

## Vzt'ah nezamestnanosti a chudoby pracujúcich – skúmanie geografickej nerovnomernosti v EÚ pomocou Theilovho indexu

Lukáš NÁMEŠNÝ, Pavol ĎURČEK, Alena ROCHOVSKÁ

**Abstract:** *This paper explores the relationship between poverty of working people and unemployment, which could influence level of in-work poverty. Looking at regional values of poverty of working and unemployment rates we can see that these two indicators are interrelated and can influence each other. Concurrently we would like to show the geographical inequality of working poor using the Theil index.*

**Keywords:** *working poor, unemployment, correlation coefficient, intraregional and interregional inequality, EU*

### Úvod

V príspevku skúmame vzťah medzi chudobou pracujúcich a nezamestnanosťou, ktorá by mohla ovplyvniť úroveň chudoby pracujúcich. Je zrejmé, že chudoba je spájaná s tými, ktorí sú vylúčení z pracovného trhu. Nezamestnaní sú zvyčajne závislí na sociálnej podpore od štátu, ktorá nie je dosť vysoká na to, aby sa vyšplhali nad hranicu chudoby. V súlade s dátami zo štatistického zisťovania EU SILC nie každý pracujúci je chránený pred chudobou. Nízke mzdy v rôznych povolaniach odsúvajú viac než 8 % zo všetkých pracujúcich v členských krajinách Európskej Únie pod hranicu chudoby. Tieto nízke mzdy môžu byť výsledkom nižšieho dosiahnutého vzdelania pracovníkov, menšieho počtu odpracovaných hodín, ale taktiež zapríčinené vyššou mierou nezamestnanosti v regióne, ktorá dovoľuje zamestnávateľom znižovať mzdy. Pohľadom na regionálne hodnoty miery rizika chudoby pracujúcich a miery nezamestnanosti môžeme vidieť, že tieto dva indikátory sú prepojené a ovplyvňujú sa navzájom. V našom výskume by sme radi dokázali vzájomnú súvislosť týchto dvoch ukazovateľov použitím Krueger-Spearmanovho korelačného koeficientu poradových čísel. Zároveň by sme radi ukázali geografickú nerovnomernosť pracujúcich chudobných za pomoci Theilovho indexu. Na základe dát štatistického zisťovania EU SILC sa v rámci členských krajín Európskej Únie pozrieme na pomer medziregionálnej (rozdiely medzi „starou“ a „novou“ Európskou Úniou)<sup>1</sup> a vnútroregionálnej nerovnomernosti (vo vnútri „starej“ a „novej“ Európskej Únie) sledovaného javu. Použitím danej metódy by sme radi potvrdili našu hypotézu: „celková nerovnomernosť sledovaného javu (pracujúcich chudobných) nie je zapríčinená rozdielmi medzi „starou“ a „novou“ Európskou Úniou (medziregionálna nerovnomernosť), ale nerovnomernosťou vo vnútri týchto priestorových útvarov (vnútroregionálna nerovnomernosť)“.

### Teoretický pohľad na pracujúcich chudobných

V príspevku sa zaoberáme jedným zo sociálno-patologických javov vyskytujúcich sa v spoločnosti, ktorým je chudoba. V centre našej pozornosti ale nebude chudoba ako taká, ale jej špecifický aspekt súvisiaci s trhom práce a dotýkajúci sa pracujúceho obyvateľstva, keďže chudoba v súčasnosti postihuje aj ekonomicky aktívne, no napriek tomu nízko platené obyvateľstvo.

Napriek tomu, že sa tieto osoby uplatňujú na trhu práce, v dôsledku nevelkých zárobkov tvoria novú triedu chudobných, tzv. pracujúcich chudobných. Tým pádom malé mzdy v niektorých prácach a na niektorých pracovných miestach nie sú zárukou štandardného uspokojovania potrieb, ani ekonomickej istoty. Chudoba vyplývajúca z malých príjmov a založená na príjmových diferenciaciách je tak významným typom chudoby. Často býva spojovaná najmä s pozíciami na druhotnom (sekundárnom) trhu práce, na ktorom sa sústreďuje dopyt po nekvalifikovanej práci. Skôr než nedostatočná kvalita ľudského kapitálu je to ich nespoľahlivosť, čo pracujúcich odsúva na sekundárny trh práce. Na sekundárnom trhu práce

<sup>1</sup> Pod „starou“ Európskou Úniou myslíme jeden priestorový útvar, ktorý je vyjadrený ako priemerná hodnota starých členských krajín. Pod „novou“ Európskou Úniou myslíme jeden priestorový útvar, ktorý je vyjadrený ako priemerná hodnota nových členských krajín.

sú nízke mzdy, nieistá práca s vyšším rizikom straty zamestnania, zlé pracovné podmienky, skoro žiadna vyhliadka na kariérny posun, často len možnosť pracovať na skrátenej úväzok. V dnešných časoch sa na tomto trhu pohybujú hlavne málo kvalifikované osoby. Prechod z vedľajšieho trhu práce na primárny, so zreteľne priaznivejšími podmienkami, je pre drvivú väčšinu tých, ktorí sa na sekundárnom trhu pohybujú zablokovaní. Ich malá ľudská hodnota a prejav nespoľahlivosti im neumožňuje uchádzať sa úspešne o miesta na primárnom trhu práce (Mareš, 1999).

*„Chudoba tak môže byť chápaná ako atribút určitých pozícií v profesijnej štruktúre spoločnosti, ktorá je pólom konfliktov a konkurencie. Chudobní sú na dne tejto profesijnej štruktúry“* (Mareš, 1999).

*„Ľudia, ktorí nie sú dostatočne prispôsobiví voči prebiehajúcim kvalitatívnym zmenám na trhoch práce (dôsledok procesov prechodu ku znalostnej spoločnosti, de-industrializácie a globálnej extenzii ekonomickej súťaže), sa stávajú marginalizovanými na trhu práce, strácajú v spoločnosti „producentov“ a „konzumentov“ ekonomickej funkcie, rovnako tak svoj spoločenský status“* (Sirovátka a Mareš, 2006).

