

PAVLÍNA NETRDOVÁ, VOJTĚCH NOSEK

PŘÍSTUPY K MĚŘENÍ VÝZNAMU GEOGRAFICKÉHO ROZMĚRU SPOLEČENSKÝCH NEROVNOMĚRNOSTÍ

P. Netrdová, V. Nosek: *Approaches to measuring the relevance of geographical dimension of societal inequalities*. – Geografie–Sborník ČGS, 114, 1, pp. 52–65 (2009). – The article focuses on geographical dimension of societal inequalities, especially on approaches to its analysing. Two distinct methods of analysing the relative geographical inequality are utilized: Theil index decomposition and spatial autocorrelation measured by Moran's I coefficient. Both employed methods should bring, in theory, very similar information. This fact is explored empirically by comparing both methods and by their application on detailed economic, social and demographic data on municipalities in Czechia. Conclusions, predominantly of epistemological nature, are intended to assess advantages and limitations of individual methods and their possible application in practice.

KEY WORDS: societal inequalities – geographical dimension of societal inequalities – Theil index decomposition – spatial autocorrelation.

Príspevek byl zpracován v rámci řešení grantového projektu GA UK 8388/2008 „Kvantitativní metody analýzy geografických nerovnoměrností s aplikací na příkladu České republiky“ a výzkumného záměru a MŠM 0021620831 „Geografické systémy a rizikové procesy v kontextu globálních změn a evropské integrace“.

1. Úvod

Nerovnoměrnosti ve společnosti¹ představují velmi široké téma, které je předmětem zájmu mnoha vědních disciplín. Významnou roli z tohoto pohledu hraje geografie, která v tradičním sociologickém pojetí nerovnoměrností jako „vertikální“ diferenciaci společnosti zdůrazňuje prostorovou dimenzi. V geografických pracích se tak nejčastěji setkáme s pojmem regionální nerovnoměrnost či sociálněgeografická diferenciaci, kterou je myšlena nerovnoměrnost „horizontální“, tj. rozdíly mezi jednotlivými regiony. Je přitom zřejmé, že regionální rozdíly představují faktor, který celkovou stratifikaci společnosti spoluutváří. Pojem celková nerovnoměrnost zde používáme jako souhrnné označení uvažující současně rozdíly jak mezi jednotlivými regiony, tak i diferenciaci uvnitř těchto regionů. Problematika analýzy významu geografické dimenze celkových společenských nerovnoměrností je náplní tohoto příspěvku.

Hodnocení společenských nerovnoměrností je závislé na jejich pojetí a tím i na samotných metodách měření. Nerovnoměrnost je formou uspořádání, diferenciaci jevů, přičemž distribuci jevů a rozdíly mezi regiony resp. jednotlivci z hlediska sledovaného jevu můžeme kvantifikovat a popisovat na základě množství různých přístupů (blíže viz např. Cowell 1977). Právě rozdíly v me-

¹ V textu je dále používáno termínu společenské nerovnoměrnosti (diferenciaci), které zahrnují demografické, sociální, ekonomické a jiné nerovnoměrnosti vztahované na obyvatelstvo.

todách měření nerovnoměrností včetně otázky typu, řádovostní úrovně a kvality použitých dat jsou hlavní příčinou často nesprávné interpretace a obtížné srovnatelnosti studií regionálních, a tedy i společenských nerovnoměrností (Blažek, Uhlíř 2002). Stranou přitom necháváme problém, že objektivní statistické hodnocení nerovnoměrností nemusí dobře postihovat reálný význam změřených rozdílů (Rawls 1973, Molle 1997, Nosek 2006).

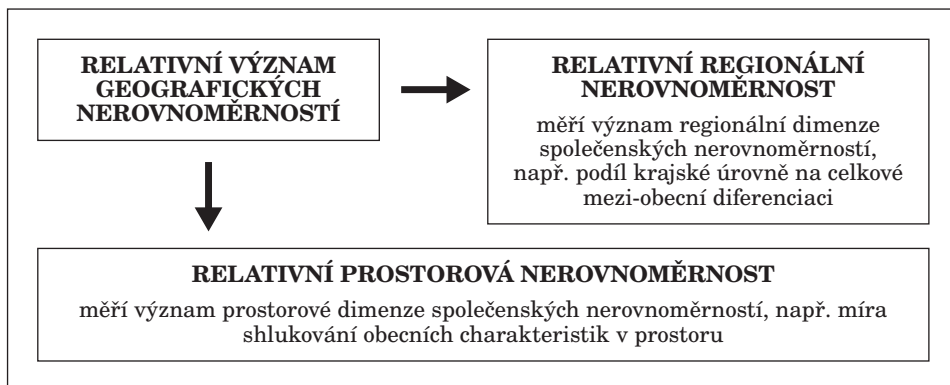
Hlavním cílem příspěvku je představit, porovnat a zhodnotit dva vybrané odlišné přístupy, resp. metody vhodné k postižení geografické dimenze společenských nerovnoměrností, které nejsou v české odborné literatuře často používány. Jedná se o Theilův index ze skupiny měr generalizované entropie a Moranovo I kritérium měřící míru prostorové autokorelace. Výběr uvedených dvou metod vychází ze zvoleného přístupu k měření geografické dimenze společenských nerovnoměrností a snahy porovnat rozdílné typy metod použitelné k tomuto účelu (blíže v kapitolách 2 a 3). Především prostorová autokorelace není běžně používána k měření nerovnoměrností, i když může jiným pohledem na zkoumanou problematiku významně doplnit běžněji používaný Theilův index. Hodnocení jednotlivých metod se týká zejména identifikace jejich silných a slabých stránek, možných přínosů a omezení a zejména pak možnosti jejich společné kombinace a praktické aplikace. Kromě metodologické diskuze je náplní příspěvku také příklad aplikace obou metod v rámci geografické analýzy společenských nerovnoměrností v Česku, přičemž je snaha o společnou interpretaci těchto zdánlivě nesourodých přístupů.

2. Různá pojetí geografických nerovnoměrností

Než budou detailně popsány a porovnány konkrétní metody vhodné k měření geografické dimenze společenských nerovnoměrností, je nutné představit základní přístupy k hodnocení společenské diferenciace. I když je výzkum geografických nerovnoměrností a regionálních rozdílů jedním z častých témat geografie, doposud neexistuje konsenzus z hlediska přístupu ke studování tohoto fenoménu. Terminologickým a konceptuálním otázkám sledování geografických nerovnoměrností se věnují ve svých pracích Novotný a Nosek (Novotný 2007; Novotný, Nosek 2007).

