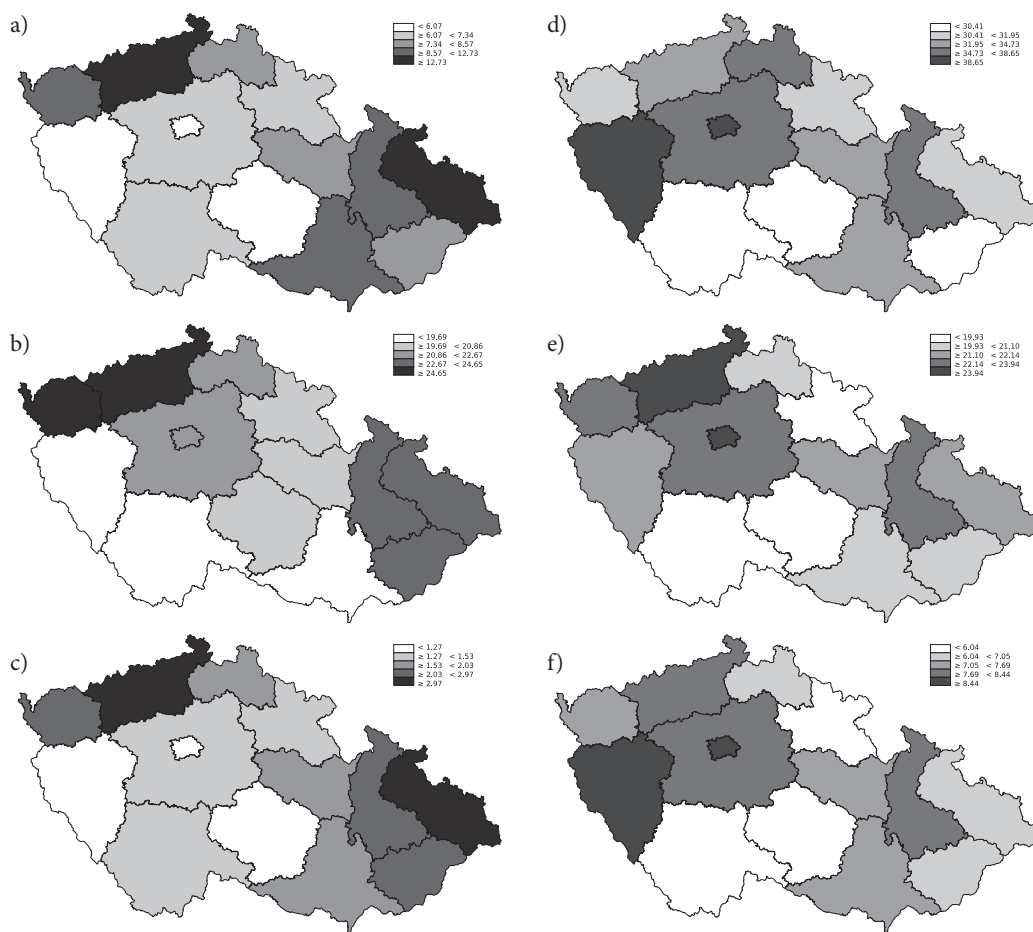
poverty line (on average for the whole period) is shown in the Plzeňský kraj (38.9%) and Prague (38.7%). The lowest share of households below the subjectively defined poverty line is recorded

by the Vysočina (25.5%), Jihočeský (29.5%) and Zlínský kraj (29.7%, Fig. 2).

The average value of the relative distance of actual income from the subjective poverty line is 21.7%, decreasing from 24% (2005) to 20.1% (2015). The highest poverty gap ratio is recorded by the Ústecký kraj (24.1%) and Prague (23.9%). In the Vysočina, the relative distance is only 18.2%. Low values are recorded also by the Královeshradecký (19.5%) and Jihočeský kraj

(19.6%). The low values of both measures of subjective poverty result in a lower depth of poverty, in the Vysočina on average 4.6%, in Jihočeský kraj (5.8%) and in Královeshradecký kraj (5.9%). Household requirements are the most distinctly distant from real income in the capital city. The high proportion of households that are below the estimated subjective poverty line, with a large distance to this limit, is associated with a high combined level of subjective poverty.

Fig. 2: Poverty rate, poverty gap ratio and depth of poverty



Source: SILC, own calculation

Note: based on 2005-2015 averages; all values in %; 2a) the poverty rate with the objective poverty line; 2b) the poverty gap ratio with the objective poverty line; 2c) the depth of poverty with the objective poverty line; 2d) the poverty rate with the subjective poverty line; 2e) the poverty gap ratio with the subjective poverty line; 2f) the depth of poverty with the subjective poverty line.

### **The consonance of objective and subjective poverty**

Confronting the subjective and objective approach to poverty measurement is provided by the consonance matrix. The share of households, whose subjective view on poverty is in consensus with the objective criterion, is 73.6% on average. The proportion of households whose income is below 60% of the median income and is sufficient to satisfy basic needs has reached 6.3% on average (from the number of households below the objective poverty line). The reasons why households objectively classified as poor do not feel poor are discussed in detail by Mareš (2002). It can be a group of households with a certain way of life, where low incomes are sufficient for them, of households are voluntarily modest or less ambitious. From the regional point of view (Table 4), it is highest in Jihočeský kraj (10.1%) and Moravskoslezský kraj (8.5%). On the opposite

side is Praha, where only 0.3% of households have low incomes sufficient to meet basic needs.

The share of households whose income exceeds the threshold of objective poverty and still does not reach the level that households consider necessary to satisfy basic needs (to the number of households above the boundary of objective poverty) was on average 28.2%. In terms of regions, the lowest level of dissonance between objective and subjective criterion is shown by Vysočina (21.4%) and Ústecký and Moravskoslezský kraj (23.0%); the highest degree of dissonance is shown by the capital city (35.9%) and the Plzeňský kraj (35.1%). The demands of households in these groups may seem immodest, as Řihák (2015) says, “the fact that I want something is not enough in itself to be considered deprived, poor or socially excluded”. However, a closer look shows that most of these households are located between the line of objective poverty and average income.

**Tab. 4: Consonance of objective and subjective criteria (proportions in %)**

Region	Households below objective PL		Households above objective PL	
	and below subjective PL	and above subjective PL	and below subjective PL	and above subjective PL
	of households below objective PL		of households above objective PL	
Hl. m. Praha	99.7	0.3	35.9	64.1
Středočeský	97.9	2.1	32.1	67.9
Jihočeský	89.9	10.1	24.8	75.2
Plzeňský	98.0	2.0	35.1	64.9
Karlovarský	91.8	8.2	24.9	75.1
Ústecký	92.0	8.0	23.0	77.0
Liberecký	95.3	4.7	29.9	70.1
Královéhradecký	92.3	7.7	25.9	74.1
Pardubický	92.0	8.0	26.9	73.1
Vysočina	93.3	6.7	21.4	78.6
Jihomoravský	96.1	3.9	28.0	72.0
Olomoucký	91.7	8.3	29.6	70.4
Zlínský	93.3	6.7	23.8	76.2
Moravskoslezský	91.5	8.5	23.0	77.0
Czech Republic	93.7	6.3	28.2	71.8

Source: SILC, own calculation.

Note: PL stands for Poverty Line.

## CONCLUSION

The aim of this paper was to compare the basic measures of objective and subjective poverty of

households and to identify the disproportions among Czech regions at NUTS3 level. The share of households, whose subjective view is in consensus

with the objective criterion, averaged 73.6%. The proportion of households whose income is below 60% of the median income and is sufficient to meet basic needs, i.e. is above the subjective poverty line, is 6.3% on average and shows considerable variability from a regional point of view (with minimum 0.3% in Praha and maximum 10.1% in Jihočeský kraj). On the other hand, the second type of dissonance, i.e. the proportion of household whose income exceeds the objective poverty line and still does not reach the level that households consider necessary

to satisfy basic needs, was on average 28.2% (with minimum 21.4% in Vysočina and maximum 35.9% in Praha). High rates of subjective perception of poverty are reflected in richer regions where low-income households have a greater sense of exclusion from the social group. In the traditionally rural regions, where the population is more closely associated with agricultural production and the use of natural resources, the perception of poverty is smaller, and households in these regions are better able to cope with lower incomes with a more modest way of living.

## Acknowledgements

*The article is a result of the Research Program of the Faculty of Economics, University of South Bohemia No. IGS01C1.*

## Bibliography

- Bartošová, J. 2013. *Finanční potenciál domácností*. Praha: Professional Publishing.
- Bhorat, H. 1999. Distinguishing between individual and household-level poverty. *Development Southern Africa*, 16(1), pp. 157–162.
- Cipra, T. 2008. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress.
- ČSÚ. 2017. *Methodological notes*. Retrieved from: <https://www.czso.cz/documents/10180/61601872/16002118ma.pdf>
- De Vos, K. – Garner, T. I. 1991. An evaluation of subjective poverty definitions: Comparing results from the U.S. and the Netherlands. *Review of Income and Wealth*, 37(3), pp. 267–285.
- Decanq, K. – Goedemé, T. – Van den Bosch, K. – Vanhille, J. 2013. *The Evolution of Poverty in the European Union: Concepts, Measurement and Data*. ImPRovE Methodological Paper No. 13/01. Antwerp.
- Dvornáková, T. 2012. At-Risk-of-Poverty Threshold. *Statistika*, 49(2), pp. 44–61.
- Foster, J. – Greer, J. – Thorbecke, E. 1984. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52(3), pp. 761–766.
- Fusco, A. – Guio, A.-C. – Marlier, E. 2010. *Income Poverty and Material Deprivation in European Countries*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- García-Carro, B. – Sánchez-Sellero, M.-C. 2019. Measurement and Spatial Localisation of Subjective Poverty in Spain. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 165, pp. 83–100.
- Goedhart, T. – Halberstadt, V. – Kapteyn, A. – van Praag, B. 1977. The Poverty Line: Concept and Measurement. *The Journal of Human Resources*, 12(4), pp. 503–520.
- Hebák, P. a kol. 2004. *Vícerozměrné statistické metody [1]*. Praha: Informatorium, 2004.
- Kangas, O. – Ritakallio, V.-M. 2007. Relative to what? Cross-national picture of European poverty measured by regional, national and European standards. *European Societies*, 9(2), pp. 119–145.
- Mareš, P. – Rabušic, L. 1996. K měření subjektivní chudoby v české společnosti. *Sociologický časopis*, 32(3), pp. 297–315.
- Mareš, P. 2000. Chudoba, marginalizace, sociální vyloučení. *Sociologický časopis*, 36(3), pp. 285–297.
- Mareš, P. 2002. Subjektivní míry chudoby. In *Monitorování chudoby v České republice*, pp. 31–63. Praha: VÚPSV Praha.
- Meulders, D. – O'Dorchai, S. 2011. When Only the Household Counts. Variation in Household and Individual Poverty Levels in Europe. *Travail, genre et sociétés*, 26, pp. 85–104.
- Mogstad, M. – Langørgen, A. – Aaberge, R. 2007. Region-specific versus country-specific poverty lines in analysis of poverty. *The Journal of Economic Inequality*, 5(1), pp. 115–122.
- Mysíková, M. 2011. EU-SILC and its Methodological Pitfalls: International Comparability and Income Variables. *Data a výzkum – SDA Info*, 5(2), pp. 147–170.

- 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).
- Řihák, H. 2015. *Měříme chudobu: aneb aby tu chudoba s námi ráčila i nadále býti*. On-line, cit. 28. 04. 2018, available at <https://www.mises.cz>.
- Stejskal, L. – Stávková, J. 2010. Living conditions of Czech farmers according to the EU statistics on income. *Agricultural Economics – Czech*, 56(7), pp. 310–316.
- Vijaya, R. M. – Lahoti, R. – Swaminathan, H.. 2014. Moving from the Household to the Individual: Multidimensional Poverty Analysis. *World Development*, 59, pp. 70–81.
- Výběrové šetření příjmů a životních podmínek domácností (SILC). 2018. On-line, cit. 28. 04. 2018, available at [https://www.czso.cz/csu/vyказы/vyberove\\_setreni\\_prijmu\\_a\\_zivotnich\\_podminek\\_domacnosti](https://www.czso.cz/csu/vyказы/vyberove_setreni_prijmu_a_zivotnich_podminek_domacnosti).
- Wolff, Edward N. 2009. *Poverty and Income Distribution* (2nd ed.). Chichester: Wiley.
- Zdeněk, R. – Lososová, J.. 2014. Level of income and income mobility of Czech households. *Ekonomický časopis*, 62(10), pp. 997–1016.
- Želinský, T. 2014. *Chudoba a deprivácia na Slovensku. Metodologické aspekty a empiria*. Košice: Equilibria, 2014.



## 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 měr 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 (ekvivalizovaný) 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.

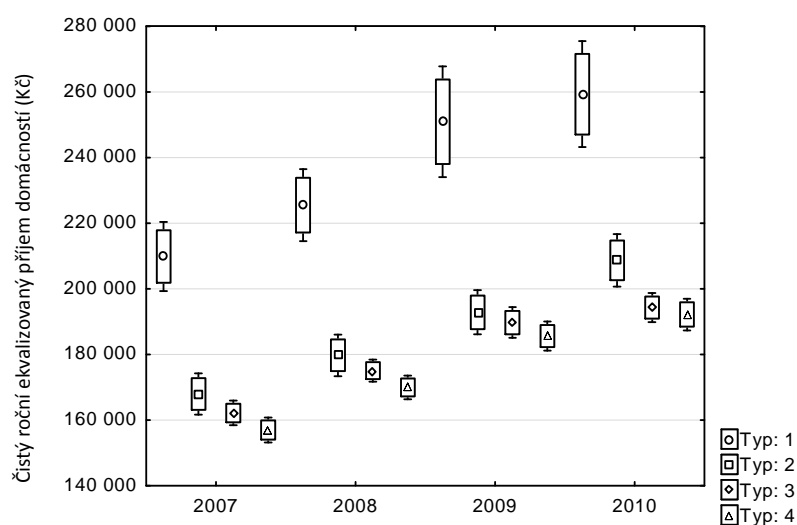
Výrazně nadprůměrných příjmů dosahují pouze domácnosti v hlavním městě (128,7 % průměru ČR v šetření SILC 2010). Domácnosti žijící v krajských městech vykazují kromě roku šetření 2009 příjmy mírně nadprůměrné (až 103,6 % průměru ČR v SILC 2010). Příjmy domácností ve venkovských obcích jsou oproti průměru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

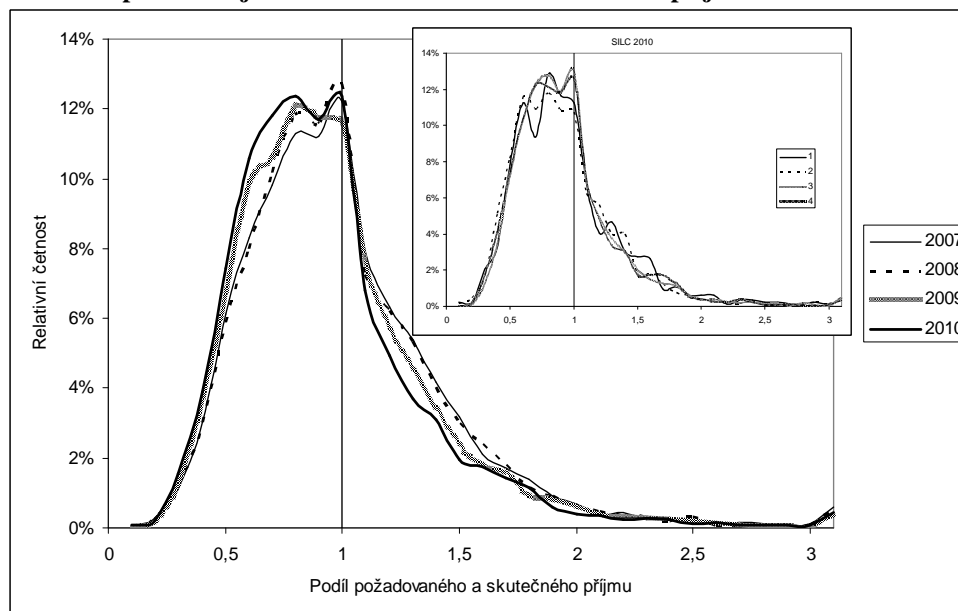
	Skupina	SILC 2007	SILC 2008	SILC 2009	SILC 2010
Subjektivní minimální roční příjem na spotřební jednotku (Kč)	1	174 873	190 038	197 707	199 697
	2	141 553	153 553	153 380	157 971
	3	136 667	148 171	152 312	153 816
	4	134 503	143 849	152 679	150 387
	ČR	140 029	150 901	156 506	157 315
Subjektivní roční 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 %)	
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 skupiny 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. Dostupný 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.

# **INCOME GAP BETWEEN RURAL AND NON-RURAL HOUSEHOLDS – CASE OF THE CZECH REPUBLIC<sup>1</sup>**

RADEK ZDENĚK<sup>1</sup> – FRANTIŠEK STŘELEČEK<sup>2</sup>

<sup>1</sup>*Research fellow, Faculty of Economics, University of South Bohemia, Czech Republic  
E-mail: e-mail: zdenek@ef.jcu.cz*

<sup>2</sup>*Professor, Faculty of Economics, University of South Bohemia, Czech Republic*

The paper compares incomes of Czech rural and non-rural households and identifies households persisting below the poverty line. The data were taken from the statistical research entitled “Statistics on Income and Living Conditions for 2005 and 2008”. Households were classified according to the municipality size (up to 2,000 inhabitants is rural). Household incomes were assessed according to net annual income per consumer unit. Positive skewness and high kurtosis is a typical feature of household incomes; a similarity with log-normal distribution can be presumed. The difference between rural and non-rural household incomes was significant. In 2005, the share of households with incomes below the poverty line did not significantly differ in rural and non-rural areas. The probability of escape from the group with the lowest incomes seems to be higher in the Czech Republic compared to foreign countries.

**Keywords:** household incomes, rural population, income mobility

**JEL-codes:** R20, D10

## **1. INTRODUCTION**

The problem of poverty is not limited to developing countries only; it is related to European society as well. The year 2010 was designated as the European Year for Combating Poverty and Social Exclusion. In 2000, authorities of member states committed themselves to eradicating poverty in the European Union (EU) by

<sup>1</sup> This paper was supported by the Ministry of Education, Youth and Sports of the Czech Republic as a part of MSM 6007665806 project.

2010. Questions of poverty and deprivation are among the major objectives of social policy tackled in a number of important studies. An effort to eliminate poverty and prevention strategies are a part of social policy; while reducing poverty can be taken as the minimal aim. The poverty rate of the Czech Republic is constantly low; 9.1% of the population was below the threshold of monetary poverty in 2007 as reported by the Czech Statistical Office (compared to 16% in the EU).

The Public Opinion Research Centre performed the survey “Citizens on the Economic Situation of Their Households” in 2008 (CVVM 2008). The respondents evaluated whether it is difficult or not to make ends meet with their earnings. For 57% of Czech citizens and their households it is difficult to manage with their current incomes (for 7% it is very difficult). From the point of view of the subjective feeling of poverty, the majority of Czech citizens pertain to the middle category (they consider themselves neither rich nor poor).

The research is usually aimed at social groups that are classified according to age, family type, sector of employment, economic activity, education, gender, handicaps, minorities etc. This paper classifies households into two groups according to the size of the municipality where they live – rural and non-rural. Although this classification is important and relevant, the published analyses of household incomes focus on the groups mentioned above. The aim of the paper is to compare basic parameters of Czech rural households and to identify basic disproportions between rural and non-rural households by comparing their incomes in time and space (assessing mean values, variability, skewness and kurtosis, shape of distribution and its correspondence with theoretical models, mobility and inequality). Research of income mobility is novel both for rural regions and whole country. Marginal attention is paid to living minimum income and subjective minimum income.

## **2. METHODOLOGY, DATA SOURCES AND LITERATURE REVIEW**

### **2.1. Rural regions**

A number of papers address differences (and their causes) in incomes, living standards, risk of poverty etc. between households living in rural and non-rural areas. Gilbert (2004) investigated employment and the average wage in remote rural, accessible rural and non-rural regions in Scotland. There are great differences in incomes between urban and rural households (approximately three times higher in urban areas) as well as differences among regions, for example in China (Gustafsson – Shi 2002; Sicular et al. 2007).

Rural areas are closely related to the agricultural sector. In the Czech Republic, 4.7% of workers are employed in agriculture; 11.1% in rural areas (according to the 2001 Population and Housing Census). Divila and Doucha (2005) compared the level and structure of incomes in agricultural and other households in the Czech Republic according to the Microcensus and Family Budget Statistics. Household incomes are 27% lower than average incomes in the case of households of private farmers and 12% lower in households headed by employees of agricultural enterprises. A similar topic was dealt with by Stejskal and Stávková (2010). Davis et al. (1997) compare the incomes of agricultural households in detailed classifications and possibilities of income diversification in Greece, Ireland and Northern Ireland. Pospěch et al. (2009), Vaněk et al. (2008), Vavřejnová and Lüksik (2007), Buchta and Štulrajter (2007) compared the quality of life in rural and non-rural regions. The authors have identified the gap between the subjective and objective quality of life in rural areas. The development is characterised by deep differences between rural and non-rural regions in the demographic structure of their population, employment, unemployment, level of wages and private enterprise activities. In addition they pointed out the lack of statistical information for rural/non-rural classifications, which is the limiting factor of their analyses and comparisons.

A number of criteria such as number of inhabitants, density, accessibility, remoteness etc related to some kind of territorial unit can be used to divide the sample into rural and non-rural groups (OECD 1994; Ricketts et al. 1998; Phimister et al. 2000; Scottish 2004; Defra 2005). This paper used size of the municipality – 2000 inhabitants to be specific – that corresponded also to the Programme of Rural Development of The Czech Republic in the period of 2007–2013. Previous analyses revealed that this criterion is significant (Střeleček et al. 2004; Perlín et al. 2010).

## 2.2. Poverty

Analysing poverty is based on the ability a) to define it and b) to measure it. Similar to other social phenomena, defining and measuring poverty is connected to a number of difficulties. There are different concepts of poverty. The definition therefore determines who is poor and the extent of poverty in the society (Mareš – Rabušic 1996). Conceptions are further classified according to different criteria – absolute or relative; direct or indirect; prescriptive or consensual and objective or subjective.

Townsend (1979: 31) defines poverty according to the concept of relative deprivation thus:

Individuals, families and groups in the population can be said to be in poverty when they lack the resources to obtain the types of diet, participate in the activities and have the living conditions and amenities which are customary, or are at least widely encouraged or approved, in the societies to which they belong. Their resources are so seriously below those commanded by the average individual or family that they are, in effect, excluded from ordinary living patterns, customs and activities.

Pacione (1995) indicates that poverty is a central element in the multidimensional problem of multiple deprivations. Individual difficulties (such as low pay, dereliction, homelessness, poor schooling, vandalism, stigmatisation, powerlessness, delinquency, segregation, unemployment, poor services, crime, one-parent families, poor housing) reinforce one another to produce compound disadvantages for those affected. Many of the components of multiple deprivations vary in both urban and rural environments. The impact of low income on living standards depends on the length of time low income persists, and the availability of other resources to supplement current income (Layte et al. 1999).

Labudová et al. (2010) compare the risk of poverty in the Czech Republic and in Slovakia and among different regions. They identify factors typical for regions with low-income households using principal component analysis. According to Perry (2002) and Ringen (1988), low incomes are unreliable as an indicator of poverty. Measures of relative deprivation in the study of Halleröd et al. (2006) are not based on incomes but on the observation of consumption of goods and services. The definition of household consumption shows that using consumption has important problems related to the estimation of the use-value of consumer durables and the value of housing (Gradín et al. 2004). Želinský (2010) estimates the level of poverty on the basis of welfare indicators.

The criterion of low incomes is defined differently in literature. The relative definition determines low-income households (or individuals) as those with incomes lower than the first quintile; second or third decile; 40, 50, 60 or 70% of the mean income (average, median).

### **2.3. Income mobility**

Related to income mobility, Jarvis and Jenkins (1997) documented the size of the “persistent poverty” problem and amount of low income turnover. Although there is a small group of people who are persistently poor in Britain, it is the relatively large number of low income escapers and low income entrants. Almost one-third of the sample experienced low income at least once during the four-year period.



Sloane and Theodossiou (1996) also see the significance of finding the answer if low pay is transitory or a permanent feature of a worker's life cycle. Bane and Ellwood (1986) found that although many people have very short spells of poverty, the few with very long spells of poverty represent the majority of the poor. Income mobility in contrast to income inequality concerns the changes in economic status from one time period to another (Fields – Ok 1996b).

Jarvis and Jenkins (1998) discussed income dynamics and mobility in Great Britain. Based on the British Panel Household Survey (1991–1994), they investigated the probability of household shifting between deciles or intervals with limits of 0.5; 0.75; 1; 1.25 and 1.5 of an average net income. Phimister et al. (2000a) found that low pay persistence in the rural areas was significantly higher than in non-rural in Britain. The differences can be assigned to differences in the characteristics of rural and non-rural samples (structure of employment, education level, etc.).

Mobility measures can be based on the dependency between income in the initial period and income in the subsequent period – the correlation coefficient between the incomes of the two years and Spearman rank correlation coefficient between the income ranks of the two years (Wolff 2009). A value of the mentioned coefficients close to one shows a low degree of mobility. The degree of income mobility increases with the decreasing value of the correlation coefficient. Hart's index is based on the correlation of incomes each year. Hart's index is formally defined as:

$$M_{\text{Hart}} = 1 - r(\log y_1; \log y_0), \quad (1)$$

where  $r(\cdot)$  is the correlation coefficient. Hart's index has the value of 0 for complete immobility and the value of 2 for perfect mobility. Shorrocks'  $M$  index of mobility can be expressed as (Shorrocks 1978a):

$$M = (n - \text{tr}\mathbf{T}) / (n - 1), \quad (2)$$

where  $\mathbf{T}$  is the transition matrix and  $n$  is the number of income or expenditure groups in which the distribution is divided. The index has a lower-limit of zero when there is complete immobility ( $\text{tr}\mathbf{T} = n$ ) and has no fixed upper-limit.

The Fields-Ok index (Fields – Ok 1996a) defines a per capita mobility measure as

$$m(y_0, y_1) = 1 / N \sum_{i=1}^N |y_{i1} - y_{i0}| \quad (3)$$

and a percentage mobility measure as

$$p(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = \sum_{i=1}^N |y_{i1} - y_{i0}| / \sum_{i=1}^N y_{i0}. \quad (4)$$

Fields and Ok (1999) define the relation of the per capita mobility measure after the logarithmic transformation of initial incomes as

$$m(\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1) = 1/N \sum_{i=1}^N |\log y_{i1} - \log y_{i0}|. \quad (5)$$

Shorrocks (1978b) defines complete immobility as a phenomenon when the relative incomes of all individuals remain constant through time.

## 2.4. Income inequality

Income inequality is a natural part of society as individuals (households) differ in their abilities and needs. It results from social inequality determined by inequality among people regarding wealth, education, power and possibilities. Income inequality has been measured by a number of relations such as the Gini coefficient; the Atkinson Index; the Theil Entropy Index; the Hoover Index, decile ratios, etc.

The review of the Gini coefficient and its calculation is presented in Xu (2004) and Anand (1983) in Appendix B. The calculation can be based on a number of equivalent relations. This paper uses the following relation:

$$G = 2 \operatorname{cov}(\mathbf{y}, \mathbf{i}) / (n\mu), \quad (6)$$

where  $\operatorname{cov}(\mathbf{y}, \mathbf{i})$  is the covariance between incomes and their ranks,  $n$  is sample size and  $\mu$  is mean income.

Townsend (1979) found Czechoslovakia, Hungary, New Zealand and Australia as countries, where employment incomes were distributed most equally. Those countries where incomes were most unequally distributed were Brazil, Chile, India, Ceylon and Mexico. Although Townsend's book is more than 30 years old, these findings are still relevant. Rodríguez-Pose and Tselios (2009) calculated the Gini Index of regions in Western Europe between 1995 and 2000. They found significant differences between the South and the North of Europe. Scandinavian states had a Gini Index up to 0.34, while Southern European states (Greece, Southern Italy, Spain, Portugal) had a Gini Index of more than 0.55. The Gini mobility index offers a connection of income inequality and mobility concepts (Wodon – Yitzhaki 2002; Yitzhaki – Wodon 2002). This method is intended for analyzing the relationship among growth, inequality and mobility.

## 2.5. Data sources – Statistics on income and living conditions

Before the Czech Republic entered the EU, the income and social situation of the population had been investigated by a Microcensus statistical survey (in 2002 for the last time). After the EU accession, the Czech Statistical Office has been providing a statistical survey entitled Living Conditions, which is a national module of the European EU-SILC survey (European Union – Statistics on Income and Living Conditions) performed since 2005 in compliance with European legislation. This survey became obligatory after EU accession. It is provided by all member states according to regulations of the European Parliament and the Council of the European Union (Regulation 2003; Regulation 2005). The aim of the survey is to obtain representative data of the income distribution of households, the risk of poverty of different groups of people, data related to the way, quality and financial intensity of life, the equipment of households with items of long-term usage and working, material and health situations of adult people living in a household. The unit of observation was the household, randomly selected in two stages. The questionnaire has several parts; questions refer both to individuals and households. The survey is framed as a rotation panel – households are included in the survey for four years (Living Conditions 2010). Detailed information on the survey process and the structure of the Czech SILC in 2005 and descriptive statistics of household incomes are described in Stejskal et al. (2010).

The SILC survey of 2005 included data that was up-to-date at the time of the survey, i.e. in May of 2005, with incomes for the whole year of 2004. The 2008 SILC survey included data that was up-to-date in May of 2008 with incomes for the whole year of 2007. The 2005 SILC dataset included data of 4,351 households and 10,333 individuals living in these households; the 2008 SILC dataset included data of 11,294 households and 26,933 individuals. Both sets included the same 3,348 households with 7,980 individuals in 2005 and 7,882 individuals in 2008.