V súlade so Sirovátkom a Marešom (2006) treba poznamenať, že príjmovovo znevýhodnení ľudia patria prevažne k marginálnej (znevýhodnenej) pracovnej sile vo viacerých ohľadoch: majú nižšiu kvalifikáciu, sú častejšie nezamestnaní, častejšie dočasne zamestnaní.

Tieto tvrdenia potvrdzujú názor Sirovátka (2003), ktorý hovorí, že prejavom narastajúcich rizík je nielen nezamestnanosť (zvlášť dlhodobá), ale taktiež nestabilita zamestnania, prerušovaná pracovná kariéra, dočasné zamestnanie, nedobrovoľná práca na čiastočný úväzok, práca pod úrovňou kvalifikácie, zhoršené mzdové a pracovné podmienky zamestnaní, nedobrovoľné a neštandardné formy zamestnávania, ako je subkontraktácia, samo zamestnávanie, či dokonca neformálne zamestnanie.

## Metodika

Existujú hypotézy, ktoré tvrdia, že nízka úroveň miezd v krajine je spôsobená práve vysokou mierou nezamestnanosti, ktorá nenúti zamestnávateľov mzdy zvyšovať (Rochovská a Námešný, 2012). Na ich potvrdenie, respektíve vyvrátenie sme podrobili krajiny Európskej Únie korelačným analýzám, v ktorých sme skúmali súvislosť medzi výškou miery nezamestnanosti a výškou miery rizika chudoby pracujúcich<sup>2</sup>.

Stupeň súvislosti medzi oboma sledovanými javmi sme sledovali pomocou Kruegerovho – Spearmanovho koeficientu korelácie poradových čísel, skr. koeficient poradovej korelácie (R), ktorý sa počíta podľa nasledujúceho vzťahu:

$$R = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)},$$

kde  $d_i$  je rozdiel medzi poradím tej istej štatistickej jednotky v oboch zoradeniach a  $n$  je počet zoradených štatistických jednotiek. Koeficient poradovej korelácie nadobúda hodnoty od -1 po 1. O tesnosti súvislosti (respektíve závislosti) nám poskytuje tú istú informáciu ako Pearsonov koeficient korelácie pri lineárnej závislosti. Čím bližšie je jeho hodnota k 0, tým menšia súvislosť existuje medzi dvomi poradiami štatistických jednotiek. Naopak, čím viac sa jeho hodnota blíži k 1, respektíve k -1, tým tesnejšia priama, respektíve nepriama závislosť existuje medzi sledovanými poradiami (Nyborg, 2003).

U číselných charakteristík sa zväčša využíva na určenie korelácie Pearsonov koeficient korelácie, avšak pri tomto štatistickom nástroji musí byť splnená podmienka normality oboch skúmaných charakteristík. Pri sledovaných javoch sme nedokázali normalitu údajov, a preto by použitie Pearsonovho koeficientu korelácie nebolo korektné a jeho hodnota by bola málo spoľahlivá (Bleha a Nováková 2010). Preto sme sa rozhodli testovať závislosť miery nezamestnanosti a miery rizika chudoby pracujúcich pomocou Kruegerovho – Spearmanovho koeficientu korelácie poradových čísel.

<sup>2</sup> Podiel osôb vnímaných ako zamestnaní podľa klasifikácie ekonomickej aktivity a ktorí sa nachádzajú v riziku chudoby a ich ekvivalentný disponibilný príjem je pod 60 % národného mediánu príjmu.

V rámci členských krajín Európskej Únie sme v roku 2009<sup>3</sup> sledovali závislosť medzi celkovou mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich, ktorých sme dezagregovali na základe rodu (spolu; muži; ženy) a vekových skupín (18 – 64; 18 – 24; 25 – 54; 55 – 64). Ako hlavnú a zároveň celkovú vekovú kategóriu pracujúcich sme vybrali skupinu 18 – 64 ročných, pretože by bolo skresľujúce brať do úvahy aj kategóriu 65 a viac ročných, keďže nie vo všetkých krajinách sú ľudia zamestnaní nad touto vekovou hranicou. V tomto prípade by bolo možné hľadať súvislosť medzi sledovanými javmi len s nekompletným a obmedzeným počtom krajín EÚ, ktoré by poskytovali údaje o miere rizika chudoby pracujúcich v danej vekovej skupine. Mieru nezamestnanosti sme nedezagregovali vzhľadom na to, že chceme dokázať, ako na jednotlivé vekové skupiny pracujúcich chudobných vplýva celková miera nezamestnanosti.

Tesnosť súvislosti (resp. závislosti) podľa dosiahnutej hodnoty korelácie sme vyčlenili nasledovne (Fotheringham, Brunson, Charlton, 2000):

- hodnota korelácie medzi  $-1$  a  $-0,75$  predstavuje veľmi silnú nepriamu súvislosť
- hodnota korelácie medzi  $-0,75$  a  $-0,5$  predstavuje stredne silnú nepriamu súvislosť
- hodnota korelácie medzi  $-0,5$  a  $0$  predstavuje slabú nepriamu súvislosť
- hodnota korelácie medzi  $0$  a  $0,5$  predstavuje slabú priamu súvislosť
- hodnota korelácie medzi  $0,5$  a  $0,75$  predstavuje stredne silnú priamu súvislosť
- hodnota korelácie medzi  $0,75$  a  $1$  predstavuje veľmi silnú priamu súvislosť

Ďalej sme sa rozhodli skúmať aj štatistickú variabilitu sledovaného javu. Na dosiahnutie tohto cieľa sme použili variačný koeficient, ktorého hodnoty sú ľahko interpretovateľné, pretože vyjadruje koľko percent z priemernej hodnoty sledovaného javu (miery rizika chudoby pracujúcich) tvorí reprezentant globálnej absolútnej variability a to populačne vážená smerodajná odchýlka (Cowell, 2009).