Nejprve je nutné rozlišit mezi tzv. územním a sociálněgeografickým pojetím geografických nerovnoměrností (Hampl 1998; Dostál, Hampl 2004). Sociálněgeografické nerovnoměrnosti sice dosahují obecně nižších hodnot ve srovnání s územními, regionální rozdíly v distribuci mezi obyvateli jsou však společností mnohem citlivěji vnímány. Z tohoto důvodu je sociálněgeografickým nerovnoměrnostem věnována v odborné literatuře větší pozornost. Hodnocení sociálněgeografických nerovnoměrností je nejčastěji založeno na využití středních hodnot sledovaného jevu, ať již populačně vážených či nikoliv. Tuto metodu lze bezpochyby považovat za základní metodu postižení regionální diferenciace. Přesto však takové hodnocení nemusí přinést úplnou informaci o celkové nerovnoměrnosti.

Pomocí výše uvedeného konceptu sociálněgeografických nerovnoměrností je hodnocena absolutní úroveň nerovnoměrností, tedy celková míra, do jaké se jednotlivci či regiony mezi sebou v průměru odlišují. Není přitom zodpovězena otázka, zda a jak jsou lidé s různým sociálním statutem rozmístěni v území. Z tohoto důvodu je k postižení geografické dimenze společenských nerovnoměrností vhodnější použít koncept relativního významu geografických nerovnoměrností, pomocí kterého je sledován vliv lokalizace v území a regionu na



Obr. 1 – Relativní význam geografických nerovnoměrností. Zdroj: vlastní schéma.

celkovou nerovnoměrnost. Rozlišit přitom můžeme mezi konceptem relativní regionální nerovnoměrnosti a relativní prostorové nerovnoměrnosti (obr. 1).

Pomocí relativní regionální nerovnoměrnosti lze zkoumat, jakým dílem se rozdíly mezi průměry předem definovaných regionů (populačně vážená sociálněgeografická nerovnoměrnost) podílí na celkové diferenciaci dané populace. Pro výpočet této celkové diferenciaci lze v ideálním případě použít individuální data. V případě, že nejsou k dispozici, může být celková diferenciaci nahrazena rozdíly mezi nejnižšími dostupnými subregionálními jednotkami (například obcemi či základními sídelními jednotkami). Tímto typem analýz lze odhadnout, jakým způsobem jednotlivé regiony přispívají k celkové nerovnoměrnosti, resp. zjistit, jaký podíl z celkové nerovnoměrnosti lze vysvětlit regionálními rozdíly. Oproti analýze relativní regionální nerovnoměrnosti vycházející od předem definovaných regionů dochází při analýze relativní prostorové nerovnoměrnosti k identifikaci nových prostorových shluků, které se mohou tvořit napříč regiony. Aby výsledek vypovídal lépe o prostorových vzorcích sledovaného jevu, je při tomto typu analýz vhodné použít data v detailním územním členění. Oba dva přístupy k měření relativního významu geografických nerovnoměrností lze kvantifikovat několika způsoby, jak bude uvedeno dále.

3. Metody měření geografického rozměru společenských nerovnoměrností

Měření nerovnoměrností, ať již sociálních či regionálních, je nejčastěji založeno na analýze statistického rozdělení populace, resp. regionů z hlediska úrovně sledovaného jevu. Toto rozdělení je definováno souborem různých charakteristik, z nichž nejvhodnější pro účely kvantifikace nerovnoměrností jsou míry variability. Statistické míry variability se mezi sebou liší v míře a způsobu zohlednění jednotlivých vlastností sledovaného rozdělení, mimo jiné v citlivosti k různým částem distribuce, a také ve své vhodnosti pro měření regionálních rozdílů, zejména konceptu relativního významu geografických nerovnoměrností.

Základní míry variability jako rozptyl a směrodatná odchylka například nesplňují požadavek bezrozměrnosti, tj. nezávislosti na měřicích jednotkách. Nevýhodou bezrozměrného variačního koeficientu je skutečnost, že je závislý na průměru daného rozdělení. Průměr vzhledem k typicky asymetrickým

rozdělením sociálněgeografických jevů není díky své malé rezistenci (odolnosti vůči extrémním hodnotám) vhodným ukazatelem, což se vztahuje také na variační koeficient. Nezávislost na průměru a názorná interpretace činí oblíbeným a často používaným Giniho koeficient koncentrace, který je odvozen z Lorenzova oblouku. Existuje přitom více metod jeho výpočtu (Cowell 1977). Pro měření relativní regionální nerovnoměrnosti lze však za nevýhodu Giniho koeficientu považovat skutečnost, že není „beze zbytku“ rozložitelný na meziskupinovou a vnitroskupinovou složku měřené variability. Pro tyto účely jsou bezesporu vhodnější ukazatele generalizované entropie a z nich pak specificky Theilův index, který je využit v této práci (Theil 1979).

Dosud uvedené míry variability vyjadřují celkovou míru nerovnoměrnosti jedinou hodnotou, která je při rozkladu měř generalizované entropie při předpokladu předem definovaných regionů beze zbytku rozložitelná na meziregionální a vnitroregionální složku. Dochází tak k opomenutí prostorového aspektu sledovaného jevu uvnitř a především napříč regiony. Rozmístění určitého jevu v prostoru může být hodnoceno kromě základních měř koncentrace (index lokalizace atd.) již na základě samotného vynesení hodnot do kartogramu. Při použití velkého množství prostorových jednotek, v případě Česka například obcí, se však výsledná mapa stává fragmentovanou s obtížně identifikovatelnými trendy a pravidelnostmi. Pomocí vyřešit výše nastíněné problémy ryze statistického a kartografického hodnocení míry nerovnoměrnosti mohou ukazatele prostorové autokorelace jak v jejich globální, tak lokální podobě. V této práci je využito Moranovo I kritérium a z něj odvozená analýza LISA, které jsou běžně používanými měrami prostorové autokorelace, nikoliv však za účelem hodnocení relativní prostorové nerovnoměrnosti.