In the SILC statistical survey, municipalities according to the number of inhabitants are classified into 9 groups (*SIZE*); municipalities with less than 999 inhabitants match groups 1, 2 and 3; group 4 includes municipalities with 1,000–1,999 inhabitants and non-rural municipalities are classified as groups 5, 6, 7, 8 and 9.

## 2.6. Definition of variables

The net monetary income of a household in Czech koruna (CZK) per year (*CP\_PRIJ*) includes gross incomes from employment (employment and self-em-

ployment) of all household members, social income and other benefits reduced by social and health insurance and income taxes. The number of consumer units (*EJ*) is a weighted sum of household members; the household head is assigned a value of 1.0; a value of 0.3 to children less than 13 years of age; and a value of 0.5 to other members (the OECD-modified equivalence scale); according to the definition of the Statistical Office of the European Union (EUROSTAT). A similar value is used by Jarvis and Jenkins (1998) with net incomes of all household members modified according to the McClements equivalence scale. A question is whether it is better to use gross or net incomes for income analyses. The analysis of households with low incomes can be possibly adjusted by eliminating housing costs (Phimister et al. 2000b). Net monetary income of households per consumer unit in CZK per year is calculated as

$$CP\_PRIJ / EJ. \quad (7)$$

The living minimum income is the lowest socially recognized level of income to ensure nutrition and other basic personal needs. The living minimum income of a household in CZK per month (*ZIVMIN*) is the sum of all amounts for each individual according to their status in the household defined according to the Act no. 110/2006 Coll., on Living and Subsistence Minimums. Previously, the living minimum income was calculated according to the Act no. 463/1991 Coll., on Living Minimums as the sum of the amounts for each individual and the amount according to the size of a household. This calculation was used during the SILC 2005 survey.

In 2004, the living minimum income was regulated by the Government Regulation no. 333/2001 Coll., increasing the amount of the living minimum income. There were five levels of the amount (in CZK per month) necessary to ensure nutrition and other basic personal needs related to age (and to dependency for people between 15 and 26 years of age): children under 6 years (1,690 CZK); children from 6 to 10 years (1,890 CZK); from 10 to 15 years (2,230 CZK); dependent children from 15 to 26 years (2,450 CZK) and other people (2,320 CZK). The amount necessary to ensure basic needs comprised four levels according to the number of persons in the household (in CZK per month): a single person (1,780 CZK); two people living in the household (2,320 CZK); three or four people (2,880 CZK) and five or more people (3,230 CZK). The amount of the living minimum income according to Act no. 110/2006 Coll., on Living and Subsistence Minimums reaches 3,126 CZK per month for a single person; 2,880 CZK per month for the first person in a household and 2,600 CZK per month for the second and other persons who are not a dependant child; 1,600 CZK per month for a dependant child under

6 years of age; 1,960 CZK per month for children aged from 6 to 15 and 2,250 for children aged 15 to 26. The living minimum per consumer unit is calculated as

$$ZIVMIN / EJ. \quad (8)$$

The question “What is the lowest net monthly income your household would have to have in order to make ends meet?” is a part of the Living Conditions questionnaire. The *MIN\_PRIJ* variable is therefore a subjective estimate of the lowest income possible due to the composition and conditions of the household that will enable it to ensure its basic needs. The lowest annual income per consumer unit is calculated as

$$12 * MIN\_PRIJ / EJ. \quad (9)$$

The subjective annual surplus per consumer unit is calculated as

$$(CP\_PRIJ - 12 * MIN\_PRIJ) / EJ. \quad (10)$$

Monetary values are in current prices. The year 2005 had an annual inflation rate of 1.9%. In 2006, it reached 2.5% and 2.8% in 2007. The price level increased by 7.37% with an average annual growth rate of 2.399% in the period of investigation. Dividing the SILC values for 2008 (i.e. incomes of 2007) by the 1.0737 coefficient will express these values in prices for 2004. The average exchange rates between CZK and EUR (31.90 CZK/EUR in 2004 and 27.5 CZK/EUR in 2007)<sup>2</sup> are provided for the possibility of comparison.

### 3. RESULTS AND DISCUSSION

The SILC 2005 sample included data from 4,351 households; 1,111 of which were in municipalities with less than 2,000 inhabitants (rural municipalities) and 3,240 of which were in municipalities with a population above 2,000 inhabitants (non-rural municipalities). The SILC 2008 included data for 11,294 households; 3,052 of which were rural and 8,242 non-rural.

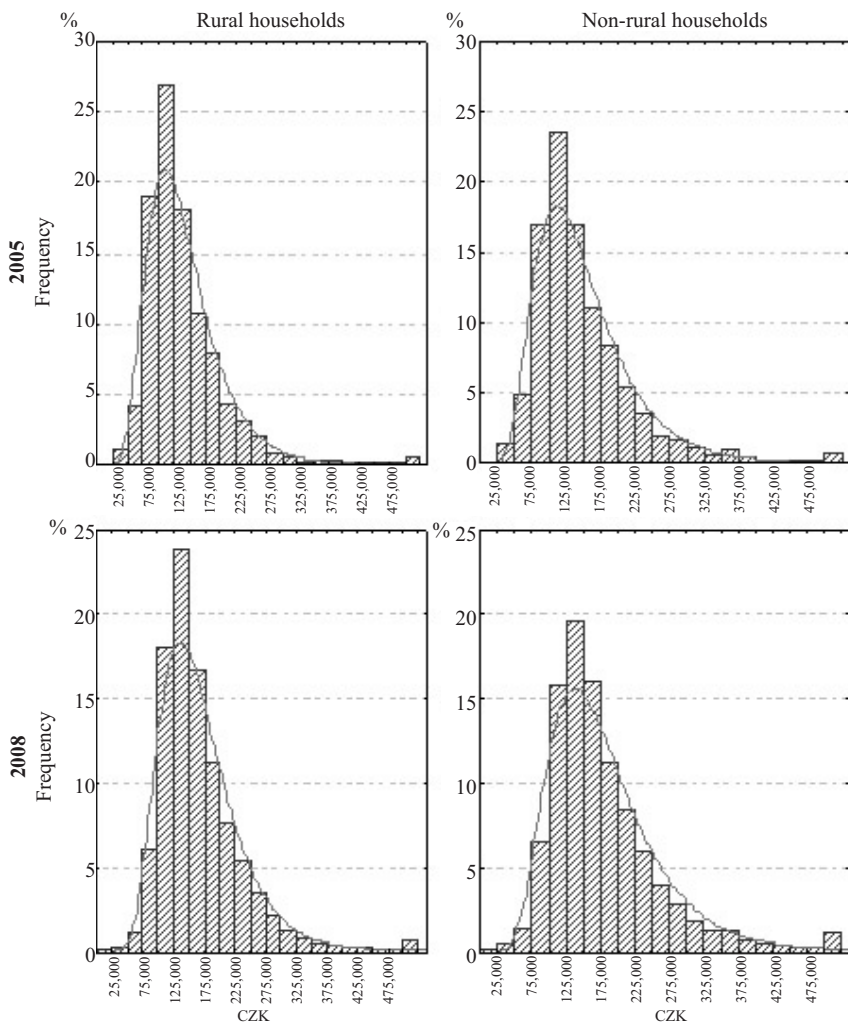
In 2005, an average Czech household was composed of 1.62 consumer units according to the EU definition; 1.63 in 2008. Rural households were composed of 1.7 consumer units (both 2005 and 2008) and non-rural households had 1.59 con-

<sup>2</sup> 25.7 CZK/USD in 2004 and 20.31 CZK/USD in 2007.

sumer units in 2005 and 1.61 consumer units in 2008. Rural households are greater by approximately 0.1 consumer units.

### 3.1. Net incomes per consumer unit

Figure 1 presents histograms of annual net incomes per consumer unit of rural and non-rural households in 2005 and 2008. It revealed positive skewness (with



**Figure 1.** Histograms of net incomes per consumer unit

Source: SILC, Own calculation.

the median lower than the average in all cases). Histograms are smoothed with the curve of a log-normal distribution. The Pearson's goodness of fit test ( $\chi^2$  test) rejected the hypothesis of correspondence of the empirical and log-normal distributions in both years and both groups ( $p$ -level  $< 0.001$ ). Histograms and the calculation of the test criteria also revealed the greatest difference of the empirical and theoretical distribution in intervals near the peak as well as on the upper tail. High frequencies of values near the average are connected to high kurtosis.

Results of goodness of fit tests of the  $CP\_PRIJ/EJ$  distribution among size groups are presented in *Table 1*. Values above the main diagonal are for 2005; under the main diagonal for 2008. A significant difference of distribution shapes of municipalities with a population of less than 1,000 inhabitants and municipalities with 1,000–2,000 inhabitants was proved in both years. The income distribution of households in non-rural areas ( $SIZE$  5–9) significantly differs from the income distribution in the other groups in both years.

**Table 1**

		Values of $\chi^2$ test criterion and significance levels			
	2005	$SIZE = 1-3$	$SIZE = 4$	$SIZE = 1-4$	$SIZE = 5-9$
2008					
$SIZE = 1-3$			27**		20.1*
$SIZE = 4$		25**			20.7*
$SIZE = 1-4$					34.4***
$SIZE = 5-9$		64.8***	50.1***	106.5***	

\*  $p$ -level  $< 0.05$ ; \*\*  $p$ -level  $< 0.01$ ; \*\*\*  $p$ -level  $< 0.001$

Source: SILC, Own calculation.

*Table 2* presents basic features of households' annual net income per consumer unit. The income gap between rural and non-rural households increased from 8,055 CZK in 2005 to 11,937 CZK in 2008; incomes of non-rural households were higher by 5.7% in 2005 and by 7% in 2008. The difference of the  $CP\_PRIJ/EJ$  mean of rural and non-rural households is significant at the level of  $p < 0.05$  in 2005 and  $p < 0.001$  in 2008. The share of households with incomes below the poverty line (60% of the average net incomes of households per consumer unit; 88,957 CZK in 2005 and 106,859 CZK in 2008) was not significantly different in rural and non-rural areas in 2005 (14%). In 2008, the share decreased to 10.8% in rural areas and to 11.9% in non-rural areas.

Dividing the sample into smaller groups according to the SILC survey will enable us to explain this significant difference by comparing mean values of household income per consumption unit. The  $SIZE = 9$  group (more than 100,000 inhabitants) included 5 towns in both the 2005 and 2008 SILC surveys (the capital city

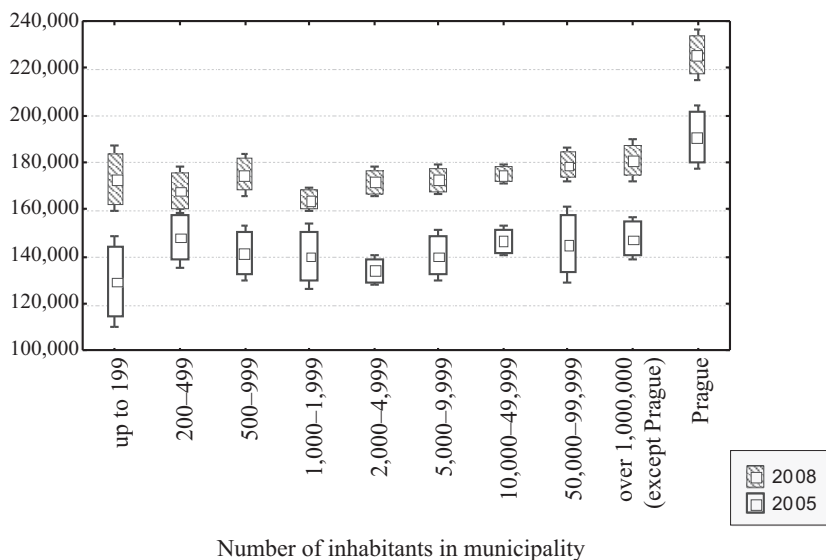
**Table 2**

Net income of households per consumer unit – basic features (in CZK)

Year	Household	Average	Median	Share of households below the poverty line (%)
2005	Rural	142,263	124,325	14.1
	Non-rural	150,318	128,647	13.9
	Total	148,261	127,500	14.0
2008	Rural	169,386	150,625	10.8
	Non-rural	181,323	159,202	11.9
	Total	178,098	156,267	11.6

Source: SILC, Own calculation.

of Prague; Brno, Ostrava, Plzeň and Olomouc); in the box plot (Figure 2) this group is split into Prague and other towns. Boxes are designed as the mean being the central point and the box represents a 95% confidence interval for individual observations around the mean and whiskers are the 99% confidence interval. The plot revealed differences in incomes in municipalities with different size as well as development over time. The difference in incomes between rural and non-rural households is caused above all, by incomes in the capital city where the income of households per consumer unit amounted to 190,725 CZK in 2005 and to 225,479 CZK in 2008.

**Figure 2.** Net household income per consumer unit, in CZK

Source: SILC, Own calculation.



The results can be influenced by commuting from rural municipalities to district or regional centres. The high share of commuters is characteristic for the whole of the Czech Republic as well as for rural municipalities. From the total of the economically active population in the Czech Republic, 81.6% commute (including commuters within a municipality, district, region or to a different region). It is characteristic for the inhabitants of rural municipalities that almost a half of them (44.2%) commute within the district (Střeleček et al. 2004).

Against official statistics the respondents in the SILC questionnaire can indicate officially unregistered incomes as well (as other incomes) resulting from e.g. the grey economy. These data however are most likely unreliable, so we do not use them. Schneider and Klinglmair (2004) estimate the share of the shadow (both grey and black) economy in the Czech Republic to be 19.1% of GDP in 2000. Economists usually estimate this share in developed countries to be 10–15% of GDP. Empirical evaluation of differences in the shares of shadow economies between rural and non-rural municipalities is out of the possibilities of this article, but these differences cannot be excluded.

*A living minimum income* is regulated by law; it depends on the size and composition of a household. An average annual living minimum income per consumer unit amounted to 56,246 CZK in 2005 and 44,186 CZK in 2008. The decrease was caused by the above mentioned change of the Act on Living Minimum and the methodology of calculation. The number of households with incomes below the level of the living minimum income decreased from 86 in 2005 (i.e. 1.98% of the whole) to 40 in 2008 (0.35% of the whole). This apparent improvement was caused mainly by the change of the Act.

The question about the *subjective minimum income* that will enable a household to satisfy basic needs is answered by an impossible amount of zeros to 100,000 CZK per month. The average requested annual income amounted to 205,825 CZK in 2005 and 244,210 CZK in 2008. No significant differences were found between rural and non-rural households at the significance level of 0.05. Differences occur after calculating an average annual net income per consumer unit – 119,590 CZK in rural areas and 131,033 in non-rural areas for 2005 and 144,198 CZK in rural areas and 153,384 CZK in non-rural areas for 2008.

The modus is an interesting feature of the minimum income; it amounted to 20,000 CZK per month in rural and non-rural areas as well in both years regardless of the size of the household. This income is sufficient for about 16% of households. The net income of 20,000 CZK per month is regarded as a threshold of the minimum living standard in the Czech society.

Supposing that the respondents understood the question correctly and they quoted a real amount necessary to cover their basic needs, a subjective surplus offers a possibility to purchase avoidable goods and services and for savings. The

subjective surplus per consumer unit distribution has a high kurtosis and a positive skewness with 20,150 CZK as the average in 2005 (22,673 in rural areas and 19,285 CZK in non-rural areas) and 27,196 CZK in 2008 (25,188 CZK in rural areas and 27,940 in non-rural areas). The interval classification of the subjective surplus per consumption unit (with a step of 5,000 CZK) revealed a modal interval of <0–5,000 CZK in both rural and non-rural areas in both years.

### 3.2. Income mobility and inequality

In the income groups' transition matrix, rows represent an income group for an initial time period, and columns an income group for the subsequent period. Cells represent the proportion that move from one income group to another between consecutive periods. The probabilities of movement between classes are given by the off-diagonal elements of the transition matrix.

The initial time period is represented by the SILC data of 2005 compared to the subsequent period of the SILC 2008 data. 3,348 households that are included in both surveys were chosen. Income groups are based on an average income – less than 50% of the average in the first group; 50–75% of the average in the second group, etc.

The share of households remaining in the first group amounted to approximately 37% in rural and non-rural areas (*Table 3, Table 4*). This indicates a rather high degree of mobility out of the group with the lowest income – compared to Great Britain or Spain (Jarvis – Jenkins 1998; Phimister et al. 2000b; Gradín et al 2004). Consideration should be given to the interval of time between observations. There is less opportunity for movement within a short interval than in a long interval. In the paper, an interval of three years is used; other studies use intervals of 1 to 5 years.

**Table 3**

Income group transition matrix for rural households

Interval	< 0.5	0.5–0.75	0.75–1	1–1.25	1.25–1.5	> 1.5
< 0.5	<b>0.368</b>	0.447	0.158	0.026	0.000	0.000
0.5–0.75	0.050	<b>0.630</b>	0.244	0.042	0.031	0.004
0.75–1	0.007	0.229	<b>0.512</b>	0.195	0.044	0.013
1–1.25	0.007	0.043	0.355	<b>0.369</b>	0.184	0.043
1.25–1.5	0.000	0.014	0.122	0.270	<b>0.270</b>	0.324
> 1.5	0.000	0.014	0.164	0.164	0.233	<b>0.425</b>

Source: SILC, Own calculation.

**Table 4**

Income group transition matrix for non-rural households

Interval	< 0.5	0.5–0.75	0.75–1	1–1.25	1.25–1.5	> 1.5
< 0.5	<b>0.379</b>	0.379	0.161	0.056	0.016	0.008
0.5–0.75	0.046	<b>0.616</b>	0.237	0.073	0.015	0.012
0.75–1	0.012	0.195	<b>0.559</b>	0.154	0.050	0.030
1–1.25	0.003	0.060	0.305	<b>0.358</b>	0.174	0.101
1.25–1.5	0.009	0.057	0.172	0.242	<b>0.269</b>	0.251
> 1.5	0.007	0.033	0.091	0.109	0.193	<b>0.567</b>

Source: SILC, Own calculation.

Phimister et al. (2000b) quoted transition matrices for rural and non-rural households; with a five-year interval between waves. Diagonal cells of this matrix (0.71; 0.574; 0.494; 0.472; 0.382; 0.76) apply for rural households and (0.733; 0.546; 0.515; 0.452; 0.376; 0.768) apply for non-rural households. Comparing cell [1, 1] of the transition matrices (households with low incomes in both periods) – i.e. 0.368 for Czech and 0.71 for British rural regions, suggests a rather great number moving from this group that is also supported by the length of the period. A low percentage of persistent poor is connected to the shape of income distribution (high kurtosis) and lower income inequality in the Czech Republic. There are low values in the other rows of the first column – for example 5% of rural households move from the second to the first group; 4.6% of non-rural households, respectively. There are rather low differences between matching transition matrix cells of rural and non-rural areas with absolute values to 0.07. The cell [6, 6] (group of the persistently richest) is an exception; the probability of staying in this group is higher by 14 points for non-rural households. For further comparison, Jarvis and Jenkins (1998) measured household income mobility between the average of waves 1 and 2 and between the average of waves 3 and 4. The main diagonal of the transition matrix included the following entries (50%; 55%; 46%; 45%; 32%; 71%).

Shorrocks'  $M$  index of mobility is calculated according to the transition matrix. It scored 0.69 in rural households and 0.65 in non-rural households. Higher income mobility in rural areas is demonstrated by the correlation coefficient as well ( $r = 0.50$  in rural regions and 0.68 in non-rural regions). Hart's  $M$  index based on the logarithms of incomes did not differ between rural and non-rural areas ( $M_{Hart} = 0.31$  both).

Fields-Ok's indices do not measure the mobility in terms of the change of relative incomes. They measure the change of income in absolute or percentage expressions. Fields-Ok per capita mobility measure amounted to 44,616 CZK in rural regions and 47,715 CZK in non-rural regions. The percentage mobility mea-

sure amounted to 0.263 for both rural and non-rural areas. The percentage change was the same in both areas; the higher per capita mobility measure in non-rural areas is caused by greater incomes in the initial period.

The Gini coefficient measuring the inequality of net annual household incomes per consumption unit confirmed a lower inequality of incomes in the Czech Republic. Comparing the net income inequality using the equivalence scale further decreases the inequality. The Gini coefficient reached 0.23 for rural households in 2005 and 0.20 in 2008; and 0.24 for non-rural households in 2005 and 0.23 in 2008 – the income inequality of net annual household incomes per consumption unit has decreased. The decrease of inequality is contrary to a common statement that income inequality increases in post-communist economies (see for example Stejskal – Stávková 2010). These coefficients were calculated according to the SILC sample and the dissonance can be caused by a larger sample in 2008. The increase of inequality would also result from the abolition of the progressive taxation of incomes in 2008 and from the implementation of upper limits in payments of social and health insurance.

### 3.3. Persistently poor households

Let us closely discuss households with the lowest incomes both in the initial and in the consequent periods. There were 61 households, 14 of which were in rural areas and 47 in non-rural areas; they were smaller than an average household by 0.1 consumer unit. Their structure according to social groups (of the head of household) is presented in *Table 5*.

Significantly often, these households were of retired people in rural areas and of unemployed people in non-rural areas. Basic and lower upper education (without a leaving examination) prevailed in both areas; 2% of non-rural households had a person with a university education as a head. The great share of retired and unemployed people reflected also the structure of incomes, with a 78% share of gross incomes from social benefits (69% in 2008) and 18% of incomes from employment in 2005 (24% in 2008). The rest refers to other sources of income.

Within the questionnaire survey, respondents answered the question of whether or not their housing costs are a burden for their households. Answers were rather consistent in both years and areas: housing costs are a great burden for approximately 70% of households and a certain burden for 30% of households. Similar consistency was revealed within the question of income sufficiency: it was extremely difficult to live on their incomes for 50% of households; 35% had some difficulties and the rest of them reported minor difficulties.

**Table 5**

Structure of low income households according to social groups (%)

Social group according to the head of household	Rural		Non-rural	
	2005	2008	2005	2008
Lower employee	14.3	14.3	10.6	12.8
Self-employed person	0.0	0.0	4.3	0.0
Higher employee	7.1	7.1	0.0	2.1
Retired person with no economically active members	<b>50.0</b>	<b>57.1</b>	25.5	34.0
Unemployed	14.3	21.4	<b>46.8</b>	<b>46.8</b>
Other	14.3	0.0	12.8	4.3
Total	100	100	100	100

Source: SILC, Own calculation

#### 4. CONCLUSION

The aim of this paper was to compare incomes of Czech rural and non-rural households. Positive skewness and high kurtosis is a typical feature of household incomes. A similarity to the log-normal distribution can be presumed from histograms; however fit tests of theoretical and empirical distribution denied it – mainly due to high kurtosis. The difference of incomes of rural and non-rural households was significant ( $p < 0.05$  in 2005;  $p < 0.001$  in 2008). A detailed classification of households according to the size of the municipality revealed that the difference was caused by the level of incomes in the capital city of Prague; there was no significant difference in incomes of households according to municipality size. However, the number of jobs is limited in small municipalities so that commuting to bigger towns often occurs.

The share of households with incomes of less than 60% of an average net income per consumer unit decreased from 14% in 2005 to 11.6% in 2008. The comparison of the transition matrix with studies of other countries revealed a higher probability of moving from the group with the lowest income (approximately 0.63 both in rural and non-rural areas). A low percentage of persistently poor is connected to a high kurtosis of income distribution and low income inequality in the Czech Republic. Income mobility was greater in rural households compared to non-rural.

Households staying in the group with lowest incomes consisted mainly of retired people (in rural areas) and of unemployed (in non-rural areas) in both years. The head of those households had lower education and their incomes depended mainly on social benefit incomes (pensions, welfare benefits).

## REFERENCES

- Anand, S. (1983): *Inequality and Poverty in Malaysia. Measurement and Decomposition*. New York: Oxford University Press.
- Bane, M. J. – Ellwood, D. T. (1986): Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells. *The Journal of Human Resources* 21(1): 1–23.
- Buchta, S. – Stulrajter, Z. (2007): Divergence of Some Socio-economic Indicators between Rural and Urban Areas in Slovakia. *Agricultural Economics-Zemедelska Ekonomika* 53(6): 256–262.
- CVVM (2008): Občané o ekonomické situaci svých domácností [Citizens and Economic Situation of their Households]. *Tisková zpráva eu80602*. Centrum pro výzkum veřejného mínění, Sociologický ústav AV ČR.
- Davis, J. – Mack, N. – Kirke, A. (1997): New perspectives on farm household incomes. *Journal of Rural Studies* 13(1): 57–64.
- Defra Classification of Local Authority Districts and Unitary Authorities in England: An Introductory Guide*. Developed by the Rural Evidence Research Centre, Birkbeck College, University of London, July 2005.
- Divila, E. – Doucha, T. (2005): Typologie a příjmové postavení zemědělských domácností v České republice [Typology and Income Situation of Farm Households in the Czech Republic]. *Politická ekonomie* 53(4): 495–511.
- Fields, G. S. – Ok, E. A. (1996a): The Meaning and Measurement of Income Mobility. *Journal of Economic Theory* 71(2): 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: 455–471.
- Gilbert, A. (2004): *Earning in Rural and Non-rural Areas of Scotland*. Stirling: Scotecon.
- Gradiń, C. – Cantó, O. – Del Río, C. (2004): Inequality, Poverty and Mobility: Choosing Income or Consumption as Welfare Indicators. *Working Paper 18/04*. Instituto de Estudios Fiscales.
- Gustafsson, B. – Shi, L. (2002): Income Inequality within and across Counties in rural China 1988 and 1995. *Journal of Development Economics* 69(1): 179–204.
- 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(4): 328–345.
- Jarvis, S. – Jenkins, S. P. (1997): Low Income Dynamics in 1990s Britain. *Fiscal Studies* 18(2): 123–142.
- Jarvis, S. – Jenkins, S. P. (1998): How much Income Mobility is there in Britain? *The Economic Journal* 108(447): 428–443.
- Labudová, V. – Vojtková, M. – Linda, B. (2010): Application of Multidimensional Methods to Measure Poverty. *E & M Ekonomie a Management* 10(1): 6–21.
- Layte, R. – Maitre, B. – Nolan, B. – Whelan, C. T. (1999): Income, Deprivation and Economic Strain: An Analysis of the European Community Household Panel. *Working Paper 2 for the Panel TSER Project, June 1999*. The Economic and Social Research Institute.
- Living Conditions (EU-SILC). [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zivotni\\_podminky\\_\(eu\\_silc\)](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zivotni_podminky_(eu_silc)), accessed 29/04/2010.
- Mareš, P. – Rabušic, L. (1996): K měření subjektivní chudoby v české společnosti [Subjective Perception of Poverty in the Czech Republic]. *Sociologický časopis* 32(3): 297–315.
- OECD (1994): *Creating Rural Indicators for Shaping Territorial Policies*. Paris: OECD.
- Pacione, M. (1995): The Geography of Deprivation in Rural Scotland. *Transactions of the Institute of British Geographers, New Series* 20(2): 173–192.

- Perlín, R. – Kučerová, S. – Kučera, Z. (2010): A Typology of Rural Space in Czechia according to its Potential for Development. *Geografie* 115(2): 161–187.
- Perry, B. (2002): The Mismatch Between Income Measures and Direct Outcome Measures of Poverty. *Social Policy Journal of New Zealand* 19: 101–127.
- Phimister, E. – Shucksmith, M. – Vera-Toscano, E. (2000a). The Dynamics of Low Pay in Rural Households: Exploratory Analysis Using the British Household Panel Survey. *Journal of Agricultural Economics* 51(1): 61–76.
- Phimister, E. – Upward, R. – Vera-Toscano, E. (2000b): The Dynamics of Low Income in Rural Areas. *Regional Studies* 34(5): 407–417.
- Pospěch, P. – Delín, M. – Spěšná, D. (2009): Quality of life in Czech rural areas. *Agricultural Economics-Zemědělska Ekonomika* 55(6): 284–295.
- 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).
- Ricketts, T. C. – Johnson-Webb, K. D. – Taylor, P. (1998): *Definitions of Rural: A Handbook for Health Policy Makers and Researchers*. US DHHS.
- Ringen, S. (1988): Direct and Indirect Measures of Poverty. *Journal of Social Policy* 17(3): 351–365.
- Rodríguez-Pose, A. – Tselios, V. (2009): Mapping Regional Personal Income Distribution in Western Europe: Income Per Capita and Inequality. *Finance a uver – Czech Journal Of Economics And Finance* 59(1): 41–70.
- Schneider, F. – Klinglmair, R. (2004): Shadow Economies around the World: What do we know? Johannes Kepler University of Linz, *Working Paper* No. 0403, April 2004.
- Scottish Executive Urban Rural Classification, 2003–2004*. Scottish Executive, Edinburgh, 2004.
- Shia, X. – Nuetah, A. J. – Xin, X. (2010). Household Income Mobility in Rural China: 1989–2006. *Economic Modelling* 27(5): 1090–1096.
- Shorrocks, A. (1978b): Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory* 19(2): 376–393.
- Shorrocks, A. F. (1978a): The Measurement of Mobility. *Econometrica* 46(5): 1013–1024.
- Sicular, T. – Ximing, Y. – Gustafsson, B. – Shi, L. (2007): The Urban–rural Income Gap and Inequality in China. *Review of Income and Wealth* 53(1): 93–126.
- Sloane, P. J. – Theodossiou, I. (1996): Earnings Mobility, Family Income and Low Pay. *The Economic Journal* 106(May): 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* 58(3): 251–260.
- Stejskal, L. – Stávková, J. (2010): Living Conditions of Czech Farmers According to the EU Statistics on Income. *Agricultural Economics-Zemědělska Ekonomika* 56(7): 310–316.
- Střeleček, F. – Zdeněk, R. – Lososová, J. – Jílek, M. (2004): Social and Economic Points of the Rural Development. *Agricultural Economics-Zemědělska ekonomika* 50(10): 431–444.
- Townsend, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom. A Survey of Household Resources and Standards of Living*. Berkeley: University of Carolina Press.
- Vaněk, J. – Jarolímek, J. – Šimek, P. (2008): Development of Communication Infrastructure in Rural Areas of the Czech Republic. *Agricultural Economics-Zemědělska Ekonomika* 54(3): 129–134.