Ako ďalší cieľ sme si zvolili vyvrátenie bežne prezentovaného predpokladu, že v Európskej únii je variabilita počtu pracujúcich chudobných spôsobená hlavne rozdielmi medzi starými a novými členskými krajinami (novými členskými krajinami myslíme krajiny, ktoré vstúpili do EÚ až v roku 2004 a neskôr). Na overenie tejto premisy sme použili rozložiteľný Theilov index, ktorý je schopný definovať percentuálny podiel vnútroregionálnej zložky nerovnomernosti  $W$  (v našom prípade vo vnútri „staršej“ a „novej“ EÚ) a medziregionálnej zložky nerovnomernosti  $B$  (v našom prípade medzi „starou“ a „novou“ EÚ) na celkovej nerovnomernosti. Takto definovaný Theilov index má nasledovný tvar (Theil, 1967):

$$T = \left( \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \cdot \frac{y_j}{y} \cdot \ln \frac{y_j}{y} \right) + \left( \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \cdot \frac{y_j}{y} \cdot \sum_{i=1}^{n_j} \frac{n_{ij}}{n_j} \cdot \frac{y_{ij}}{y_j} \cdot \ln \frac{y_{ij}}{y_j} \right) = B + W \quad ,$$

označenie  $n_j$  predstavuje „vhodnú“ populačnú skupinu<sup>4</sup> v regióne  $j$ ,  $n$  predstavuje celkový súčet všetkých  $n_j$ ,  $y_j$  je hodnota sledovaného javu v regióne  $j$ ,  $y$  predstavuje celkový priemer sledovaného javu. Premenná  $n_{ij}$  vyjadruje „vhodnú“ populačnú skupinu  $i$ -tej jednotky v regióne  $j$ ,  $y_{ij}$  je hodnota sledovaného javu u  $i$ -tej jednotky v regióne  $j$ .

Pre lepšie pochopenie princípu dezagregácie Theilovho indexu sme sa rozhodli na nasledujúcom obrázku znázorniť extrémne prípady významu jednotlivých dezagregovaných zložiek.

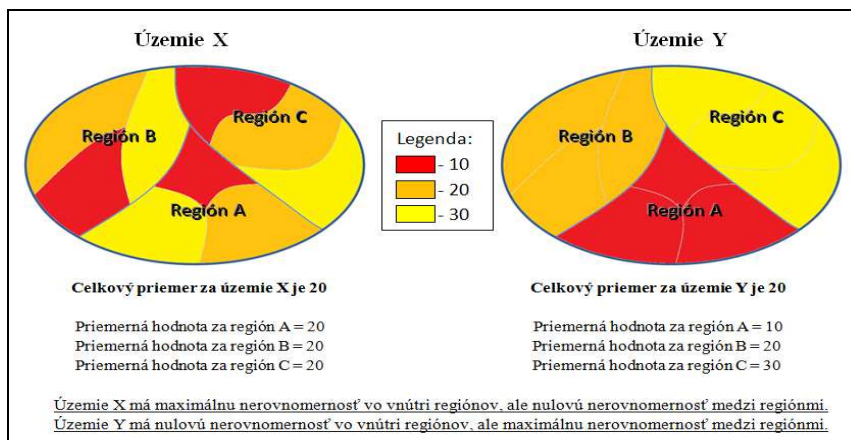
Z nasledujúceho obrázku vyplýva, že jednotlivé hodnoty ako aj globálna priemerná hodnota sledovaného javu je za obe sledované územia X a Y rovnaká, a preto môžeme povedať, že obe územia sa vyznačujú rovnakou priemernou vlastnosťou a zároveň sa vyznačujú rovnakou mierou pestrosti (nerovnomernosti). Takéto tvrdenie je síce pravdivé, ale nie je dostatočné, lebo rozloženie vlastností vo vnútri území X a Y je značne odlišné.<sup>5</sup> Síce sa v každom území nachádzajú tri subregióny červenej farby, tri oranžovej farby a tri žltej farby, ale ich zatriedenie pod vyššie regióny A, B, C je úplne odlišné. V území X sa vyznačujú regióny A, B, C rovnakou priemernou hodnotou, ale v ich vnútri sú subregióny maximálne heterogénne. V tomto prípade je celková nerovnomernosť tvorená iba rozdielmi,

<sup>3</sup> EU SILC 2010 (European Union Statistics of Income and Living Conditions) – posledné kompletne údaje

<sup>4</sup> „Vhodnou“ populačnou skupinou sa myslí populácia, ktorých sa sledovaný jav týka. Nejedná sa iba o (aktuálny, pozorovaný, alebo skutočný) celkový počet obyvateľov v danom regióne. V našom prípade sa jedná o absolútny počet pracujúcich.

<sup>5</sup> Jedná sa o tzv. ekologickú chybu

ktoré sa nachádzajú vo vnútri jednotlivých regiónov (nulová medziregionálna zložka a maximálna vnútroregionálna zložka). Naproti tomu sa územie Y vyznačuje regiónmi A, B, C, ktoré sú vo vnútri maximálne homogénne a líšia sa iba sami medzi sebou. V prípade tohto územia môžeme povedať, že celková nerovnomernosť je maximálne tvorená práve rozdielmi medzi regiónmi (maximálna medziregionálna zložka a nulová vnútroregionálna zložka) (Netrdová a Nosek, 2009).



Obr. 1. Ukážka extrémnych prípadov dezagregovaných zložiek Theilovho indexu

## Korelácia miery nezamestnanosti a miery rizika chudoby pracujúcich

Výsledky korelácie medzi celkovou mierou nezamestnanosti a dezagregovanou mierou rizika chudoby pracujúcich podľa veku a rodu môžeme vidieť v tabuľke číslo 1.