3.1 Rozklad Theilova indexu

Theilův index je nejpoužívanějším z třídy ukazatelů generalizované entropie, které se navzájem liší pouze parametrem (Bourguignon 1979; Theil 1979; Shorrocks 1982, 1984; Shorrocks, Wan 2005) a o míře nerovnoměrnosti podává podobnou informaci jako Giniho koeficient. Při měření absolutní míry sociálněgeografické nerovnoměrnosti jej lze vypočítat jak v nevážené (T_N), tak populačně vážené (T_W) formě:

$$T_N = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y}; T_W = \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y},$$

kde k je počet regionů, y označuje celkový průměr sledovaného jevu, y_j průměr daného jevu v regionu j , n je celkový počet obyvatel a n_j počet obyvatel v regionu j (blíže ke konstrukci Theilova indexu např. Theil 1979, Cowell 1977 a mnozí další).

Pro měření relativního významu regionální nerovnoměrnosti je důležitá další vlastnost Theilova indexu, která ho odlišuje od Giniho koeficientu. Jedná se o možnost „bezezbytkového“ rozkladu Theilova indexu na meziregionální (B) a vnitroregionální složku (W) sledované nerovnoměrnosti, který lze převést následujícím způsobem:

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

kde T_c odpovídá celkové nerovnoměrnosti a y_{ij} popisuje hodnotu sledovaného jevu u i -tého obyvatele regionu j . Slovně vyjádřeno, celková míra nerovnoměrnosti měřená Theilovým indexem je dána součtem populačně vážených rozdílů mezi průměry regionů a rozdílů mezi obyvateli uvnitř jednotlivých regionů, přičemž váhou je zde relativní velikost průměru sledovaného jevu daného regionu vůči celkovému průměru. Podíl B/T_c tedy popisuje, z jaké části je celková nerovnoměrnost v populaci vysvětlena regionálními rozdíly, a vyjadřuje tak relativní význam regionálních nerovnoměrností. Meziregionální (B) i vnitroregionální složku (W) lze dále rozložit podle příspěvků jednotek vstupujících do analýzy, tj. podíly těchto jednotek na meziregionální a vnitroregionální složce celkové nerovnoměrnosti i obecně na celkové nerovnoměrnosti a vynést je do mapy (Nosek 2006).

Názorná ukázka dvou extrémních případů relativního významu regionálních nerovnoměrností je představena v tabulce 1. Ačkoliv je celková nerovnoměrnost v obou případech stejná, jak ukazují hodnoty jednotlivých kvartilů, rozložení jevu v rámci regionů je značně rozdílné. V prvním případě jsou regiony z hlediska rozložení jevu uvnitř homogenní a liší se pouze navzájem, což svědčí o 100% meziregionální složce celkové nerovnoměrnosti. Hodnoty jevu u jednotlivců se liší od celkového průměru tedy pouze kvůli tomu, že žijí právě v daném regionu. Pokud neexistuje vnitroregionální diferenciací, celková nerovnoměrnost je shodná s konceptem měření sociálněgeografických nerovnoměrností, kdy je hodnota jevu každého obyvatele ztotožněna s průměrem jeho regionu. Ve druhém případě jsou rozdíly skryty pouze uvnitř regionů, které mají stejné průměrné hodnoty sledovaného jevu. Neexistence regionálních rozdílů (nulová meziregionální složka) znamená, že celková diferenciací je pouze souhrnem vnitroregionálních rozdílů. Relativní význam regionálních rozdílů je tedy evidentně odvislý jednak od úrovně regionálních rozdílů měřených pomocí konceptu sociálněgeografických nerovnoměrností a dále od úrovně celkové diferenciací.

Uvedeným rozkladem Theilova indexu lze sledovat podíly meziregionální složky celkových nerovnoměrností a hodnotit relativní význam regionálních nerovnoměrností, a to na různých měřítkových úrovních. Tímto typem analýz lze odhadnout, jakým způsobem jednotlivé měřítkové úrovně (například okresy, kraje, země) přispívají k celkové nerovnoměrnosti, resp. zjistit, jaký podíl z celkové nerovnoměrnosti lze vysvětlit regionálními rozdíly na dané úrovni. Předvedený způsob rozkladu Theilova indexu však není jediným (Litchfield 1999) a lze ho dále rozvádět. Je zřejmé, že pokud jsou k dispozici údaje za podrobné územní členění, můžeme použít několik hierarchických, vzájemně

Tab. 1 – Ukázka extrémních případů relativního významu regionálních nerovnoměrností

Region	1. extrémní meziregionální složka					2. extrémní vnitroregionální složka				
	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil	4. kvartil	průměr	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil	4. kvartil	průměr
A	10	10	10	10	10	10	20	20	30	20
B	20	20	20	20	20	10	20	20	30	20
C	30	30	30	30	30	10	10	30	30	20
	$B / T_c = 100 \%$					$B / T_c = 0 \%$				

Poznámka: Hodnoty v tabulce mohou představovat například příjmy v tisících Kč.
Zdroj: vlastní schéma

skladebných úrovní regionů a aplikovat postup rozkladu analogicky uvnitř nich. Například při uvažování tří administrativních úrovní: národní (T_{nar}), makroregionální (T_{mak}) a mikroregionální (T_{mik}) je celková nerovnoměrnost rovna diferenciaci na mikroregionální úrovni ($T_C = T_{mik}$) a podíl jednotlivých úrovní na celkové nerovnoměrnosti lze vypočítat dle jednoduchých vzorců:

$$nar = \frac{T_{nar}}{T_C} \times 100; mak = \frac{T_{mak}}{T_C} \times 100; mik = (T_C - T_{nar} - T_{mak}) \times 100.$$

Právě pro takto zaměřený, dle našeho názoru potřebný, výzkum nerovnoměrností je třeba sledovat danou problematiku na co nejpodrobnější úrovni.

3.2 Prostorová autokorelace měřená Moranovým I kritériem

Prostorová autokorelace, neboli korelace jednoho jevu se sebou samým v prostoru, je jedním ze základních aspektů prostorových dat (Spurná 2006, Spurná 2008), který se projevuje statisticky významným uspořádáním hodnot jevu v prostoru. Na prostorovou autokorelaci lze přitom nahlížet jednak jako na problém analýzy prostorových dat, neboť porušuje základní předpoklad mnoha standardních parametrických statistických testů, že jednotlivá pozorování jsou navzájem nezávislá (Robinson 1998), jednak jako na nástroj analýzy (Spurná 2008). Pomocí prostorové autokorelace lze popsat určitou vzájemnou velikostně-prostorovou všesměrnou závislost, což lze využít zejména při určování míry shlukování sledovaného jevu.