- Vavrejšnová, M. – Lüpsik, S. (2007): Some Comparisons across Central and East European Countries in Terms the Rural Population Living Standard. *Agricultural Economics-Zemedska Ekonomika* 53(1): 36–44.
- Wodon, Q. – Yitzhaki, S. (2002): Growth And Convergence: an Alternative Empirical Framework. [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=304281](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=304281), accessed 12/07/2010.
- Wolff, E. N. (2009): *Poverty and Income Distribution*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Xu, K. (2004): How has the Literature on Gini's Index Evolved in the Past 80 Years? *Working Paper*, Dalhousie University, Department of Economics.
- Yitzhaki, S. – Wodon, Q. (2002): Mobility, Inequality, and Horizontal Equity. [http://siteresources.worldbank.org/INTDECINEQ/Resources/Mob\\_20.pdf](http://siteresources.worldbank.org/INTDECINEQ/Resources/Mob_20.pdf), accessed 12/07/2010.
- Želinský, T. (2010): Analýza chudoby na Slovensku založená na koncepte relatívnej deprivácie [Analysis of Poverty in Slovakia Based on the Concept of Relative Deprivation]. *Politická ekonomie* 58(4): 542–565.



# HODNOCENÍ VÝVOJE ZAMĚSTNANOSTI, PRŮMĚRNÉ MZDY A PRODUKTIVITY PRÁCE POMOCÍ SHIFT-SHARE ANALÝZY

*Radek Zdeněk, František Střeleček*

## Úvod

Rozšířením EU v roce 2004 se značně prohloubily rozdíly v produkci nejen na národní, ale mnohem více na regionální úrovni. V nových členských státech žije 90 % populace v regionech s hrubým domácím produktem na obyvatele nižším než 75 % průměru EU, zatímco

v EU15 je to pouze 13 % populace (Broersma a Van Dijk [7]). Tomu odpovídají i hodnoty uvedené v tab. 1 (hrubý domácí produkt na obyvatele v paritě kupní síly k průměru EU27 podle NUTS 3), kdy 75% hranici překračuje v České republice pouze Praha (více např. Kraftová a Kraft [17]).

**Tab. 1: Hrubý domácí produkt na obyvatele v paritě kupní síly v % k průměru EU27**

NUTS 3	2004	2005	2006	2007	2008
Hlavní město Praha	153,9	158,2	161,6	171,2	172,1
Středočeský kraj	71,0	69,8	72,6	74,8	74,1
Jihočeský kraj	66,8	68,4	68,8	68,4	67,7
Plzeňský kraj	72,4	71,6	72,6	73,2	68,5
Karlovarský kraj	58,1	57,3	55,3	56,8	55,4
Ústecký kraj	61,8	61,8	62,4	63,2	64,5
Liberecký kraj	60,4	63,6	62,4	61,6	58,6
Královéhradecký kraj	67,3	66,2	65,4	68,0	67,3
Pardubický kraj	63,1	62,2	64,6	66,8	66,9
Vysočina	64,1	64,4	65,0	67,2	62,9
Jihomoravský kraj	68,7	68,9	70,5	73,2	78,1
Olomoucký kraj	59,0	57,3	57,0	59,2	60,6
Zlínský kraj	59,9	61,3	62,4	65,2	68,1
Moravskoslezský kraj	61,3	64,0	64,1	67,2	69,3
Česká republika	75,1	76,0	76,8	79,6	80,5

Zdroj: EUROSTAT

Bielik a Rajčániová [3] považují vývoj na trhu práce a jeho dopady na změny v zaměstnanosti, produktivitě práce a mzdách za významné ekonomické problémy současnosti. Cílem příspěvku je pomocí shift-share analýzy posoudit dynamiku produktivity práce, zaměstnanosti

a průměrné mzdy v krajích a odvětvích národního hospodářství z hlediska jednotlivých komponent. Sledovaným obdobím jsou roky 2004 až 2008, kdy byla očekávána (podobně jako u některých do EU dříve přistoupivších zemí) akcelerace hospodářského růstu. Vybraným

veličinám se v ČR z různých úhlů pohledu věnuje řada autorů, např. Marek [19] (vývoj základních charakteristik mezd a koeficientů nerovnosti v letech 1995–2008); Bílková [5], Bílková [4], Bartošová [1] (statistické modely mzdových rozdělení); Hájek [14] (analýza faktorů růstu produktu pomocí metody růstového účetnictví a srovnání se státy EU); Spěváček a Vintrová [23] (vývoj HDP a produktivity výrobních faktorů); Havlíčková [15] (predikce zaměstnanosti pro roky 2005–2010 podle odvětví).

Příspěvek byl zpracován s použitím prostředků MŠMT v rámci řešení výzkumného záměru MSM 6007665806 „Trvalé udržitelné způsoby zemědělského hospodaření v podhorských a horských oblastech zaměřené na vytváření souladu mezi jejich produkčním a mimoprodukčním uplatněním“.

## 1. Materiál a metodika

Shift-share analýza byla poprvé užita v práci Dunn [10] a byla určena zejména pro analýzu dynamiky zaměstnanosti. Rozkládanou veličinou může být zaměstnanost (Bielik a Rajčániová [3]; Riguelle et al. [22]; Blien a Wolf [6]; Dinc a Haynes [8]; Střeleček et al. [25]), přidaná hodnota (Esteban [11]), produktivita práce (Maudos et al. [20]) i jiná veličina (Střeleček et al. [24]). Analýza vybrané veličiny touto metodou je zaměřena na jeden z následujících aspektů:

- na posouzení dynamiky a strukturálních změn vybrané veličiny z hlediska jednotlivých odvětví;
- na statické hodnocení strukturálních změn z hlediska jednotlivých odvětví a regionů.

Maudos et al. [20] vyjadřují změny v produktivitě práce pomocí statického odvětvového efektu, který spočívá v realokaci zdrojů do produktivnějších sektorů. Dynamický odvětvový efekt spočívá v analýze tempa růstu odvětví s vyšší produktivitou. Rozdíl v produktivitě práce dvou období se pak vysvětluje vnitřním odvětvovým efektem (intra sectoral effect), statickým odvětvovým efektem (static sectoral effect) a dynamickým odvětvovým efektem (dynamic sectoral effect). Poslední dva tvoří tzv. efekt strukturálních změn (structural change effect). Uvedená metoda je založena na rozkladu změn produktivity práce metodou se zbytkem a je uplatněna na 47 odvětvích EU 15 a USA. Esteban [11] prezentuje statickou shift-share analýzu, pomocí níž hodnotí multisektorovou

strukturu produktivity práce s regionálními rozdíly. Uvedenou metodu použil pro analýzu produktivity práce států Evropské unie. Knudsen [16] rozšiřuje shift-share analýzu o proporcionální komponentu a zároveň se zabývá vztahy mezi tradiční shift-share analýzou a uplatněním analýzy rozptylu u této metody. Ezcurra et al. [12] popisují regionální rozdíly v produktivitě ve státech EU pomocí Giniho a Theilových indexů. Hodnotí podíly strukturální, regionální a alokační složky produktivity. Garibaldi et al. [13] shift-share analýzu užívají pro kvantifikaci vlivů počáteční struktury odvětví na celkový růst zaměstnanosti. Dixon, McDonald [9] rozkládají změnu produktivity práce do komponent spojených se:

- a) změnou objemu práce na pracovníka;
- b) změnou v alokaci práce a kapitálu mezi odvětvími;
- c) změnou technologií;
- d) náhodnými faktory (počasí);
- e) kolísáním intenzity využívání výrobních faktorů vlivem hospodářského cyklu;
- f) změnou intenzity kapitálu;
- g) změnou statistických konvencí, zejména s ohledem na měření výstupu odvětví jako je veřejná správa.

Berzeg [2] a Knudsen [16] vycházejí z rozkladu pomocí relativních změn. Touto metodou lze rozkládat trojrozměrné kontingenční tabulky (dimenze odvětví, regionů a času). Jednotlivé relativní změny jsou definovány:

$$g^n = \frac{\sum_{r,j} X_{t+n}^{rj} - \sum_{r,j} X_t^{rj}}{\sum_{r,j} X_t^{rj}}, \quad (1)$$

$$g^i = \frac{\sum_r X_{t+n}^{ri} - \sum_r X_t^{ri}}{\sum_r X_t^{ri}}, \quad (2)$$

$$g^r = \frac{\sum_i X_{t+n}^{ri} - \sum_i X_t^{ri}}{\sum_i X_t^{ri}}, \quad (3)$$

$$g^{ri} = \frac{X_{t+n}^{ri} - X_t^{ri}}{X_t^{ri}}, \quad (4)$$

kde  $g^n$  je relativní změna sledované veličiny celkem,  $g^i$  je relativní změna v odvětví  $i$ ,  $g^r$  je relativní změna v regionu  $r$  a  $g^{ri}$  je relativní změna v odvětví  $i$  v regionu  $r$ .  $X_t^{ri}$  je sledovaná veličina v odvětví  $i$  a regionu  $r$  v základním období,  $X_{t+n}^{ri}$  v období sledovaném. Uvedené

vztahy lze aplikovat na veličiny agregovatelné součtem, v případě průměrných mezd či produktivity práce je nutno užít vážený aritmetický průměr. Celková změna ( $c_i^g$ ) je dána součtem jednotlivých komponent,

$$c_i^g = n_i^g + s_i^g + r_i^g + d_i^g, \text{ kde} \quad (5)$$

- $n_i^g$  je národní komponenta,

$$n_i^g = X_i^g g^n, \quad (6)$$

- $s_i^g$  je odvětvová komponenta,

$$s_i^g = X_i^g (g^i - g^n), \quad (7)$$

- $r_i^g$  je regionální komponenta,

$$r_i^g = X_i^g (g^r - g^n), \quad (8)$$

- $d_i^g$  je diferenciální komponenta,

$$d_i^g = X_i^g (g^n - g^i) (g^i - g^n) \quad (9)$$

Rozklad změny mezi dvěma obdobími do uvedených komponent lze doplnit o rozklad variability celkové změny:

$$\begin{aligned} \sigma^2(c_i^g) = & \sigma^2(n_i^g) + \sigma^2(s_i^g) + \sigma^2(r_i^g) + \sigma^2(d_i^g) + 2 \text{cov}(n_i^g, s_i^g) + \\ & + 2 \text{cov}(n_i^g, r_i^g) + 2 \text{cov}(n_i^g, d_i^g) + 2 \text{cov}(s_i^g, r_i^g) + \\ & + 2 \text{cov}(s_i^g, d_i^g) + 2 \text{cov}(r_i^g, d_i^g). \end{aligned} \quad (10)$$

K posouzení významnosti variability jednotlivých komponent lze porovnat podíl variability jednotlivých komponent (rozptyl komponenty a příslušných kovariancí) na celkové variabilitě. Např. podíl variability regionální komponenty na celkové variabilitě je tedy

$$\frac{\text{cov}(r_i^g, n_i^g) + \text{cov}(r_i^g, s_i^g) + \sigma^2(r_i^g) + \text{cov}(r_i^g, d_i^g)}{\sigma^2(c_i^g)}. \quad (11)$$

Hájek [14] rozkládá tempo růstu hrubé přidané hodnoty v jednotlivých odvětvích dle teorie růstového účetnictví na vliv zaměstnanosti, kapitálu a souhrnné produktivity faktorů. Zrychlení ekonomického růstu v ČR bylo v daném období výsledkem především zrychlení souhrnné produktivity faktorů, méně pak zaměstnanosti. Na zrychlení růstu makroekonomické souhrnné produktivity faktorů se podílel především zpracovatelský průmysl.

Statická shift-share analýza produktivity práce (Esteban [11]) vychází z rozkladu rozdílu produktivity práce v regionu  $r$  ( $x_r$ ) a produktivity práce celého národního hospodářství ( $x$ ), mezi něž lze vložit tyto tři komponenty:

1. komponenta odvětvového mixu 
$$\mu_r = \sum_i (p_r^i - p_i) x^i \quad (12)$$

2. komponenta rozdílné produktivity 
$$\pi_r = \sum_i p_i (x_r^i - x^i) \quad (13)$$

3. alokační komponenta 
$$\alpha_r = \sum_i (p_r^i - p_i) x^i (x_r^i - x^i) \quad (14)$$

kde:

$p_r^i$  je podíl zaměstnanosti v odvětví

$i$  v regionu  $r$ ,  $\sum_i p_r^i = 1$ ,

$p_i$  je podíl zaměstnanosti v odvětví  $i$  na národní úrovni,  $\sum_i p_i = 1$ ,

$x_r^i$  je produktivita práce na pracovníka v odvětví  $i$  a v regionu  $r$ ,

$x^i$  je produktivita práce na pracovníka v odvětví  $i$  na národní úrovni,

$x_r$  je produktivita práce na pracovníka v regionu  $r$ ,  $x_r = \sum_i p_r^i x_r^i$

$x$  je produktivita práce na pracovníka v národním hospodářství,

$x = \sum_r \sum_i p_r^i x_r^i = \sum_i p_i x^i$ .

Tyto komponenty jsou ve vztahu

$$x_r - x = \mu_r + \pi_r + \alpha_r. \quad (15)$$

Komponenta odvětvového mixu ( $\mu_r$ ) vyjadřuje vliv rozdílu podílu zaměstnanosti v regionu a národním hospodářství v odvětví  $i$ .  $\mu_r$  má nulovou hodnotu, je-li relativní struktura odvětví v regionu stejná jako na národní úrovni. Kladnou hodnotu má v případě, že relativní struktura odvětví v regionu upřednostňuje odvětví s vyšší produktivitou ve vztahu ke struktuře odvětví na národní úrovni. Region je tedy více zaměřen na produktivější odvětví ve srovnání se zaměřením v celé republice. Moomaw a Lederbur [18] uvádějí, že komponenta odvětvového mixu hraje významnou roli při vysvětlení rozdílů v produktivitě mezi regiony. Komponenta rozdílné produktivity ( $\pi_r$ ) vyjadřuje vliv rozdílů v produktivitě  $x_r^i - x^i$  při vahách jednotlivých odvětví národního hospodářství. Komponenta rozdílné produktivity je kladná, pokud  $x_r^i > x^i$ , tedy pokud produktivita práce v regionu v jednotlivých odvětvích převyšuje produktivitu práce v jednotlivých odvětvích na národní úrovni. Na alokační komponentu působí rozdílná struktura pracovní síly, která je navíc akcelerována rozdílem produktivity práce. Alokační komponenta  $\alpha_r$  dosahuje kladných hodnot, je-li region specializován na odvětví s vyšší produktivitou ve srovnání s produktivitou v národním hospodářství. Alokační komponenta je indikátorem výkonnosti regionu a navíc měří kovariance mezi sektorovou specializací a výhodou vyšší produktivity.

Významnost variability jednotlivých komponent lze porovnat obdobně jako u předchozí metody, vztahy (10) a (11) modifikované pro tři komponenty.

Z metod shift-share analýzy je zřejmé, že regionální úroveň může být zvolena libovolně, je možné vycházet z politického dělení (např. dle NUTS zvolené úrovně). V příspěvku jsme zvolili úroveň regionálního členění NUTS III – kraje, pro které jsou hodnoty vybraných veličin dostupné v krajských statistických ročenkách. Volbou této agregační úrovně jsou zachovány regionální disproporce, které mohou být při volbě vyšší úrovně (např. oblasti NUTS II) již potlačeny.

Jako materiál pro hodnocení vývoje zaměstnanosti, průměrné mzdy a produktivity práce byly použity údaje z Krajských ročenek Českého statistického úřadu. Výchozím obdobím jsou údaje za rok 2004, srovnávaným obdobím rok 2008. Údaje o průměrné mzdě obsahují tabulky „Průměrné hrubé měsíční mzdy zaměstnanců podle odvětví OKEČ“, o hrubé přidané hodnotě tabulky „Struktura hrubé přidané hodnoty podle odvětví OKEČ“ a o počtech zaměstnaných tabulky „Zaměstnaní v NH podle odvětví OKEČ“. Produktivita práce v jednotlivých odvětvích v krajích je dopočtena vydělením hrubé přidané hodnoty počtem zaměstnaných. K 1. 1. 2009 byla zavedena nová klasifikace odvětví, CZ-NACE Rev. 2. Údaje o průměrné mzdě v roce 2008 v regionech v odvětvovém členění byly publikovány v krajských ročenkách 2010, tedy podle nové klasifikace, a byly převedeny na klasifikaci OKEČ. Metodiku pro převod z NACE Rev. 2 na OKEČ obsahuje metodická příručka ČSÚ [21].

Na veličiny produktivity práce, průměrná mzda a počet zaměstnaných je aplikována shift-share analýza podle vztahů (1) – (11). Významnost relativních přírůstků podle krajů a odvětví je posouzena pomocí dvoufaktorové analýzy rozptylu. U produktivity práce je navíc provedena statická shift-share analýza podle vztahů (12) – (15).

## 2. Výsledky

### 2.1 Zaměstnanost

V období 2004 až 2008 došlo v České republice k nárůstu zaměstnanosti o 6,3 %, tj. o 296 tis. osob. Nejvyšší relativní přírůstek vykázala

odvětví energetika (48,1 %), nemovitosti a pronájem (29 %), finanční zprostředkování (23,8 %) a doprava (22,4 %). Naopak k poklesu zaměstnanosti došlo v odvětví zemědělství (o 21,3 %), ostatní veřejné služby (7,4 %) a těžba nerostných surovin (6,1 %). Z hlediska krajů došlo k nejvyššímu nárůstu zaměstnanosti ve Středočeském kraji (9,5 %), Moravskoslezském kraji (8,8 %) a Praze (7,4 %). Pokles zaměstnanosti byl zaznamenán pouze v Libereckém kraji (2,2 %). Z hlediska struktury odvětví podle podílu zaměstnanců lze v základním období (2004) za nejvýznamnější odvětví označit: zpracovatelský průmysl (27,1 %), obchod (13,4 %), stavebnictví (9,3 %), doprava (7,7 %), veřejná správa a zdravotnictví (obě 6,9 %).

U jednotlivých krajů lze některá odvětví označit za významná. Tato odvětví jsou vytypována jako ta, ve kterých je po sestupném uspořádání zaměstnána v daném kraji více než polovina pracujících. Ve všech krajích mezi významná odvětví patří zpracovatelský průmysl a obchod a kromě Prahy, Vysočiny a Libereckého kraje i stavebnictví. Tato odvětví dále doplňuje doprava v Praze, Středočeském, Ústeckém a Moravskoslezském kraji; zemědělství na Vysočině; nemovitosti a pronájem v Praze a zdravotnictví v Karlovarském a Moravskoslezském kraji.

### Rozklad změny zaměstnanosti v období 2004–2008

Národní komponenta vychází z relativního přírůstku zaměstnanosti  $g^N = 6,3$  %. Hodnoty národní komponenty jsou proporcionální počtu zaměstnaných v odvětvích a krajích v základním období, nejvyšších hodnot tedy dosahuje zpracovatelský průmysl (80,1 tis. osob) a obchod (39,6 tis. osob), z hlediska krajů je to Praha (37,8 tis. osob), Středočeský kraj (34,4 tis. osob) a Moravskoslezský kraj (32,9 tis. osob). V zemědělství by se vlivem národní komponenty zvýšil počet pracovníků o 12 685.

Vlivem odvětvové komponenty by došlo k nárůstu počtu pracovníků v odvětví nemovitosti a pronájem o 64,1 tis. osob, na čemž se výrazně podílí hlavní město (19,7 tis. osob). Vysokých pozitivních hodnot komponenta dosahuje dále v dopravě (58,5 tis. osob) a výrobě elektřiny (31,8 tis. osob). V zemědělství dochází k nejhlubšímu propadu, a to o 55,7 tis. pracovníků, z toho o více než pět tisíc v těchto krajích: Středočeský, Jihočeský, Vysočina,

Jihomoravský a Olomoucký. Výrazný pokles vlivem odvětvové komponenty zaznamenává i obchod (51,3 tis. osob).

Regionální komponenta zobrazuje vliv rozdílné dynamiky v kraji a v celé ČR. Jejím vlivem by došlo k nárůstu počtu pracovníků ve Středočeském kraji o 17,8 tis. v Moravskoslezském kraji o 13,1 tis. a v Praze o 6,6 tis. osob. Výrazný pokles lze zaznamenat v kraji Libereckém (17,4 tis. osob), Ústeckém (8,6 tis. osob) či na Vysočině (5,1 tis. osob). Diferenciální komponenta zachycuje ostatní vlivy – náhodné šoky, které nejsou vyjádřeny v komponentě národní, odvětvové ani regionální, tedy specifika jednotlivých odvětví v regionech.

Nutno zmínit, že k 1. 1. 2005 došlo k přesunu obcí mezi kraji, a to 27 obcí z území kraje Vysočina do území Jihomoravského kraje a 3 obcí z území Moravskoslezského kraje do území Olomouckého kraje. Celková variabilita změn mezi roky 2004 a 2008 v jednotlivých krajích a odvětvích je z 42,8 % vysvětlována diferenciální komponentou a z 39,8 % odvětvovou komponentou, národní komponenta působí 13 % celkové variability a regionální komponenta 4,4 %.

Pomocí dvoufaktorové analýzy rozptylu se podařilo prokázat významné rozdíly v relativních změnách zaměstnanosti mezi jednotlivými odvětvími (Tab. 2), rozdíly mezi kraji jsou na zvolené hladině významnosti ( $\alpha = 0,05$ ) nevýznamné.

**Tab. 2: Dvoufaktorová analýza rozptylu relativní změny zaměstnanosti**

Zdroj variability	Součet čtverců	Stupně volnosti	Průměrný čtverec	Testové kritérium	Hladina významnosti
Kraje	0,590	13	0,045	0,942	0,511
Odvětví	7,249	13	0,558	11,560	1,3E-17
Rezidua	8,152	169	0,048		
Celkem	15,991	195			

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

## 2.2 Průměrná mzda

Průměrná hrubá měsíční mzda činila v roce 2004 18 041 Kč, v roce 2008 21 403 Kč, vzrostla tedy v tomto období o 18,6 %, což znamená průměrné roční tempo růstu 4,4 %. Průměrná mzda vzrostla ve všech krajích a ve všech odvětvích kromě ubytování a stravování (-11,6 %).

Z hlediska jednotlivých krajů a zejména jednotlivých odvětví se mzdová úroveň liší. Průměrná mzda v Praze převyšuje republikový průměr v roce 2004 o 27 %, resp. o 35 % v roce 2008. V ostatních krajích jsou mzdy mírně podprůměrné, pohybují se od 14 912 (Karlovarský) do 16 619 Kč (Středočeský) v roce 2004 a od 18 621 (Karlovarský) do 21 510 Kč (Středočeský) v roce 2008. Pokud sestavíme sestupné pořadí krajů, pořadí na prvních čtyřech místech se nemění (Praha, kraj Středočeský, Plzeňský a Moravskoslezský).

Variabilita průměrných mezd vyjádřená variačním koeficientem je mezi odvětvími ( $V = 0,29$  v obou letech) vyšší než mezi kraji ( $V = 0,1$ , resp. 0,11 v roce 2008), přičemž tato variabilita

je dána především úrovní mezd v Praze. Mzda v odvětví finanční zprostředkování činí 197 % (177 % v roce 2008) průměrné republikové mzdy. Nadprůměrné mzdy jsou dále v odvětvích energetika (125 % republikového průměru v základním období), těžba nerostných surovin (118 %) či veřejná správa (114 %). Nejnižší průměrné mzdy vykazuje ubytování a stravování (72 %) a zemědělství (75 %).

## Rozklad změny průměrné mzdy v období 2004–2008

Vlivem národní komponenty by mělo dojít k nejvyššímu růstu v krajích a odvětvích s vyšší průměrnou mzdou v základním období, tedy v Praze (4 270 Kč), v odvětví finanční zprostředkování (6 625 Kč) a energetika (4 212 Kč). Odvětvová komponenta na změnu průměrné mzdy výrazně záporně působí ve finančním zprostředkování (-4 245 Kč), ubytování a stravování (-3 935 Kč) a obchod (-2 157 Kč); nejvyšší nárůst působí tato komponenta v odvětví těžba nerostných surovin (4 081 Kč) a doprava

(2 688 Kč). Hodnoty regionální komponenty ve všech krajích nabývají kladných hodnot, jejich variabilita je poměrně nízká – pohybují se mezi 930 Kč (Karlovarský kraj) a 1 995 Kč (Vysočina). Nízká je tedy variabilita nejen mezd mezi kraji, ale také relativních přírůstků mezd mezi kraji.

Positivní hodnota národní komponenty je ve všech krajích akcelerována komponentou regionální. S poměrně nízkou mírou nepřesnosti lze tvrdit, že průměrná mzda v jednotlivých odvětvích a krajích sleduje s drobnými odchylkami

celorepublikový trend. Z rozkladu variability relativních změn vyplývá, že národní komponenta vysvětluje 17 % celkové variability, odvětvová komponenta 22 %, regionální komponenta 8 % a diferenciální komponenta 53 %.

Dvoufaktorová analýza rozptylu dává v případě relativních změn průměrné mzdy obdobné výsledky jako v případě relativních změn zaměstnanosti, tedy byly prokázány rozdíly pouze mezi jednotlivými odvětvími (Tab. 3).

**Tab. 3: Dvoufaktorová analýza rozptylu relativní změny průměrné mzdy**

Zdroj variability	Součet čtverců	Stupně volnosti	Průměrný čtverec	Testové kritérium	Hladina významnosti
Kraje	0,075	13	0,006	0,601	0,851
Odvětví	0,955	13	0,073	7,695	7,1E-12
Rezidua	1,614	169	0,010		
Celkem	2,644	195			

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

## 2.3 Produktivita práce

Ukazatel produktivity práce je tvořen podílem hrubé přidané hodnoty v běžných cenách a počtem zaměstnaných osob. V roce 2004 činila produktivita práce v České republice 530,3 tis Kč, v roce 2008 663,9 tis. Kč. Produktivitu práce v ČR významně ovlivňuje produktivita práce v hlavním městě, a to jak svojí úrovní, tak i počtem zaměstnaných pracovníků. To je také jedna z příčin, proč ostatní kraje mají podprůměrnou produktivitu práce. Produktivita práce v hlavním městě převyšuje průměr o 87 % (96,2 % v roce 2008). Z pohledu odvětví dosahuje nejvyšší produktivity práce energetika, nemovitosti a pronájem a finanční zprostředkování.

Porovnáme-li produktivitu v jednotlivých odvětvích krajů s průměrnou produktivitou v jednotlivých odvětvích, pak lze jednotlivé kraje rozdělit do tří skupin (Tab. 4). První skupinu představují kraje s nadprůměrnou produktivitou. Ta zahrnuje kraje, které mají vyšší produktivitu v odvětví než je průměrná produktivita v odvětví v ČR plus polovina směrodatné odchylky. Druhou skupinou jsou kraje s průměrnou produktivitou, kde produktivita v odvětví leží v intervalu průměrné produktivity v ČR

plus minus polovina směrodatné odchylky. Třetí skupinu tvoří kraje s podprůměrnou produktivitou, které jsou vymezeny nižší než produktivita práce stejného odvětví v ČR minus polovina směrodatné odchylky. Tato odvětví jsou rozhodující z hlediska rozvoje produktivity práce v kraji a rozvoji produktivity práce v těchto odvětvích je třeba věnovat pozornost.

## Rozklad změny produktivity práce v období 2004–2008

Relativní přírůstek produktivity práce v řešeném období je  $g^n = 25,2\%$ . Vlivem národní komponenty by mělo dojít k nejvyššímu nárůstu produktivity práce v odvětvích a krajích s vysokou produktivitou práce v základním období (energetika 318 tis. Kč, nemovitosti a pronájem 292 tis Kč, finanční zprostředkování 236 tis. Kč; Hlavní město Praha 250 tis. Kč).

Vlivem rozdílné dynamiky produktivity práce v jednotlivých odvětvích a národním hospodářství (odvětvová komponenta) by došlo k nejvyššímu nárůstu v odvětví těžba nerostných surovin (165 tis. Kč, obchod (90 tis. Kč) a ostatní veřejné služby (40 tis. Kč). Tato komponenta působí silně negativně v odvětví energetika (–155 tis. Kč) a nemovitosti a pronájem

**Tab. 4: Rozdělení krajů podle produktivity práce v roce 2008**

Odvětví	Produktivita práce	
	nadprůměrná	podprůměrná
Zemědělství, lesnictví, rybářství	PR, KV, KH, JM	ÚS, LI, VY
Těžba nerostných surovin	KV, JM	SČ, LI, KH, PA, VY, OL, ZL
Zpracovatelský průmysl	PR, SČ	JC, LI, KH, PA, OL
Výroba a rozvod elektřiny, plynu a vody	PR, JČ, VY	SČ, LI, JM, OL, ZL
Stavebnictví	PR	SČ, JČ, KV, ZL
Obchod; opravy motorových vozidel a výrobků pro osobní potřebu a převážně pro domácnost	PR	JČ, KV, ÚS, LI, KH, VY, OL, ZL
Ubytování a stravování	PR, KH	SČ, KV, ÚS, PA, VY, OL, ZL
Doprava, skladování a spoje	PR	KV, ÚS, ZL, MS
Finanční zprostředkování	PR	SČ, JČ, PL, KV, ÚS, KH, VY, ZL, MS
Činnosti v oblasti nemovitostí a pronájmu; podnikatelské činnosti	PR	SČ, JČ, KV, ÚS, KH, VY, OL, MS
Veřejná správa, obrana; povinné sociální zabezpečení	PR	SČ, KV, LI, VY
Vzdělávání	PR, ÚS, LI	SČ, PL, KV, KH, VY
Zdravotnictví a sociální péče; veterinární činnosti	PR, ÚS, JM	SČ, PA, OL, ZL, MS
Ostatní veřejné, sociální a osobní služby	PR	SČ, ÚS, KH, VY, MS
Národní hospodářství	PR	KV, LI, OL, ZL

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

(−154 tis. Kč), kde relativní přírůstek produktivity práce v odvětví je pouze 12 %, v odvětví doprava (−147 tis. Kč) a finanční zprostředkování (−117 tis. Kč). V ostatních odvětvích komponenta odvětvového mixu výrazně nepůsobí. Regionální komponenta zobrazuje vliv rozdílné dynamiky produktivity práce v kraji a ČR. Absolutní hodnoty této komponenty jsou nízké, pouze v hlavním městě je její hodnota vyšší (61 tis. Kč). V ostatních krajích jsou hodnoty regionální komponenty záporné či velmi nízké kladné, což znamená, že rozdíl v produktivitě práce mezi hlavním městem a ostatními kraji se prohloubil.