Tab.1. Korelácia medzi mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich podľa veku a rodu v EÚ v roku 2009

Veková kategória	Spolu	Muži	Ženy
18-64	0,59	0,51	0,55
18-24	0,34	0,32	0,20
25-54	0,57	0,52	0,52
55-64	0,66	0,76	0,53

Zdroj: EU SILC 2010, vlastné výpočty

Na základe získaných výsledkov môžeme konštatovať, že medzi mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich vo všetkých rodových (spolu; muži; ženy) a vekových kategóriách (18 – 64; 18 – 24; 25 – 54; 55 – 64) existuje síce rôzne veľká, ale vždy priama závislosť. Hypoteticky, pokiaľ by sa znižovala celková miera nezamestnanosti v členských štátoch EÚ, znižovala by sa, či už menej alebo viac tesne aj miera rizika chudoby pracujúcich u mužov a žien v rôznych vekových skupinách. A naopak platí, že pokiaľ by sa zvyšovala celková miera nezamestnanosti v členských štátoch EÚ, tak by sa zvyšovala či už menej alebo viac tesne aj miera rizika chudoby pracujúcich u mužov a žien v rôznych vekových skupinách.

Kruegerov – Spearmanov koeficient poradovej korelácie medzi poradiami celkovej miery nezamestnanosti a miery rizika chudoby pracujúcich v hlavnej (celkovej) vekovej kategórii mal v členských štátoch Európskej Únie v roku 2009 hodnotu 0,59. To značí, že medzi poradiami sledovaných javov, ktorými chceme potvrdiť, príp. vyvrátiť našu hypotézu existuje stredne silná priama súvislosť. Podobné hodnoty závislosti, i keď o čosi nižšie, môžeme vidieť u mužov (0,51) i žien (0,55). Aj napriek dezagregácii miery rizika chudoby pracujúcich na mužov a ženy môžeme tvrdiť, že medzi mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich mužov a žien vo vekovej skupine 18 – 64 rokov existuje stredne silná priama súvislosť. Napriek tejto pomerne vysokej závislosti stoja za povšimnutie krajiny, v ktorých je v danej vekovej skupine značne vysoká miera rizika chudoby pracujúcich a zároveň nízka miera celkovej nezamestnanosti (Rumunsko 17,0 % resp. 7,28 %; Luxembursko 10,6 % resp. 4,54 %) a opačne, napriek pomerne nízkej miere rizika chudoby pracujúcich je vysoká miera celkovej nezamestnanosti (napr. Estónsko

6,7 % resp. 16,89 %; Slovensko – 5,7 % resp. 14,29 %; Maďarsko 5,4 % resp. 11,16 %). Výsledné hodnoty korelačného koeficientu by boli po vylúčení týchto krajín zrejme ešte vyššie.

Kruegerov – Spearmanov koeficient poradovej korelácie medzi poradiami celkovej miery nezamestnanosti a miery rizika chudoby pracujúcich v najmladšej vekovej skupine (18 – 24 rokov) mal v členských štátoch Európskej Únie v roku 2009 hodnotu 0,34. To značí, že medzi poradiami sledovaných javov existuje len slabá priama súvislosť. Ešte slabšiu priamu závislosť môžeme vidieť pri poradovej korelácií medzi celkovou mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich mužov (0,32) a žien (0,20) v danej vekovej skupine. I keď sa mladí pracujúci pri porovnaní so zvyšnými vekovými kategóriami javia ako najohrozenejšia veková skupina (v krajinách EÚ dosahujú zväčša najvyššie hodnoty miery rizika chudoby pracujúcich), môžeme konštatovať, že zmena (vzostup, pokles) celkovej miery nezamestnanosti nemá takmer žiadny vplyv na zmenu (vzostup, pokles) miery rizika chudoby pracujúcich v danej vekovej skupine.

Koeficient poradovej korelácie medzi poradiami celkovej miery nezamestnanosti a miery rizika chudoby pracujúcich v strednej a zároveň najpočetnejšej vekovej skupine (25 – 54 rokov) z celkového počtu pracujúcich chudobných (okolo 65%) mal v členských štátoch Európskej Únie v roku 2009 hodnotu 0,57. Podobné, i keď o čosi nižšie hodnoty závislosti môžeme vidieť aj pri dezagregácii miery rizika chudoby pracujúcich na mužov a ženy (obe skupiny dosiahli zhodne hodnotu 0,52). To značí, že medzi poradiami sledovaných javov existuje stredne silná priama súvislosť a zároveň výsledné hodnoty korelácie napriek malým obmenám kopírujú výsledky súvislosti medzi celkovou mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich vo vekovej skupine 18 – 64 rokov (viď tabuľka číslo 1).

Najvyššie hodnoty súvislosti (najtesnejšia súvislosť) v členských štátoch Európskej Únie v roku 2009 dosahovala skupina pracujúcich vo veku 55 – 64 rokov. Koeficient poradovej korelácie medzi poradiami celkovej miery nezamestnanosti a miery rizika chudoby pracujúcich v najstaršej vekovej skupine dosahoval hodnotu 0,66. To značí, že medzi poradiami sledovaných javov existuje opäť stredne silná priama súvislosť. O veľmi silnej priamej súvislosti môžeme hovoriť pri korelácií celkovej miery nezamestnanosti a miery rizika chudoby pracujúcich mužov v tejto vekovej skupine (0,76). U pracujúcich žien najstaršej vekovej skupiny sme mohli vidieť opäť stredne silnú priamu súvislosť (0,53). Môžeme teda tvrdiť, že v členských štátoch EÚ má zmena (vzostup, pokles) celkovej miery nezamestnanosti najväčší priamy vplyv na zmenu (vzostup, pokles) miery rizika chudoby pracujúcich mužov vo vekovej kategórii 55 – 64 rokov.

### Globálna variabilita a význam medziregionálnej zložky nerovnomernosti pracujúcich chudobných

V tejto kapitole hlbšie rozoberieme globálnu štatistickú variabilitu sledovaného ukazovateľa, ako aj jednotlivé dezagregované zložky Theilovho indexu. V tabuľke číslo 2 sú znázornené globálne hodnoty variačného koeficientu a v tabuľke číslo 3 zase percentuálne proporcie medziregionálnej zložky Theilovho indexu.