Podobnost územních jednotek je zkoumána z hlediska jejich vzájemné vzdálenosti a vyplývá z relativní kontinuity sociálních jevů v prostoru (Nezdařilová 1984). Pokud se vysoké hodnoty proměnné shlukují v některých částech studované oblasti a nízké hodnoty v jiných částech, vykazuje daný jev pozitivní prostorovou autokorelaci. Pokud se vysoké hodnoty nacházejí v těsné blízkosti nízkým hodnotám a naopak, jedná se o negativní prostorovou autokorelaci. Pokud jsou jevy uspořádány tak, že neexistuje žádný vztah mezi blízkými hodnotami, hovoříme o nulové prostorové autokorelaci. Téměř všechna prostorová data přitom vykazují nějakou formu pozitivní prostorové autokorelace (Fotheringham, Brunson, Charlton 2002).

Prostorovou autokorelaci lze měřit několika odlišnými prostorovými autokorelačními statistikami (Cliff, Ord 1973; Anselin 1988). V současnosti je jedním z nejpoužívanějších ukazatelů Moranovo I kritérium, které je definováno vzorcem:

$$I = \frac{k \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k w_{ij} (y_i - y)(y_j - y)}{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k w_{ij} \sum_{i=1}^k (y_i - y)^2},$$

kde k je počet analyzovaných jednotek, y_i značí hodnotu proměnné v jednotce i a y aritmetický průměr sledované proměnné (Cliff, Ord 1973). Jak je vidět, výpočet Moranova I kritéria je velmi podobný Pearsonovu korelačnímu koeficientu, což se týká i interpretace². Důležitou změnou je nutnost zvolení prostorové váhící funkce w_{ij} , pomocí níž jsou vymezeny sousední prostorové jednotky. Různá pojetí operacionalizace prostorové blízkosti mohou přitom vést k odliš-

vážená hodnota proměnné v blízkých jednotkách	nízká – vysoká <i>negativní prostorová autokorelace</i>	vysoká – vysoká <i>pozitivní prostorová autokorelace</i>
	nízká – nízká <i>pozitivní prostorová autokorelace</i>	vysoká – nízká <i>negativní prostorová autokorelace</i>
hodnota proměnné v prostorové jednotce		

Obr. 2 – Moranův diagram. Pojmy „vysoká“ a „nízká“ znamenají u analýzy LISA nadprůměrnou a podprůměrnou hodnotu. Zdroj: Spurná (2008).

identifikaci shluků (*test for cluster*), když jsou vypočítány hodnoty prostorové autokorelace pro každou analyzovanou prostorovou jednotku. Odvodit lze lokální verze všech globálních statistik měřících prostorovou autokorelací (více k tomu Fetiš. Ord 1996). Standardním nástrojem se stala analýza LISA (*local indicators of spatial association*) vyvinutá Anselinem (Anselin 1995), která je lokálním ekvivalentem Moranova I kritéria.

Na základě výpočtu LISA můžeme provést kategorizaci sledovaných jednotek podle typu prostorové autokorelace do čtyř skupin, které odpovídají čtyřem kvadrantům v Moranově diagramu (obr. 2). Prostorové shluky vykazující nadprůměrné hodnoty proměnné v určité jednotce souhlasné s jejím okolím se nalézají v pravém horním (*hot spots*) kvadrantu atd.

Výsledky analýzy LISA mohou být vizualizovány v mapové podobě, přičemž znázornit lze jak statistickou významnost charakteristiky LISA pro jednotlivé územní jednotky, tak samozřejmě uvedenou kategorizaci jednotek se signifikantními hodnotami. Přínosem statistické analýzy LISA je zřetelnější zobrazení oblastí s nadprůměrnými a naopak podprůměrnými hodnotami sledovaného ukazatele než umožňuje metoda kartogramu, která je pouhým vizualizačním prostředkem, včetně statistického zhodnocení tvorby prostorových shluků.

4. Empirické demonstrace

Geografická dimenze společenských nerovnoměrností přiblížená doposud po teoretické a metodologické stránce bude nyní kvantifikována a hodnocena na příkladech s reálnými daty. K hodnocení regionální dimenze společenských ne-

ným výsledkům hodnocení prostorové autokorelace (Spurná 2008). Důležité je upozornit, že samotná velikost Moranova I kritéria neindikuje statistickou významnost prostorové autokorelace, kterou je možné testovat pomocí speciálně konstruovaných testů či dalších alternativních přístupů (Anselin 2003, Goodchild 1987).

Měření prostorové autokorelace pomocí Moranova I kritéria lze považovat za globální analýzu, neboť jedna výsledná hodnota ukazuje na míru prostorové autokorelace či shlukování (*test for clustering*) určité proměnné v celém zkoumaném území, přičemž dochází k zprůměrování možných výrazných územních rozdílů. V současné době dochází k rozvoji lokálních statistik měřících prostorovou autokorelací, které slouží především k vlastní

² Proměnná vykazuje pozitivní, resp. negativní prostorovou autokorelací, pokud je hodnota Moranova I kritéria kladná, resp. záporná, přesněji větší, resp. menší než očekávaná hodnota $I = -1/(n-1)$, kde n je počet analyzovaných jednotek (Fotheringham, Brunson, Charlton 2000). Hodnoty Moranova I kritéria blízké nule poukazují na nulovou prostorovou autokorelací.

rovnoměrností bude použit rozklad Theilova indexu, prostorová dimenze bude analyzována pomocí Moranova I kritéria a navazující analýzy LISA. Aplikace dvou rozdílných metod měřících míru geografických podmíněností společenských nerovnoměrností z jiného pohledu a pomocí odlišného statistického aparátu na stejný datový soubor umožní srovnání obou přístupů včetně posouzení jejich silných a slabých stránek a zejména vzájemné doplňkovosti. Prováděné analýzy si kladou za cíl především po praktické stránce přiblížit souběžné použití uvedených metod včetně společné interpretace nalezených výsledků.