V případě rozkladu variability relativních změn produktivity práce vysvětluje diferenciální komponenta 90 % celkové variability, národní

komponenta 4 %, regionální komponenta 4 % a odvětvová komponenta 2 %.

Výše uvedené potvrzuje i dvoufaktorová analýza rozptylu relativní změny produktivity práce, kdy rozdíly v jejich úrovni mezi odvětvími se podařilo na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  prokázat, mezi kraji nikoliv (Tab. 5).

### Statický rozklad produktivity práce

Statické zhodnocení strukturálních rozdílů mezi kraji je provedeno pouze pro rok 2008. Na vyšší výkonnost regionu a vyšší produktivitu práce působí zejména fakt, zda je v regionu nadprůměrná zaměstnanost u těch odvětví, u kterých je produktivita práce jednotlivých odvětví nejvyšší. Například odvětvová komponenta u hlavního města umožňuje přírůstek produktivity

Tab. 5: Dvufaktorová analýza rozptylu relativní změny produktivity práce

Zdroj variability	Součet čtverců	Stupně volnosti	Průměrný čtverec	Testové kritérium	Hladina významnosti
Kraje	13,810	13	1,062	1,223	0,267
Odvětví	30,604	13	2,354	2,709	0,002
Rezidua 146,848	169	0,869			
Celkem	191,263	195			

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

práce o 78 tis Kč. Na tomto přírůstku produktivity práce se v kladném smyslu podílejí především odvětví nemovitosti a pronájem (117 tis. Kč), doprava (39 tis. Kč) a finanční zprostředkování (32 tis. Kč). Zhoršujícími odvětví jsou zejména zpracovatelský průmysl (–113 tis. Kč) a zemědělství (–16 tis. Kč). V ostatních krajích bez výjimky působí odvětví nemovitosti a pronájem negativně. Naopak zpracovatelský průmysl působí ve většině krajů pozitivně (kromě již uvedeného hlavního města, Karlovarského a Ústeckého kraje). Významnější pozitivní vliv (nad 10 tis. Kč na pracovníka) lze zaznamenat ještě v zemědělství v Jihočeském kraji (13 tis. Kč) a na Vysočině (32 tis. Kč), v odvětví těžba nerostných surovin v krajích Karlovarském (18 tis. Kč), Ústeckém (20 tis. Kč) a Moravskoslezském (30 tis. Kč), energetika v Ústeckém kraji (24 tis. Kč), ubytování a stravování v Karlovarském kraji (14 tis. Kč) a v odvětví doprava ve Středočeském kraji (15 tis. Kč). Kromě hlavního města je celková komponenta odvětvového mixu pozitivní i v Středočeském kraji (především vlivem odvětví doprava) a Ústeckém kraji (vlivem odvětví energetika).

Komponenta rozdílné produktivity dosahuje kladné hodnoty pouze v hlavním městě (625 tis. Kč). K této hodnotě přispívají kladně všechna odvětví kromě těžby nerostných surovin. Na hodnotě komponenty se významně podílí zpracovatelský průmysl (188 tis. Kč) a obchod (97 tis. Kč). Ve všech ostatních krajích je komponenta rozdílné produktivity záporná, přičemž negativně na ni působí většina odvětví. Výjimkou jsou tato odvětví (uvedena s vlivem větším než 10 tis. Kč): zpracovatelský průmysl ve Středočeském (36 tis. Kč) a Moravskoslezském (19 tis. Kč) kraji, energetika v Jihočeském kraji (31 tis. Kč) a na Vysočině (17 tis. Kč) a obchod v Jihomoravském kraji (12 tis. Kč).

Na zvyšování hodnoty alokační komponenty působí jak rozvoj odvětví s vysokou produktivitou práce, tak útlum odvětví s nízkou produktivitou. Alokační komponenty ve většině krajů nabývají nízkých kladných hodnot, pouze v krajích Vysočina (26,6 tis. Kč) a Karlovarském (24,7 tis. Kč – především vlivem odvětví těžba nerostných surovin s vysokou produktivitou práce i zaměstnaností) jsou její hodnoty vyšší. Alokační komponenta je záporná pouze v Praze (–65,1 tis. Kč) a je ovlivněna především hodnotou –130 tis. Kč ve zpracovatelském průmyslu (příčinou je kombinace vysoké produktivity a nízké zaměstnanosti v tomto odvětví). V krajích nejsou realizována odvětví s vyšší produktivitou práce, která by při vyšší zaměstnanosti v těchto odvětvích vytvářela regionální výhodu.

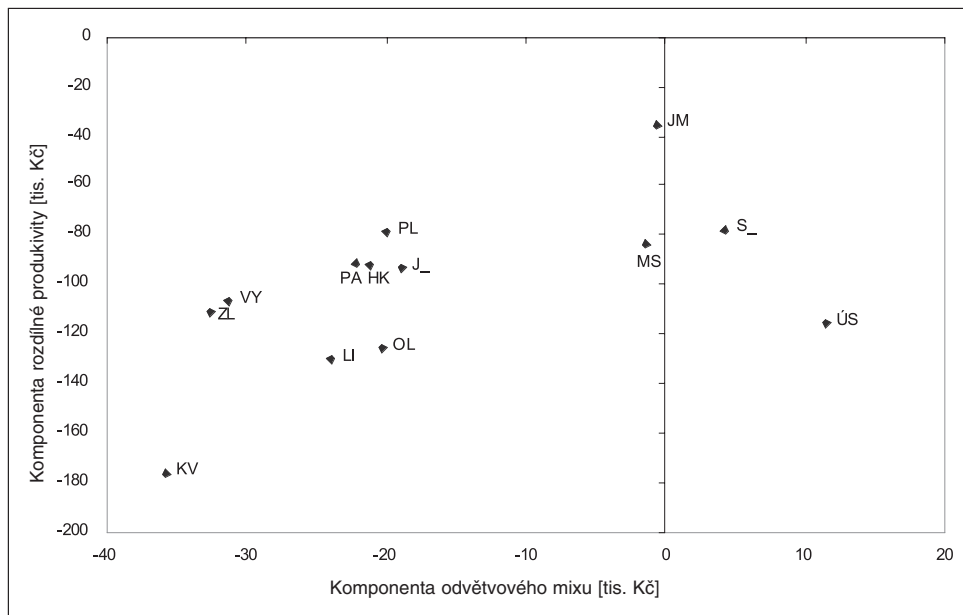
Interakce komponenty odvětvového mixu a komponenty rozdílné produktivity názorně zobrazuje obr. 1. Vzhledem k rozložení krajů je zobrazen pouze 3. a 4. kvadrant. Hlavní město Praha není zobrazeno, kladná hodnota komponenty odvětvového mixu (78 tis. Kč) je u něj akcelerována kladnou hodnotou komponenty rozdílné produktivity (625 tis. Kč). Ostatní kraje leží v 3. a 4. kvadrantu, pro ně je tedy komponenta rozdílné produktivity záporná. U Středočeského a Ústeckého kraje je záporné působení komponenty rozdílné produktivity částečně kompenzováno kladnou hodnotou komponenty odvětvového mixu (4. kvadrant). V Jihomoravském kraji je odvětvová komponenta blízká nule, což s poměrně příznivou hodnotou komponenty rozdílné produktivity umísťuje tento kraj na druhé místo po Praze. U Moravskoslezského kraje již komponenta rozdílné produktivity působí výrazněji. Výraznější shluk tvoří Pardubický, Královohradecký, Plzeňský a Jihočeský kraj – v těchto krajích má produktivita práce



podobnou strukturu i výši (zhruba 560 tis. Kč na pracovníka). Struktura produktivity je podobná i ve Zlínském kraji a na Vysočině a v tomto ohledu jsou si blízké i kraje Liberecký a Olomoucký,

kde je produktivita práce cca 520 tis. Kč. Vymyká se Karlovarský kraj, kde spolupůsobí záporné komponenty odvětvového mixu a rozdílné produktivity.

**Obr 1: Komponenta odvětvového mixu a rozdílné produktivity**



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Významnost vlivu jednotlivých komponent na odchylky krajů od průměrné produktivity práce v národním hospodářství lze vyjádřit rozkladem variability. Z hlediska variability je rozhodující komponenta rozdílné produktivity. Variabilita rozdílu mezi produktivitou práce v ČR a v jednotlivých krajích je v roce 2008 z 97 % vysvětlována variabilitou komponenty rozdílné produktivity (i v původní práci Esteban [11] je rozhodující podíl této komponenty). Vliv variability odvětvového mixu na celkovou variabilitu ( $x_r - x$ ) je méně významný a představuje 13 %. Vliv variability alokační komponenty na celkovou variabilitu ( $x_r - x$ ) je -10 %, vzájemné působení alokační komponenty s komponentou odvětvového mixu a komponentou rozdílné produktivity působí na snížení celkové variability produktivity práce.

## Závěr

V příspěvku byly zhodnoceny údaje o vývoji produktivity práce, průměrné mzdy a zaměstnanosti uváděné v krajských ročenkách Českého statistického úřadu. Dynamická varianta shift-share analýzy spočívala v rozkladu relativních přírůstků těchto veličin v období 2004 až 2008; pomocí statické shift-share analýzy byly posouzeny rozdíly v produktivitě práce v 2008. Dvoufaktorová analýza rozptylu u těchto veličin prokázala statisticky významné rozdíly v tempech růstu mezi odvětvími, rozdíly v tempech růstu mezi kraji se prokázat nepodařilo. Konec řešeného období byl ve znamení světového hospodářského poklesu, zpoždění krajských statistických ročenek však dosud neumožňuje vyhodnotit dopady na krajskou a odvětvovou strukturu a úroveň sledovaných veličin.

Ve všech krajích patří mezi významná odvětví (tj. odvětví, ve kterých je zaměstnána v roce 2008 více jak polovina pracujících) zpracovatelský průmysl a obchod a kromě Prahy, Vysočiny a Libereckého kraje i stavebnictví. Tato odvětví dále doplňuje doprava v Praze, Středočeském, Ústeckém a Moravskoslezském kraji; zemědělství na Vysočině; nemovitosti a pronájem v Praze a zdravotnictví v Karlovarském a Moravskoslezském kraji. Produktivita práce v těchto odvětvích pak zásadně formuje produktivitu práce v celém kraji. V období 2004 až 2008 došlo v České republice k nárůstu zaměstnanosti o 6,3 %, tj. o 296 tis. osob. Vlivem odvětvové komponenty by došlo k výraznějšímu nárůstu počtu pracovníků v odvětví nemovitosti a pronájem, na čemž se výrazně podílí hlavní město. Vysokých pozitivních hodnot komponenta dosahuje dále v dopravě a výrobě elektřiny, naopak v zemědělství dochází k nejhlubšímu propadu. Výrazný pokles vlivem odvětvové komponenty zaznamenává i odvětví obchod. Vlivem regionální komponenty by došlo k významnějšímu nárůstu počtu pracovníků ve Středočeském a Moravskoslezském kraji a v Praze, naopak k poklesu v krajích Libereckém, Ústeckém či na Vysočině.

V absolutním vyjádření existuje významný rozdíl mezi úrovní průměrné mzdy v Praze a v ostatních krajích, avšak tempo růstu průměrné mzdy je mezi kraji poměrně vyrovnané, a to se odráží ve vyrovnaných hodnotách regionální komponenty. Odvětvová komponenta působí na změnu průměrné mzdy výrazně záporně ve finančním zprostředkování, ubytování a stravování a obchodě; na druhou stranu nejvyšší nárůst působí komponenta v odvětví těžba nerostných surovin a doprava.

Produktivita práce v hlavním městě byla v roce 2004 o 87 % a v roce 2008 o 96 % vyšší než průměr České republiky. Vysoce významný rozdíl v produktivitě práce hlavního města a ostatních krajů je dán významným rozdílem v produktivitě hlavních odvětví, který je akcelerován vysokým podílem odvětví, která jsou významná především pro hlavní město, jako je finanční zprostředkování, činnosti v oblasti nemovitostí a pronájmu či veřejná správa. Vlivem rozdílné dynamiky produktivity práce v jednotlivých odvětvích a národním hospodářství by došlo k nejvyššímu nárůstu v odvětví těžba nerostných surovin, obchod a ostatní veřejné služby. Tato komponenta působí silně negativně

v odvětvích energetika, nemovitosti a pronájem a doprava. Absolutní hodnoty regionální komponenty produktivity práce jsou nízké, pouze v hlavním městě je její hodnota vyšší. V ostatních krajích jsou hodnoty regionální komponenty nízké, což dokumentuje prohlubující se rozdíl v produktivitě práce mezi hlavním městem a ostatními kraji.

Statický rozklad produktivity práce znovu znázorňuje zaostávání krajů za hlavním městem, a to z hlediska komponenty odvětvového mixu, rozdílné produktivity a alokační. Komponenta rozdílné produktivity snižuje úroveň produktivity práce ve všech krajích kromě Prahy za současného působení komponenty odvětvového mixu, která je záporná ve všech krajích kromě Středočeského, Ústeckého a Prahy. Na nepříznivé hodnoty obou komponent působí většina odvětví, významnější výjimky jsou uvedeny ve výsledkové části. Hodnota alokační komponenty zůstává u většiny krajů blízká nule, pouze v Karlovarském kraji a na Vysočině je vyšší. V krajích nejsou dostatečně zastoupena odvětví s vyšší produktivitou práce, která by při vyšší zaměstnanosti v těchto odvětvích vytvářela regionální výhodu. Alokační komponenta je záporná pouze v Praze a je ovlivněna především nízkou zaměstnaností ve zpracovatelském průmyslu. Na zvyšování hodnoty alokační komponenty působí jak rozvoj odvětví s vysokou produktivitou práce, tak útlum odvětví s nízkou produktivitou.

## Literatura

- [1] BARTOŠOVÁ, J. Pravděpodobnostní model rozdělení příjmů v České republice. *Acta Oeconomica Pragensia*. 2007, roč. 15, č. 1, s. 7-12. ISSN 1804-2112.
- [2] BERZEG, K. The empirical content of shift-share analysis. *Journal of Regional Science*. 1978, Vol. 18, Iss. 3, s. 463-469. ISSN 0022-4146.
- [3] BIELIK, P., RAJČÁNIOVÁ, M. Shift-share analysis of employment growth – the case of the V4 countries. *Agricultural Economics–Zemědělska ekonomika*. 2008, Vol. 54, Iss. 8, s. 347-351. ISSN 0139-570X.
- [4] BÍLKOVÁ, D. Modelování mzdových rozdělení v ČR v letech 2004 a 2005 s využitím logaritmicke-normálních křivek a křivek Pearsonova a Johnsonova systému. *Statistika*. 2008, roč. 45, č. 2, s. 149-166. ISSN 0322-788X.
- [5] BÍLKOVÁ, D. Paretovo rozdělení a vývoj mzdových rozdělení v České republice v letech 2001-2006.

[5] *Statistika*. 2009, roč. 46, č. 1, s. 32-52. ISSN 0322-788X.

[6] BLIEN, U., WOLF, K. Regional development of employment in eastern Germany: an analysis with an econometric analogue to shift-share techniques. *Papers in Regional Science*. 2002, Vol. 81, Iss. 3, pp. 391-414. ISSN 1435-5957.

[7] BROERSMA, L., VAN DIJK, J. *Regional Differences in Productivity Growth in The Netherlands: An Industry-level Growth Accounting*. Maastricht, 2007. Seminar of the Research Centre for Education and the Labour Market. Maastricht University, September 25.

[8] DINC, M., HAYNES, K. E. Sources of regional inefficiency. An integrated shift-share, data envelopment analysis and input-output approach. *The Annals of Regional Science*. 1999, Vol. 33, Iss. 4, s. 469-489. ISSN 1432-0592.

[9] DIXON, P. B., MCDONALD, D. A decomposition of changes in labour productivity in Australia: 1970-71 to 1989-90. *Economic Record*. 1992, Vol. 68, Iss. 2, s. 105-117. ISSN 0013-0249.

[10] DUNN, E. S. A statistical and analytical technique for regional analysis. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*. 1960, Vol. 6, s. 97-112.

[11] ESTEBAN, J. Regional convergence in Europe and the industry mix: a shift-share analysis. *Regional Science and Urban Economics*. 2000, Vol. 30, Iss. 3, s. 353-364. ISSN 0166-0462.

[12] EZCURRA, R., PASCUAL, P., RAPÚN, M. Spatial inequality in productivity in the European union: sectoral and regional factors. *International Regional Science Review*. 2007, Vol. 30, Iss. 4, s. 384-407. ISSN 0160-0176.

[13] GARIBALDI, P., MAURO, P., KONRAD, K. A., REICHLIN, L. Anatomy of employment growth. *Economic Policy*. 2002, Vol. 17, Iss. 34, s. 67-114. ISSN 0266-4658.

[14] HÁJEK, M. Ekonomický růst v České republice a nových členských zemích Evropské unie v období 1995-2006. *Politická ekonomie*. 2008, roč. 56, č. 4, s. 435-448. ISSN 0032-3233.

[15] HAVLÍČKOVÁ, V. Projekce zaměstnanosti v odvětvích do r. 2010 pro Českou republiku. *Statistika*. 2007, roč. 44, č. 5, s. 384-403. ISSN 0322-788X.

[16] KNUDSEN, D. C. Shift-share analysis: further examination of models for the description of economic change. *Socio-Economic Planning Sciences*. 2000, Vol. 34, Iss. 3, s. 177-198. ISSN 0038-0121.

[17] KRAFTOVÁ, I., KRAFT, J. Povzbudivý růst ekonomiky regionů: cílená regulace versus tržní autoregulace. *Politická ekonomie*. 2009, roč. 57, č. 6, s. 769-791. ISSN 0032-3233.

[18] LEDEBUR, L. C., MOOMAW, R. L. A shift-share analysis of regional labor productivity in manufacturing. *Growth and Change*. 1983, Vol. 14, Iss. 1, s. 2-9. ISSN 0017-4815.

[19] MAREK, L. Analýza vývoje mezd v ČR v letech 1995-2008. *Politická ekonomie*. 2010, roč. 58, č. 2, s. 186-206. ISSN 0032-3233.

[20] MAUDOS, J., PASTOR, J. M., SERRANO, L. Explaining the US-EU productivity growth gap: Structural change vs. intra-sectoral effect. *Economics Letters*. 2008, Vol. 100, Iss. 2, s. 311-313. ISSN 0165-1765.

[21] *NACE Rev. 2. Metodická příručka* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2011-01-10]. 35 s. (PDF). Dostupné z: <[http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/metodicka\\_prirucka\\_k\\_nace\\_rev\\_2\\_%28cz\\_nace%29/\\$File/metodicka\\_prirucka\\_cz\\_nace\\_rev\\_2.pdf](http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/metodicka_prirucka_k_nace_rev_2_%28cz_nace%29/$File/metodicka_prirucka_cz_nace_rev_2.pdf)>.

[22] RIGUELLE, F., THOMAS, I., VERHETSEL, A. Measuring urban polycentrism: a European case study and its implications. *Journal of Economic Geography*. 2007, Vol. 7, Iss. 2, s. 193-215. ISSN 1468-2702.

[23] SPĚVÁČEK, V., VINTROVÁ, R. Růst, stabilita a konvergence české ekonomiky v letech 2001-2008. *Politická ekonomie*. 2010, roč. 58, č. 1, s. 20-50. ISSN 0032-3233.

[24] STŘELEČEK, F., ZDENĚK, R., LOSOSOVÁ, J. Comparison of agricultural subsidies in the Czech Republic and in the selected states of the European Union. *Agricultural Economics—Zemědělska ekonomika*. 2009, Vol. 55, Iss. 11, s. 519-533. ISSN 0139-570X.

[25] STŘELEČEK, F., ZDENĚK, R., LOSOSOVÁ, J. Vývoj zaměstnanosti ve znevýhodněných oblastech v letech 2002–2006. *Politická ekonomie*. 2010, roč. 58, č. 6, s. 761-773. ISSN 0032-3233.

**Ing. Radek Zdeněk**

Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích  
Ekonomická fakulta  
zdenek@ef.jcu.cz

**prof. Ing. František Střeleček, CSc., dr.h.c.**

Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích  
Ekonomická fakulta  
strellec@ef.jcu.cz

Doručeno redakci: 22. 3. 2010

Recenzováno: 15. 4. 2010, 22. 5. 2010

Schváleno k publikování: 25. 6. 2012

## Abstract

**EVALUATION OF DEVELOPMENT OF EMPLOYMENT, AVERAGE WAGE AND LABOUR PRODUCTIVITY USING SHIFT-SHARE ANALYSIS****Radek Zdeněk, František Střeleček**

*The enlargement of the EU in 2004 considerably increased differences in national production; however differences in regional level were even more significant. 90 % of population in new member states live in regions with gross domestic product per capita lower than 75 % of the EU average; compared to 13 % of such regions in the EU15. The shift-share analysis decomposed the dynamics of employment, average wage and labour productivity in 2004–2008. The change is distributed into national, proportional, regional and differential component. Regional differences in labour productivity are further assessed by static shift-share analysis. There are many specific features in regions and sector that have to be paid attention to. To begin with, there is a significant difference in the labour productivity of the City of Prague and in other regions. This difference is caused by a significant variation in labour productivity of the most important sectors accelerated by high share of some sectors that are important in the capital city. In absolute terms, there is a difference in the level of an average wage in Prague and in other regions, however, the growth rate of an average wage in regions copy the national trends. This is reflected in balanced values of the regional components. The labour productivity in the capital city is higher by 96 % compared to the average of the Czech Republic; labour productivity in other regions is below the average. A two-way analysis of variance of each variable revealed significant differences ( $\alpha = 0.05$ ) in the growth rates among sectors; differences among regions were not proved. A static shift-share analysis proved a significant influence of the productivity differential component that explained 97% of total variability.*

**Key Words:** shift-share analysis, employment, wage, labour productivity.

**JEL Classification:** R11.

# INCOMES OF RURAL AND NON-RURAL HOUSEHOLDS IN THE CZECH REPUBLIC

F. Střeleček, R. Zdeněk

## Abstract

STŘELEČEK, F., ZDENĚK, R.: *Incomes of rural and non-rural households in the Czech Republic*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2011, LIX, No. 4, pp. 319–326

The paper compares incomes of Czech rural and non-rural households and identifies households persisting below the poverty threshold. The data were taken from the statistic research Statistics on Income and Living Conditions (SILC) of 2005 and 2008. Households were classified according to the municipality size (2000 inhabitants). Household incomes were assessed according to net annual income per consumption unit, living minimum and subjective minimum income. Positive skewness and high kurtosis is a typical feature of household incomes; a similarity with log-normal distribution can be presumed. The difference between rural and non-rural household incomes was significant ( $p < 0.05$  in 2005;  $p < 0.001$  in 2008). The development of incomes in both areas is assessed with the shift-share analysis regarding the national, industry mix and regional component.

household incomes, rural population, SILC, shift-share analysis

Problem of poverty is not limited to developing countries only; it is related to the European society as well. The year 2010 was designated as the European Year for Combating Poverty and Social Exclusion. In 2000, authorities of member states committed themselves to eradicating poverty in the EU by 2010. Questions of poverty and deprivation are among the major objectives of social policy tackled in a number of important studies. An effort to reduce poverty and prevention strategies is a part of social policy; while reducing poverty can be taken as the minimal aim. The poverty rate of the Czech Republic is constantly low; 9.1% of population were below the threshold of monetary poverty in 2007 as reported by the Czech Statistical Office (compared to 16% in the EU).

The research is usually aimed at social groups that are classified according to age, family type, economic activity, education, gender, handicaps, minorities etc. This paper classifies household according to the size of a municipality into two groups. The aim of the paper is to compare basic parameters of Czech rural households and to identify basic disproportions between rural and non-rural household by comparing their incomes in time and space. Marginal attention is paid to living minimum and minimal income.

## MATERIAL, METHODOLOGY AND LITERARY REVIEW

### Statistics on Income and Living Conditions

Before the Czech Republic entered the EU, the income and social situation of population had been investigated by the Mikrocensus statistical survey (in 2002 for the last time). After the EU Accession, Czech Statistical Office has been providing statistical survey Living Conditions, which is a national module of the European EU-SILC survey (European Union – Statistics on Income and Living Conditions) performed since 2005 in compliance with the European legislation. This survey has become obligatory after the EU accession. The unit of observation was the flat randomly selected in two stages. The questionnaire has several parts; questions refer both to individuals and households. The survey is framed as a rotation panel – households are included in the survey for four years (Living Conditions, 2010). Detailed information on the survey process and the structure of the Czech SILC in 2005 and descriptive statistics of household incomes are described in Stejskal *et al.* (2010).

The SILC survey of 2005 included data that was up-to-date in the time of the survey, i.e. in May of 2005 with incomes of the whole year of 2004. The 2008 SILC survey included data that was up-to-date in May of 2008 with incomes of the whole year of 2007. The 2005 SILC set included data of 4 351 households and 10 333 individuals living in these households; the 2008 SILC set included data of 11 294 households and 26 933 individuals. Both sets included the same 3 348 households with 7 980 individuals in 2005 and 7 882 individuals in 2008.

A number of criteria such as a number of inhabitants, density, accessibility, remoteness etc related to some kind of territorial unit can be used to divide the sample into rural and non-rural groups. This paper used the size of a municipality – 2 000 inhabitants to be specific – that corresponded also to The Programme of Rural Development of The Czech Republic in the period of 2007–2013. Previous analyses revealed that regarding this criterion is significant (Střeleček *et al.*, 2004; Perlín *et al.*, 2010). In the SILC statistical survey, municipalities according to the number of inhabitants are classified into 9 groups (VEL); municipalities with less than 999 inhabitants match groups 1, 2 and 3, group 4 includes municipalities with 1 000–1 999 inhabitants and non-rural municipalities are classified as groups 5, 6, 7, 8 and 9.

### Definition of variables

Net monetary income of household in CZK per year ( $CP\_PRIJ$ ) includes gross incomes from employment (employment and self-employment) of all household members, social income and other benefits reduced by social and health insurance and income taxes. The number of consumer units ( $EJ$ ) is a weighted sum of household members; the household head is assigned a value of 1.0 value of 0.3 to children less than 13 years of age and value of 0.5 to other members (the OECD-modified equivalence scale) according to the definition of the Statistical Office of the European Union (EUROSTAT). Similar value is used in Jarvis and Jenkins (1998) with net incomes of all household members modified according to the McClements equivalence scale. The question is whether it is better to use gross or net incomes for income analyses. The analysis of households with low incomes can be possibly adjusted by eliminating housing costs (Phimister *et al.*, 2000). Net monetary income of households per consumer unit in CZK per year is calculated as

$$CP\_PRIJ / EJ.$$

Living minimum is the lowest socially recognized level of income to ensure nutrition and other basic personal needs. Living minimum of a household in CZK per month ( $ZIVMIN$ ) is the sum of all amounts for each individual according to their status in the household defined according to the Act No. 110/2006 Coll., on Living and Subsistence Minimum. Previously, the living minimum was calculated according to the Act No. 463/1991 Coll.,

on Living Minimum as the sum of amounts for each individual and amount according to the size of a household. This calculation was used during the SILC 2005 survey. In 2004, living minimum was regulated by the Government Regulation No. 33/2001 Coll., increasing the amount of living minimum. Living minimum per consumer unit is calculated as

$$ZIVMIN / EJ.$$

The questions “What is the lowest net monthly income your household would have to have in order to make ends meet?” is a part of the Living Conditions questionnaire. The  $MIN\_PRIJ$  value is therefore a subjective estimate of the lowest income possible due to the composition and conditions of the household that will enable to ensure the basic needs. The lowest annual income per consumer unit is calculated as

$$12 \cdot MIN\_PRIJ / EJ$$

and a subjective annual surplus per consumer unit is calculated as

$$(CP\_PRIJ - 12 \cdot MIN\_PRIJ) / EJ.$$

Monetary values are in current prices. The year 2005 had the annual inflation rate of 1.9%. In 2006, it reached to 2.5% and 2.8% in 2007. The price level was increased by 7.37% with an average annual growth rate of 2.399% in the period of investigation. Dividing the SILC values for 2008 (i.e. incomes of 2007) by the 1.0737 coefficient will express these values in prices of 2004.

### Low income and poverty

Analysing poverty is based on the ability a) to define it and b) to measure it. Similar to other social phenomena, defining and measuring poverty is connected to a number of difficulties. There are different conceptions of poverty. The definition therefore determines who is poor and the extent of poverty in the society (Mareš and Rabušic, 1996). Conceptions are further classified according to different criteria – absolute or relative; direct or indirect; prescriptive or consensual and objective or subjective.

Townsend (1979, p. 31) defines the poverty according to the concept of relative deprivation thus: “Individuals, families and groups in the population can be said to be in poverty when they lack the resources to obtain the types of diet, participate in the activities and have the living conditions and amenities which are customary, or are at least widely encouraged or approved, in the societies to which they belong. Their resources are so seriously below those commanded by the average individual or family that they are, in effect, excluded from ordinary living patterns, customs and activities.”. Pacione (1995) indicates that poverty is a central element in the multidimensional problem of multiple deprivations. Individual difficulties (as

low pay, dereliction, homelessness, poor schooling, vandalism, stigmatisation, powerlessness, delinquency, segregation, unemployment, poor services, crime, one-parent families, poor housing) reinforce one another to produce compound disadvantage for those affected. Many of the components of multiple deprivations are varying in both urban and rural environments.

Labudová *et al.* (2010) compare the risk of poverty in the Czech Republic and in Slovakia and in regions. They identify factors typical for regions with low-income households using the principal component analysis. The impact of low income on living standards depends on the length of time low income persists, and the availability of other resources to supplement current income (Layte *et al.*, 1999). According to Perry (2002) and Ringen (1988) the low incomes are unreliable as an indicator of poverty. Measures of relative deprivation in the study of Halleröd *et al.* (2006) are not based on incomes but on observation of consumption of goods and services. Definition of household consumption shows that using consumption has important problems related to the estimation of use-value of consumer durables and value of housing (Gradín *et al.*, 2004). Želinský (2010) estimates the level of poverty on the basis of welfare indicators.