**Tab. 2.** Hodnoty globálneho variačného koeficientu pre ukazovateľ miery rizika chudoby pracujúcich v EÚ.

Veková kategória	Spolu	Muži	Ženy
<b>18 - 64</b>	37,14 %	43,03 %	30,79 %
<b>18 - 24</b>	46,70 %	42,19 %	50,90 %
<b>25 - 54</b>	36,56 %	42,86 %	28,93 %
<b>55 - 64</b>	57,44 %	63,69 %	55,30 %

Zdroj: EU SILC 2010, vlastné výpočty

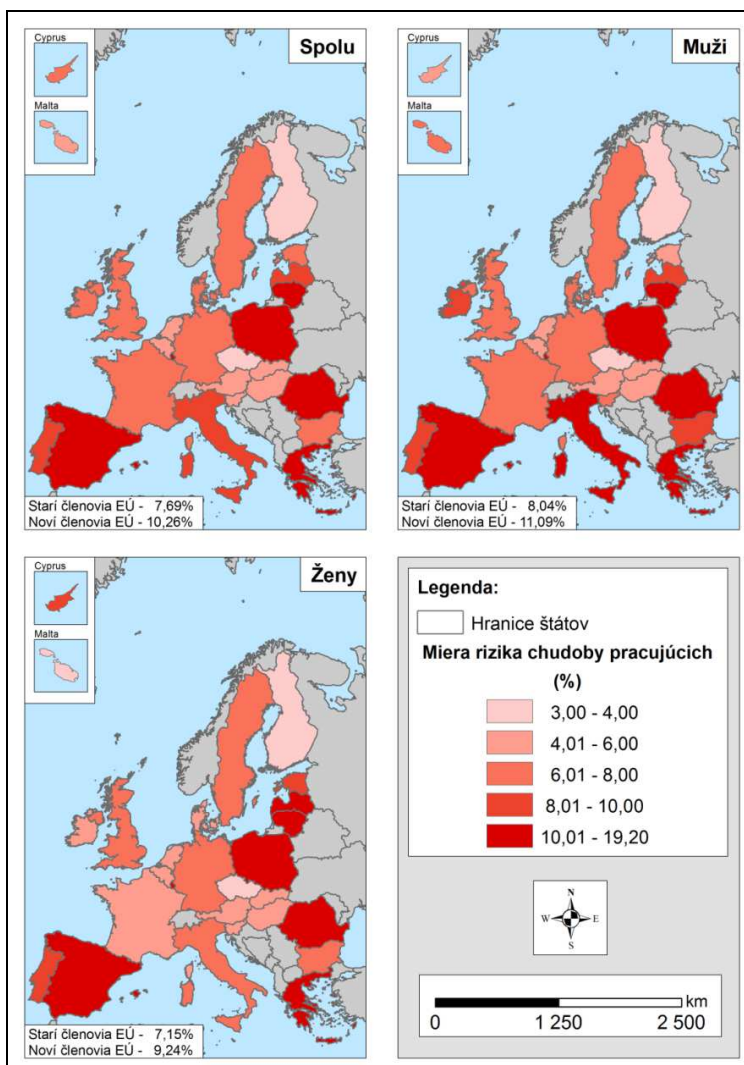
**Tab. 3.** Hodnoty medziregionálnej zložky Theilovho indexu pre ukazovateľ miery rizika chudoby pracujúcich v EÚ.

Veková kategória	Spolu	Muži	Ženy
<b>18 - 64</b>	11,71 %	10,99 %	12,91 %
<b>18 - 24</b>	1,18 %	2,84 %	0,20 %
<b>25 - 54</b>	13,76 %	11,96 %	16,65 %
<b>55 - 64</b>	8,08 %	8,11 %	8,56 %

Zdroj: EU SILC 2010, vlastné výpočty

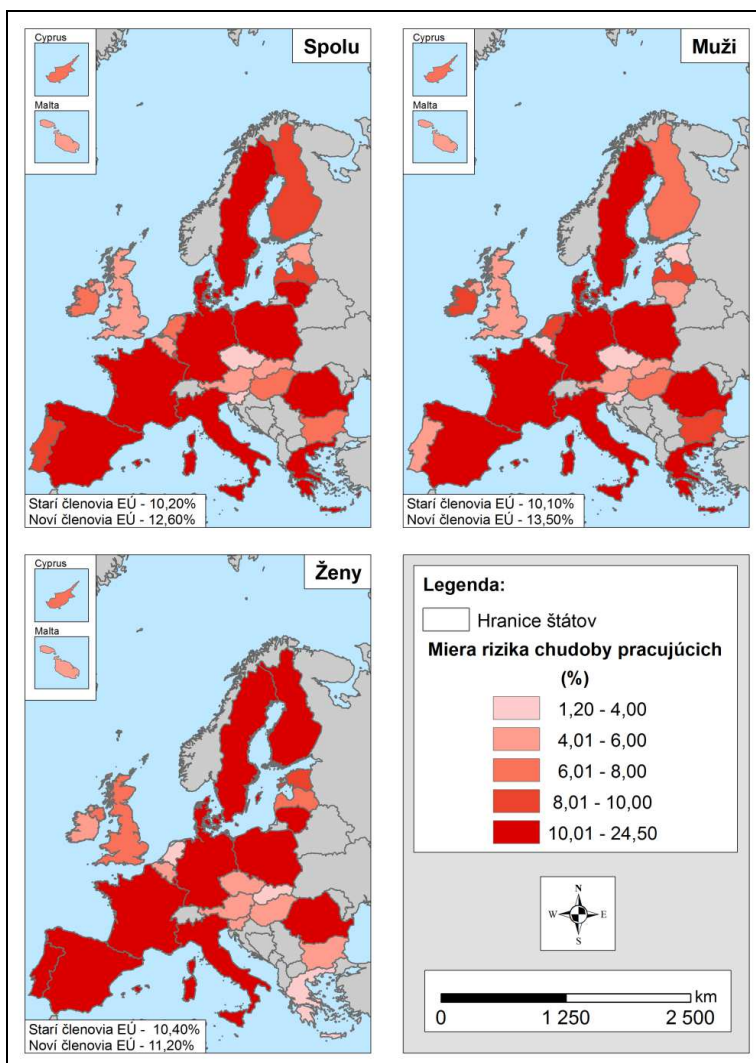
Pri vekovej kategórii 18 – 64 ročných a pre obe pohlavia spolu bola hodnota variačného koeficientu 37,14 %. Zložky Theilovho indexu naznačujú, že významný podiel z celkovej diferenciacie má práve vnútroregionálna dimenzia (88,29 %). Tento údaj sa dá interpretovať tak, že 88,29 % celkovej nerovnomernosti sa nachádza medzi samotnými krajinami Európskej Únie a rozdiely medzi „starou“ a „novou“ Európskou Úniou majú len marginálny význam (len 11,71 %). Inak povedané, že aj v nových ako aj starých členských krajinách sa nachádzajú krajiny s vysokými aj nízkymi hodnotami počtu pracujúcich chudobných. Toto tvrdenie nám môže vizuálne potvrdzovať aj príslušné kartografické zobrazenie na obrázku 2.