Analyzovány byly tři ukazatele, které byly vybrány tak, aby se lišily z hlediska své komplexity, tj. předpokládaným rozsahem podmiňujících/multiplikačních faktorů a mechanismů ve smyslu relativně významnějších „vnějších“ faktorů u sociálně-ekonomických ukazatelů v porovnání s relativně více „vnitřně“ determinovanými demografickými jevy (Hampl a kol. 1999). Předpokládáme, že míra komplexity analyzovaných dat má vliv na charakter geografické dimenze společenských nerovnoměrností. Použity byly následující charakteristiky uvedené v pořadí podle rostoucí komplexity³: index stáří (IS), podíl vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva (VS) a míra nezaměstnanosti (MN). Datovou základnu všech příkladů tvoří údaje ze SLDB 2001 a Městské a obecní statistiky (MOS) poskytnuté ČSÚ k témuž roku v obecním členění, tedy pro 6 249 jednotek. Data za obce jsou v případě podrobné analýzy geografické dimenze společenských nerovnoměrností v Česku vhodná a v podstatě i nutná, i když stále ne moc často používaná. Při výpočtu Theilova indexu je celková nerovnoměrnost chápána jako nerovnoměrnost mezi obcemi, při měření prostorové autokorelace jsou obce základní územní jednotkou, ze které se tvoří prostorové shluky. U obou metod nemá použití větších územních jednotek jako základní řádovostní úroveň z hlediska zkoumaného cíle dle našeho názoru smysl.

Pro hodnocení regionální dimenze společenských nerovnoměrností pomocí rozkladu Theilova indexu je dále nutné definovat jednotlivé regionální úrovně, do kterých budou data za obce agregována, a které budou tedy z hlediska míry vlivu na celkovou nerovnoměrnost posuzovány. Je přitom zřejmé, že sledování regionálních rozdílů je do velké míry závislé na vymezení územních jednotek a odlišná regionalizace nepochybně výrazně ovlivňuje interpretované výsledky. Protože se snažíme postihnout sociálněekonomickou diferenciaci, tak kromě dvou administrativních úrovní – okresy (77), kraje (14) – používáme také sociálněgeografické regiony (144). Právě při použití sociálněgeografických regionů, které jako jediné nejsou skladebné do ostatních regionálních úrovní, předpokládáme vzhledem ke způsobu jejich vymezení především na základě denní dojížděky do zaměstnání (Hampl 2005) nižší míru regionální dimenze sledovaných nerovnoměrností než u okresů, a to i přes jejich téměř dvojnásobnou četnost. Analýza prostorové dimenze společenských nerovnoměrností není závislá na předem definovaných regionech, na druhou stranu je však ovlivněna volbou vázícího schématu. Pro možnost porovnání získaných výsledků bylo jednotně zvoleno vázící schéma s mezní vzdáleností 10 km, které dle zkušenosti autorů nejlépe odpovídá charakteru regionální struktury Česka (Spurná 2006, 2008). Výpočet rozkladu Theilova indexu do tří regionálních úrovní pro tři zkoumané proměnné je uveden v tabulce 2, výsledky analýzy LISA včetně hodnoty Moranova I kritéria jsou znázorněny na obrázku 3.

Při prvním pohledu na výsledky rozkladu Theilova indexu i prostorové autokorelace je patrné, že geografická dimenze studovaných charakteristik není

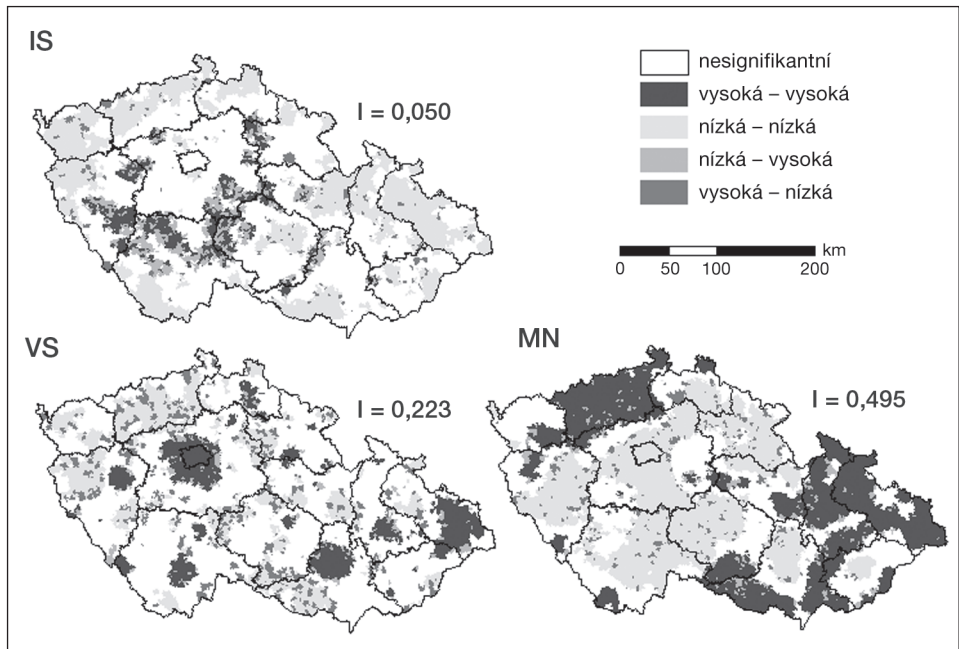
³ Míry komplexity byly odvozeny ze statistických distribucí sledovaných charakteristik (obdobně viz Hampl 1998, s. 45).

Tab. 2 – Rozklad Theilova indexu pro vybrané charakteristiky

Region	Podíl regionální složky na meziobecní diferenciaci		
	IS (%)	VS (%)	MN (%)
Sociálněgeografické regiony	34,09	50,68	79,42
Okresy	38,39	65,92	80,14
Kraje	27,18	46,43	62,61
Celková nerovnoměrnost	100	100	100

Zdroj: vlastní výpočet; SLDB 2001 a MOS 2001

Poznámka: Celková nerovnoměrnost je chápána jako nerovnoměrnost mezi obcemi. Sociálněgeografické regiony nejsou skladebné do ostatních uvedených regionů. Proměnná IS značí index stáří, VS podíl vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva a MN míru nezaměstnanosti.