The criterion of low incomes is defined differently in literature. The relative definition determines low-income households (or individuals) as those with incomes lower than the first quintile; second or third decile; 40, 50, 60 or 70% of the mean income (average, median).

### Rural regions

A number of papers has discussed differences (and their causes) between rural and non-rural areas. Gilbert (2004) investigated employment and an average wage in remote rural, accessible rural and non-rural regions in Scotland. There are great differences between urban and rural households (approximately three times higher in urban areas) as well as differences among regions for example in China (Sicular *et al.*, 2007; Gustafsson and Shi, 2002).

Rural areas are closely related to agricultural sector. In the Czech Republic, 4.7% of workers are employed in agriculture; 11.1% in rural areas (according to 2001 Population and Housing Census). Divila and Doucha (2005) compared the level and structure of incomes in agricultural and other households in the Czech Republic according to the Microcensus and Family Budget Statistics. Similar topic was dealt in Stejskal and Stávková (2010); Davis *et al.* (1997) for Greece, Ireland and Northern Ireland; Chaplin (2004) for the Czech Republic, Hungary and Poland. Hill (1999) reviewed the situation of agricultural households. Pospěch *et al.* (2009), Vaněk *et al.* (2008), Vavrejšnová and Lüpsik (2007), Buchta and Štulrajter (2007) compared the quality of life in rural and non-rural regions.

### Shift-share analysis

The shift-share analysis is used as a tool to assess the dynamics. This analysis was proposed by Dunn (1960) and designed for understanding the regional development of a national economy. Employment (Riguelle *et al.*, 2007; Blien and Wolf, 2002; Dinc and Haynes, 1999; Střeleček *et al.*, 2010); value added (Esteban, 2000); labour productivity (Maudos *et al.*, 2008) or other (Střeleček *et al.*, 2009) can be used as the decomposed variable. The analysis by this method is always aimed at assessing dynamics and changes regarding each sector or to static assessment of structural changes regarding sectors and regions.

In the paper, the shift-share analysis assesses the dynamics of net income of households per consumer unit ( $CP\_PRIJ/E$ ) in sectors of national economy in rural and non-rural areas. Using the shift-share analysis, the change of incomes can be decomposed into national, industry mix and regional component.

$$e_i^{t+n} - e_i^t = \mu_i + \pi_i + \alpha_i$$

The national component ( $\mu$ ) reflects the change of incomes in each sector (for each region) supposing the same index of incomes in sectors and regions and in the national economy as a whole. The income index greater than one will bring the positive value of the national component in all sectors and regions.

$$\mu_i = e_i^t \left( \frac{E_i^{t+n}}{E^t} - 1 \right)$$

Industry mix component ( $\pi$ ) expresses the change of incomes due to different income dynamics in sectors and in the national economy as a whole.

$$\pi_i = e_i^t \left( \frac{E_i^{t+n}}{E_i^t} - \frac{E^{t+n}}{E^t} \right)$$

Regional component ( $\alpha$ ) expresses how much the development in sectors in a region differs from requirements given by a change of incomes in sectors of national economy.

$$\alpha_i = e_i^t \left( \frac{e_i^{t+n}}{e_i^t} - \frac{E_i^{t+n}}{E_i^t} \right)$$

where

$t$  .....stands for the basic period

$t+n$ ...stands for the compared period

$i$  .....stands for sectors

$E$ .....stands for the observed value of the national level and

$e$ .....stands for the observed value of the regional level.

## RESULTS AND DISCUSSION

The SILC 2005 sample included data of 4351 households; 1111 of which in municipalities with less than 2000 inhabitants (rural municipalities) and 3240 in municipalities with population above 2000 inhabitants (non-rural municipalities). The SILC

2008 included data of 11 294 households; 3 052 of which were rural and 8 242 non-rural.

In 2005, an average Czech household composed of 1.62 consumer units in 2005 according to the EU definition; 1.63 in 2008. Rural households composed of 1.7 consumer units (both 2005 and 2008) and non-rural household had 1.59 consumer units in 2005 and 1.61 consumer units in 2008. Rural households are greater approximately by 0.1 consumer units.

Histograms of **annual net incomes per consumer unit** of rural and non-rural households revealed positive skewness (with the median lower than average in all cases). The Pearson's goodness of fit test ( $\chi^2$  test) rejected the hypothesis of correspondence of the empiric and log-normal distribution in both years and both groups ( $p$ -level < 0.001). Histograms and the calculation of the test criteria also revealed the greatest difference of the empiric and theoretical distribution in intervals near the peak as well as on the upper tail. High frequencies of values near the average are connected to high kurtosis.

Results of fit tests of the  $CP\_PRIJ/EJ$  distribution among size groups proved the significant difference

of distribution shapes of municipalities with population of less than 1000 inhabitants and municipalities with 1000–2000 inhabitants in both years ( $p$ -level < 0,01). Income distribution of households in non-rural areas (VEL 5–9) significantly differs from income distribution in the other groups in both years.

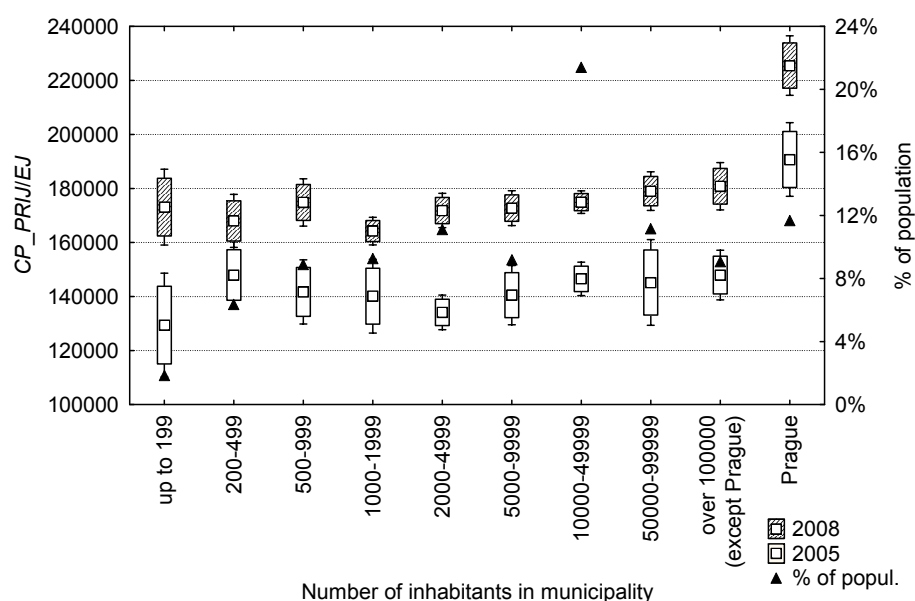
Table I presents basic features of households' annual net income per consumer unit. The income gap between rural and non-rural households increased from 8055 CZK in 2005 to 11 937 CZK in 2008; incomes of non-rural households were higher by 5.7% in 2005 and by 7% in 2008. The difference of  $CP\_PRIJ/EJ$  mean of rural and non-rural households is significant at the level of  $p < 0.05$  in 2005 and  $p < 0,001$  in 2008. Share of households with **incomes below the poverty line** (60% of an average net incomes of households per consumer unit; 88 957 CZK in 2005 and 106 859 CZK in 2008) was not significantly different in rural and non-rural areas in 2005 (14%). In 2008, the share increased to 10.8% in rural areas and to 11.9% in non-rural areas.

Dividing the sample to smaller groups according to the SILC survey will enable us to explain this

I: Net household income per consumer unit – basic features (in CZK)

Year	Household	Average	Median	Share of households below the poverty line
2005	Rural	142263	124325	14.1%
	Non-rural	150318	128647	13.9%
	Total	148261	127500	14.0%
2008	Rural	169386	150625	10.8%
	Non-rural	181323	159202	11.9%
	Total	178098	156267	11.6%

Source: SILC, Own calculation



1: Net household income per consumer unit, in CZK  
Source: SILC, Own calculation



significant difference by comparing mean values of household income per consumption unit. The  $VEL = 9$  group (more than 100 000 inhabitants) included 5 towns in both 2005 and 2008 SILC surveys (The capital city of Prague; Brno, Ostrava, Plzeň and Olomouc); in the box plot (1:) is this group split into Prague and other towns. Boxes are designed as the central point is mean, box is 95% confidence interval for individual observations around the mean and whiskers are 99% confidence interval. The plot revealed differences in incomes in municipalities with different size as well as the development in time.

The difference in incomes between rural and non-rural households is caused above all by incomes in the capital city with income of households per consumer unit amounted to 190 725 CZK in 2005 and to 225 479 CZK in 2008.

**Living minimum** is regulated by law; it depends on the size and composition of a household. An average annual living minimum per consumer unit amounted to 56 246 CZK in 2005 and 44 186 CZK in 2008. The decrease was caused by the above mentioned change of the Act on Living Minimum and the methodology of the calculation. A number of households with incomes below the level of living minimum decreased from 86 in 2005 (i.e. 1.98% of the whole) to 40 in 2008 (0.35% of the whole). This apparent improvement was caused mainly by the change of the Act.

The question about the **minimum income** that will enable a household to satisfy basic needs is answered by impossible amount of zero to 100 000 CZK per month. An average requested annual income amounted to 205 825 CZK in 2005 and 244 210 CZK in 2008. No significant differences were found between rural and non-rural households at the significance level of 0.05. Differences occur after calculating an average annual net income per consumer unit – 119 590 CZK in rural areas and 131 033 in non-rural areas for 2005 and 144 198 CZK in rural areas and 153 384 CZK in non-rural areas for 2008.

The modus is an interesting feature of the minimum income; it amounted to 20 000 CZK per month in rural and non-rural areas as well in both years regardless the size of the household. This income is sufficient for about 16% of households.

The net income of 20 000 CZK per month is regarded as a threshold of minimum living standard in the Czech society.

Supposing that respondents had understood the question correctly and they quoted a real amount necessary to cover the basic needs subjective surplus offers a possibility to purchase avoidable goods and services and for savings. Subjective surplus per consumer unit distribution has high kurtosis and positive skewness with 20 150 CZK as the average in 2005 (22 673 in rural areas and 19 285 CZK in non-rural areas) and 27 196 CZK in 2008 (25 188 CZK in rural areas and 27 940 in non-rural areas). The interval classification of the subjective surplus per consumption unit (with the step of 5 000 CZK) revealed the modal interval of (0–5 000 CZK) in both rural and non-rural areas in both years.

### Persistent poor household

Let's discuss closely households with the lowest incomes both in the initial and in the consequent period. The low income threshold is 50% of average net income per consumer unit, i.e. 74 086 CZK in 2005 and 88 907 CZK in 2008. There were 61 households, 14 of which in rural areas and 47 in non-rural areas; they were smaller than an average by 0.1 consumer unit. Their structure according to social groups (of the head of household) is presented in table II.

Significantly often, these households were of retired people in rural areas and of unemployed people in non-rural areas. Basic and lower upper education (without a leaving examination) prevailed in both areas; 2% of non-rural household had a person with university education as a head.

Great share of retired and unemployed people reflected also the structure of incomes with 78% share of gross incomes from social benefits (69% in 2008) and 18% of incomes from employment (24% in 2008) in 2005. The rest refers to others source of income.

Within the questionnaire survey, respondents answered the question if their housing costs are a burden for their households. Answers were rather consistent in both years and areas: housing costs are a great burden for approximately 70% of household and a certain burden for 30% of households. Similar consistency was revealed within the question of

II: Structure of households according to social groups

Social group according to the head of household	Rural		Non-rural	
	2005	2008	2005	2008
Lower employee	14.3%	14.3%	10.6%	12.8%
Self-employed person	0.0%	0.0%	4.3%	0.0%
Higher employee	7.1%	7.1%	0.0%	2.1%
Retired person with no economically active members	50.0%	57.1%	25.5%	34.0%
Unemployed	14.3%	21.4%	46.8%	46.8%
Other	14.3%	0.0%	12.8%	4.3%

Source: SILC, Own calculation

income sufficiency: it was extremely difficult to live on their incomes for 50% of household, 35% had some difficulties and the rest of them reported minor difficulties.

### Shift-share analysis

To perform the shift-share analysis, households were divided according to activities of the head of the household. The activities in the classification provided by the SILC in the classification were arranged into the following groups for shift-share analysis purpose: agriculture (AGR); mining and quarrying (MIN); manufacturing (MAN); energy industry (EN); construction (CON); trade; transportation (TRAN); financial activities (FIN); public administration, education, health service (PUB); and other service activities (OTH). Households with economically inactive or unemployed head were classified by the 0 code as well as if the activity could not be assigned explicitly.

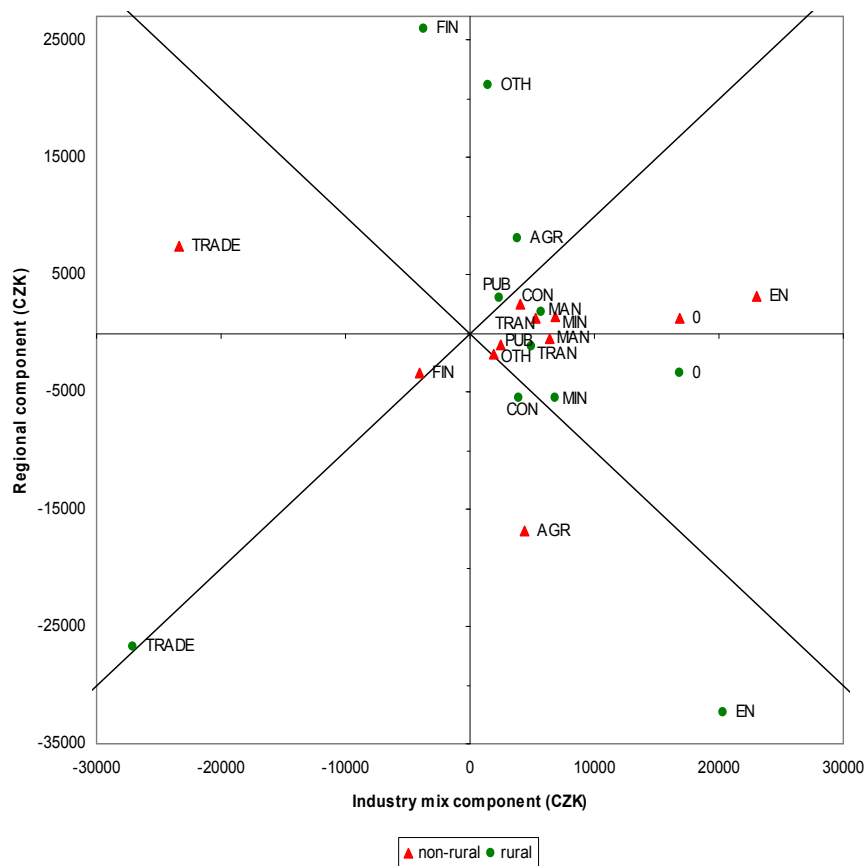
An average net income per consumer unit increased by 20.1% (by 19% in rural areas and by 20.6% in non-rural areas; table I) in the Czech Republic in 2004–2007. Regarding activities, the greatest increase was noticed in households with their heads working in energy industries (33.3%) and mining and quarrying (24.3%). Trade noticed

the lowest increase (7.2%) with a decrease by 5.5% in rural areas.

The above mentioned growth rate revealed the positive value of **national component** with its level proportional to the level of incomes in the basic period. It amounted to 48 000 CZK for financial activities in non-rural areas and 44 000 CZK in rural areas.

2: presents the relation of industry mix and regional components. The different dynamics of incomes in sectors and in national economy (i.e. **industry mix component**) influenced the energy industry in significantly positive manner (23 thousand CZK in non-rural areas and 20 thousand CZK in rural areas). On the other hand, trade was influence in a significantly negative way (–23 thousand CZK in non-rural areas and –27 thousand CZK in rural areas).

In rural areas, the **regional component** had a positive value in financial activities (+26 thousand CZK) and other services (+21 thousand CZK). Due to lower growth rate in rural areas, the energy industry decreased (–32 thousand CZK) as well as trade (–27 thousand CZK). In non-rural areas, this component registered a significant decrease in agriculture (–17 thousand CZK). Other sectors reported low influence of this component.



2: Industry mix and regional component of household incomes in 2005–2008

Source: SILC, Own calculation

The graph revealed that a number of sectors (both in rural and non-rural areas) are concentrated in a cluster with low absolute value of the regional component, positive industry mix components situated at the top-right over the line with the slope of  $-1$ . Within these sectors, the positive national component is supported by the growth in the sector or region (or both in the 1<sup>st</sup> quadrant). In rural

areas, total change of incomes is formed above all by the regional component ( $r = 0.9$ ; with significant differences in dynamics of sectors in rural areas and in the Czech Republic as a whole). In non-rural areas, the industry mix component is significant ( $r = 0.74$ ; with significant differences in the dynamics of sectors and national economy).

## CONCLUSION

The aim of the paper was to compare incomes of Czech rural and non-rural households. Positive skewness and high kurtosis is a typical feature of household incomes. A similarity with log-normal distribution can be presumed from histograms; however fit tests of theoretical and empirical distribution denied it – mainly due to high kurtosis. The difference of incomes of rural and non-rural households was significant ( $p < 0.05$  in 2005;  $p < 0.001$  in 2008). Detailed classification of households according to the size of the municipality revealed that the difference was caused by the level of incomes in the capital city of Prague; there was no significant difference in incomes of households according to the municipality size. The share of households with incomes of less than 60% of an average net income per consumer unit decreased from 14% in 2005 to 11.6% in 2008.

Households staying in the group with lowest incomes consisted mainly of retired people (in rural areas) and of unemployed (in non-rural areas) in both years. The head of those households had lower education and their incomes were depended mainly on social benefit incomes (pensions, welfare benefits).

The results of the shift-share analysis revealed that the change of incomes of rural areas is under the greatest influence of the regional component; households in non-rural areas are mostly influenced by the industry mix component.

## Acknowledgements

This paper was supported by the Ministry of Education, Youth and Sports of the Czech Republic as a part of MSM 6007665806 project.

## REFERENCES

- BLIEN, U., WOLF, K., 2002: Regional development of employment in eastern Germany: an analysis with an econometric analogue to shift-share techniques. *Papers in Regional Science*, Vol. 81 (3), pp. 391–414. ISSN 1056-8190.
- DAVIS, J., MACK, N., KIRKE, A., 1997: New perspectives on farm household incomes. *Journal of Rural Studies*, Vol. 13 (1), pp. 57–64. ISSN 0743-0167.
- DINC, M., HAYNES, K. E., 1999: Sources of regional inefficiency. An integrated shift-share, data envelopment analysis and input-output approach. *The Annals of Regional Science*, Vol. 33 (4), pp. 469–489. ISSN 0570-1864.
- DIVILA, E., DOUCHA, T., 2005: Typologie a příjmové postavení zemědělských domácností v České republice. *Politická ekonomie*, Vol. 53 (4), pp. 495–511. ISSN 0032-3233.
- DUNN, E. S., 1960: A statistical and analytical technique for regional analysis. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, Vol. 6, pp. 97–112.
- ESTEBAN, J., 2000: Regional convergence in Europe and the industry mix: a shift-share analysis. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 30 (3), pp. 353–364. ISSN 0166-0462.
- GILBERT, A., 2004: Earning in rural and non-rural areas of Scotland. Stirling: scotecon.
- GUSTAFSSON, B., SHI, L., 2002: Income inequality within and across counties in rural China 1988 and 1995. *Journal of Development Economics*, Vol. 69 (1), pp. 179–204. ISSN 0304-3878.
- 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*, Vol. 16 (4), pp. 328–345. ISSN 0958-9287.
- HILL, B., 1999: Farm Household Incomes: Perceptions and Statistics. *Journal of Rural Studies*, Vol. 15 (3), pp. 345–358. ISSN 0743-0167.
- CHAPLIN, H., DAVIDOVA, S., GORTON, M., 2004: Agricultural adjustment and the diversification of farm households and corporate farms in Central Europe. *Journal of Rural Studies*, Vol. 20 (1), pp. 61–77. ISSN 0743-0167.
- JARVIS, S., JENKINS, S. P., 1998: How much income mobility is there in Britain? *The Economic Journal*, Vol. 108 (447), pp. 428–443. ISSN 0013-0133.

- LABUDOVÁ, V., VOJTKOVÁ, M., LINDA, B., 2010: Application of Multidimensional Methods to Measure Poverty. *E & M Ekonomie a management*, Vol. 13, (1), pp. 6–21. ISSN 1212-3609.
- LAYTE, R., MAITRE, B., NOLAN, B., WHELAN, C. T., 1999: Income, Deprivation and Economic Strain: An Analysis of the European Community Household Panel. Working Paper 2 for the Panel TSER Project, June 1999. The Economic and Social Research Institute.
- Living conditions (EU-SILC). [online]. [cit 29. 8. 2010]. Available at www: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zivotni\\_podminky\\_\(eu\\_silc\)](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zivotni_podminky_(eu_silc)).
- MAREŠ, P., RABUŠIC, L., 1996: K měření subjektivní chudoby v české společnosti. *Sociologický časopis*, Vol. 32 (3), pp. 297–315. ISSN 0038-0288.
- MAUDOS, J., PASTOR, J. M., SERRANO, L., 2008: Explaining the US-EU productivity growth gap: Structural change vs. intra-sectoral effect. *Economic letters*, Vol. 100 (2), pp. 311–313. ISSN 0165-1765.
- PACIONE, M., 1995: The geography of deprivation in rural Scotland. *Transactions of the Institute of British Geographers, New Series*, Vol. 20 (2), pp. 173–192. ISSN 0020-2754.
- PERLÍN, R., KUČEROVÁ, S., KUČERA, Z., 2010: A Typology of Rural Space in Czechia according to its Potential for Development. *Geografie*, Vol. 115 (2), pp. 161–187. ISSN 1210-115X.
- PERRY, B., 2002: The Mismatch Between Income Measures and Direct Outcome Measures of Poverty. *Social Policy Journal of New Zealand*, Issue 19, pp. 101–127. ISSN 1177-9837.
- PHIMISTER, E., UPWARD, R., VERA-TOSCANA, E., 2000: The dynamics of low income in rural areas. *Regional Studies*, Vol. 34 (5), pp. 407–417. ISSN 1360-0591.
- POSPĚCH, P., DELÍN, M., SPĚŠNÁ, D., 2009: Quality of life in Czech rural areas. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, Vol. 55 (6), pp. 284–295. ISSN 0139-570X.
- RIGUELLE, F., THOMAS, I., VERHETSEL, A., 2007: Measuring urban polycentrism: a European case study and its implications. *Journal of Economic Geography*, Vol. 7 (2), pp. 193–215. ISSN 1468-2702.
- RINGEN, S., 1988: Direct and Indirect Measures of Poverty. *Journal of Social Policy*, Vol. 17, (3), pp 351–365. ISSN 0047-2794.
- SICULAR, T., XIMING, Y., GUSTAFSSON, B., SHI, L., 2007: The urban-rural income gap and inequality in China. *Review of Income and Wealth*, Vol. 53 (1), pp. 93–126. ISSN 0034-6586.
- STEJSKAL, L., PUSTINOVÁ, J., STÁVKOVÁ, J., 2010: Czech household income condition according to the EU SILC statistics. *Acta universitatis agriculturae et silviculturae Mendelianae Brunensis*, Vol. LVIII (3), pp. 251–260. ISSN 1211-8516.
- STEJSKAL, L., STÁVKOVÁ, J., 2010: Living conditions of Czech farmers according to the EU statistics on income. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, Vol. 56 (7), pp. 310–316. ISSN 0139-570X.
- STŘELEČEK, F., ZDENĚK, R., LOSOSOVÁ, J., 2009: Comparison of agricultural subsidies in the Czech Republic and in the selected states of the European Union. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, Vol. 55 (11), pp. 519–533. ISSN 0139-570X.
- STŘELEČEK, F., ZDENĚK, R., LOSOSOVÁ, J., 2010: Development of employment in less favoured areas in 2002-2006, Vol. 58 (6), pp. 761–773. ISSN 0032-3233.
- STŘELEČEK, F., ZDENĚK, R., LOSOSOVÁ, J., JÍLEK, M., 2004: Social and economic points of the rural development. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, Vol. 50 (10), pp. 431–444. ISSN 0139-570X.
- TOWNSEND, P., 1979: Poverty in the United Kingdom. A Survey of Household Resources and Standards of Living. Berkeley: University of Carolina Press. ISBN 0-520-03976-9.
- VANĚK, J., JAROLÍMEK, J., ŠIMEK, P., 2008: Development of communication infrastructure in rural areas of the Czech Republic. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, Vol. 54 (3), pp. 129–134. ISSN 0139-570X.
- VAVREJNOVÁ, M., LÜPSIK, S., 2007: Some comparisons across Central and East European countries in terms the rural population living standard. *Agricultural Economics-Zemědělská ekonomika*, Vol. 53 (1), pp. 36–44. ISSN 0139-570X.
- ŽELINSKÝ, T., 2010: Analýza chudoby na Slovensku založená na koncepte relativnej deprivácie. *Politická ekonomie*, Vol. 58 (4), pp. 542–565. ISSN 0032-3233.

## Address

prof. Ing. František Střeleček, CSc. Dr.h.c, Ing. Radek Zdeněk, Katedra účetnictví a financí, Ekonomická fakulta, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Studentská 13, 370 05 České Budějovice, Česká republika, e-mail: [strec@ef.jcu.cz](mailto:strec@ef.jcu.cz), [zdenek@ef.jcu.cz](mailto:zdenek@ef.jcu.cz)

# VÝVOJ ZAMĚSTNANOSTI V ZNEVÝHODNĚNÝCH OBLASTECH V LETECH 2002–2006

František Střeleček, Radek Zdeněk, Jana Lososová, Jihočeská Univerzita v Českých Budějovicích\*

## 1. Úvod

Znevýhodněné oblasti (Less Favoured Areas – LFA) jsou vymezeny Rozhodnutím EU (článek 50.3(a) EC č.1698/2005) a představují oblasti postižené významnými přírodními nevýhodami, zejména nízkou úrodností půdy nebo špatnými klimatickými podmínkami, a z hlediska hospodaření s půdou je důležité zachovat v nich extenzivní zemědělskou činnost. Cíle LFA jsou definovány v Nařízení Rady (ES) 1257/1999,<sup>1</sup> m. j. zajistit *nepřetržitě využívání zemědělské půdy* a přispět tak k *zachování životaschopného společenství na venkově* (Hlava II, Kapitola V, Článek 13). Opatření Rady týkající se LFA se explicitně nevěnují problému zaměstnanosti obyvatelstva, životní úrovni obyvatelstva a odlivu lidí z těchto oblastí, ale soustřeďují se zejména na zachování zemědělské půdy a životního prostředí. V roce 2005 v EU 25 bylo celkem 91 milionů ha v LFA, z čehož 60 milionů v tzv. ostatních LFA.

Tabulka 1  
Podíl LFA na celkové využívané zemědělské půdě v roce 2005

Podíl LFA	Stát
100 %	Finsko, Malta, Lucembursko
75–100 %	Irsko, Španělsko, Rakousko, Portugalsko, Slovensko
50–75 %	Německo, Řecko, Kypr, Itálie, Lotyšsko, Litva, Polsko, SR, Švédsko, Velká Britanie
25–50 %	ČR, Estonsko, Francie
do 25 %	Belgie, Dánsko, Maďarsko, Holandsko

Výměra zemědělské půdy v LFA v České republice v roce 2007 byla 1 751 900 ha. V non LFA ve stejném roce byla 1 761 300 ha. Z porovnání obou čísel vyplývá, že LFA představují téměř 50 % celkové výměry zemědělské půdy (tabulka 1), z toho 29,3 % jsou horské oblasti. V znevýhodněných oblastech žije 3 152 tisíc obyvatel, tj. více než 30 % obyvatel v ČR. Vymezení LFA v České republice v roce 2007 uvádí obrázek 1.

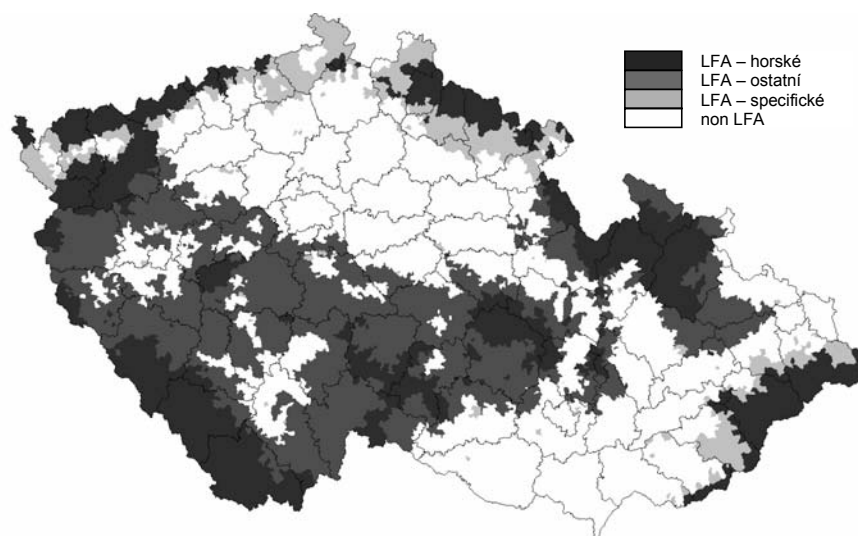
Zemědělci hospodařící v horských oblastech nebo v oblastech se sníženou úrodností půdy se nacházejí v určité konkurenční nevýhodě oproti zemědělcům hospo-

\* Příspěvek byl zpracován s použitím prostředků MŠMT v rámci řešení výzkumného záměru MSM 6007665806.

1 České znění na <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=DD:03:25:31999R1257:CS:PDF>.

dařících v produkčních oblastech. Bez podpory méně příznivých oblastí by docházelo k postupné redukci hospodaření na půdě a tím k znehodnocování těchto oblastí z ekologického a turistického hlediska. Výraznou podporou zemědělců hospodařících v méně příznivých oblastech jsou dlouhodobá opatření Společné zemědělské politiky. Byla zavedena v roce 1975 a představují rozsáhlý mechanismus podpor určených pro zachování krajiny v těchto oblastech.