Pri skúmaní danej vekovej kategórie oddelene za pohlavia môžeme povedať, že podiel pracujúcich chudobných sa vyznačuje väčšou variabilitou u mužov ako u žien. To znamená, že muži sa celkovo vyznačujú väčšou extrémnosťou hodnôt sledovaného ukazovateľa ako je tomu u žien. Významnosť dezagregovaných zložiek Theilovho indexu je podobná ako je tomu u oboch pohlaví spolu s tým, že ženy dosahujú mierne zvýšený a muži zase mierne znížený podiel medziregionálnej zložky Theilovho indexu.



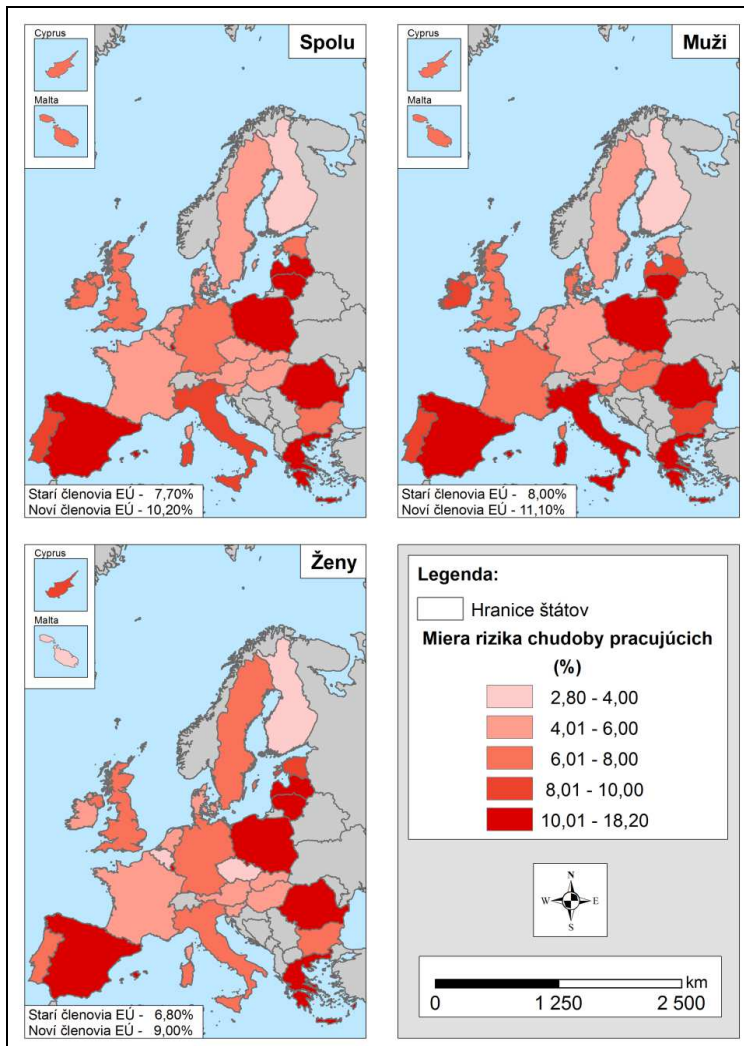
**Obr. 2.** Miere rizika chudoby pracujúcich v členských štátoch EÚ v roku 2009 vo vekovej kategórii 18 - 64  
Zdroj: EU SILC 2010, Vlastné spracovanie

Ďalšou skúmanou vekovou kategóriou je najmladšia veková skupina, a to 18 – 24 ročných. V danej vekovej kategórii miera rizika chudoby pracujúcich dosahuje najväčšie hodnoty, čo potvrdzuje aj obrázok 3. Pre túto vekovú kategóriu (oddelené pre obe pohlavie ako aj spolu) dosahuje variačný koeficient vyššie hodnoty ako tomu bolo v predchádzajúcej vekovej kategórii. Zvýšená štatistická variabilita je dôsledkom toho, že pri vekovej kategórii 18 – 24 rokov jednotlivé krajiny dosahujú viac polarizované hodnoty miery rizika chudoby pracujúcich ako je tomu u celkovej vekovej kategórii 18 – 64 ročných. Muži samostatne dosahujú nižšiu mieru globálnej variability ako ženy. Na základe percentuálneho významu medziregionálnej nerovnomernosti môžeme povedať, že vplyv rozdielov medzi „novou“ a „starou“ Európskou Úniou na celkovú nerovnomernosť je minimálny.



**Obr. 3.** Miera rizika chudoby pracujúcich v členských štátoch EÚ v roku 2009 vo vekovej kategórii 18 - 24  
Zdroj: EU SILC 2010, Vlastné spracovanie

Analýza variability vekovej kategórie 25 – 54 ročných preukázala, že daná veková kategória (platí to aj pre mužov aj ženy) sa vyznačuje veľmi podobnými hodnotami variačného koeficientu ako je tomu pri celkovej vekovej kategórii 18 – 64 ročných. Tento fakt je logický vzhľadom na to, že početnosť pracujúcich chudobných vo vekovej kategórii 25 – 54 rokov predstavuje okolo 65 % z počtu pracujúcich chudobných vo veku 18 – 64 rokov. Tak isto platí aj fakt, že muži sa vyznačujú o tretinu väčšou štatistickou variabilitou ako ženy. Veková kategória 25 – 54 ročných dosahuje spomedzi všetkých skúmaných vekových kategórií najvyššie podiely medziregionálnej zložky Theilovho indexu, ale aj napriek tomu sa nejedná o hodnoty, ktoré by sme mohli považovať za falzifikáciu našej parciálnej hypotézy<sup>6</sup>. Podobne ako tomu bolo pri prvej skúmanej vekovej kategórii, tak aj pri kategórii 25 – 54 ročných dosahujú väčší význam medziregionálnej zložky Theilovho indexu ženy ako muži.