Obr. 3 – Kategorizace jednotek dle výsledků analýzy LISA pro vybrané charakteristiky. IS – index stáří, VS – vysokoškolsky vzdělané obyvatelstvo, MN – míra nezaměstnanosti. Statistická významnost vypočtených hodnot zamítající nulovou hypotézu o neexistenci prostorové autokorelace byla ověřena pomocí permutační procedury v rámci programu GeoDa (Anselin 2003), když všechny hodnoty byly shledány jako statisticky významné na hladině významnosti 1 %. Zdroj: výpočet v programu GeoDa 0.9.5-i (Beta)⁴.

zanedbatelná. I v případě geograficky nejméně podmíněné charakteristiky, indexu stáří, dosahuje podíl krajské složky více než 25 %. Hodnoty meziregionální složky celkové nerovnoměrnosti a Moranova I kritéria pro vybrané charakteristiky spolu korespondují. Nejvyšší hodnoty byly získány v obou pří-

⁴ GeoDa 0.9.5-i (Beta) je volně dostupný software pro prostorové explorační analýzy včetně analýz prostorové autokorelace vyvinutý Anselinem (Anselin 2003, Anselin a kol. 2004). Bližší informace viz oficiální internetové stránky o programu: <https://www.geoda.uiuc.edu/>.

padech pro míru nezaměstnanosti, což svědčí o velké regionální i prostorové podmíněnosti tohoto jevu. Analýza LISA rozkrývá tuto dimenzi na lokální úrovni. U všech studovaných charakteristik mohou být pozorovány zřetelné prostorové shluky (obr. 3), které nepřímou dokládají důležitost prostorového rozměru celkové nerovnoměrnosti. Výsledky analýzy LISA odpovídají zjištěným závěrům o míře regionální i prostorové podmíněnosti, což je patrné na množství identifikovaných prostorových shluků. Obě metody potvrdily předpoklad o vzrůstajícím významu geografické složky nerovnoměrnosti s rostoucí komplexitou ukazatele. Pomocí rozkladu Theilova indexu byl také částečně potvrzen předpoklad, že s rostoucí komplexitou se podstatnější část diferenciací resp. jejího relativního významu posouvá směrem k vyšším měřítkovým úrovním. V případě indexu stáří může být největší část diferenciací připsána rozdílu mezi obcemi uvnitř okresů (cca 60 %), oproti tomu u podílu vysokoškolsky vzdělaných osob a míry nezaměstnanosti může být největší část diferenciací vysvětlena rozdíly mezi krajskými průměry (cca 45 % a 60 %).

Mimo krajskou a okresní úroveň byly analýzy provedeny doplňkově také na úrovni sociálněgeografických regionů. Výhodou uvažování sociálněgeografických regionů je jejich přesnější vymezení z hlediska vztahové uzavřenosti sociálněgeografických procesů. Výsledky jsou srovnatelné s okresní úrovní, jen v případě podílu vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva se tato úroveň výrazněji odlišuje, což je pravděpodobně způsobeno zahrnutím suburbii v zázemí velkých měst. Tento předpoklad může být částečně ověřen již při letném pohledu na výsledky analýzy LISA (obr. 3), kdy můžeme pozorovat nejvýraznější shluky právě v okolí Prahy a několika dalších významných krajských měst.

5. Závěr

Výzkum nerovnoměrností ve společnosti je nosným tématem mnoha vědních disciplín, mezi nimiž hraje geografie významnou roli. Studium regionálních rozdílů, jejich příčin a důsledků, patří k tradičním tématům geografického výzkumu. Impulsem pro výzkum sociálněgeografické diferenciací v Česku se stalo razantní zvýšení regionálních nerovnoměrností v postkomunistickém období (Blažek 2002). Přímo na hodnocení vývoje regionálních rozdílů v Česku jsou zaměřeny například práce Štíky (2002, 2004) či Blažka (1996) a Blažka a Csanka (2007). Deskriptivní analýzy regionálních rozdílů pak produkuje Český statistický úřad (např. ČSÚ 2004a, 2004b).

Vzhledem ke skutečnosti, že společnost velmi citlivě vnímá jakékoliv změny týkající se nerovnoměrností v distribuci sociálněekonomických jevů a zejména materiálního bohatství, se jedná o problematiku důležitou a neustále aktuální, která si zasluhuje pozornost. Směr geografického výzkumu v tomto směru přibližuje Blažek (1996), který uvádí, že při studiu regionální problematiky je nejdůležitější poznání dvou základních typů otázek. Prvním typem jsou otázky týkající se příčin nerovnoměrného vývoje regionů odvislé od koncentračních, kumulativních a selektivních resp. nivelizačních procesů a mechanismů. Druhým typem otázek je možnost tento vývoj ovlivňovat, čili formulovat regionální politiku v nejširším slova smyslu. Je přitom zřejmé, že odpovědět na tyto zásadní otázky nelze bez vlastního měření regionálních rozdílů a odhalování jejich geografických podmíněností, jinými slovy bez zkoumání geografické dimenze společenských nerovnoměrností.

Předložený článek se zaměřuje po metodologické stránce na analýzu regionálních rozdílů včetně identifikace míry jejich geografických podmíněností.

Poukázáno bylo na některé základní odlišnosti v pojetí geografické dimenze společenských nerovnoměrností. Místo obvyklých přístupů k hodnocení regionálních rozdílů byl použit koncept relativního významu geografických nerovnoměrností, který dle našeho názoru přináší nové a prakticky relevantní informace. K analýze regionální dimenze byla přitom použita metoda rozkladu Theilova indexu, prostorová dimenze byla zkoumána pomocí metod prostorové autokorelace, přesněji Moranova I kritéria a analýzy LISA. Použití uvedených metod na stejný datový soubor umožnilo zhodnotit jejich přínos a zejména jejich vzájemnou doplňkovost. Přestože se každá z nich zaměřuje na jiný aspekt zkoumané problematiky, získané výsledky se vzájemně doplňují a poskytují nový pohled na studium sociálněgeografické diferenciace. Hlavní závěry týkající se aplikace uvedených metod při výzkumu geografické dimenze společenských nerovnoměrností jsou shrnuty v následujících bodech:

- Theilův index i Moranovo I poskytují podobnou informaci o relativním rozměru geografické nerovnoměrnosti, a to přesto, že se přednostně zaměřují na rozdílné aspekty studované diferenciace.
- Obě představené metody vykazují podstatné metodické rozdíly a jsou vhodné v rozlišných situacích. K výpočtu Theilova indexu a jeho rozkladu je nutné mít předem definované regiony, zatímco prostorová autokorelace vytváří své vlastní jednotky, „skutečné“ prostorové shluky. Pro výpočet Theilova indexu nejsou nezbytně nutná data na obecní úrovni a pro vyčíslení celkové diferenciace může být použito i dat bez geografického rozměru (například příjmová stratifikace).
- Velkým přínosem prostorové autokorelace je lokální statistika LISA, která pomáhá odhalit lokálně specifické prostorové shluky. Oproti tomu, rozklad Theilova indexu je silnější v podobě globální statistiky. Relativní rozměr regionální nerovnoměrnosti v případě rozkladu Theilova indexu je relativně jednoduše představitelný, zejména však vyjadřuje podíl regionální složky na celkové diferenciaci relativně exaktně. Naopak prostorová autokorelace spíše vypovídá o tom, zda nějaká geografická dimenze vůbec existuje. Jinými slovy, prostorová autokorelace odpovídá spíše na otázky ANO/NE, KDE a JAK, zatímco Theilův index a jeho rozklad spíše na otázky ANO/NE, KTERÁ ÚROVEŇ, a KOLIK.
- Empirická analýza ukázala postupný nárůst podílu geografické složky na celkové diferenciaci s rostoucí komplexitou studované charakteristiky. Nejnižších podílů bylo dosaženo v případě demografických charakteristik, nejvyšších naopak v případě komplexně podmíněných charakteristik (míra nezaměstnanosti). Se vzrůstající komplexitou dochází také k posunu diferenciace a její geografické složky na vyšší měřítkovou úroveň.

Autoři jsou přesvědčeni, že síla představených metod spočívá především ve vzájemné kombinaci. Kombinované použití těchto v Česku málo využívaných metod otevírá nové možnosti ve výzkumu nerovnoměrností, specificky při snaze o nalezení a kvantitativní vyjádření jejich geografické dimenze.

Literatura:

- ANSELIN, L. (1988): Spatial econometrics: Methods and models. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 284 s.
- ANSELIN, L. (1995): Local Indicators of Spatial Association – LISA. Geographical Analysis, 27, č. 2, s. 93–115.

- ANSELIN, L. (2003): An Introduction to Spatial Autocorrelation Analysis with GeoDa. Spatial Analysis Laboratory, Urbana, <https://geoda.uiuc.edu/pdf/spauto.pdf>, (18. 12. 2005), 20 s.
- ANSELIN, L., SYABRI, I., KHO, Y. (2004): GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis. Spatial Analysis Laboratory, Urbana, <https://geoda.uiuc.edu/pdf/geodaGA.pdf> (18. 12. 2005), 18 s.
- BLAŽEK, J. (1996): Meziregionální rozdíly v České republice v transformačním období. Geografie—Sborník ČGS, 99, č. 4, s. 225–233.
- BLAŽEK, J. (2002): Regionální rozvoj a regionální politika – obecné problémy a specifika ČR v období transformace. Habilitační práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK, Praha, nestr.
- BLAŽEK, J., UHLÍŘ, D. (2002): Teorie regionálního rozvoje – nástin, kritika, klasifikace. Karolinum, Praha, 211 s.
- BLAŽEK, J., CSANK, P. (2007): Nová fáze regionálního rozvoje v ČR? Sociologický časopis/ Czech Sociological Review, 43, č. 5, s. 945–965.
- BOURGUIGNON, F. (1979): Decomposable Income Inequality Measures. *Econometrica*, 47, č. 4, s. 901–920.
- CLIFF, A. D., ORD, J. K. (1973): Spatial autocorrelation. Pion, London, 178 s.
- COWELL, F. A. (1977): Measuring Inequality. Philip Allen, Oxford, 193 s.
- ČSÚ (2004a): Analýza regionálních rozdílů v ČR v letech 1995–2004: Ekonomická úroveň. www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/publ/1370-04-v_letech_1995_2004, (22. 8. 2006).
- ČSÚ (2004b): Vývoj příjmů a spotřebních vydání v regionálním pohledu. In: Analýza cenového vývoje, vývoje příjmů a spotřebních vydání domácností v letech 1993 až 2003; [www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/5B00346B3D/\\$File/T5.pdf](http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/5B00346B3D/$File/T5.pdf), (22. 8. 2006).
- DOSTÁL, P., HAMPL, M. (2004): Geography of post-communist transformation and general cycle of regional development: Experiences of the Czech Republic in a global context. *European Spatial Research and Policy*, 11, č. 1, s. 7–29.
- FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C., CHARLTON, M. (2000): Quantitative geography – Perspectives on spatial data analysis. SAGE Publications, London, 270 s.
- FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C., CHARLTON, M. (2002): Geographically Weighted Regression – the Analysis of Spatially Varying Relationships. John Wiley & Sons, London, 269 s.
- GETIS, A., ORD, J. K. (1996): Local spatial statistics: an overview. In: Longley, P., Batty, M. (ed.): Spatial analysis: Modelling in a GIS environment, GeoInformation International, Cambridge, s. 261–277.
- GOODCHILD, M. F. (1987): Spatial autocorrelation (CATMOG 47). Geo Books, Norwich, 56 s.
- HAMPL, M. (1998): Realita, společnost a geografická organizace: hledání integrálního řádu. PřF UK, Praha, 110 s.
- HAMPL, M. et al. (1999): Geography of Societal Transformation in the Czech Republic. Charles University in Prague, Faculty of Science, Prague, 242 s.
- HAMPL, M. (2005): Geografická organizace společnosti v České republice: transformační procesy a jejich obecný kontext. Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Praha, 147 s.
- LITCHFIELD, J. A. (1999): Inequality: Methods and Tools. Text pro World's Bank Web Site on Inequality, Poverty, and Socio-economic Performance, <http://www.worldbank.org/poverty/iequal/index.htm>, (19. 8. 2007), 16 s.
- MOLLE, W. (1997): The Economics of European Integration (theory, practice, policy). Ashgate, Aldershot, 415 str.
- NEZDÁŘILOVÁ, E. (1984): Metody kvantitativní analýzy v geografii – se zaměřením na metody regrese a korelace. Diplomová práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK, Praha, 172 s.
- NOSEK, V. (2006): Regionální podmíněnosti společensko-ekonomické diferenciacie v Česku. Diplomová práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK, Praha, 95 s.
- NOVOTNÝ, J. (2007): On the measurement of regional inequality: does spatial dimension of income inequality matter? *The Annals of Regional Science*, 41, č. 3, s. 563–580.
- NOVOTNÝ, J., NOSEK, V. (2007): Regionální dimenze sociálně-ekonomických nerovností v Česku: pojetí, měření, empirie. In: Česká geografie v evropském prostoru (CD) – Sborník příspěvků z XXI. sjezdu České geografické společnosti, České Budějovice 30. 8.–2. 9. 2006.