Obrázek 1  
Vymezení LFA v roce 2007



Česká republika je jedinou zemí EU, která omezila plochu oprávněnou pro poskytování plateb LFA jen na travní porosty (Nařízení vlády, 2004). V ostatních zemích tvoří oprávněnou plochu travní porosty včetně ploch věnovaných výrobě objemných krmiv, případně i dalších jmenovitých plodin, v některých zemích je to veškerá zemědělská půda farmy (Štolbová, 2007). Přiměřeností výše podpor pro LFA a jejich vlivu na hospodaření v méně příznivých oblastech v EU se zabývají např. Dax (2005), Dax, Hovorka (2007), Crabtree (2003), Střeleček et al. (2008), Szabo, Grznár (2008) či Štolbová, Hlavsa (2008).

Mimoprodukční funkce travních porostů zajišťují čistou, sladkou vodu, ochranu proti erozi, udržují půdní úrodnost, pomáhají udržet ohrožené druhy, podporují turistiku a udržují ráz krajiny a jsou bezesporu pro celou společnost národohospodářsky významné.

Trvale udržitelný rozvoj méně příznivých oblastí a oblastí s enviromentálními omezeními závisí nejen na rozvoji zemědělství, ale i na rozvoji ostatních odvětví národního hospodářství, která jsou zdrojem zaměstnanosti a příjmů obyvatelstva. Z toho vyplývá i požadavek zkoumat, jak se tyto oblasti rozvíjejí, jaké jsou možnosti dalšího zaměstnání, úroveň odměňování a dalších faktorů utvářejících celkovou životní úroveň obyvatel těchto oblastí. Uvedený příspěvek se zabývá analýzou vývoje zaměstnanosti obyvatelstva v těchto oblastech.

## Materiál a metodika

V příspěvku jsou použity výpočty na základě dat Mikrocensu v roce 2002 a databáze SILC (Statistics on Income and Living Conditions) roku 2006. Údaje o zaměstnanosti byly roztrženy podle jejich příslušnosti k LFA (sledují se obce s podílem výměry v LFA nad 50 %) a ostatní obce mimo LFA (non LFA). Rozsah souboru činí v roce 2002 8 532 osob (z toho 2 668 v LFA a 5 864 v non LFA) a 7 420 osob v roce 2006 (z toho 2 683 v LFA a 4 737 v non LFA).

**Jako analytický nástroj je použita metoda shift-share analýzy**, které je v zahraničí věnována značná pozornost. Shift-share analýza byla poprvé užita v práci Dunn (1960) a byla určena zejména pro analýzu dynamiky zaměstnanosti. Rozkládanou veličinou může být zaměstnanost (Bielik, Rajčániová, 2008; Riguelle et al., 2007; Blien, Wolf, 2002; Dinc, Haynes, 1999), přidaná hodnota (Esteban, 2000), produktivita práce (Maudos et al., 2008) i jiná veličina (Střeleček et al., 2009). Analýza vybrané veličiny touto metodou je vždy zaměřena na jeden z následujících aspektů:

- na posouzení dynamiky a strukturálních změn vybrané veličiny z hlediska jednotlivých odvětví;
- na statické hodnocení strukturálních změn z hlediska jednotlivých odvětví a regionů.

Shift-share analýza se v tomto příspěvku zaměřuje na posouzení dynamiky zaměstnanosti v oblastech LFA a non LFA v jednotlivých odvětvích národního hospodářství.

Pomocí shift-share analýzy lze změnu v zaměstnanosti v odvětví v zkoumaném regionu rozložit na národní komponentu, odvětvovou komponentu a regionální komponentu

$$e_i^{t+n} - e_i^t = \mu_i + \pi_i + \alpha_i \quad (1)$$

**Národní komponenta** ( $\mu$ ) zachycuje změnu zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích (pro každou oblast) za předpokladu, že index zaměstnanosti bude v jednotlivých odvětvích a oblastech stejný jako index zaměstnanosti v celém národním hospodářství. Pokud je index zaměstnanosti větší než jedna, je národní komponenta pro všechna odvětví a oblasti kladná.

$$\mu_i = e_i^t \left( \frac{E^{t+n}}{E^t} - 1 \right) \quad (2)$$

**Odvětvová komponenta** ( $\pi$ ) vyjadřuje změnu zaměstnanosti, která vyplývá z rozdílné dynamiky zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích a za celé národní hospodářství.

$$\pi_i = e_i^t \left( \frac{E_i^{t+n}}{E_i^t} - \frac{E^{t+n}}{E^t} \right) \quad (3)$$

**Regionální komponenta** ( $\alpha$ ) vyjadřuje míru, s jakou se vývoj v jednotlivých odvětvích daného regionu vzdaluje od požadavků daných změnou zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích národního hospodářství.

$$\alpha_i = e_i^t \left( \frac{e_i^{t+n}}{e_i^t} - \frac{E_i^{t+n}}{E_i^t} \right) \quad (4)$$

kde	t	základní období
	t + n	srovnávané období
	i	odvětví
	E	sledovaná veličina na národní úrovni
	e	sledovaná veličina na regionální úrovni

Maudos et al. (2008) vysvětlují rozdíl v produktivitě práce dvou období vnitřním odvětvovým efektem, statickým odvětvovým efektem (realokace zdrojů do produktivnějších sektorů) a dynamickým odvětvovým efektem (analýza tempa růstu odvětví s vyšší produktivitou). Poslední dva tvoří tzv. efekt strukturálních změn. Analýza je uplatněna na 47 odvětvích EU 15 a USA. Uvedená metoda silně připomíná rozklad změn produktivity práce se zbytkem. Esteban (2000) prezentuje statickou shift-share analýzu, pomocí níž hodnotí sektorovou strukturu produktivity práce s regionálními rozdíly. Metoda je použita na analýzu produktivity práce států EU. Knudsen (2000) rozšiřuje poznání shift-share analýzy o proporcionální komponentu a zároveň se zabývá vztahy mezi tradiční shift-share analýzou a uplatněním analýzy rozptylu u této metody. Ezcurra et al. (2007) popisují regionální rozdíly v produktivitě ve státech Evropské unie pomocí Giniho koeficientu a Theilových měr entropie a hodnotí podíly strukturální, regionální a alokační složky produktivity. Bielík, Rajčániová (2008) pomocí shift-share analýzy popisují změny na trhu práce od poloviny devadesátých let ve státech Visegrádské čtyřky. Corvers, Meriküll (2007) analyzují strukturu zaměstnanosti v 25 evropských státech. Mezinárodní rozdíly rozkládají na vnitro- a meziodvětvové efekty a efekt interakce a dále podle úrovně kvalifikace. Gaigné et al. (2003) analyzují změny v odvětvové struktuře zaměstnanosti mezi venkovskými a nevenkovskými oblastmi Francie. Pozitivní efekt struktury v urbanizovaných oblastech je snižován záporným geografickým efektem (pokles zaměstnanosti v průmyslu ve městech).

Podle matematické statistiky rozptyl součtu více proměnných je roven součtu rozptylů těchto proměnných plus dvojnásobku kovariance mezi jednotlivými proměnnými. Podle této definice lze variabilitu rozdílu mezi zaměstnaností v regionu základního a srovnávaného období rozložit na složky odpovídající variabilitě jednotlivých komponent a jejich kovariancí.

$$\sigma^2(e_i^{t+n} - e_i^t) = \sigma^2(\mu_i) + \sigma^2(\pi_i) + \sigma^2(\alpha_i) + 2\text{cov}(\mu_i, \pi_i) + 2\text{cov}(\mu_i, \alpha_i) + 2\text{cov}(\pi_i, \alpha_i) \quad (5)$$

K posouzení významnosti variability jednotlivých komponent je možné porovnat následující vztahy, které vyjadřují podíl variability příslušné komponenty na celkové variabilitě v regionu.

$$\frac{\sigma^2(\mu_i) + \text{cov}(\mu_i, \pi_i) + \text{cov}(\mu_i, \alpha_i)}{\sigma^2(e_i^{t+n} - e_i^t)} \quad (6)$$



$$\frac{\sigma^2(\pi_i) + \text{cov}(\pi_i, \mu_i) + \text{cov}(\pi_i, \alpha_i)}{\sigma^2(e_i^{t+n} - e_i^t)} \quad (7)$$

$$\frac{\sigma^2(\alpha_i) + \text{cov}(\alpha_i, \mu_i) + \text{cov}(\alpha_i, \pi_i)}{\sigma^2(e_i^{t+n} - e_i^t)} \quad (8)$$

I přes některé výhrady je shift-share analýza široce používána v regionálních studiích. Svým postupem umožňuje posoudit, o kolik se zvýší zaměstnanost vlivem národní, odvětvové a regionální komponenty. Dovede posoudit, která odvětví lze z hlediska zaměstnanosti považovat za rozvojová a která nikoliv a jak změna ve struktuře zaměstnanosti podle odvětví ovlivní vývoj zaměstnanosti. Využití těchto vztahů v regionální politice pak formuluje regionální efekt, který je rozhodující pro posouzení vlivu regionální politiky na vývoj zaměstnanosti v regionu. V tomto kontextu je i provedena následující analýza.

### Výsledky a diskuse

Celková míra ekonomické aktivity v ČR dlouhodobě klesá. To je zapříčiněno především snížením ekonomické aktivity u nejmladších věkových kategorií. V posledních šesti letech klesla participace osob ve věku 15–19 let z 15 na 8,4%.

Tabulka 2

Zaměstnanost v ČR podle odvětví a let (počet pracovníků v tis, podíl v % v závorce)

Odvětví (symbol)	2002		2006		Index 2006/2002
Zemědělství (ZEM)	227,9	(4,8)	181,7	(3,8)	0,798
Průmysl (PRU)	1 463,1	(30,7)	1 493,0	(30,9)	1,021
Stavebnictví (STA)	425,2	(8,9)	436,3	(9,0)	1,026
Obchod (OBCH)	619,8	(13,0)	613,6	(12,7)	0,990
Doprava (DOP)	367,6	(7,7)	361,0	(7,5)	0,982
Ostatní (OST)	1 657,6	(34,8)	1 741,4	(36,1)	1,049
Zaměstnaní celkem	4 764,9	(100)	4 828,1	(100)	1,013

Pramen: ČSÚ

### Vývoj zaměstnanosti v ČR podle jednotlivých odvětví

Vývoj podílu jednotlivých odvětví na celkové dynamice zaměstnanosti v ČR uvádí tabulka 2. Míra zaměstnanosti v letech 2002–2006 nevykazovala žádné jednoznačné tendence s výjimkou posledních let, kdy se tato míra zvyšovala. Tempo růstu zaměstnanosti v ČR ve sledovaném období 2002–2006 bylo 101,33 %. Ve výběrovém souboru LFA a non LFA bylo tempo růstu zaměstnanosti nižší a činilo 100,02 %. Pro všechny výpočty bylo zvoleno tempo růstu zaměstnanosti v národním hospodářství, které lépe

odráží realitu růstu zaměstnanosti. Největší nárůst zaměstnanosti zaznamenala ostatní odvětví, následuje stavebnictví a průmysl. K výraznému poklesu zaměstnanosti došlo v odvětví zemědělství (o 20,3 %).

Tabulka 3

**Zaměstnanost podle oblastí, odvětví a let (počet pracovníků v tis., podíl v % v závorce)**

Odvětví	2002				2006			
	LFA		non LFA		LFA		non LFA	
ZEM	91,8	(6,3)	99,7	(3,3)	89,9	(6)	112	(3,8)
PRU	494,3	(34,1)	781,9	(25,7)	528,3	(35)	756,2	(25,4)
STA	126,5	(8,7)	260,7	(8,6)	137,8	(9,1)	271,3	(9,1)
OBCH	211	(14,6)	541,1	(17,8)	223,3	(14,8)	481	(16,1)
DOP	111	(7,7)	324	(10,7)	117	(7,7)	279,9	(9,4)
OST	414,8	(28,6)	1033,1	(34)	414,2	(27,4)	1079,9	(36,2)
<b>Celkem</b>	<b>1449,4</b>	<b>(100)</b>	<b>3040,5</b>	<b>(100)</b>	<b>1510,6</b>	<b>(100)</b>	<b>2980,3</b>	<b>(100)</b>

Pramen: ČSÚ

V LFA pracovalo v roce 2006 31,3 % z celkového počtu zaměstnaných v ČR. Z hlediska jednotlivých odvětví byl podíl zaměstnanosti v LFA na celkové zaměstnanosti v ČR v zemědělství 1,9 %, v průmyslu 10,9 %, ve stavebnictví 2,9 %, v obchodu 4,6 %, v dopravě 2,4 % a v ostatních odvětvích 8,6 %. Podíl zaměstnanosti v zemědělství je ve srovnání s ostatními odvětvími LFA nejnižší, a proto se zemědělství nemůže stát hlavním aktérem rozvoje dané oblasti. K vysokému podílu zaměstnanosti v průmyslu přispívají jak obce s větším počtem obyvatel než 2 000 (městské obce), tak i obce venkovské. Také u venkovských obcí je největší zaměstnanost v průmyslu. To je dáno tím, že 44,2 % pracujících z venkovských obcí dojíždí za prací v rámci okresu zpravidla do větších měst.

V LFA se v roce 2006 v porovnání s rokem 2002 zvýšil počet pracovníků o 61 229. Nadpoloviční podíl na této dynamice mělo odvětví průmysl (34 045 pracovníků). Nízké tempo růstu zaměstnanosti v zemědělství (98%) vyvolalo pokles počtu pracovníků o 1 859 osob (tabulka 3). To bylo způsobeno přechodem zemědělských podniků na pracovně méně náročné technologie, především na pastevní odchov skotu. Udržení dosavadního trendu zaměstnanosti v LFA ve venkovských obcích vyžaduje určité změny v regionální politice, především v dopravní obslužnosti venkovských obcí a v koordinaci plánů regionálního rozvoje měst a obcí.

V non LFA je patrný opačný vývoj. Ve sledovaném období poklesl počet pracovníků o 60 151 osob. Zvýšení počtu pracovníků nastalo u ostatních odvětví (+46 809 pracovníků). To ovlivnil především výrazný růst odvětví finančního zprostředkování především ve větších městech. Menší přírůstky zaměstnanosti jsou v zemědělství (+12 315 pracovníků) a ve stavebnictví (+10 623 pracovníků). Průmysl, obchod a doprava zaznamenaly pokles pracovníků. V non LFA pracovalo v roce 2006 v průmyslu 25,4 %, 16,1 % v obchodu, 9,4 % v dopravě, 9,1 % ve stavebnictví a 3,8 % v zemědělství. Pouze v odvětví doprava, obchod a ostatní byla v non LFA větší zaměstnanost než v LFA.

Další analýza směřuje k posouzení, jak LFA a non LFA oblasti kopírují dynamiku

rozvoje zaměstnanosti jednotlivých odvětví národního hospodářství. Odvětví s vyšším tempem růstu v jednotlivých oblastech, než uvádí národní komponenta, znamenají konkurenční výhodu v zaměstnanosti jednotlivých odvětví dané oblasti.

**Národní komponenta** umožňuje stanovit počet pracovníků v roce 2006 při stejném tempu růstu zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích a oblastech jako v celém národním hospodářství (tabulka 4).

Tabulka 4

**Národní, odvětvová a regionální komponenta v LFA a non LFA (počet pracovníků)**

Odvětví	Národní komponenta		Odvětvová komponenta		Regionální komponenta	
	LFA	non LFA	LFA	non LFA	LFA	non LFA
ZEM	1 216	1 322	-19 807	-21 521	16 732	32 513
PRU	6 551	10 362	3 576	5 656	23 917	-41 679
STA	1 676	3 454	1 636	3 371	8 064	3 797
OBCH	2 797	7 172	-4 910	-12 590	14 330	-54 702
DOP	1 471	4 294	-3 480	-10 161	8 073	-38 249
OST	5 497	13 691	14 740	36 709	-20 849	-3 592

Pramen: ČSÚ, vlastní výpočty

Průměrné tempo růstu zaměstnanosti v národním hospodářství je rozhodujícím faktorem ovlivňujícím celkový přírůstek pracovníků ve sledovaných letech. Uplatněním pouze národní komponenty by přírůstek pracovníků byl více jak 59 tis., což je 94 % celkového přírůstku pracovníků v národním hospodářství.

V LFA je skutečný přírůstek v jednotlivých odvětvích ve srovnání s přírůstkem vlivem národní komponenty větší (42 021) pracovníků. Požadovaný přírůstek národní komponentou byl 19 208 pracovníků. Největší přírůstek ve srovnání s národní komponentou dosahoval průmysl (27 494) pracovníků, nejnižší přírůstek byl v dopravě (4 590 pracovníků). Naproti tomu zemědělství a ostatní odvětví nedosahovaly přírůstku požadovaného národní komponentou.

V non LFA byl celkový přírůstek zaměstnanosti vlivem národní komponenty 40 296 pracovníků. Tento přírůstek pracovníků se nedaří naplnit, ve skutečnosti došlo ve sledovaném období k poklesu o 60 151 pracovníků. Tempo růstu zaměstnanosti v non LFA bylo pouze 98 %.

**Odvětvová komponenta** je založena na rozdílu indexů tempa růstu zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích a tempa růstu zaměstnanosti v celém národním hospodářství. Přestože se jedná o vžitou metodiku, nemají jednotlivá tempa růstu stejný základ, a tím i jejich rozdíl vyjadřuje spíše rozklad věcný než rozklad statistický. Použijeme-li místo rozdílu jednotlivých temp rozdíl v počtu pracovníků vyvolaný těmito změnami, potom je aditivní vlastnost zachována.

Struktura pracovníků v základním období vzhledem k tempu růstu jednotlivých odvětví určuje, jak bude působit odvětvová komponenta. Má-li region větší stav pracovníků v základním období u odvětví s vyššími hodnotami odvětvové kompo-

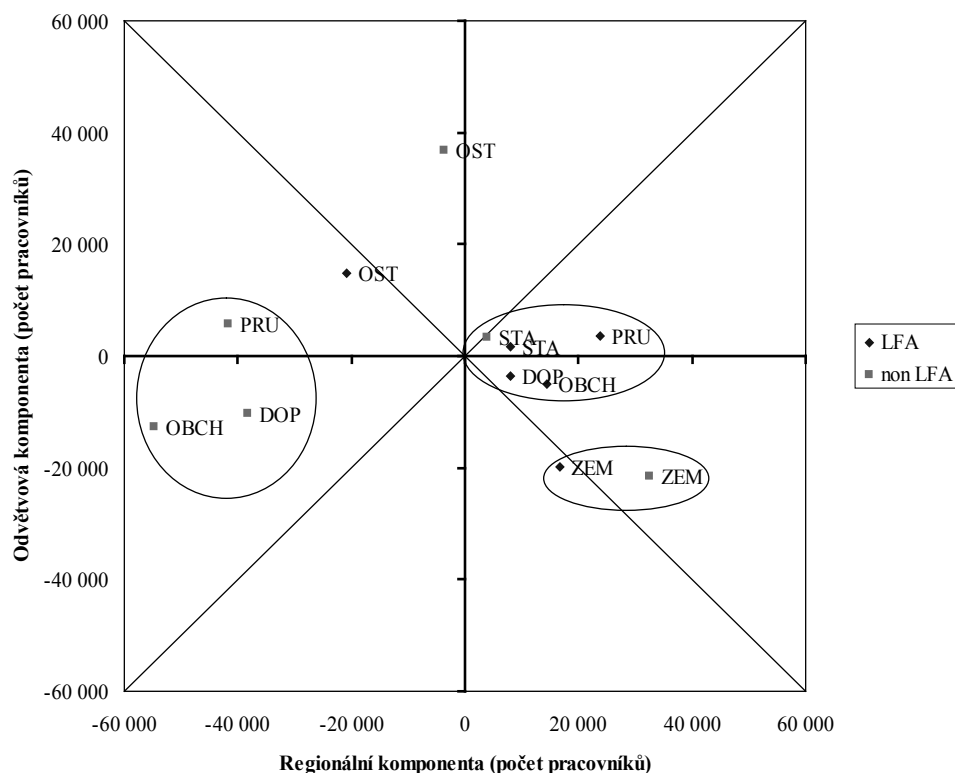
nenty, pak je vliv odvětvové komponenty pozitivní a naopak. Odvětvová komponenta má v tomto smyslu kritériální charakter.

Vliv odvětvové komponenty na zaměstnanost v celém národním hospodářství má málo výraznou negativní tendenci, projevující se v poklesu pracovníků o 6 781. Přestože průmysl, stavebnictví a ostatní odvětví vykazovaly vyšší tempo růstu zaměstnanosti ve srovnání s tempem růstu zaměstnanosti v národním hospodářství, nestačila tato odvětví pokrýt pokles zaměstnanosti pracovníků v zemědělství, obchodu a dopravě. Významně záporné tempo růstu v zemědělství ve sledovaném období je nepřijatelné pro LFA vzhledem k poměrně vysokému podílu pracovníků v zemědělství. Jen zemědělství a obchod znamenaly pokles zaměstnanosti o téměř 59 tis. pracovníků. Ani pozitivní politice v této oblasti se nepodařilo vyrovnat snížení pracovníků vlivem odvětvové komponenty.

**Regionální komponenta** vyjadřuje, do jaké míry se vývoj v daném regionu a odvětví vzdaluje od požadavků daných růstem zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích národního hospodářství. V případě, že změna odvětví v regionu je stejná jako v celé ČR, pak hodnota regionální komponenty bude nulová. V případě, že tempo růstu odvětví v regionu je větší nežli tempo růstu odvětví v ČR, pak je příspěvek regionu v zaměstnanosti kladný a dané odvětví se z hlediska zaměstnanosti v regionu úspěšně rozvíjí.

Regionální komponenta v LFA vlivem vyššího tempa růstu v regionu než v ČR zvýšila celkový počet pracovníků v LFA o 42 020 osob. Největší podíl na tomto přírůstku měl průmysl (+23 917), zemědělství (+16 732) a obchod (+14 330 pracovníků). V non LFA došlo ke snížení počtu pracovníků vlivem regionální komponenty o 100 447. Na tomto snížení měl především podíl obchod, průmysl a doprava. V LFA lze zaznamenat příznivý vývoj zaměstnanosti ve všech odvětvích s výjimkou ostatních odvětví, která jsou umístěna především ve větších městech. Přestože dotace do zemědělství v LFA jsou větší než v non LFA, byl počet nově vytvořených míst v zemědělství v LFA menší než v non LFA. V non LFA způsobila propad zaměstnanosti především odvětví obchod, průmysl a doprava.

Obrázek 2  
Regionální vs. odvětvová komponenta



### Posouzení vztahu regionální a odvětvové komponenty

Obrázek 2 porovnává vztah mezi hlavními komponentami shift-share analýzy, tj. mezi regionální a odvětvovou komponentou. V daném grafu lze vydělit tři shluky odvětví, které jsou charakterizovány podobnými tendencemi.

Shluk zemědělství v obou oblastech je charakterizován negativním vlivem odvětvové komponenty. Regionální komponenta v LFA téměř vyrovnává tento negativní vliv a v non LFA významně převažuje. Společné působení obou komponent znamená v LFA snížení počtu pracovníků o 3 077 osob a v non LFA zvýšení počtu pracovníků o 10 992. Vyšší dynamika zaměstnanosti v zemědělství v non LFA je rozhodně dobrým výsledkem manažerské činnosti v této oblasti.

V druhém shluku odvětvová komponenta osciluje kolem nuly. Vývoj zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích odpovídá téměř vývoji zaměstnanosti v národním hospodářství. Převažujícím působením regionální komponenty se v porovnávaných letech zvýšila v této oblasti zaměstnanost o 42 020 pracovníků. Tento posun způsobilo zvýšení podílu pracovníků u odvětví s vyšším tempem růstu zaměstnanosti. Výše

uvedená odvětví výrazně přispívají ke stabilizaci obyvatelstva v této oblasti a potažmo i udržení požadovaného rozměru zemědělství.

Opakem je komponenta průmyslu, dopravy a obchodu v non LFA. Odvětvová komponenta průmyslu se poměrně málo odlišuje od nuly (odchylka je méně než 6 tisíc pracovníků). Významný rozdíl této komponenty od nuly je pouze u dopravy a obchodu (pokles pracovníků o 10 161, resp. 12 590). Tento pokles je umocňován regionální komponentou, u níž je pokles podstatně vyšší (−38 249, resp. −54 702 pracovníků). Hlavním faktorem záporné odvětvové komponenty v obchodu a dopravě je relativní úbytek spojený s poměrně vysokou zaměstnaností v těchto odvětvích. Působení obou komponent znamenalo pokles pracovníků v uvedených odvětvích v non LFA o více než 100 000 pracovníků. Řešení zaměstnanosti v non LFA je třeba především soustředit na tato odvětví.

Ostatní odvětví v non LFA mají vysokou odvětvovou komponentu. Její výše je především ovlivněna vývojem v hlavním městě. V LFA dochází k přibližnému vyrovnání vlivu obou těchto komponent.

### **Posouzení variability komponent**

V LFA je variabilita změny zaměstnanosti podle jednotlivých odvětví v porovnání s non LFA třikrát menší (směrodatná odchylka pro LFA je 11 926 pracovníků, pro non LFA 36 678). V LFA se jednotlivé komponenty podílejí na celkové variabilitě tímto podílem: regionální komponenta 70,2 %, odvětvová komponenta 20,1 % a národní komponenta 9,8 %. V non LFA je pořadí vlivu jednotlivých komponent shodné. Vliv regionální komponenty je 65,6 %, vliv odvětvové komponenty je 31,8 % a vliv národní komponenty je 2,6 %. Rozhodující vliv na celkovou variabilitu v obou oblastech měla regionální komponenta. Tento vliv lze přičíst dobré aktivitě oblastí v rozvoji pracovních míst.

Velikost národní komponenty je závislá na míře shody struktury zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích v základním období v daném regionu a národním hospodářství. Výše regionální komponenty je vyjádření konkurenční schopnosti daného regionu z hlediska tvorby pracovních míst. Závisí na vytváření příznivých podmínek pro rozvoj stávajících odvětví v regionu a navíc na využívání regionálních zvláštností při tvorbě pracovních míst. Pozitivní regionální komponenta v LFA potvrzuje nejen příznivé výsledky společné zemědělské politiky věnované těmto oblastem, ale navíc i péči regionálních orgánů o úspěšný rozvoj zaměstnanosti.

### **Závěr**

V roce 2006 měly znevýhodněné oblasti (LFA) a ostatní oblasti (non LFA) v jednotlivých odvětvích přibližně stejnou strukturu zaměstnanosti. Výjimkou byl průmysl, kde podíl pracovníků v tomto odvětví k celkovému počtu pracovníků v LFA byl o 9,6 procentního bodu vyšší než v non LFA. V ostatních odvětvích je vyšší podíl zaměstnanosti v non LFA, a to o 8,8 p.b. Přibližně dvouprocentní rozdíly byly v odvětví zemědělství, obchodu a dopravy. Zaměstnanost v jednotlivých odvětvích příliš neodpovídá podmínkám sledovaných oblastí a nepřírozně vyšší zaměstnanost v průmyslu LFA je výsledkem dojíždění zpravidla do okresních měst.

Tempo růstu zaměstnanosti v letech 2006/2002 v národním hospodářství bylo 101,3 %. Požadavek na změnu počtu pracovníků v roce 2006 při zachování stejného tempa růstu v oblastech jako v celém národním hospodářství řeší národní komponenta. Ve znevýhodněných oblastech by to vyžadovalo zvýšit počet pracovníků o 19 208. Na tomto zvýšení by se měl podílet především průmysl, ostatní odvětví a obchod. Tato odvětví by pokryla přírůstek zaměstnanosti v LFA ze 77 %. V non LFA národní komponenta požaduje zvýšení počtu pracovníků o 40 296 a rozhodujícími jsou průmysl, obchod a ostatní odvětví. Tato odvětví by pokryla celkový nárůst, požadovaný národní komponentou, ze 78 %.

Odvětvová komponenta charakterizuje požadavek na změnu počtu pracovníků v jednotlivých odvětvích v oblasti vzhledem ke změně počtu pracovníků v národním hospodářství. V průmyslu, stavebnictví a ostatních odvětvích požaduje odvětvová komponenta navýšení pracovníků. V ostatních odvětvích znamená ve srovnání s národní komponentou jejich snížení.

Podle regionální komponenty růst zaměstnanosti v jednotlivých odvětvích s výjimkou ostatních odvětví byl v LFA větší než v jednotlivých odvětvích národního hospodářství. V LFA se zvýšil počet zaměstnanců vlivem regionální komponenty o 42 020. Ne tak jednoznačná situace byla v non LFA, kde regionální komponenta znamenala pokles pracovníků o 100 447. To bylo způsobeno především nedostačujícím vývojem zaměstnanosti v odvětví průmysl (pokles o 41 679 pracovníků), obchod (pokles o 54 702 pracovníků), doprava (pokles o 38 249 pracovníků) a ostatní odvětví (pokles o 3 592 pracovníků).

**Celková změna zaměstnanosti v LFA je ovlivněna především pozitivním vývojem regionální komponenty převažujících odvětví. V non LFA oblasti je pokles počtu pracovníků vlivem odvětvové komponenty (především doprava a obchod) umocněn nepříznivými hodnotami regionální komponenty.** Záporná hodnota regionální komponenty je i v průmyslu. V non LFA oblasti regionální komponenta neguje národní a odvětvovou komponentu a navíc znamená pokles zaměstnanosti o 60 151 pracovníků. Klíčovým bodem je tedy řešení zaměstnanosti v průmyslu, obchodu a dopravě. Tato odvětví se ve sledovaném období nedostatečně vyrovnala s vývojem zaměstnanosti a nepříznivě jej ovlivnila.