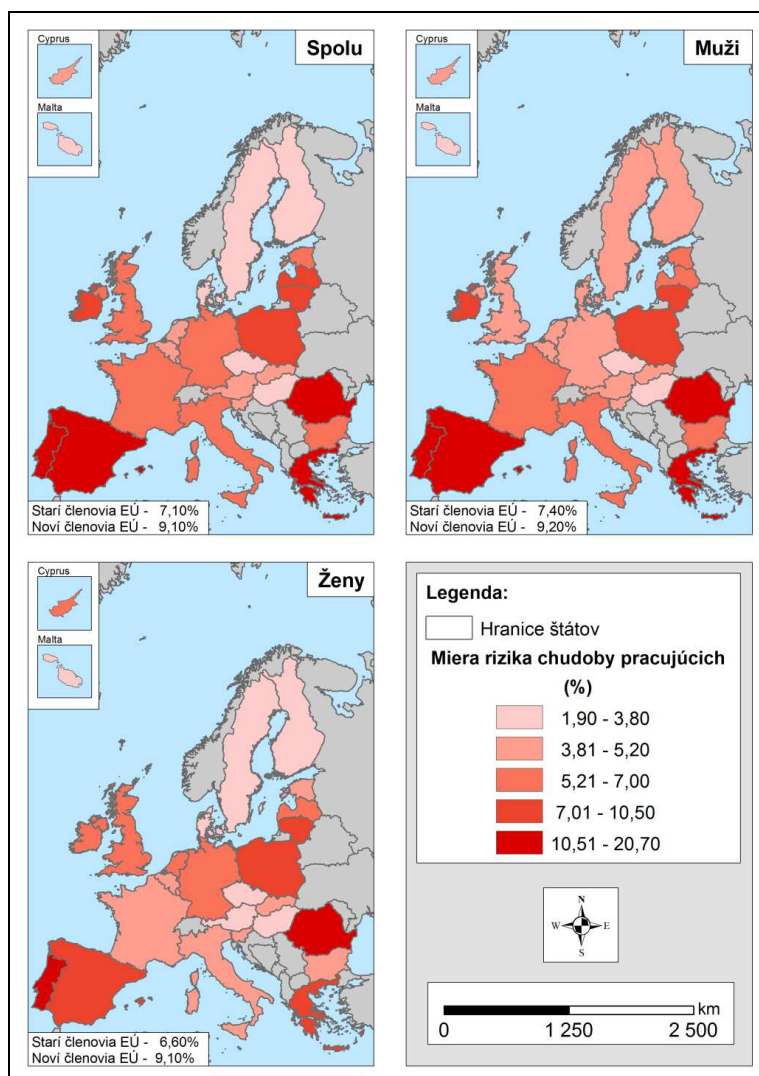


**Obr. 4.** Miere rizika chudoby pracujúcich v členských štátoch EÚ v roku 2009 vo vekovej kategórii 25 - 54  
Zdroj: EU SILC 2010, Vlastné spracovanie

<sup>6</sup> Variabilita počtu chudobných pracujúcich nie je spôsobená rozdielmi medzi „novou“ a „starou“ Európskou Úniou, ale predovšetkým rozdielmi vo vnútri týchto priestorových útvarov.



Poslednou hodnotenou vekovou kategóriou je najstaršia veková skupina pracujúcich, a to skupina 55 – 64 ročných. Pre tento vek platí jedno špecifikum, že daná veková kategória sa vyznačuje najvyššou mierou globálnej štatistickej variability spomedzi všetkých analyzovaných vekových skupín. Toto platí aj pre obe pohlavia samostatne, kde sa muži znova vyznačujú vyššou štatistickou variabilitou ako ženy. Dezagregované hodnoty Theilovho indexu naznačujú, že významnosť medziregionálnej zložky je druhá najnižšia spomedzi všetkých sledovaných vekových skupín, čo môžeme opäť interpretovať tak, že rozdiely medzi krajinami EÚ sú spôsobené hlavne rozdielmi vo vnútri „starej“ a „novej“ Európskej Únie. Rozdielnosť medzi „novou“ a „starou“ Európskou Úniou má len marginálny význam.



**Obr. 5.** Miere rizika chudoby pracujúcich v členských štátoch EÚ v roku 2009 vo vekovej kategórii 55 - 64  
Zdroj: EUSILC 2010, Vlastné spracovanie

## Záver

Z výsledkov našej empirickej analýzy vyplýva, že v členských krajinách Európskej Únie existuje rôzna tesnosť, ale vždy priama závislosť celkovej miery nezamestnanosti a dezagregovanej (podľa veku a rodu) miery rizika chudoby pracujúcich. Potvrdili sme tým našu parciálnu hypotézu, a to že existuje priama súvislosť (závislosť) medzi zmenou (vzostupom, poklesom) celkovej miery nezamestnanosti a zmenou (vzostupom, poklesom) miery rizika chudoby pracujúcich v rôznych vekových skupinách u mužov i žien, či u oboch spolu. Pritom najtesnejšiu priamu závislosť skúmaných javov sme mohli vidieť medzi celkovou mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich mužov v najstaršej vekovej skupine (55 – 64 rokov). Na druhej strane takmer žiadna závislosť neexistuje medzi celkovou mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby pracujúcich mužov i žien v najmladšej vekovej skupine (18 – 24 rokov).