- RAWLS, J. (1971): *A Theory of Justice*. MA: Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge, 560 s.
- ROBINSON, G. M. (1998): *Methods and techniques in human geography*. John Wiley&Sons, London, 556 s.
- SHORROCKS, A. F. (1982): The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes. *Quarterly Journal of Economics*, 98, č. 2, s. 311–326.
- SHORROCKS, A. F. (1984): Inequality Decomposition by Population Subgroups. *Econometrica*, 52, č. 6, s. 1369–1385.
- SHORROCKS, A. F., WAN, G. (2005): Spatial decomposition of inequality. *Journal of Economic Geography*, 5, č. 2, s. 59–81.
- SPURNÁ, P. (2006): Současné trendy v kvantitativní analýze geografických dat se zaměřením na využití metody geograficky vážené regrese. Diplomová práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK, Praha, 150 s.
- SPURNÁ, P. (2008): Prostorová autokorelace – všudypřítomný jev při analýze prostorových dat? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 44, č. 4, s. 271–294.
- ŠTIKA, R. (2002): Vývoj meziregionálních rozdílů v českých zemích od roku 1918. Magisterská práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK, Praha, 118 s.
- ŠTIKA, R. (2004): Regionální rozdíly v Česku v 90. letech v kontextu novodobého vývoje. *Geografie–Sborník ČGS*, 109, č. 1, s. 15–27.
- THEIL, H. (1979): World Income Inequality and its Components. *Economic Letters*, 2, č. 1, s. 99–102.
- Výsledky Sčítání lidu, domů a bytů 2001 (SLDB 2001). ČSÚ, Praha.
- Výsledky Městské a obecní statistiky v roce 2001 (MOS 2001). ČSÚ, Praha.

S u m m a r y

APPROACHES TO MEASURING THE RELEVANCE OF GEOGRAPHICAL DIMENSION OF SOCIETAL INEQUALITIES

The aim of this article is to present the relatively new possibilities in inequality research to the Czech professional community. Two different methodical approaches to societal inequalities and specifically to their geographical dimension are introduced, i.e. Theil index decomposition and spatial autocorrelation. These methods, often used abroad but very scarcely in Czechia, are examined both theoretically and empirically based on selected data. A more detailed methodical knowledge of both methods is, according to the authors, very important and necessary for their correct interpretation and suitable use.

Theil index is mainly used as a method for only quantifying the absolute value of inequality. However, its great merit is its capacity of decomposition into the within-group and between-group components. The proportion of the between-group component and the total value of Theil index can serve for quantifying the relative relevance of differences between groups for the total inequality. If we define these groups as regions, Theil index decomposition can help us to estimate the relative relevance of regional differences for the total differentiation. The method of spatial autocorrelation is currently used for measuring the level of spatial clustering in general and for identification of spatial clusters in a territory. These spatially detailed results can be used to compute local variants of spatial autocorrelation, for instance LISA. Global statistics of spatial autocorrelation (here Moran's I criterion) express then the rate of clustering of a chosen phenomenon in the territory by just one value, which can indirectly indicate the relative importance of space when assessing the differentiation of the monitored phenomenon. When using spatial autocorrelation, data do not have to be organized in a predefined regional structure, which is necessary when using Theil index decomposition. In general, we can distinguish the importance of spatial (measured by spatial autocorrelation) and of regional dimension (measured by Theil index decomposition) of societal inequalities.

Besides methodical issues, the authors tried to show the practical utilization of both methods on three different data sets differentiated to their alleged complexity (age preference index, share of university educated population and unemployment rate). Different types of data sets were selected because the authors expected that the nature of analysed data could highly affect results. As very detailed spatial units are needed for both Theil index decomposition and, especially for spatial autocorrelation, the data were analysed on

the municipal level. For calculating Theil index decomposition, two Czech administrative levels (NUTS3 and NUTS4) and socio-geographical regions (constructed according to Hampel 2005) were used.

As it was expected, the results obtained by Theil index decomposition and by spatial autocorrelation corresponded very well. In both cases, we can observe above all correlation of the level of relative importance of geographical inequalities and of their complexity. The highest values were obtained in both cases for the complexly conditioned unemployment rate, the lowest one, on the contrary, for demographic characteristics of age index. In case of unemployment rate, almost two thirds of the overall inequality can be attributed to differences between districts. Local analysis LISA helped to identify locally specific contributions to the level Moran's I criterion and thus to reveal other details on spatial dimension of societal inequalities.

The most important conclusions are (i) interdependence and complementarity of studied methods in the context of relative geographical dimension of societal inequalities and specifically in their spatial and regional dimension, (ii) specific appropriateness of spatial autocorrelation to answer questions such as WHERE and HOW and of Theil index decomposition to answer questions such as WHICH LEVEL and HOW MUCH and from the empirical point of view, (iii) the progressive increase of the share of geographical component on the total differentiation proportionally to the increasing complexity of the studied phenomenon.

Fig. 1 – Relative relevance of a geographical inequality; Source: own schema. Left above: relative relevance of geographical inequalities. Right above: relative regional inequality (measuring the relevance of the regional dimension of societal inequalities, e.g. share of regional level on the total inter-municipal differentiation). Bottom: relative spatial inequality: measuring the relevance of spatial dimension of societal inequalities, e.g. level of clustering of general characteristics in space.

Fig. 2 – Moran's diagram. Source: Spurná (2008). Note: The terms "high" and "low" in case of LISA analysis mean below-average and above-average values. Axis x – level of the variable in the spatial unit, axis y – weighted value of the variable in near units. Left above: low – high, negative spatial autocorrelation, right above: high – high, positive spatial autocorrelation, left below: low – low, positive spatial autocorrelation, right below: high – low, negative spatial autocorrelation.

Fig. 3 – Categorization of units according to the LISA analysis for chosen characteristics. Source: computation in GeoDa 0.9.5-i (Beta). Note: Statistical significance of values rejecting the null hypothesis about spatial autocorrelation non-existence were verified by the permutation procedure in GeoDA (Anselin 2003), all values were assessed as statistically significant on the 1% level. IS means age preference index, VS share of university educated, and MN unemployment rate. In key from above: non-significant, high – high, low – low, low – high, high – low.

Autoři jsou postgraduálními studenty katedry sociální geografie a regionálního rozvoje Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, Albertov 6, 128 43 Praha 2; e-mail: spurna@natur.cuni.cz, noseck6@natur.cuni.cz.

Do redakce došlo 9. 12. 2008