#### Literatura

- BIELIK, P., RAJČÁNIOVÁ, M. 2008. Shift-share analysis of employment growth – the case of the V4 countries. *Agricultural Economics-Zemědělska ekonomika*. 2008, vol. 54, No. 8, pp. 347–351.
- BLIEN, U., WOLF, K. 2002. Regional development of employment in eastern Germany: an analysis with an econometric analogue to shift-share techniques. *Papers in Regional Science*. 2002, vol. 81, pp. 391–414.
- CORVERS, F., MERIKÜLL, J. 2007. Occupational structures across 25 EU countries: the importance of industry structure and technology in old and new EU countries. *Economic Change and Restructuring*. 2007, Vol. 40, No. 4, pp. 327–359. ISSN 1573-9414.
- CRABTREE, R. et al. 2003. Review of Area – based Less Favoured Area Payments across EU Member States. Report for the Land Use Policy Group of the GB Statutory Conservation, Countryside and Environment Agency. CJC Consulting, May 2003. Oxford.

- DAX, T. 2005. The Redefinition of Europe's Less Favoured Areas. 3rd Annual Conference 'Rural Development in Europe' – Funding European Rural Development in 2007-2013. London, 15-16th November, 2005.
- DAX, T., HOVORKA, G. 2007. The territorial dimension of the Common Agricultural and Rural Development policy (CAP) and its relation to cohesion objectives. Published in: *Less Favoured Areas for Agriculture and Rural Areas*, 2007. pp. 20-32.
- DINC, M., HAYNES, K. E. 1999. Sources of regional inefficiency. An integrated shift-share, data envelopment analysis and input-output approach. *The Annals of Regional Science*. 1999, Vol. 33, pp. 469-489.
- DUNN, E. S. 1960. A statistical and analytical technique for regional analysis. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 1960, Vol. 6, pp. 97-112.
- ESTEBAN, J. 2000. Regional convergence in Europe and the industry mix: a shift-share analysis. *Regional Science and Urban Economics*, 2000, Vol. 30, pp. 353-364. ISSN 0166-0462.
- EZCURRA, R., PASCUAL, P., RAPÚN, M. 2007. Spatial inequality in productivity in the European union: sectoral and regional factors. *International Regional Science Review*, 2007, Vol. 30, No. 4, pp. 384-407. ISSN 0160-0176.
- GAIGNÉ, C., PIGUET, V., SCHMITT, B. 2003. Changes in rural versus urban manufacturing employment: a shift and share analysis on French data. [Working Paper, 2003/7] Centre d'Economie et Sociologie appliquées à l'Agriculture et aux Espaces Ruraux.
- KNUDSEN, D. C. 2000. Shift-share analysis: further examination of models for the description of economic change. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2000, Vol. 34, pp. 177-198. ISSN 0038-0121.
- MAUDOS, J., PASTOR, J. M., SERRANO, L. 2008. Explaining the US-EU productivity growth gap: Structural change vs. intra-sectoral effect. *Economic letters*, 2008, vol. 100, pp. 311-313. ISSN 0165-1765.
- NARÍZENÍ VLÁDY 241/2004 o podmínkách provádění pomoci méně příznivým oblastem a oblastem s ekologickými omezeními.
- RIGUELLE, F., THOMAS, I., VERHETSEL, A. 2007. Measuring urban polycentrism: a European case study and its implications. *Journal of Economic Geography*. 2007, Vol. 7, pp. 193-215.
- STŘELEČEK, F., LOSOSOVÁ, J., ZDENĚK, R. 2008. Economic results of agricultural holdings in less favoured areas. *Agricultural Economics-Zemedelska ekonomika*. 2008, Vol. 54, No. 11, pp. 510-520. ISSN 0139-570X.
- STŘELEČEK, F., ZDENĚK, R., LOSOSOVÁ, J. 2009. Comparison of agricultural subsidies in the Czech Republic and in the selected states of the European Union. *Agricultural Economics-Zemedelska ekonomika*. 2009, Vol. 55, No. 11, pp. 519-533. ISSN 0139-570X.
- SZABO, L., GRZNÁR, M. 2008. Prosperity factors of agricultural companies in the SR in the LFA after the EU integration. *Agricultural Economics-Zemedelska ekonomika*. 2008, Vol. 54, No. 10, pp. 461-466. ISSN 0139-570X.
- ŠTOLBOVÁ M., HLAVSA T. 2008. The impact of the LFA payments on the FADN farms in the Czech Republic. *Agricultural Economics-Zemedelska ekonomika*. 2008, Vol. 54, No. 10, pp. 489-497. ISSN 0139-570X.
- ŠTOLBOVÁ, M. 2007. Comparative analysis of less-favoured areas payments in the EU states. *Agricultural Economics-Zemedelska ekonomika*. 2007, Vol. 53, No. 10, pp. 455-465. ISSN 0139-570X.



## **DEVELOPMENT OF EMPLOYMENT IN LESS FAVOURED AREAS IN 2002–2006**

**František Střeleček, Radek Zdeněk, Jana Lososová**, University of South Bohemia, Faculty of Economics, Studentská 13, CZ – 370 05 České Budějovice (strelec@ef.jcu.cz, zdenek@ef.jcu.cz, lososova@ef.jcu.cz).

---

### **Abstract**

More than 30% of the population lives in less favoured areas in the Czech Republic. These areas are characterized by a number of limitations such as shorter growing season, lower average annual temperature, the worse traffic conditions, higher environmental protection and others. Sustainable development of these areas depends not only on development of agriculture in these areas that is well supported, but also on the development of other sectors of the economy. An important element of development of these areas is a sufficient number of job opportunities. An analysis of employment in the years 2002–2006 was performed to investigate this. The method shift-share analysis was used. The analysis revealed that the total change of employment in the LFA was influenced mainly by a positive development of the regional component in the most important sectors. In the non LFA, the decrease of a number of workers due to the industry-mix component (mainly transport and trade) was intensified by unfavourable values of the regional component. Dealing with the situation of the employment in industry, trade and transport is the key matter.

### **Keywords**

employment, less favoured areas, shift-share analysis

### **JELClassification**

R11

# Social and economic points of the rural development

## *Společenské a hospodářské otázky rozvoje venkova*

F. STŘELEČEK, R. ZDENĚK, J. LOSOSOVÁ, M. JÍLEK

*University of South Bohemia, České Budějovice, Czech Republic*

**Abstract:** The article deals with characteristics of local communities and rural regions. Local communities are defined both according to the standards of population density and the number of inhabitants. In the article, there are treated especially the indicators of population development (balance of migration), economic activities of the inhabitants, unemployment rates, structures of the population according to the sector of national economy and the indicators of education. These indicators have been calculated on the basis of data of the Census 2001, municipal and regional statistics and the Department of Employment data concerning the unemployment rate.

**Key words:** the country, rural region, local community, unemployment, population development, education

**Abstrakt:** Článek se zabývá charakteristikou venkovských obcí a venkovských regionů. Venkovské obce jsou definovány jak podle kritéria hustoty zalidnění, tak podle počtu obyvatel. V článku jsou zkoumány zejména ukazatele populačního vývoje (saldo migrace), ekonomické aktivity obyvatelstva, míry nezaměstnanosti, struktury obyvatelstva podle odvětví národního hospodářství a ukazatelé vzdělanosti. Tyto ukazatele jsou vypočteny na základě údajů ze Sčítání lidu, domů a bytů 2001, Městské a obecní statistiky a údajů Ministerstva práce a sociálních věcí o míře nezaměstnanosti.

**Klíčová slova:** venkov, venkovský region, venkovská obec, nezaměstnanost, populační vývoj, vzdělanost

## INTRODUCTION

The development of the rural will be the principal point of political reforms in the next period in the countries of the European Union, following the radical reform of Common Agricultural Policy in 2003–2004. The development of the rural is part of the EU – Pillar II priorities, where the European Union shifts on the basis of a modulation, resources of direct payments. The Czech Republic will have in the future the possibility to draw these resources and therefore it is necessary to know the needs of local communities and the ways to their solution. The goal of this article is to contribute to the analysis of local communities following the data of the Census 2001.

The definition of the rural regions is the first condition to their analysis. The European Union has not yet arrived at a unified definition concerning the delimitation of the rural area (European Commission 1997).

For the purposes of international comparison of rural conditions, the OECD has set a definition of rural regions. The definition is set on two hierarchical levels, on the local and territorial level. On the local level, rural region is defined for NUTS 5 (Nomenclature des Unites Territoriales Statistiques) – local communities where the population density is less than 150 inhabitants per 1 km<sup>2</sup>. Regional level is issued from NUTS 3 for which the OECD sorts larger functional or administrative units according to the rural degree. This all is expressed by the percent-

age of inhabitants living in local communities to total number of inhabitants in the region.

According to the number of inhabitants in local communities, three types of regions have been set:

1. Prevailing rural regions. In this type of regions, more than 50% of inhabitants live in local communities.
2. Significantly rural regions. In the local communities, there live 15–50% inhabitants.
3. Prevailing urban regions. In these regions less than 15% of inhabitants live in the local communities.

The Eurostat defines the rural area according to the degree of urbanization. The European area is following the Eurostat procedure divided into three groups:

1. Densely populated zones. A densely populated zone is formed by a group of geographically connected communities where the population density is more than 500 inhabitants per 1 km<sup>2</sup> and where more than 50 000 inhabitants live.
2. Middle zones. These are formed by groups of communities where the population density is more than 100 inhabitants per 1 km<sup>2</sup> in each community and they do not belong to the densely populated zones. In middle zone, the total number of population must be less than 50 000.
3. Remote rural areas. The population density in these areas is low, the population is growing old and is very dependant on employment in agriculture. The incomes of the inhabitants are often low. Sufficient services are not provided in this area. Mountain ranges or the dis-

Table 1. Number of communities, inhabitants and the surface of rural regions.  
 Criterium: the population density < 100 inhabitants per 1 km<sup>2</sup>

Region	Number of communities	Number of local communities	Number of inhabitants	Number of inhabitants in l.c.	Area (ha)	Area of local communities	Percentage		
							Local communities	Rural inhabitants	Area of local communities
ČR	6 254	4 954	10 206 436	2 309 137	7 886 508	5 917 399	79.2	22.6	75.0
Praha	1	0	1 160 118	0	49 589	0	0.0	0.0	0.0
Jihomoravský	647	438	1 124 493	211 764	706 566	423 140	67.7	18.8	59.9
Blansko	130	100	107 612	30 586	94 251	58 876	76.9	28.4	62.5
Brno-město	1	0	373 272	0	23 018	0	0.0	0.0	0.0
Brno-venkov	137	62	160 017	29 218	110 807	51 023	45.3	18.3	46.0
Břeclav	69	48	123 825	49 956	117 292	75 249	69.6	40.3	64.2
Hodonín	81	37	159 296	20 829	108 649	36 469	45.7	13.1	33.6
Vyškov	81	56	86 448	24 716	88 866	60 678	69.1	28.6	68.3
Znojmo	148	135	114 023	56 459	163 682	140 845	91.2	49.5	86.0
Vysočina	729	682	518 315	217 353	692 540	569 791	93.6	41.9	82.3
Havlíčkův Brod	120	113	94 919	40 079	126 497	101 365	94.2	42.2	80.1
Jihlava	121	110	108 261	33 044	118 007	92 771	90.9	30.5	78.6
Pelhřimov	120	116	72 684	35 871	128 987	107 573	96.7	49.4	83.4
Třebíč	173	165	117 310	56 514	151 867	134 795	95.4	48.2	88.8
Žďár nad Sázavou	195	178	125 141	51 845	167 182	133 288	91.3	41.4	79.7
Jihočeský	623	578	624 568	264 167	1 005 652	906 012	92.8	42.3	90.1
České Budějovice	107	89	178 140	54 436	162 547	145 599	83.2	30.6	89.6
Český Krumlov	46	42	59 500	30 178	161 496	151 103	91.3	50.7	93.6
Jindřichův Hradec	106	102	92 754	56 157	194 371	178 015	96.2	60.5	91.6
Písek	76	72	70 436	29 849	113 812	101 930	94.7	42.4	89.6
Prachatice	65	62	51 380	29 962	137 497	124 570	95.4	58.3	90.6
Strakonice	112	107	69 644	28 284	103 207	88 727	95.5	40.6	86.0
Tábor	111	104	102 714	35 301	132 723	116 067	93.7	34.4	87.5
Plzeňský	503	447	549 600	191 303	756 101	657 081	88.9	34.8	86.9
Domažlice	86	78	58 776	32 790	114 011	101 984	90.7	55.8	89.5
Klatovy	95	90	87 991	41 992	193 950	173 301	94.7	47.7	89.4
Plzeň-jih	100	87	68 257	33 703	107 983	89 802	87.0	49.4	83.2
Plzeň-město	1	0	164 336	0	12 475	0	0.0	0.0	0.0
Plzeň-sever	102	82	73 241	31 593	132 311	113 471	80.4	43.1	85.8
Rokycany	68	61	45 758	20 326	57 510	50 220	89.7	44.4	87.3
Tachov	51	49	51 241	30 899	137 862	128 303	96.1	60.3	93.1
Moravskoslezský	302	163	1 265 912	130 649	555 438	318 640	54.0	10.3	57.4
Bruntál	71	65	104 810	45 883	165 845	147 750	91.5	43.8	89.1
Frydek-Místek	77	28	226 612	22 380	127 271	63 068	36.4	9.9	49.6
Karviná	16	1	278 197	1 042	34 727	1 061	6.3	0.4	3.1
Nový Jičín	57	31	159 683	32 469	91 784	46 604	54.4	20.3	50.8
Opava	80	38	181 168	28 875	114 387	60 157	47.5	15.9	52.6
Ostrava-město	1	0	315 442	0	21 423	0	0.0	0.0	0.0
Královehradecký	448	377	549 329	153 239	475 824	357 881	84.2	27.9	75.2
Hradec Králové	101	85	159 958	33 537	87 549	62 832	84.2	21.0	71.8
Jičín	111	100	77 524	32 164	88 661	73 564	90.1	41.5	83.0
Náchod	78	63	112 480	27 227	85 155	60 651	80.8	24.2	71.2
Rychnov nad Kněžnou	83	69	78 881	28 257	99 785	75 127	83.1	35.8	75.3
Trutnov	75	60	120 486	32 054	114 674	85 708	80.0	26.6	74.7

Region	Number of communities	Number of local communities	Number of inhabitants	Number of inhabitants in l.c.	Area (ha)	Area of local communities	Percentage		
							Local communities	Rural inhabitants	Area of local communities
Liberecký	216	163	427 396	102 163	316 291	238 714	75.5	23.9	75.5
Česká Lípa	60	49	105 885	35 209	113 708	96 983	81.7	33.3	85.3
Jablonec nad Nisou	34	15	87 934	7 259	40 230	20 721	44.1	8.3	51.5
Liberec	57	45	158 351	25 670	92 465	62 678	78.9	16.2	67.8
Semily	65	54	75 226	34 025	69 888	58 332	83.1	45.2	83.5
Pardubický	453	386	507 176	173 515	451 852	357 739	85.2	34.2	79.2
Chrudim	113	92	105 134	40 263	102 967	80 021	81.4	38.3	77.7
Pardubice	115	91	160 770	31 272	88 895	60 869	79.1	19.5	68.5
Svitavy	113	105	102 380	46 444	133 472	113 841	92.9	45.4	85.3
Ústí nad Orlicí	112	98	138 892	55 536	126 518	103 009	87.5	40.0	81.4
Karlovarský	132	100	303 714	72 831	331 434	263 936	75.8	24.0	79.6
Cheb	39	32	88 770	18 450	93 277	67 282	82.1	20.8	72.1
Karlovy Vary	55	45	121 847	33 517	162 800	142 234	81.8	27.5	87.4
Sokolov	38	23	93 097	20 864	75 358	54 420	60.5	22.4	72.2
Ústecký	354	271	819 450	133 765	533 428	376 171	76.6	16.3	70.5
Děčín	52	37	133 703	19 398	90 908	50 922	71.2	14.5	56.0
Chomutov	44	39	124 826	16 704	93 529	75 964	88.6	13.4	81.2
Litoměřice	105	85	114 422	40 433	103 210	83 667	81.0	35.3	81.1
Louny	70	63	85 844	31 875	111 706	92 922	90.0	37.1	83.2
Most	26	18	117 000	8 089	46 718	28 943	69.2	6.9	62.0
Teplice	34	14	126 130	6 648	46 912	17 878	41.2	5.3	38.1
Ústí nad Labem	23	15	117 525	10 618	40 445	25 875	65.2	9.0	64.0
Středočeský	1 148	892	1 123 931	352 241	1 101 447	854 128	77.7	31.3	77.5
Benešov	115	105	93 082	46 286	152 347	133 084	91.3	49.7	87.4
Beroun	86	60	75 855	25 007	66 186	48 998	69.8	33.0	74.0
Kladno	100	63	149 988	19 672	69 147	40 036	63.0	13.1	57.9
Kolín	100	72	95 576	27 401	84 622	58 180	72.0	28.7	68.8
Kutná Hora	88	79	73 374	28 678	91 684	77 677	89.8	39.1	84.7
Mělník	70	54	94 722	25 102	71 239	53 080	77.1	26.5	74.5
Mladá Boleslav	123	110	114 127	40 324	105 778	87 479	89.4	35.3	82.7
Nymburk	90	74	84 323	32 295	87 604	68 191	82.2	38.3	77.8
Praha-východ	91	53	96 752	19 225	58 399	30 014	58.2	19.9	51.4
Praha-západ	80	34	84 572	13 419	58 614	25 806	42.5	15.9	44.0
Příbram	120	107	107 474	43 819	162 797	142 989	89.2	40.8	87.8
Rakovník	85	81	54 086	31 013	93 031	88 593	95.3	57.3	95.2
Olomoucký	394	266	638 374	166 999	513 953	360 136	67.5	26.2	70.1
Jeseník	24	20	42 399	24 783	71 881	64 339	83.3	58.5	89.5
Olomouc	92	57	224 535	42 173	145 152	91 637	62.0	18.8	63.1
Prostějov	96	63	109 773	28 261	76 967	48 513	65.6	25.7	63.0
Přerov	104	72	135 375	31 576	88 396	53 740	69.2	23.3	60.8
Šumperk	78	54	126 292	40 206	131 557	101 907	69.2	31.8	77.5
Zlínský	304	191	594 060	139 148	396 393	234 030	62.8	23.4	59.0
Kroměříž	80	58	108 039	30 241	79 928	53 120	72.5	28.0	66.5
Uherské Hradiště	78	39	144 314	28 749	99 143	48 504	50.0	19.9	48.9
Vsetín	59	41	146 687	49 104	114 307	81 666	69.5	33.5	71.4
Zlín	87	53	195 020	31 054	103 015	50 740	60.9	15.9	49.3

Source: Census 2001, Municipal and regional statistics 2002

tance often causes the remoteness of these areas from transportation network.

To achieve unity in OECD and Eurostat criteria, the limits of population density for assessment of local communities have been adjusted to 100 inhabitants per 1 km<sup>2</sup> in the OECD procedure as well.

The last definition is issued from the number of inhabitants in the community and local communities are considered those with less than 2 000 inhabitants.

According to the degree of integration of the rural area in the national economy, the local communities can be discerned between:

1. Integrated rural areas with an increasing development of population. The population is employed in secondary and tertiary branch.
2. Direct rural areas, relatively distant from urban centers. The primary and secondary branch is interchangeable. In many countries, agriculture is the base of employment in these areas.
3. Remote rural areas. The population density in these areas is low, the population is aging and very dependant on employment in agriculture, the incomes of the inhabitants are often low. Sufficient services are not provided in this area. Mountain ranges or the distance often causes the remoteness of these areas from transportation network (Council Regulation No. 199).

#### THE DEFINITION OF RURAL AREAS IN THE CZECH REPUBLIC

To define the inhabitants of rural areas, two criteria have been used:

- the density of population lower than 100 inhabitants per 1 km<sup>2</sup>;
- the number of inhabitants to 2 000. The base of observation has been separate community in the Czech Republic.

Table 1 indicates basic characteristics of the areas. The criterium for assessment of the local communities was the population density lower than 100 inhabitants per 1 km<sup>2</sup>.

The average population density in the Czech Republic is 129.4 inhabitants per 1 km<sup>2</sup>. In comparison with 1999, it has dropped by 1.2 inhabitants that is by 0.9 %. Table 2 represents the basic definition of local communities.

In the Czech Republic, there are 4 954 communities where the population density is less than 100 inhabitants per km<sup>2</sup> and 5 628 communities where the number of inhabitants is less than 2 000. The number of local communities represents 79–90% from the total number of communities in the Czech Republic. From the total area of the Czech Republic, the local communities occupy 73.72–75%. It is evident that the principal charge of working the tilth depends on the local communities. On the total number of inhabitants the local communities participate by 26% maximum. The delimitation and occupancy of the local communities is quite stable which a small range in comparison with 1998 presents. Compared with this year, the total number of communities has increased by 12, while the number of local communities has decreased by 42.

Table 3 represents the division of rural regions according to the population density in local communities and Table 4 represents the division of rural regions according to the size of local communities.

Table 2. The definition of local communities following the population density and the number of inhabitants.

Criterium	Number of communities		Number of inhabitants		Area in ha		Average density
	absolutely	%	absolutely	%	absolutely	%	
Density < 100	4 954	79.2	2 309 137	22.6	5 917 399	75.0	39.0
Number of inhabitants < 2 000	5 628	89.9	2 667 436	26.1	5 814 220	73.7	45.9
Totally in the Czech Republic	6 254		10 206 436		7 886 508		129.4

Source: Census 2001

Table 3. Division of rural regions  
Criterium: population density < 100 inhabitants per km<sup>2</sup>

Type of region	Number of communities		Area of communities		Number of inhabitants		Average population density per km <sup>2</sup>
	totally	%	in km <sup>2</sup>	%	totally	%	
Prevailing rural	463	7.4	9 101	11.5	410 136	4.0	45.1
Significant rural	5 300	84.7	61 713	78.3	6 261 921	61.4	101.5
<b>Total number of rural regions</b>	<b>5 763</b>	<b>92.1</b>	<b>70 815</b>	<b>89.8</b>	<b>6 672 057</b>	<b>65.4</b>	<b>94.2</b>
Prevailing urban	491	7.9	8 050	10.2	3 534 379	34.6	439.0
Total number in the Czech Republic	6 254		78 865		10 206 436		129.4

Source: Municipal and regional statistics 2002

Table 4. Division of rural regions  
 Criterium: number of inhabitants of local communities < 2 000

Type of region	Number of communities		Area of communities		Number of inhabitants		Average population density per km <sup>2</sup>
	totally	%	in km <sup>2</sup>	%	totally	%	
Prevailing rural	882	14.1	8 796	11.2	681 270	6.7	77.4
Significant rural	5 225	83.5	66 380	84.2	6 748 320	66.1	101.7
<b>Total number of rural regions</b>	<b>6 107</b>	<b>97.6</b>	<b>75 177</b>	<b>95.3</b>	<b>7 429 590</b>	<b>72.8</b>	<b>98.8</b>
Prevailing urban	147	2.4	3 688	4.7	2 776 846	27.2	752.9
Total number in the Czech Republic	6 254		78 865		10 206 436		129.4

Source: Municipal and regional statistics 2002

Table 5. Division of districts following the share of rural inhabitants

The share of rural inhabitants in a district	Number of districts
20–30%	18
30–40%	13
40–50%	25
50–60%	8*

Source: Census 2001

\*Znojmo, Žďár nad Sázavou, Domažlice, Plzeň-sever, Beroun, Kolín, Praha-západ, Rakovník)

For the regional strategy from the point of view of the districts, the percentage of rural inhabitants in separate districts is relevant (Figure 1). Following the share of rural inhabitants, the districts can be divided into groups as shown in Table 5.

It is evident that the high share of rural inhabitants should be taken in account in regional functional programmes of separate regions. It is, however, necessary to state that the areas with a high share of rural inhabitants are not treated with sufficient care.

### The population development of rural population

If we compare the development of particular indicators, then these dissimilarities in the development in the Czech

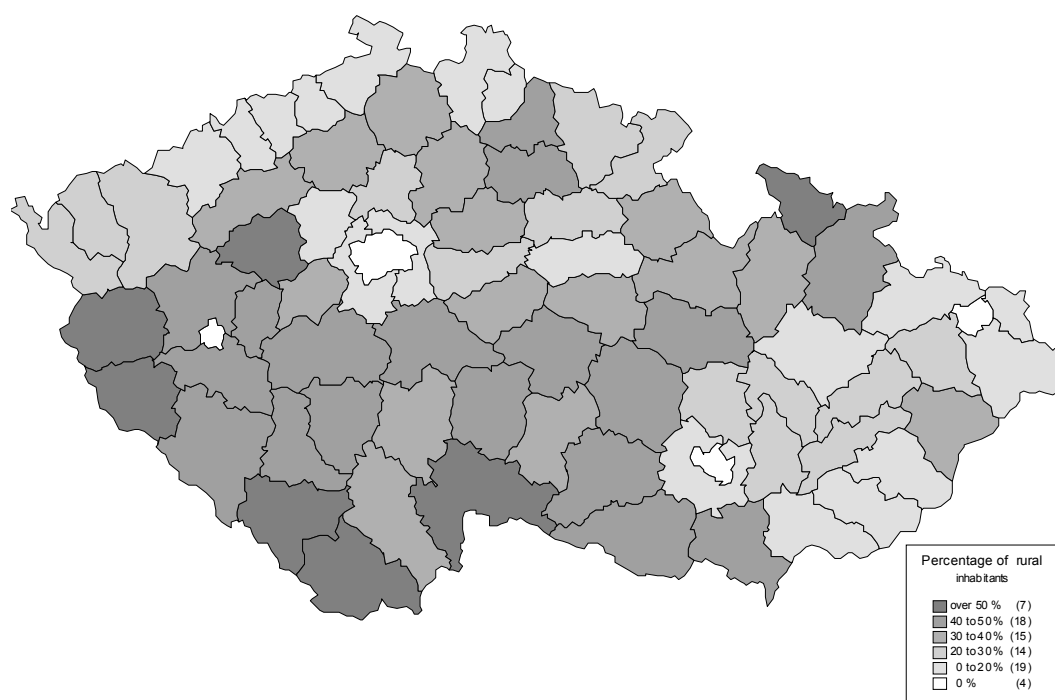


Figure 1. The share of rural inhabitants  
 Criterium – density of inhabitants < 100 inhabitants per km<sup>2</sup>

Source: Census 2001

Republic and the rural areas can be found. The natural decrease of population is higher in local communities than the average decrease in the Czech Republic (0.15% – the Czech Republic, 0.22% rural areas). Probably it is given by the higher rate of aged persons in the local communities. On the contrary, the balance of migration is positive in the rural regions (Czech Republic 0.12%, rural regions 0.66%). In average, there will be an increase of one inhabitant per 200 inhabitants of local communities. The number of person moved into the state of rural population is by 0.65 point higher than 2.37% of the removed. This positive development of migration is caused especially by the positive balance of migration of local com-

munities near towns. A higher balance of migration of the rural population over 1% is in the districts Brno-country, Česká Lípa, České Budějovice, Karlovy Vary, Liberec, Litoměřice, Pardubice, Plzeň-jih, Praha-východ, Praha-západ, Sokolov, Teplice, Ústí nad Labem. Totally they are 14 districts. 289 communities have the balance of migration over 5%. A negative balance of migration is in local communities in five districts. Extreme rates of balance of migration are presented in Table 6. The cause is a frequent problem with transportation and the loss of employment. From this point of view, it is probably not difficult to keep a favorable development of population in the suburban communities with sufficient employment possibilities in the conurbation. The problem of migration, emigration respectively, concerns especially the remote communi-

Table 6. Extreme rates of migration balance

District	Number of local communities	Balance of migration (%)
Klatovy	89	-0.16
Bruntál	63	-0.16
Žďár nad Sázavou	190	-0.12
Chrudim	104	-0.04
Strakonice	108	-0.04
Třebíč	167	-0.04
Sokolov	28	1.52
Česká Lípa	51	1.57
Karlovy Vary	47	1.80
Liberec	48	1.80
České Budějovice	96	2.05
Ústí nad Labem	18	2.44
Praha-východ	84	2.88
Praha-západ	67	2.96

Source: Municipal and regional statistics 2002

The index of vitality represents the relation of inhabitants in the age of 59–64 years to the age group 15–19 years of age. This vital index expresses how the young generation is capable to substitute the retiring generation. The average vital index in the Czech Republic is 0.698, in local communities 0.682. In this context, it is useful to bring in the average age of the population. In the Czech Republic, the average age is 37.98, in the local communities 37.84. Regarding the fact that the share of rural population in the total population in the Czech Republic is 26%, then it is evident that the rural population in relation to the urban one does not grow old. This by the way is confirmed by the index of vitality.

There is a problem with the age and the index of vitality in the lay-out of these indexes across the individual local communities. The index of vitality higher than one is in 1 034 communities, that means 18.4% of all local communities. More than 30 % of communities manifest this unfavourable index of vitality in the districts: Havlíčkův Brod, Jihlava, Pelhřimov a Plzeň-jih. A relatively important correlation exists between the unfavourable rate of

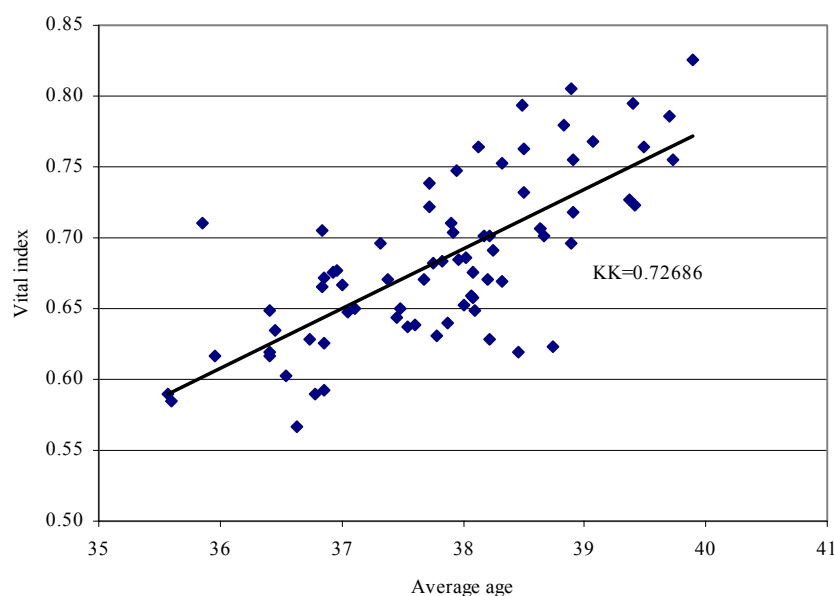


Figure 2. Dependence between the average age and the vital index

vital index and the average age in the communities represented in Figure 2.