Na základe výsledku ďalšej parciálnej empirickej analýzy môžeme povedať niekoľko zovšeobecnení. Priemerne sa najväčšími hodnotami globálnej variability pracujúcich chudobných vyznačuje veková kategória 55 – 64 ročných. Ďalej sa vo všeobecnosti muži vyznačujú vyššou variabilitou ako ženy. Na základe dezagregovaných zložiek Theilovho indexu môžeme verifikovať našu hypotézu, že variabilita počtu pracujúcich chudobných nie je dôsledkom rozdielov medzi „novou“ a „starou“ Európskou Úniou, ale predovšetkým rozdielmi vo vnútri týchto priestorových útvarov. Toto tvrdenie najviac platí pre vekovú kategóriu 18 – 24 rokov kedy medziregionálna zložka Theilovho indexu nedosahuje ani 3 %, či uvažujeme mužov, alebo ženy. Naproti tomu sa najvyšším významom medziregionálnej zložky Theilovho indexu sa vyznačuje veková kategória 25 – 54 ročných.

## Literatúra

- BLEHA, B., NOVÁKOVÁ, G. 2010: Praktikum z demogeografie a demografie 1. Bratislava: Geografika, 2010. 140 s. ISBN 978-80-89317-13-4
- COWELL, F.A. 2009: Measuring Inequality, Oxford : Phillip Allan, 2009. 241s.
- FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, CH., CHALRTON, M. 2000: Quantitative geography: Perspectives on spatial data analysis, Great Britain: The Cromwell Press Ltd, Trowbridge, Wiltshire, 2000. 270 s. ISBN 978-0-7619-5947-2
- MAREŠ, P. 1999: Sociologie nerovnosti a chudoby. Praha: Sociologické nakladatelství SLON, 1999. 248 s. ISBN 80-85850-61-3
- NETRDOVÁ, P., NOSEK, V. 2009: Přístupy k měření významu geografického rozměru společenských nerovnoměrností. In Geografie – Sborník české geografické společnosti, 2009, č. 1, ročník 114, s. 52 - 65
- NYBORG, H. 2003: The Scientific study of general intelligence: Tribute to Arthur R. Jensen. Oxford: Elsevier Science Ltd, 2003. 642 s. ISBN 0-08-043793-1
- ROCHOVSKÁ, A., NÁMEŠNÝ, L. 2011: Chudoba a pracujúci chudobní na Slovensku – analýza údajov EU SILC. In Geographia Cassoviensis, roč. 5, č. 2, s. 103 – 117
- SIROVÁTKA, T., MAREŠ, P. 2006: Chudoba, deprivation, sociální vyloučení: nezaměstnaní a pracující chudí. In Sociologický časopis/Czech Sociological Review. roč. 42, č. 4, s. 627-655,
- THEIL, H. 1967: World Income Inequality and its Components. In: Economic Letters, roč. 2, č. 1, s.99–102
- EUROSTAT. 2012: General and regional statistics, [cit. 2012-05-11]. Dostupné z: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search\\_database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database)
- EUROSTAT. 2012: Population and social conditions, [cit. 2012-05-11]. Dostupné z: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search\\_database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database)

*Tento príspevok bol podporený Grantom UK/241/2012: Štúdium regionálnej a priestorovej diferenciácie demografických javov. Článok vznikol aj vďaka podpore grantu APVV č. APVV-0579-07 Jedno miesto veľa svetov: geografická variabilita životných stratégií na Slovensku a projektov VEGA č. 1/0709/11: Adaptabilita priestorových systémov v post-transformačnom období a VEGA č. 1/0562/12: Nové demografické analýzy a prognózy obyvateľstva Slovenska a jej regiónov s využitím progresívnych geografických aplikácií*

## Unemployment and In-work-poverty Relations – Geographical Inequality in the EU According to Theil index

Lukáš NÁMEŠNÝ, Pavol ĎURČEK, Alena ROCHOVSKÁ

*Summary: It is obvious that poverty is connected to those who are excluded from labor market. Unemployed are usually depended on state social support which is not high enough to put them above the poverty line. According the EU SILC data neither working people are protected against poverty. Low wages in various occupations put more than eight percent of all working people in Europe under the poverty line. Low wages may be a result of insufficient education level of employees, smaller number of working hours, but also caused by higher unemployment rate in the region, which allows employers to reduce the wages. Therefore we aimed to highlight the correlation between unemployment rate and risk of in-work poverty rate in member states of the European Union. The results of our empirical analysis in the European Union member states show that despite different tightness, there is always directly proportional dependence of overall unemployment rate and disaggregated (by age and gender) risk of in-work poverty rate. This confirmed our partial hypothesis that there exists a direct correlation (dependence) between the change (increase, decrease) of overall unemployment rate and the risk of in-work poverty rate in different age groups, considering both men and women. At the same time the most directly proportional dependence between overall unemployment rate and risk of in-work poverty rate can be seen by working men within the age group 55 - 64 years. On the other hand, there was almost no dependence when considering working men and women within the youngest age group (18 - 24 years). Based on the partial results of further empirical analysis, several generalizations can be made. The most variable values of working poor on average are related to the age group 55 – 64. Generally, men are characterized by greater variability in comparison to women. Based on the disaggregated components of Theil index we can verify our hypothesis that variability of the number of working poor does not result from the differences between "old" and "new" European Union, but mainly from those within these spatial units. This statement can be applied mostly on age group 18 to 24 years when the interregional component of Theil index is below 3 %, regardless of gender.*

---

### **Adresa autorov:**

Mgr. Lukáš Námešný  
Katedra humánnej geografie a demogeografie  
Prírodovedecká fakulta, Univerzita Komenského  
Mlynská dolina, 842 15 Bratislava  
[namesny@fns.uniba.sk](mailto:namesny@fns.uniba.sk)

Mgr. Pavol Ďurček  
Katedra humánnej geografie a demogeografie  
Prírodovedecká fakulta, Univerzita Komenského  
Mlynská dolina, 842 15 Bratislava  
[durcek@fns.uniba.sk](mailto:durcek@fns.uniba.sk)

Mgr. Alena Rochovská, PhD.  
Katedra humánnej geografie a demogeografie  
Prírodovedecká fakulta, Univerzita Komenského  
Mlynská dolina, 842 15 Bratislava  
[rochovska@fns.uniba.sk](mailto:rochovska@fns.uniba.sk)