### Economic activity of the rural population

The economic activity of the population is one of the important factors to ensure the pensionary stabilization of the regions. The quotient of economically active population in the Czech Republic reaches the value 51.4%. In the rural areas, this share is lower by 2.1 points. It is necessary to state, with a certain rate of inaccuracy, however, that the rate of economic activity in the Czech Republic and in the rural regions does not differ considerably. A low economic activity from 20% to 40%

is manifested in 280 communities, that is 5% of the total number of local communities. Some of these are especially 13 communities in the district Blansko, 13 communities in the district Havlíčkův Brod, 10 communities in the district Jihlava, 16 communities in the district Pelhřimov, 11 communities in the district Strakonice, 17 communities in the district Třebíč and 36 communities in the district Žďár nad Sázavou.

### The rate of unemployment

The rate of unemployment in the local communities follows the same tendency as in the whole Czech Republic (Figure 3). The average rate of unemployment in the

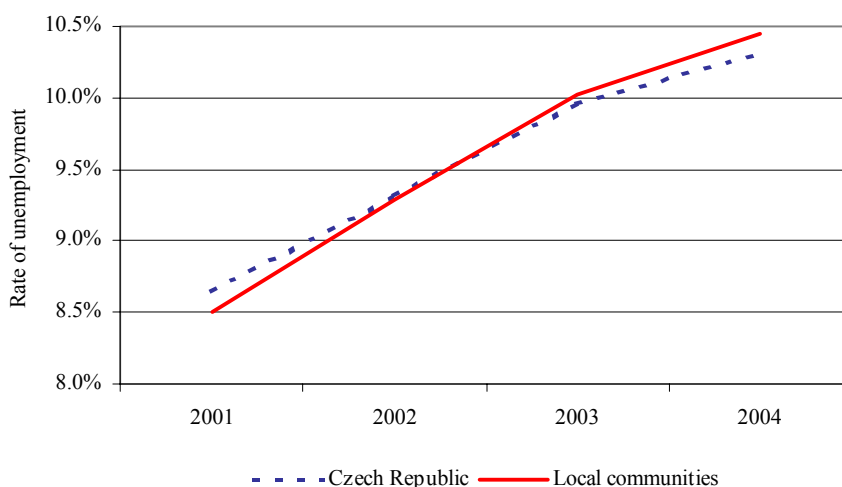


Figure 3. The development of the rate of unemployment in 2001–2004  
2004 – data of the months January to July

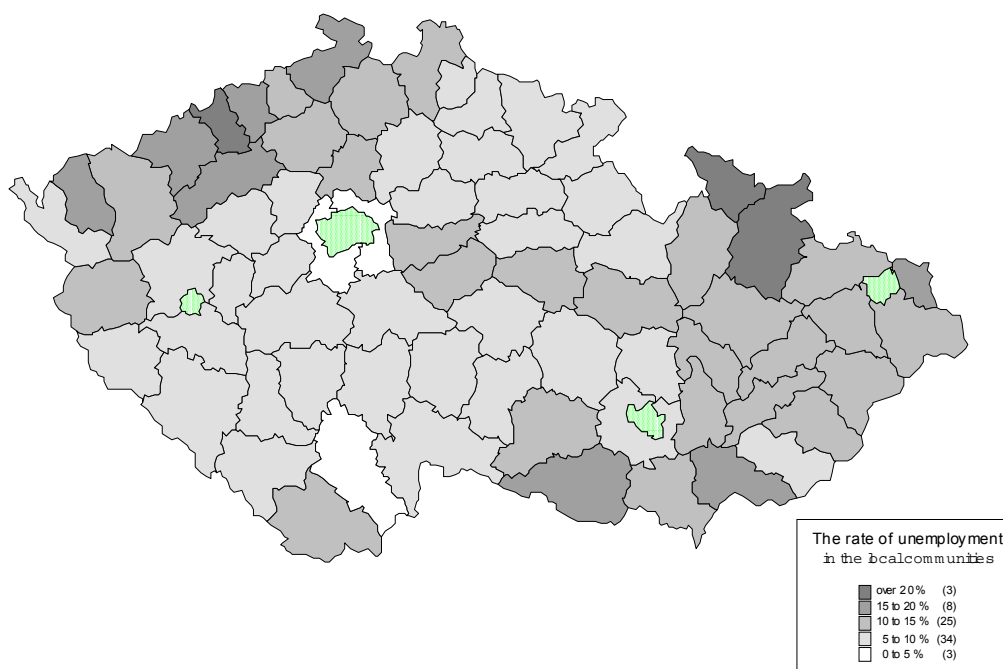


Figure 4. The rate of unemployment in the local communities in January–July 2004

Source: Census 2001



Table 7. Extreme rates of unemployment

Rate of unemployment in the local communities	Districts
15–20%	Děčín, Hodonín, Chomutov, Karviná, Louny, Znojmo, Sokolov, Teplice
Over 20%	Bruntál, Jeseník, Most

Source Department of employment

local communities in separate districts for the period January–July 2004 represents Figure 4.

The high rate of unemployment in the rural regions of separate districts is alarming. Table 7 represents districts, where the rate of unemployment in the local communities reaches over 15%.

These high rates of unemployment result from high rates of unemployment in conurbations in the given districts (Figure 5) and they are even accelerated in the rural areas. To solve the unemployment of the rural population in these districts means to solve the unemployment of the district as a whole, especially of its conurbation.

### The commuters

The high number of workers commuting to work is characteristic of the whole Czech Republic as well as for the local communities. From the total number of economically active population in the Czech Republic, 81.6% commute, in the local communities 81.5%.

Table 8. Areas with an important number of persons commuting to work

First area	Náchod, Rychnov nad Kněžnou, Pardubice, Svitavy, Žďár nad Sázavou, Brno-venkov
Second area	Uherské Hradiště, Zlín, Vsetín
Third area	Jindřichův Hradec, Tábor, Pelhřimov, Benešov, České Budějovice

Source: Census 2001

Table 9. Target areas of the commuting population (%)

Commuters	Czech Republic	Local communities
within the community	38.8	16.6
within the district	20.3	44.2
within the region	13.1	9.1
to a different region	6.1	8.1

Source: Census 2001

More than 80% of commuters live in 3 496 local communities, that is 62.1% of the total number of local communities. From 60% to 80% of commuter live by 2 074 local communities, that is 36.8%. In summary, in 98.9% of communities more than 60% of economically active inhabitants commute to work.

The most significant commutation, more than 80 % of inhabitants, involves the areas shown in Table 8.

Besides these areas, the districts Domažlice, Plzeň-jih, Beroun, Mladá Boleslav belong here. The division of

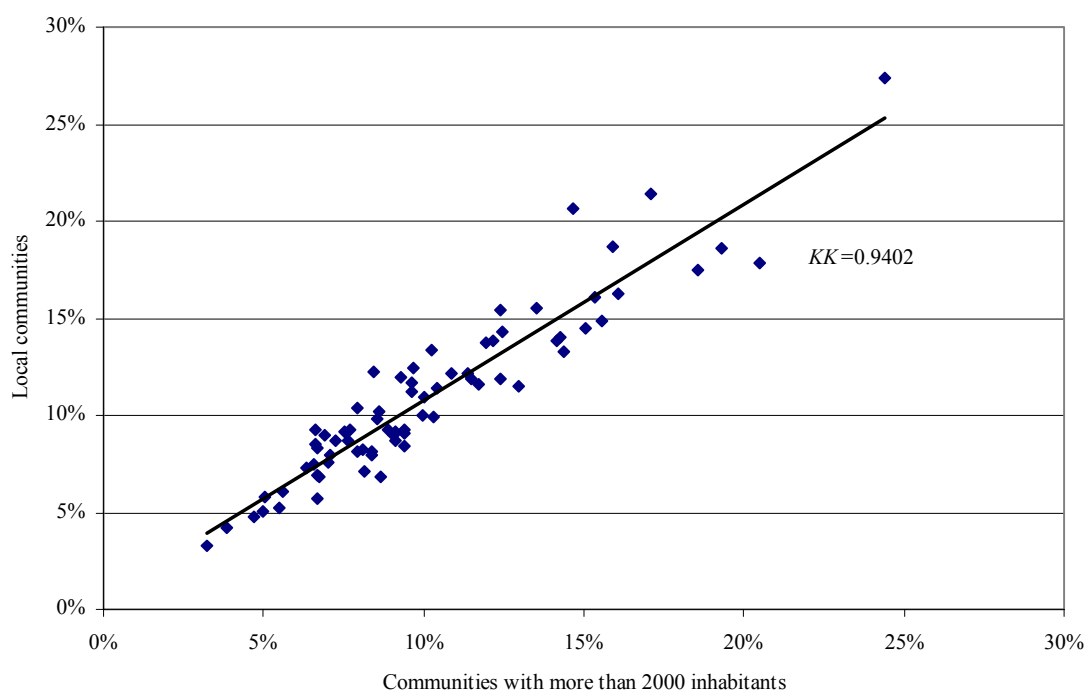


Figure 5. Dependence of unemployment in the local communities and the unemployment in the towns in 2004

commuters following their target destination in Table 9 is interesting.

It is characteristic for the inhabitants of local communities that almost a half of them commute within the district. For the sake of rising the employment, it is necessary to form new employment not only within separate communities but also within districts. There is a danger, however, that the second generation will prefer to live within the reach of their employment and so the emigration from local communities will rise up. This danger ought to be faced by a better transportation service.

Commuting to a different region concerns specially the local communities of Center Bohemia, oriented to Prague. This problem is unimportant, because migration around big towns has a long-time tradition in our country and it is conform with the tendency of living in the country in the neighborhood of big towns. The same tendency concerns the agglomerations of Brno and Plzeň.

### Structure of rural population following the different sectors of national economy

The structure of rural population following the employment of economically active population can be measured in relation to the most important sectors of national economy, industry, civil engineering, agriculture and transportation.

Industry is the most important one among the monitored sectors of the national economy, both on the level of the Czech Republic as on the level of local communities. To point out the importance of this sector it is useful to use two classificatory levels-the number of industry

employees to the number of economically active population. In the Czech Republic, 29% of economically active population are employed in industry. In local communities, it is by 3.7 of percentage point more. Table 10 and Figure 6 represent the importance of this sector in local communities.

More than 20% of population is employed in industry, that is more than one fifth of rural population.

More than 40% of economically active population is employed in industry in districts Sokolov, Česká Lípa, Jablonec nad Nisou, Blansko, Šumperk, Uherské Hradiště a Karviná. Less than 20% of population is employed in industry in the district Praha-západ.

10% of economically active population is employed in civil engineering. In the Czech Republic, the number of civil engineering employees is 8.7%. Up to 5% of rural population is employed in civil engineering in 636 communities, over 15% of economically active population is employed in civil engineering in 616 communities. Fig-

Table 10. Division of local communities following the number of persons employed in industry

Share of persons employed in industry to economically active population	The number of local communities	Share of local communities (%)
0–20%	597	10.6
20–40%	3 936	69.6
40–60%	1 077	19.1
Over 60%	24	0.4

Source: Census 2001

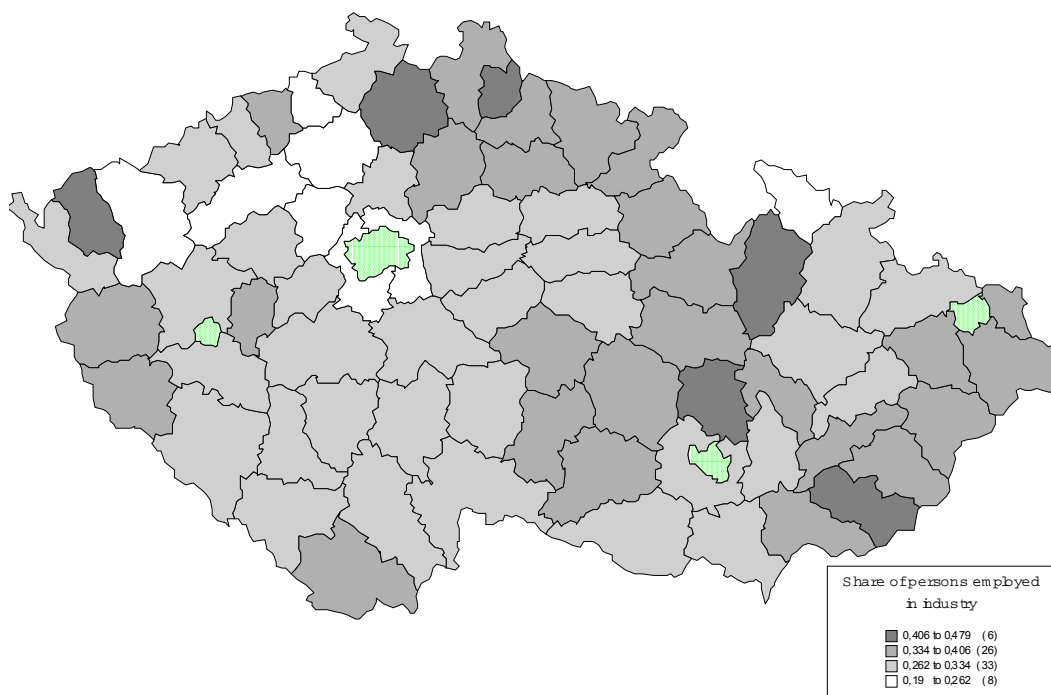


Figure 6. The share of persons in local communities employed in industry to economically active population

Source: Census 2001

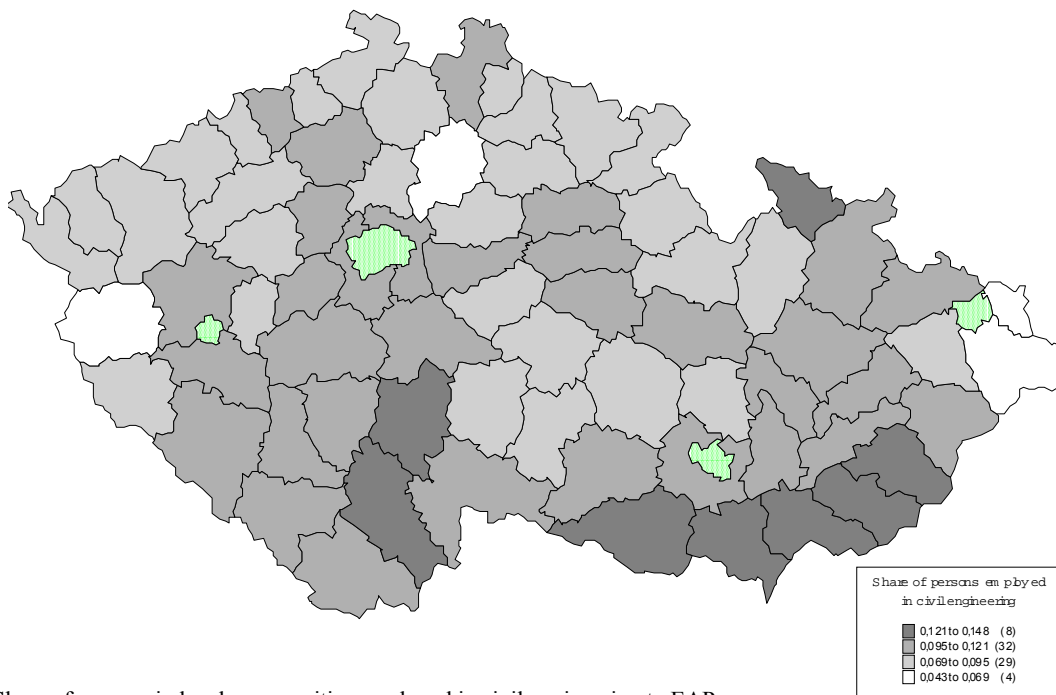


Figure 7. Share of persons in local communities employed in civil engineering to EAP

Source: Census 2001

Figure 7 represents the share of rural population employed in civil engineering to economically active population following the districts.

Second most important sector in local communities from the point of view of employment is agriculture, forestry and fishery. In the Czech Republic, 4.7% persons

work in agriculture, in local communities it is 11.1%. The division of employment in agriculture following separate regions is summarized in Table 11.

The districts where the share of agriculture is low in local communities (up to 5%) are: Praha-východ, Praha-západ, Sokolov, Ústí nad Labem, Jablonec nad Nisou,

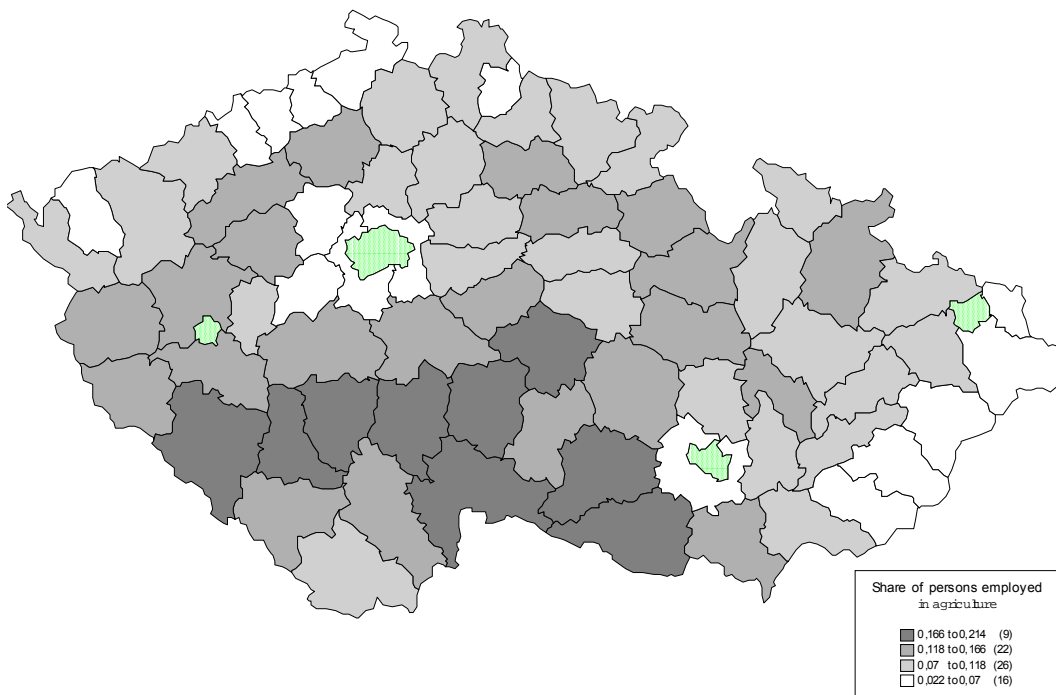


Figure 8. Share of persons in local communities employed in agriculture to EAP

Source: Census 2001

Table 11. The division of local communities following the share of persons employed in agriculture

Share of persons employed in agriculture to economically active population	The number of local communities	Share of local communities (%)
0–10%	2 214	39.3
10–15%	1 206	21.4
15–20%	923	16.4
Over 20%	1 291	22.9

Source: Census 2001

Table 12. Division of local communities following the share of persons employed in business

Share of persons employed in business to EAP	Number of local communities	Share of local communities (%)
0–5%	983	17.4
5–10%	2 989	53.1
10–15%	1 356	24.1
Over 15%	306	5.4

Source: Census 2001

Karviná. On the contrary, a high proportion of agriculture in local communities (over 20) is in districts Jindřichův Hradec, Havlíčkův Brod, Pelhřimov.

It results from this comparison that industry and agriculture, forestry and fishery are the most frequent employments of rural population; industry, nevertheless, is the most important sector. Further activities are less important and their part on employment of EAP is lower than 10%.

In the sectors business and reparation of motor vehicles, rural population is less involved. (Czech Republic 10.6 %, rural population 8.9 %).

Over 15% employed in business in local communities is only in the district Mladá Boleslav. In other districts, the share of employed in business in local communities is relatively uniform. The division of local communities following the quotient of persons employed in business and reparation of motor vehicles to EAP is represented in Table 12.

The share of persons working in transportation, post, and telecommunications is 6.7% in the Czech Republic, 6.4% in local communities.

Share of persons working in public service, defence and social security is 6.1% in the Czech Republic, 5.1% in local communities. Share of persons working in educational system, health and community service is 10.9% in the Czech Republic, 7.9% in local communities.

### Education of rural population

The structure of employment opportunities marks the education of rural population. Almost one half of rural population from 15 year of age is skilled workers (43.7%). The average in the Czech Republic is 38%. There is 20% of skilled workers in 0.1% of local communities, more than

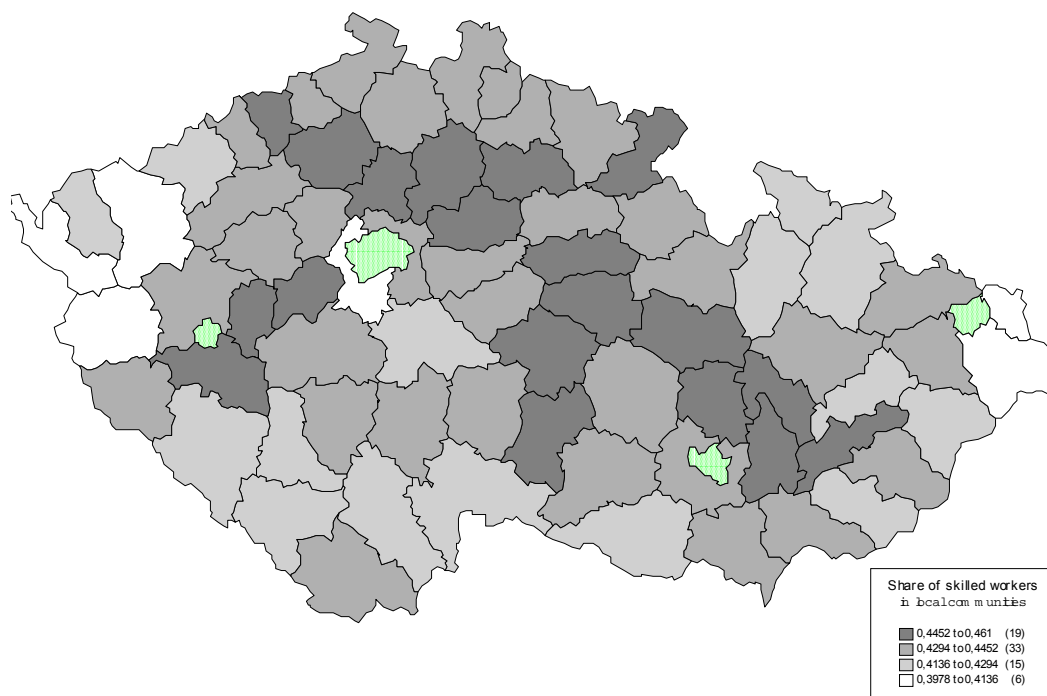


Figure 9. Share of skilled workers in population over 15 years of age

Source: Census 2001

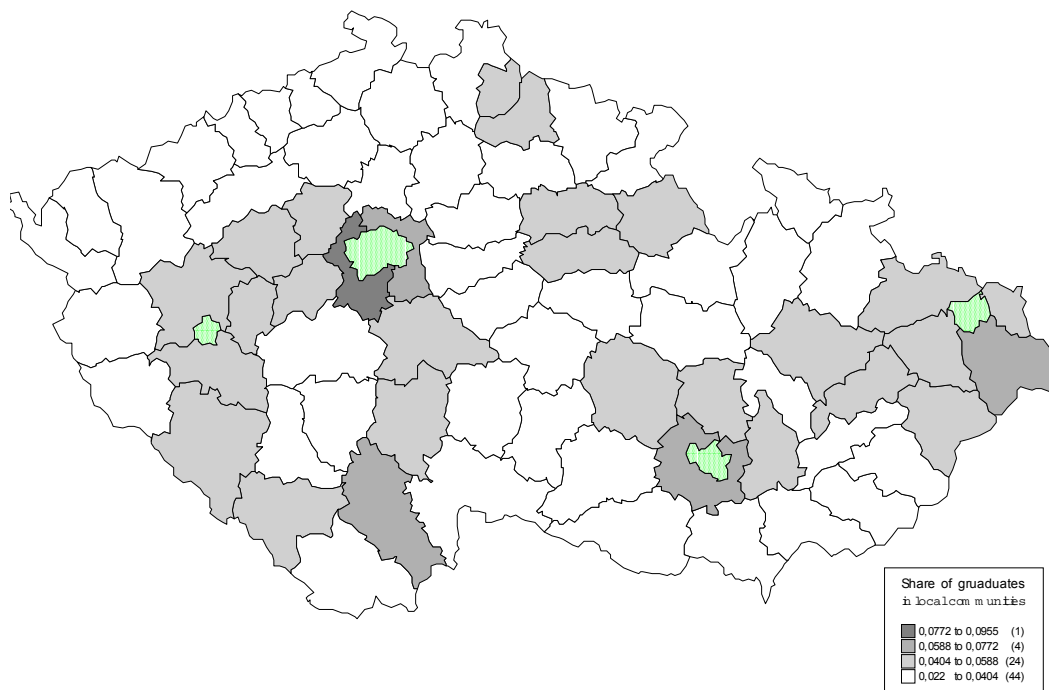


Figure 10. Share of graduates in population over 15 years of age

Source: Census 2001

40% of skilled workers is in 81.1% of communities. It results from the given outline that skilled workers are the prevailing form of qualification in local communities. Figure 9 presents the share of skilled workers among population over 15 years of age.

The share of graduates among population over 15 years of age is, compared with the Czech Republic, almost the half (Czech Republic 8.9%, local communities 4.2%). A higher level of education (over 5%) is in local communities in districts Praha-východ, Praha-západ, Blansko, Brno-venkov, Olomouc and Frýdek-Místek. A very low share of graduates is in local communities in districts Děčín, Most and Teplice. In Figure 10 the share of graduates to population of local communities over 15 years of age is presented.

The share of persons over 15 years of age with high school graduates is significantly below the average in the country (Czech Republic 24.9%, rural regions 19.9%). A share of persons with high school graduates lower than 15% is only in local communities in districts Sokolov and Most.

## CONCLUSION

1. In the course of the past years, local communities have proved their vitality as an environment, which is, from the point of view of living conditions, acceptable for a number of inhabitants. This is proved by a relatively congruent development of a series of demographic indicators: above-average balance of migration (0.66%) and almost congruent development of indicators of vital index, average age of the population, rate of un-

employment and some others. It has been proved, however, that the important differences in regional structure of rural population are decisive.

2. High correlation in separate districts between unemployment of urban and rural population proves, that the unemployment of rural population is not an isolated phenomenon, but that it depends on the total employment in the district, its urban part respectively. The dependence of the employment of the rural population on the employment in urban areas is supported by the fact that an important part of rural population commutes to work within the district. The solution of employment of rural population is therefore dependant on the employment policy of the whole district or region.
3. It is necessary to count with the fact that a great number of rural populations will be commuting to work. The commutation is caused by the professional structure of workers, which cannot be ensured in local communities. An important improvement of transportation service and an organization of a good rural infrastructure could keep the able to work population in the country.
4. Industry, civil engineering and agriculture are key areas of employment of rural population. However, a different strategy to these sectors must be realized.
5. The high employment in industry is connected with a high number of commuting rural population. To support employment in this sector, the maintenance and development of industrial enterprises in urban areas is decisive. It should be supplied by small-scale enterprises in local communities. These activities ought to be supplied by a suitable and effective transportation

- infrastructure. A similar recommendation fits for transport and civil engineering.
6. Agriculture is a characteristic sector of the country. It has been stagnating in the last years and the volume of production has been decreasing. Low incomes of the rural population and low productivity of work in comparison with advanced countries affects the insufficient profitability of agricultural enterprises. The proportion of agriculture is for the future connected with the demand of care of the landscape and of sustainable development of the country. To maintain this sector in the extent necessary to work the landscape, to ensure the pensions for not commuting part of the rural population, requires not only a direct subsidy within the range of the country development, but it requires a diversification of the production objective capable to maintain the necessary extent with a good pensionary level.
  7. The summit in Goteborg stated, that the unemployment has become a global problem but also that the global methods of directing the unemployment have been unsuccessful and it stressed the solution of this problem on lower levels and an intensive support of cooperation of municipal, business and intellectual spheres. The support of this activity must be an important increase of the number of secondary school graduates.

8. Strategic decisions concerning the development of the country should become an integral part of development programmes of the individual regions.

## REFERENCES

- Dočkal V. (2004): Central approaches of EU regional politics. Central european political studies (6) 1; <http://www.iips.cz/seps/>.
- European Commission (1997): Situation and Outlook Rural Development (Working Document), July.
- European Union the Council (1999): Council Regulation (EC) No. 199 of on Community support for the free-accession measures for agriculture and rural development in the applicant countries of CEEC in the pre-accession period Brusel.
- Hrabánková M. (2004): Disposition of Czech regions to the accession to the EU, regional development programmes: Proceedings of articles from the international congress South Bohemia-Central Europe Region of the Future. 26.–28. 4. : 114–117.
- Střeleček F., Skálová J. (2000): The definition of rural regions following the OECD and Eurostat procedure. Agricultural Economics, 46 (11): 506–514.
- Czech Government Decree from 12<sup>th</sup> July 2000 (2000). Number 682 on Czech Republic Regional Development Strategy.

Arrived on 17<sup>th</sup> September 2004

---

### Contact address:

Prof. Ing. František Střeleček, CSc., Ing. Jana Lososová, Ing. Radek Zdeněk, Ing. Milan Jílek, PhD., Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Studentská 13, 370 05 České Budějovice, Česká republika  
e-mail: [strec@jcu.cz](mailto:strec@jcu.cz), [lososova@zf.jcu.cz](mailto:lososova@zf.jcu.cz), [zdenek@zf.jcu.cz](mailto:zdenek@zf.jcu.cz), [jilek@zf.jcu.cz](mailto:jilek@zf.jcu.cz)

---